

国・都道府県レベルにおける歳入・歳出構造について

瀧本, 太郎
九州大学大学院経済学研究院

坂本, 直樹
東北文化学園大学総合政策学部

<https://hdl.handle.net/2324/20008>

出版情報：経済学研究院ディスカッション・ペーパー, 2011-08. Faculty of Economics, Kyushu University
バージョン：
権利関係：

国・都道府県レベルにおける歳入・歳出構造について^{*1}

瀧本 太郎^{*2} 坂本 直樹^{*3}

2011年8月

要旨

本稿では、わが国の財政データを用いて、国と都道府県における歳入と歳出の構造に関する因果性分析を行った。その結果、国レベルでは、歳入と歳出の間に長期・短期、名目・実質・GDP比データを問わず institutional separation 仮説が支持され、都道府県レベルでは、名目データについては短期的に fiscal synchronization 仮説が、経済成長の影響を考慮した GDP 比データについては短期・長期ともに spend-tax 仮説が支持された。

JEL classification: H50, H72

Keywords : Tax-spend debate, central and local governments, Granger causality, error correction model

1 はじめに

1980年代のアメリカの財政赤字を契機として、政府における歳入と歳出の因果関係に関する実証研究が蓄積されてきた。ここでは、歳入と歳出の間の因果性の有無と方向に関する4つの仮説について、その妥当性が統計的に検証されている。この一連の研究は、government expenditure-government revenue nexus (Joulfaian and Mookerjee (1990)) または tax-spend debate (Payne (1998)) と呼ばれる。

財政赤字を抱える政府は、歳入と歳出のどちらのコントロールを重視して財政再建を進めるかの選択に迫られる。tax-spend debate は財政赤字を生み出す歳入と歳出の長期的な関係性に着目し、この問題に対して実証的示唆を与えるものである。例えば、歳入から歳

^{*1}本稿は2011年度日本応用経済学会春季大会における報告を加筆・修正したものである。座長の田中廣滋氏(中央大学)、討論者の溜川健一氏(明治大学)ほか、参加者の方々から貴重なコメントをいただいた。また、九州大学応用経済学ワークショップにおいても参加者の方々から有益なコメントをいただいた。なお、瀧本は日本学術振興会科学研究費補助金若手研究(B)(22730180)からの助成を受けている。ここに記して感謝申し上げます。

^{*2}連絡担当者：九州大学大学院経済学研究院，福岡市東区箱崎6-19-1(E-mail: takimoto@en.kyushu-u.ac.jp)。

^{*3}東北文化学園大学総合政策学部，仙台市青葉区国見6-45-1(E-mail: nsakamo@pm.tbgu.ac.jp)。

出への因果性があり、その影響が正である場合は、単なる増税による財政再建は適切な方法ではないと思われる。

初期の tax-spend debate が対象としたのは、財政赤字が深刻化する 1980 年代のアメリカであったが、その後の研究ではアメリカ以外の国々にも対象を広げていった。政府レベルについては、国を対象とするものと地方を対象とするものの両方が存在する。さらに、分析手法については、Granger の因果性検定の適用をベースとしながらも、研究ごとに対象とする国、政府レベル、分析方法、時系列モデルの定式化、データの集計方法、対象期間等に違いが見られる。このように分析に関して多様性があることから、tax-spend debate に関する先行研究は多数に及ぶ。

わが国では、地方分権論の高まりを背景として、1990 年代から地方財政を対象とした歳入と歳出の因果関係に関する実証研究が行われるようになった。これらの研究は、わが国の財政システムが集権的であるか分権的であるかを明らかにしようとしていることと、国と地方の財政関係に着目し歳入を項目別（地方税、地方交付税等）に分割して分析していることを特徴としている。また、高橋 (2008) や近藤 (2010) のようにパネルデータ分析を行ったものもある。一方、国家財政を対象としたものとしては、Ihori et al. (2001), Doi and Ihori (2002, 2009) のように、国家財政と地方財政の関係を動学ゲームで表現して、そこから導かれる変数間の因果関係を実証するという手法をとった研究があるほか、平井・野村 (2001) や平井 (2010) のように誤差修正モデルを当てはめて短期と長期の因果関係を分析した研究がある。

ところで、先行研究では、歳入変数と歳出変数として、名目データ、実質データ、GDP 比データがよく用いられている。海外では、インフレーションを考慮する場合には実質データが用いられ、経済成長の影響を考慮する場合には GDP 比データが用いられている。一方、Baghestani and McNown (1994) は、政治家が関心を持つ、あるいは、政治的な議論において焦点となる名目データを用いて分析することが適切であるとしている。したがって、政府の歳入と歳出に関する意思決定の構造を捉えようとする場合には、名目データを用いた因果性分析を行う必要があるように思われる。しかしながら、わが国では、都道府県財政に関して名目データを用いて因果性分析を行った研究はあるものの、国家財政に関する同様の研究は見当たらないようである。

そこで、本稿では、わが国の国家財政（以下、国レベル）と集計した都道府県財政（以下、都道府県レベル）の両者を対象とし、わが国の政府の歳入と歳出に関する意思決定の構造を明らかにすることを目的として、名目データを用いた歳入と歳出に関する因果性分析を行う。さらに、実質データと GDP 比データを用いた同様の分析も行い、名目データを用いた分析結果と比較する。分析手法としては、歳入と歳出に対してそれぞれ単位根検定と共和分検定を行い、各変数のデータ生成過程 (data generation process, DGP) を明らかにした上で、Granger の因果性検定を行うという手順を採用する。

本稿の構成は、以下のとおりである。第2節では、tax-spend debate に関する先行研究を整理する。第3節では名目データによる実証分析を行い、第4節では実質データとGDP比データによる分析を行う。第5節ではまとめと今後の課題について述べる。

2 先行研究と本稿の位置付け

tax-spend debate は、政府における歳入と歳出の間の因果性の有無と方向に関する4つの仮説について、その妥当性を統計的に検証することを目的とし、対象とする国、政府レベル、分析方法、時系列モデルの定式化、データの集計方法、対象期間等による違いから多数の先行研究がある。ここでは、tax-spend debate における4つの仮説について説明し、1980年から2002年までの包括的なサーベイであるPayne (2003)の要点を整理した上で、先行研究のレビューを海外と国内に分けて行い、本稿の位置付けを明確にする。

2.1 4つの仮説

tax-spend debate において検証される仮説は、歳入から歳出への因果性がある場合に対応する tax-spend 仮説、歳出から歳入への因果性がある場合に対応する spend-tax 仮説、歳入と歳出の間に両方向の因果性がある場合に対応する fiscal synchronization 仮説、歳入と歳出の間に因果性がない場合に対応する institutional separation 仮説の4つである。どの仮説が支持されるかを明らかにすることは、財政再建に対する示唆を与えるとともに、政府の歳入と歳出に関する意思決定の構造を解明することにもつながる。ここでは、これら4つの仮説について説明する。

2.1.1 歳入から歳出への因果性がある場合

1つ目は、歳入が変化することにより歳出が変化するという tax-spend 仮説である。この仮説は、歳入から歳出への Granger の意味での因果性が観察されることによって支持される。この仮説の理論的背景としては、Buchanan and Wagner (1977) と Friedman (1978) があり、両者は理論に対応する因果の方向は同じであるものの、影響の正負は異なる。

Friedman (1978) は、財政赤字を減少させることを目的とした増税はかえって歳出を増加させるだけであるという議論を展開した。彼の主張が正しいとすれば、歳入(税収)から歳出への因果性があり、その影響は正となる。

一方、Buchanan and Wagner (1977) は、政府が直接税以外の手段(間接税や公債)で資金調達するウェイトが増すと、投票者に財政錯覚(fiscal illusion)を生じさせ、公共サービスの単位あたり費用負担(租税価格)を低く知覚させるとした。したがって、直接税の

増税による歳入の増加は、投票者が知覚する租税価格を上昇させるため、歳出が減少することになる。このように、Buchanan and Wagner (1977) のいう財政錯覚があるならば、歳入 (税金) から歳出への因果性があり、その影響は負となるかもしれない。

したがって、Payne (2003) が指摘するように、tax-spend 仮説が支持される場合には、歳入 (税金) から歳出への影響が正であるか負であるかを明らかにすることにより、どちらの理論が妥当するかを確認する必要がある。

2.1.2 歳出から歳入への因果性がある場合

2つ目は、政府があらかじめ歳出を決定した後で、その計画を実行するために必要な歳入を調整するという spend-tax 仮説である。この仮説は、歳出から歳入への Granger の意味での因果性が観察されることによって支持される。この仮説の理論的背景としては、Barro (1979) と Peacock and Wiseman (1979) がある。

Barro (1979) は、公債の中立命題を議論する中で、人々が公債発行による歳出の増加を将来の増税と認識して合理的に行動すると想定した。人々がこのように行動するならば、歳出から歳入 (税金) への因果性が観察されることになる。

一方、Peacock and Wiseman (1979) は、戦争等の危機的状況に際して歳出が一時的に増加すると、平時に戻っても歳出は元の水準に戻らず、その財源が恒常的な増税により手当てされることを主張した。彼らの主張も、歳出から歳入 (税金) への因果性を支持するものである。

2.1.3 歳入と歳出の間に両方向の因果性がある場合

3つ目は、歳入と歳出の間に両方向の Granger の意味での因果性が観察される場合に対応し、歳入と歳出が同時に決定されるという fiscal synchronization 仮説である。この仮説の理論的背景として挙げられるのは、Musgrave (1966) と Meltzer and Richard (1981) である。Musgrave (1966) は、政府が社会的欲求 (social wants) を充足させるとき、そのために充てられる財源の機会費用を考慮する必要があると主張している。また、Meltzer and Richard (1981) は、中位投票者モデルを用いて、政府規模の決定要因を理論的に探り、所得格差の拡大が政府規模を拡大すること等を明らかにしている。

一方、von Furstenberg et al. (1986) は、fiscal synchronization 仮説について、パレート効率的な政策が決定されるか、または、公共選択論における集合的選択により政策が決定されるかに関わらず、歳出の変化と歳入の変化が同時に起こりバランスすることであると説明している。また、彼らは、同仮説について、Barro (1979) の tax-rate smoothing model を適用して、現在価値レベルで歳入と歳出が同時決定するという解釈も与えている。

しかしながら，Granger の因果性は，歳出（歳入）の過去の値を用いることにより歳入（歳出）の予測が改善されるかどうかに基づいて定義されることから，上記の同時決定の議論と直接的に対応しているかどうかに関しては注意を要する．

2.1.4 歳入と歳出の間に因果性がない場合

最後は，歳入と歳出の間に Granger の意味での因果性が観察されない場合に対応する institutional separation 仮説である．Baghestani and McNown (1994) はアメリカを対象として歳入と歳出の間に Granger の意味での因果性が観察されないことを示し，これに対応する仮説として，政府における予算配分と課税の機能が制度的に分離しているとする institutional separation 仮説を提案した．

Baghestani and McNown (1994) 等の先行研究では，この仮説の理論的背景として，Wildavsky (1964, 1988) を挙げている．Wildavsky (1964, 1988) は政治学ないしは行動科学の立場からアメリカの予算編成過程を研究し，予算編成においてその手続きを簡略化するために前年度までの実績をもとに予算を少しずつ上積みしていく増分主義 (incrementalism) を主張している．わが国においては，野口他 (1977) が歳入と歳出の構造方程式を推定することにより，わが国の予算編成過程において増分主義が妥当することを明らかにしている．

2.2 Payne (2003) によるサーベイ

tax-spend debate に関する包括的なサーベイとしては Payne (2003) があり，1980 年から 2002 年までの 55 論文を対象としている．このサーベイの要点は以下のとおりである．なお，詳細は同論文を参照されたい．

1. 主要な欧米諸国を対象とした研究が多く，環太平洋諸国（アメリカを除く），中東諸国，移行経済諸国を対象とした研究は少ない．
2. Granger の因果性検定が適用されている．初期の研究では歳入と歳出からなる二変量の VAR モデルが用いられたが，その後のいくつかの研究では omitted variable bias に対応するため，歳入と歳出に GDP 等を加えた多変量の VAR モデルの推定が行われるようになった．1980 年代後半からは，データの非定常性を考慮して，二変量・多変量の誤差修正モデルの推定が行われるようになった．
3. 政府の意思決定に影響を与えるような regime shift を考慮した研究が少ない．また，特定の国を対象とした研究の中で，制度的要因や予算編成過程に関する詳細な議論をしているものが少ない．

4. 地方レベルを対象とする場合，制度・法律による財政赤字の抑制および上位政府からの補助金を考慮すべきである．

2.3 海外の先行研究

2002年以降の海外の先行研究は表1のようにまとめられる．Narayan (2005) は，アジア諸国（インド，インドネシア，マレーシア，ネパール，パキスタン，フィリピン，スリランカ，タイ，シンガポール）を対象として，政府の歳入と歳出に関して因果性分析を行い，国によって異なる結果を得ている．これに対して，Chang and Chiang (2009) は，OECDに加盟する15ヶ国（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，アイルランド，イタリア，韓国，オランダ，スイス，イギリス，アメリカ）を対象としたパネル分析を行い，fiscal synchronization 仮説を支持する結果を得ている．

分析手法に関して最近の研究では，TAR (Threshold Autoregressive) モデルと MTAR (Momentum Threshold Autoregressive) モデルを適用して，長期均衡への非対称な調整過程を考慮した分析が行われている．例えば，Ewing et al. (2006)，Payne et al. (2008)，Young (2009)，Zapf and Payne (2009)，Saunoris and Payne (2010) がある．このうち，Ewing et al. (2006) ではアメリカ，Saunoris and Payne (2010) ではイギリスを対象として，歳入と歳出が長期均衡に向けて非対称に調整されることが示されている．

Payne (2003) は tax-spend debate において regime shift を考慮した研究が少ないとしているが，Payne et al. (2008) はトルコを取り上げ，Gregory and Hansen (1996) に基づいて構造変化も考慮した分析を行い，非対称性は確認できなかったが tax-spend 仮説を支持する結果を得ている．一方，Saunoris and Payne (2010) は，Zivot and Andrews (1992) による単位根検定を採用し構造変化を考慮した上で，イギリスでは spend-tax 仮説が成り立っているとしている．

地方レベルを対象とした研究としては，Zapf and Payne (2009) と Westerlund et al. (2009) があり，どちらもアメリカの州政府と地方政府を対象としている．前者は TAR モデルと MTAR モデルを適用して歳入と歳出の長期均衡への調整過程が対称であり，spend-tax 仮説が成立していることを明らかにしている．後者は実質化した一人当たりのデータを用いてパネル分析を行い，補助金や債務残高等の歳入と歳出以外の変数も考慮している．この研究では，長期，短期ともに tax-spend 仮説を支持する結果が得られており，歳入制約の下で歳出の意思決定がなされているとの解釈を与えている．

表1を挿入

2.4 わが国の先行研究

次に、国内の先行研究のサーベイを行う。その要約は表2, 3のとおりである。ただし、本稿と関係のある結論に絞ってまとめている。

表2, 3をみると、わが国では、国レベルよりも地方レベルを対象とした研究が多いことがわかる。Payne (2003) は地方レベルを対象とする場合には補助金や地方債を考慮する必要性があることを指摘しているが、わが国の多くの研究でもこれらを考慮した分析が行われている。最近の研究では、近藤 (2010) が、歳入サイドの変数として地方税のほか、地方交付税、国庫支出金、地方債を用い、歳出サイドの変数として歳出総額を用いて、都道府県パネルデータにより五変量 VAR モデルを推定して Granger の因果性分析を行っている。その結果、全サンプルを用いた分析では spend-tax 仮説が支持される結果が優勢であるものの、バブル崩壊の前後で分けたサブサンプルを用いた分析では、バブル崩壊前は弱いながらも tax-spend 仮説が支持され、バブル崩壊後は spend-tax 仮説が支持されている。このことから、地方税ばかりではなく、政府間財政移転や地方債によるファイナンスに対する地方財政の依存度が高まった可能性があるとの結論を導き出している。

Payne (2003) は制度的要素や予算編成過程に関する詳細な議論を行っている研究が不足していることを指摘しているが、Ihori et al. (2001), Doi and Ihori (2002, 2009) はそれに応えるものとして位置づけることができる。これら一連の研究では、わが国の国家財政と地方財政の関係を動学ゲームで表現して、そこから導かれる変数間の因果関係を実証するという手法がとられている。この分析により、Ihori et al. (2001) と Doi and Ihori (2002) は、わが国の財政赤字が local interest group のフリーライドによって悪化したという結論を導き出し、Doi and Ihori (2009) は、同様の手法により、わが国の地方政府がソフトな予算制約に直面していることを明らかにしている。

また、国レベルを対象にした研究としては、平井・野村 (2001) と平井 (2010) が挙げられる。平井・野村 (2001) は国の一般会計を対象とした研究である。一方、平井 (2010) は SNA における一般政府を対象とし、近年、海外において適用されている非対称な誤差修正モデルに基づく Granger の因果性検定を行っている。その結果、短期における両方向の因果性を検出し、さらに、長期均衡への調整過程は非対称で、財政が悪化しているときのみ、歳入と歳出がともに長期均衡に向かって調整されることを明らかにしている。

1節で述べたように、歳入と歳出に関する因果性分析においてよく用いられるのは、名目データ、実質データ、GDP 比データの3つである。海外の先行研究では、Darrat (2002) のように、インフレーションを考慮する場合には実質データが用いられ、Payne et al. (2008) や Zapf and Payne (2009) のように、経済成長の影響を考慮する場合には GDP 比データが用いられている。一方、Baghestani and McNown (1994) は、政治家が関心を持つ、あるいは、政治的な議論において焦点となる名目データを用いて分析することが適切であるとしている。また、Miller and Russek (1990) は、総需要に影響を与えるのは実質変数で

あるとしながらも、予算のほとんどは名目タームで編成され、名目変数が公債残高を決定すると述べ、名目データと実質データの両方を用いた分析を行っている。

このように、歳入と歳出に関する意思決定構造を捉えようとする場合には、名目データを用いた因果性分析を行う必要があるように思われる。しかしながら、わが国では、都道府県レベルに関しては、Doi (1998) や近藤 (2010) のように、名目データを用いて因果性分析を行った研究はあるものの、国レベルに関する同様の研究は見当たらないようである。国レベルを対象とした研究のうち、平井・野村 (2001)、Doi and Ihori (2009)、平井 (2010) は実質データを用いた分析を行っており、Ihori et al. (2001)、Doi and Ihori (2002) はGDP比データを用いた分析を行っている。

そこで、本稿では、わが国の政府の歳入と歳出に関する意思決定の構造を明らかにすることを目的として、名目データを用いた歳入と歳出に関する因果性分析を行う。分析対象は、わが国において未だ名目データを用いた分析がなされていない国レベルのほか、都道府県レベルとする。なお、都道府県レベルの分析では、都道府県財政を集計したデータを用いる。わが国の先行研究において、集計した都道府県財政を対象とした研究としては平井 (2002) があるものの、やはり実質データを用いた分析である。以下では、まず、名目データによる実証分析を行い、引き続き、実質データ、GDP比データを用いた分析も行って両者を比較し、わが国の政府部門の意思決定の構造を明らかにする。

表 2 と表 3 を挿入

3 名目データによる実証分析

3.1 データセット

はじめに、本稿で扱うデータについて説明する。国レベルでの分析では、財務省『財政統計』の決算ベースにおける 1955 年度から 2008 年度の歳入、歳出、公債金収入、国債費、地方交付税交付金を用いる。都道府県レベルでは、総務省『地方財政統計年報』の決算ベースにおける 1955 年度から 2007 年度の歳入、歳出、地方債、公債費 (目的別) データを扱う。両者の分析期間に違いがあるのは、データの入手可能性による。各変数は 10 億円単位に変換してから自然対数をとっている。なお、都道府県レベルの公債費のデータについては目的別と性質別があるが、ここでの分析上、地方債の発行手数料や割引料等、地方債発行に伴うすべての経費が計上される公債費 (目的別) データの方が理論的に好ましいと考えられる。ただし、公債費 (目的別) と公債費 (性質別) の相関はほぼ 1 であ

り、どちらを用いても結果に影響はないと思われる。歳入と歳出の構造を分析するために国レベルでは、国歳入－公債金収入を CGR 、国歳出－国債費を $CGE1$ 、一般歳出(国歳出－国債費－地方交付税交付金)を $CGE2$ として、 CGR と $CGE1$ (国レベル1)、 CGR と $CGE2$ (国レベル2) の関係を分析する。歳出面の違いにより両者の関係が異なるかどうかを調べる。都道府県レベルでは、地方歳入－地方債 (LGR) と地方歳出－公債費(目的別)(LGE) の関係を分析する。表4にこれらの変数の基本統計量をまとめてある。

表4を挿入

図1から図5は、 CGR (国歳入－公債金収入)、 $CGE1$ (国歳出－国債費)、 $CGE2$ (一般歳出(国歳出－国債費－地方交付税交付金))、 LGR (地方歳入－地方債)、 LGE (地方歳出－公債費(目的別))の水準のグラフである。いずれのグラフからも各変数がトレンドを持っていることが示唆される。したがって各変数間の因果構造を分析する前に、各変数のトレンドが確率トレンドであるのか確定的トレンドであるのかを検定する必要がある。

図1から図5を挿入

3.2 単位根検定および共和分検定

各データのデータ生成過程(DGP)を探るために単位根検定を行う。ここでは、まず蓑谷(2007, pp.598-599, 図13.6)のDGPを探るフローチャートに従い、5つの変数のDGPを探ることにする。

はじめに以下のモデルを考える。

$$\Delta x_t = \mu + \alpha t + \delta x_{t-1} + \sum_{l=1}^{p-1} \delta_l \Delta x_{t-l} + \nu_t \quad (1)$$

ただし、 $\nu_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\nu^2)$ とする。帰無仮説を $\delta = 0$ 、対立仮説を $\delta < 0$ として Dickey and Fuller (1979) により提案された ADF 検定による単位根検定を行う。表5の第3列の各変数の水準に対する箇所を見ると、すべての変数に対して帰無仮説が棄却できないことがわかる。したがって、単位根過程であるという帰無仮説が受容されることがわかる。

表 5 を挿入

次に、 F 値タイプの検定を用いて、帰無仮説 $\alpha = \delta = 0$ を検定する。この帰無仮説に対する尤度比統計量の漸近分布とその表は Dickey and Fuller (1981) に与えられている。より細かい漸近分布の表は、蓑谷 (2007, p.596, 表 13.3(b)) に与えられている。 F 値タイプの検定統計量は

$$F_3 = \frac{(SSRR - SSRU)/2}{SSRU/(T - p - 2)}$$

となる。ただし、 $SSRR$ は Δx_t を $\mu, \Delta x_{t-1}, \dots, \Delta x_{t-p+1}$ に回帰したときの残差平方和、 $SSRU$ は無制約で回帰したときの残差平方和である。表 6 より、 CGR (国歳入 - 公債金収入) と LGR (地方歳入 - 地方債) は 1% で、 $CGE1$ (国歳出 - 国債費) と LGE (地方歳出 - 公債費 (目的別)) は 5% で、 $CGE2$ (一般歳出 (国歳出 - 国債費 - 地方交付税交付金)) は 10% で有意な結果となっている。このとき DGP の可能性は

1. $\delta \neq 0, \alpha = 0$
2. $\delta = 0, \alpha \neq 0$
3. $\delta \neq 0, \alpha \neq 0$

の 3 通りであるが、 $\delta = 0$ が既に受容されているので、いずれの変数も

$$x_t = \mu + \alpha t + x_{t-1} + \sum_{l=1}^{p-1} \delta_l \Delta x_{t-l} + \nu_t \quad (2)$$

の可能性があると判断される。

表 6 を挿入

上記の検定以外に、定数項のみのモデルとトレンド項を含めたモデルに対して、ADF 検定、PP 検定、KPSS 検定を行う。PP 検定と KPSS 検定はそれぞれ Phillips and Perron (1988) と Kwiatkowski et al. (1992) により提案されている。ADF 検定と PP 検定は帰無仮説が単位根過程であるが、KPSS 検定は帰無仮説が定常過程である。なお ADF 検定を行う際には、ラグ次数は BIC によって決定した。表 5 に各検定による結果をまとめている。トレンドモデルに対する ADF 検定と PP 検定は、いずれの変数においても、水準の単位根仮説は受容され、1 階差分の単位根仮説は有意水準 1% で棄却される。また、KPSS 検定についてみると、トレンドモデルを採用するとどの変数においても、水準のトレ

ンド定常仮説は有意水準 1% で棄却され 1 階差分のトレンド定常仮説は受容される。よって、どの検定結果に従うにしても、DGP が (2) 式に従うと判断してよさそうである。なお、定数項のみのモデルを採用した場合には DGP の判別がつかない。各変数の 1 階差分のグラフを図 6 から図 10 に示す。期間の前半と後半で変化率が異なっていることは明白であるが、これらがトレンド定常か構造変化を持つのかは明らかではない。単位根検定の際に構造変化を考慮することやサンプルを前半と後半に分けて単位根検定を行うことも考えられるが、サンプル数が多くないため、ここでは構造変化については考慮しないこととする。よって、各データの DGP は (2) 式のようなトレンドをもつ $I(1)$ 過程として分析をすすめる。

図 6 から図 10 を挿入

注意 1: 図 11 から図 15 に 2 階差分のグラフを示しておく。単位根検定を行うに際し定数項モデルを採用した場合、2 階差分をとることにより定常過程となることが、表 5 や図 11 から図 15 をみることによりわかる。しかしながら、定数項モデルとトレンドモデルのいずれが単位根検定における DGP として適切か吟味する必要があり、ここではそのために F 値タイプの検定を行っている。

図 11 から図 15 を挿入

次に、各変数間に共和分関係があるかどうかを調べるために、Engle and Granger (1987) によって提案された Engle-Granger 検定を行う。定数項モデルの場合は、

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \eta_t$$

を、トレンドモデルの場合は、

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 y_t + \eta_t$$

を OLS 推定し、残差 $\hat{\eta}_t$ を得る。ただし、 $\eta_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\eta^2)$ である。残差系列の定常性を以下のモデルに基づいて検定を行う。

$$\Delta \hat{\eta}_t = (\rho - 1) \hat{\eta}_{t-1} + \sum_{l=1}^{p-1} \delta_l \Delta \hat{\eta}_{t-l} + v_t$$

ただし, $v_t \sim i.i.d.(0, \sigma_v^2)$ である。帰無仮説は $\rho = 1$ であり, 共和分関係がないことを意味する。なおラグ次数は BIC で選択することとする。検定統計量は以下の 2 種類を用いる。

$$\hat{\tau} = \frac{\hat{\rho} - 1}{se(\hat{\rho})}$$

$$\hat{z} = \frac{T(\hat{\rho} - 1)}{(1 - \sum_l \hat{\delta}_l)}$$

ただし, $se(\hat{\rho})$ は $\hat{\rho}$ の標準誤差の OLS 推定量である。ここでは, 国レベル 1 として, CGR (国歳入 - 公債金収入) と $CGE1$ (国歳出 - 国債費), 国レベル 2 として, CGR (国歳入 - 公債金収入) と $CGE2$ (一般歳出 (国歳出 - 国債費 - 地方交付税交付金)), 都道府県レベルとして, LGR (地方歳入 - 地方債) と LGE (地方歳出 - 公債費 (目的別)) の間の共和分関係の分析を行う。各共和分検定は二変量モデルに対して行われるので, 各組合せについて従属変数を入れ替えて 2 度ずつ検定を行うこととする。結果は表 7 にまとめてある。この表から, 都道府県データ, トレンドモデル, z 統計量は帰無仮説を 5% 有意水準で棄却し, 都道府県データ, トレンドモデル, τ 統計量は LGR を被説明変数とした場合のみ 10% で有意である。その他は帰無仮説を受容する。都道府県レベルについては少し検討する必要がある。定数項モデルでは共和分関係がないという帰無仮説を棄却できないことと, トレンドモデルにおいても τ 統計量では被説明変数を入れ替えると検定結果が変わることから共和分関係はないものと判断する。以上の結果から, ここでは各組合せにおいて共和分関係はないものとして分析をすすめる。

表 7 を挿入

共和分関係がないという結論が出たので, 差分 VAR モデルを考えて Granger の因果性分析を行う。

3.3 Granger の因果性検定

前節までの分析で各変数はトレンド項をもつ $I(1)$ 過程, つまり, 各変数の DGP は (2) 式であり, 国・都道府県に関係なく歳入と歳出の間に共和分関係はないと結論づけられた。よって, 以下のトレンドモデルに基づいて Granger の因果性検定を行う。

$$\Delta z_t = \mu + \gamma t + \sum_{l=1}^{p-1} \Phi_l \Delta z_{t-l} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ただし, $z_t = (x_t, y_t)'$ は 2次元ベクトル, μ, γ は 2次元の係数ベクトル, Φ_l は 2×2 の係数行列, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})' \sim i.i.d.(0, \Sigma_\varepsilon)$ とする. ここで, y から x への Granger の意味での因果性がない, $y_t \not\stackrel{G}{\rightarrow} x_t$, を帰無仮説とする検定を考える. つまり,

$$\begin{aligned} H_0 &: \Phi_{l,12} = 0 \quad l = 1, \dots, p-1 \\ H_1 &: \text{いずれかの } l \text{ について } \Phi_{l,12} \neq 0 \end{aligned}$$

である. ただし, $\Phi_{l,12}$ は Φ_l の (1,2) 要素である. Wald 統計量は以下で与えられる.

$$Wald = \frac{(SSRR - SSRU)}{SSRU/(T - 2p)} \stackrel{a}{\sim} \chi^2(p - 1).$$

ただし, $SSRU$ は Δx_t を $\mu_1, t, \Delta x_{t-1}, \dots, \Delta x_{t-p+1}$ に回帰したときの残差平方和, $SSRU$ は無制約で回帰したときの残差平方和である. つまり, Wald 統計量が漸近的に自由度 $(p - 1)$ の χ^2 分布に従うことを利用して, 検定を行うことができる.

表 8 に Granger の因果性検定の結果をまとめている. ラグ次数が Granger の因果性検定に影響を与えることはよく知られているが, どのように設定するべきかについては決まった方法はないように思われる. 実際には検定もしくは情報量基準によりモデル選択を行う場合が多いが, Ram (1988) では年次データの場合, ラグ次数は 3 と 4 を提案している. しかし本来の Granger の意味での因果性の定義によると, ある変数の過去の値が他方の将来の値の予測に役に立つかどうかということしか言及しておらず, 特定のラグ次数にこだわる必要は必ずしもないように思われる. そこで本稿では, 自由度を考慮しラグ次数が 1 から 5 までのモデルについて検定を行った. これによりある程度頑健な結果が得られると予想される. 表 8 によると, テンドモデルを考えた場合に, 国レベルでは歳出の定義によらず Granger の意味での因果性は観察されないが, 都道府県レベルではラグ次数を 2 以上とすると有意水準は 1% から 10% とケースにより異なるが短期のダイナミクスを通じて両方向の Granger の意味での因果性が検出された.

表 8 を挿入

3.4 解釈

国レベルでは, 共和分仮説が棄却され, 歳入と歳出の線型結合に経済学的な意味がないことがわかった. このことから, 歳入と歳出は長期均衡関係にないことが示唆される.

さらに、短期における歳入と歳出の因果関係については、地方交付税交付金を歳出から除去するかどうかに関係なく検出されなかった。以上から、国レベルでは、長期的と短期的を問わず、歳出と歳入の意思決定が制度的に独立して行われているという institutional separation 仮説が強く支持される。

都道府県レベルでは、国レベルと同様に共和分仮説が棄却された。したがって、歳入と歳出は長期均衡関係にないと解釈される。しかし、(3)式に基づくと Granger の意味での因果性が両方向に検出された。これは短期的には歳入と歳出の過去の値が将来の値に影響を与えていること、つまり、互いの過去の変化率が将来の変化率を決める1つの決定要因になっていることを示唆しており、fiscal synchronization 仮説が支持される。この結果は、都道府県レベルの名目データを用いた分析である Doi (1998) と近藤 (2010) と整合的である。

ところで、Doi (1998) は、わが国の地方財政において、歳入は国が集権的に決定し、歳出は地方が分権的に決定しているとした上で、歳入と歳出の間の因果性の有無と方向に関して通常の tax-spend debate と異なる解釈を与えている。すなわち、tax-spend 仮説が支持される場合は地方財政の運営が集権的であり、逆に、spend-tax 仮説が支持される場合は地方財政の運営が分権的であるとの解釈がなされている。また、fiscal synchronization 仮説が支持される場合は地方財政が中央政府の統制 (control) と地方政府の要求 (request) により運営されていると解釈し、institutional separation 仮説が支持される場合は中央政府による歳入の決定と地方政府による歳出の決定が独立に行われていると解釈している。この解釈の下、Doi (1998) は、分析期間や分析方法は異なるものの、名目データを用いた都道府県レベルに関する因果性分析を行い、本稿と同じ fiscal synchronization 仮説を支持する結果を得ている。

本稿では、前述のとおり、名目データを用いた都道府県レベルに関する分析で、歳入と歳出が共和分関係にないことを明らかにした。これは、Doi (1998) の解釈が前提としているように、中央政府が歳入を決定し、それとは別に地方政府が歳出を決定しているため、歳入と歳出が長期均衡関係にないことを示唆している可能性がある。しかし、Doi (1998) は Toda and Yamamoto (1995) に基づく Granger の因果性検定を行っているため、因果性について短期と長期の区別ができない。また、都道府県パネル分析を行った近藤 (2010) は歳入総額と歳出総額に関して両方向の因果性を検出しているが、共和分検定がなされていない。

以上のように、国レベルと都道府県レベルにおいて検出された短期の因果関係がまったく異なるということは、非常に興味深いと思われる。これは、国と地方で、歳入と歳出の決定メカニズムが (短期においてではあるが) 異なっている可能性を示唆している。

次節で、GDP 比による歳入と歳出の関係、実質データによる歳入と歳出の関係を分析することにする。

4 GDP 比・実質データによる実証分析

本節では GDP 比データと実質データによる Granger の因果性分析を行う。GDP 比データを扱う理由は、マクロ経済活動をコントロールすることによって、歳入と歳出の間の因果関係がどう変わるかを確認するためである。同様に、先行研究でしばしば用いられている実質データについても比較のため取り上げることにする。

4.1 GDP の長期統計の作成

GDP 比・実質データによる分析を行うためには、GDP の長期統計を作成する必要がある。本稿では、『国民経済計算年報』（内閣府経済社会総合研究所）から得た名目 GDP と実質 GDP のデータを用いて、GDP 比データと実質データを作成した。現在の SNA 体系は 1993 年改訂の 93SNA であり、遡及計算により整備されているデータは 1980 年度からである。本稿の分析期間は国レベルでは 1955 年度から 2008 年度、都道府県レベルでは 1955 年度から 2007 年度であるため、不足する 1955 年度から 1979 年度までのデータは 68SNA から得なければならない。

そこで、本稿では、SNA 体系の違いを考慮するために 63SNA を 93SNA に比例的に変換する係数を、2 つの SNA 体系で最初に重複する 1980 年度において 93SNA/68SNA を計算することで求め、この係数を 1955 年度から 1979 年度までの 68SNA 系列に乗じることで長期統計を作成した。したがって、名目値については 1.01、実質値については 1.08 を乗じている。平井 (2010) では『国民経済計算年報』から歳入と歳出のデータを作成し、それらは調整なしに接続しているとある。ただし、GDP デフレータは 68SNA 基準に合わせているとある。本稿は上述の調整係数を乗ずる計算を 1979 年度以前の名目 GDP と実質 GDP について行い、両者の比をとることで GDP デフレータを作成している。なお、実質 GDP の基準年は 2000 暦年である。

4.2 Granger の因果性分析

名目データの場合と同様に二変数モデルにおける Granger の因果性分析を行う。ここでは、以下の式により GDP 比データと実質データを求めている。

$$\begin{aligned} \text{GDP 比データ} &= \frac{\text{名目値}}{\text{名目 GDP}} \times 100 \\ \text{実質データ} &= \frac{\text{名目値}}{\text{GDP デフレータ}} \end{aligned}$$

表9と表10に基本統計量をまとめてある。ただし、 G と R はそれぞれGDP比と実質を意味する。

表9と表10を挿入

ここで、各変数のグラフを確認する。図16から図20と図26から図30が各データの水準のグラフである。GDP比データにトレンド傾向は見られないが、実質データは名目データと同様強いトレンド傾向が見られる。

はじめに、各データのDGPを特定するが、ここでも名目値の場合と同様の手順を踏むこととする。(1)式に対してADF検定を行う。表11第3列より、すべての水準データに対して単位根過程であるという帰無仮説 $\delta = 0$ が受容される。

表11を挿入

次に、 F 値タイプの検定を用いて、帰無仮説 $\alpha = \delta = 0$ を検定する。表12より実質データについては $CGE1_R$ と LGE_R が1%有意水準で、 $CGE2_R$ と LGR_R が5%有意水準でそれぞれ棄却され、これら4変数のDGPは名目データと同様に(2)式の可能性があると判断される。

表12を挿入

しかしながら、 CGR_R とGDP比データの場合は帰無仮説 $\alpha = \delta = 0$ が受容されるため、DGPにトレンド項が含まれないと判断される。次のステップとして

$$\Delta x_t = \mu + \delta x_{t-1} + \sum_{l=1}^{p-1} \Delta x_{t-l} + \nu_t$$

を考えて、帰無仮説 $\delta = 0$ のADF検定を行う。表11第2列よりすべてのGDP比データにおいて帰無仮説が棄却できないため、次のステップとして $\mu = \delta = 0$ の同時検定を行うことになるが、いずれの変数においてもBICにより選択されたラグ次数が0であるため、各データは定数項を持つ $I(1)$ 過程に従う可能性があるとして判断する。ただし、 CGR_R についてはこの段階での判断は保留とし、他の統計量による検定結果とグラフとを合わせて決定することにする。

名目データの DGP を検討したときと同様に，定数項モデルとトレンドモデルの両方に対して，ADF 検定，PP 検定，KPSS 検定を行った結果が表 11 である．GDP 比データに対しては定数項モデルを考えると ADF 検定と PP 検定それぞれに対し水準データは単位根仮説を受容し，1 階差分データに対しては有意水準 1% で単位根仮説を棄却する．KPSS 検定を行うと，水準データに対しては CGR_G と $CGE2_G$ が定常過程という帰無仮説を受容するが，残りの変数は棄却する．1 階差分データについてはすべての変数において帰無仮説が受容される．ゆえに，GDP 比データは定数項のみの $I(1)$ 過程と判断してよさそうである．

一方，実質データについてはトレンドモデルを考えると，ADF 検定と PP 検定では水準データに対しては帰無仮説を受容，1 階差分データに対しては 1% 有意水準で帰無仮説を棄却，KPSS 検定では水準データは 1% で帰無仮説を棄却，1 階差分データは帰無仮説を受容となる．したがって，実質データは名目データと同様にトレンド項を含む $I(1)$ 過程と判断できる．図 16 から図 40 を見ても，この判断でよさそうである．ここで CGR_R について検討することにする．上記の DGP 探索のプロセスではトレンド項が存在しないという帰無仮説を棄却できなかったが，定数項モデルで単位根検定を行うと，水準，1 階差分，2 階差分データに対して ADF 検定と PP 検定では単位根過程であるという帰無仮説が 1% もしくは 5% 有意水準で棄却されるが，KPSS 検定では定常過程であるという帰無仮説が水準データでは 1% で，1 階差分データでは 5% で棄却され，判断がつかない．トレンドモデルを仮定すると他の実質変数と同様にトレンド項をもつ $I(1)$ 過程と判断できる．また，図 31 からこの結論でよさそうである．

図 16 から図 40 を挿入

注意 2：名目データのときと同様，実質データに対しても定数項モデルを仮定して $I(2)$ 過程とすることもできるが，ここでは F 値タイプの検定を行いトレンドモデルを採用している．

次に，Engle-Granger 検定により歳入と歳出の間に共和分関係があるのかどうかを調べる．GDP 比データに対する結果は表 13 に，実質データに対しては表 14 にまとめてある．GDP 比データに対しては各変数の DGP にトレンド項が存在しないことがすでにわかっているため定数項モデルを当てはめるが，実質データについては名目データ同様に定数項モデルとトレンドモデルの両者に対して共和分検定を行う．表 13 から，GDP 比データについては国レベルでは歳出の定義によらず共和分関係は検出されないが，都道府県レベルでは被説明変数を入れ替えても有意水準の変化はあるものの，ともに共和分関係がないという帰無仮説が有意に棄却される．つまり，共和分関係があると判断される．実質データ

は、国レベルでは共和分関係がないが都道府県レベルでは定数項モデルかつ τ 統計量の組合せを除いて共和分がないという帰無仮説が有意に棄却されている。被説明変数を入れ替えても有意水準に変化は見られない。したがって、共和分関係があると判断し分析を進めることとする。この点は名目データの場合と異なる。

表 13 と表 14 を挿入

ここまでは GDP 比データと実質データに分けて分析を行ってきたが、Granger の因果性検定は国レベルと都道府県レベルとに分けて行うことにする。国レベルにおける Granger の因果性検定は名目データと同様、1 階差分の VAR モデルをもとに行われるが、都道府県レベルの場合は共和分関係があることから誤差修正モデルに基づく必要があるからである。

国レベルにおける Granger の因果性検定は (3) 式を推定し係数を検定することにより行われ、その結果は表 15 にまとめてある。GDP 比データを用いた場合は定数項モデルを採用することになるが、すべてのケースにおいて有意ではない。また、トレンドモデルに基づく実質データの場合も、 $\Delta CGE2_R$ (一般歳出) から ΔCGR_R (歳入 - 公債金収入) への Granger の意味での因果性がラグ次数 3 と 4 で 10% 有意となっはいるが、他は有意ではない。以上から、データを名目から GDP 比や実質に変えても結論は変わらず、Granger の意味での因果性は検出されない。

表 15 を挿入

都道府県レベルの場合を分析するためには、歳入と歳出の間に共和分関係が認められているため (3) 式ではなく次式に基づいて Granger の因果性検定を行う必要がある。

$$\Delta z_t = \mu + \gamma t + \beta \hat{\eta}_{t-1} + \sum_{l=1}^{p-1} \Phi_l \Delta z_{t-l} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \eta_t \quad (5)$$

(5) 式は、歳出と歳入の間の共和分関係を表し、その残差を $\hat{\eta}_t$ として、これが (4) 式において誤差修正項となる。短期的な因果関係については名目データのときと同様に χ^2 検定となるが、長期的な因果関係は β の t 統計量を検定することにより分析できる。表 16 に Granger の因果性検定の結果をまとめてある。GDP 比データについては、短期的には ΔLGE_G (歳出 - 公債費 (目的別)) から ΔLGR_G (歳入 - 地方債) への Granger の意味で

の因果関係が観察される。誤差修正モデルのラグ構造に依存せずに1%から5%で有意である。歳入と歳出の間に共和分関係があることがわかっているため、長期的な因果関係を検討する。ラグ次数が3のときは有意水準10%であるが他の次数においては有意水準1%で LGE_G (歳出 - 公債費 (目的別)) から LGR_G (歳入 - 地方債) への長期のダイナミクスを通じた Granger の意味での因果関係が検出される。

次に、実質データについての結果を見ていくことにする。短期的には有意水準10%でラグ次数3のとき ΔLGR_R (歳入 - 地方債) から ΔLGE_R (歳出 - 公債費 (目的別)) へ、ラグ次数4のとき ΔLGE_R (歳出 - 公債費 (目的別)) から ΔLGR_R (歳入 - 地方債) への Granger の意味での因果関係が観察されるが、他のラグ構造に対しては有意ではない。つまり Granger の意味での因果性は観察されない。一方、長期的には財政不均衡を通じて LGR_R (歳入 - 地方債) から LGE_R (歳出 - 公債費 (目的別)) への Granger の意味での因果性が有意水準10%もしくは1%であることがわかる。

表 16 を挿入

4.3 解釈

国レベルから議論する。国レベルに関する本稿の分析結果は非常にシンプルである。つまり、名目・GDP比・実質のいずれのデータを用いても Granger の意味での因果性がないという帰無仮説を棄却できる証拠は見つからなかった。このことは、1955年度から2008年度までの分析期間において、物価水準や実質成長率に関係なく、国レベルにおける歳入と歳出の決定が制度的に分離していることを示唆しており、institutional separation 仮説を強く支持するものである。このことは、歳入の制約を度外視し国債に依存して歳出が決定されていることを示唆しており、前年度までの実績に基づいて予算を少しずつ上積みしていく増分主義がわが国において成立していることを想起させる。

一方、都道府県レベルでは、GDP比データに関して長期・短期ともに歳出から歳入への Granger の意味での因果性が検出された。名目データでは短期的に両方向の Granger の意味での因果性が検出されたが、GDPの変化、すなわち、景気変動または経済成長を考慮することによって歳入から歳出への Granger の意味での因果性が消滅したことになり、spend-tax 仮説が成立していることが示唆される。

この理由としては、GDPの変化にともなう歳入の変化と歳出の変化にタイムラグがあることが考えられる。景気後退期には、地方税や地方交付税からの収入は比較的早い段階で変化するものと考えられる。これに対して、しばしば地方を受け皿として実質的には国

が行う公共投資の実施はタイムラグがあるものと考えられる。このタイムラグがあるために、景気変動の影響を介して間接的に歳入から歳出への因果関係が生じることになる。歳入と歳出に GDP 比をとることにより、歳出から歳入への Granger の意味での因果性のみが検出されたものと考えられる。また、Doi (1998) によれば、このことは都道府県財政の運営が分権的に行われているという解釈になる。

実質データを用いた分析では、平井 (2002) では共和分関係がないとされたが、本稿では共和分関係が確認され、誤差修正項を通じて長期的に歳入から歳出への Granger の意味での因果性が検出された。ただし、平井 (2002) では、歳入と歳出に財政調整基金を考慮したデータを用いている。また、実質データについての結果は、実質化の方法に依存することにも注意が必要である。

5 まとめと今後の課題

本稿では、国レベルと都道府県レベルにおいて、歳入と歳出の構造に違いがあるかどうかについて、『財政統計』と『地方財政統計年報』の決算ベースのデータを用いて Granger の因果性分析を行った。

国レベルでは、データの種類に関係なく、institutional separation 仮説を支持する結果が得られた。このことは、わが国において、国レベルでは歳入と歳出の決定が独立に行われてきたことを示唆するものである。

一方で、都道府県レベルでは、予算編成過程において基準となる名目データについては、共和分関係は観察されなかったが、短期的には fiscal synchronization 仮説を支持する結果となった。このことは、歳入と歳出の間の因果性の有無と方向に関する Doi (1998) の解釈によると、短期的には中央政府の統制と地方政府の要求により運営されてきたが、長期的にはそれらの間に安定的な関係はないことが示唆される。また、GDP 比データでは、長期・短期ともに、spend-tax 仮説を支持する結果を得た。このことは、マクロ経済変動を考慮することにより、歳入から歳出への Granger の意味での因果性が消滅したことになるが、この理由としては、GDP の変化にともなう歳入の変化と歳出の変化にタイムラグがあることが考えられる。実質データでは、実質化の方法により結果が異なる可能性があるものの、長期的に歳入から歳出への Granger の意味での因果性が検出された。

なお、計量分析の手法として、各変数の DGP を特定化した後に、ラグ構造を 1 から 5 として Granger の因果性分析を行っているので、上記の結果はある程度頑健であると思われる。

本稿では、財政の時系列データを用いて国と地方で歳出・歳入の決定メカニズムが異なる可能性を指摘しているが、今後、国と地方で制度上のどのような違いがこのような結論につながっているのかを詳しく検討する必要があると思われる。また、今回はすべて二変

量 VAR モデルに基づいて分析を行っているが、これに対して、マクロ経済の状態を表す第3の系列を条件につけて三変量以上の VAR モデルを用いても、本研究で得られた結論が頑健か調べる必要がある。GDP データを直接扱う場合には、当然構造変化を考慮した分析も行う必要がある。さらに、財政の状況によって長期均衡への調整過程も異なることが考えられる。特に都道府県レベルにおいては、データの種類により異なる結論が得られているため、構造変化や非対称な調整過程を考慮したモデルを用いて分析する必要があると思われる。以上が今後の課題である。

参考文献

- Arellano, M. and Bond, S. (1991) “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation”, *The Review of Economic Studies*, 58, pp.277–297.
- Baghestani, H. and McNown, R. (1994) “Do revenues or expenditures respond to budgetary disequilibria?”, *Southern Economic Journal*, 61, pp.311–322.
- Barro, R.J. (1979) “On the determination of the public debt”, *Journal of Political Economy*, 87, pp.940–971.
- Buchanan, J.M. and Wagner, R.W. (1977) *Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes*. New York: Academic Press.
- Chang, T. and Chiang, G. (2009), “Revisiting the government revenue-expenditure nexus: Evidence from 15 OECD countries based on the panel data approach”, *Czech Journal of Economic and Finance*, 59, pp.165–172.
- Choi, I. (2001) “Unit root tests for panel data”, *Journal of International Money and Finance*, 20, pp.249–272.
- Dahlberg, M. and Johansson, E. (2000) “An examination of the dynamic behavior of local governments using GMM bootstrapping methods”, *Journal of Applied Econometrics*, 15, pp.401–416.
- Darrat, A.F. (2002) “Budget balance through spending cuts or tax adjustments?”, *Contemporary Economic Policy*, 20, pp.221–233.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979) “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427–431.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981) “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”, *Econometrica*, 49, pp.1057–1072.
- Doi, T. (1998) “Is Japanese local finance really centralized?: From a viewpoint of the revenue-expenditure nexus”, Discussion Paper Series No. F-76, Institute of Social Science, University of Tokyo.
- Doi, T and Ihori, T. (2002) “Fiscal reconstruction and local interest groups in Japan”, *Journal of the Japanese and International Economics*, 16, pp.492–511.

- Doi, T. and Ihuri, T. (2009) “Local public finance and the soft-budget problem”, in Doi and Ihuri (ed.), *The Public Sector in Japan*, Northampton, MA, US: Edward Elgar.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987) “Cointegration and error-correction: Representation, estimation, and testing”, *Econometrica*, 55, pp.251–276.
- Ewing, B.T., Payne, J.E., Thompson, M.A., and Al-Zoubi, O.M. (2006) “Government expenditures and revenues: Evidence from asymmetric modeling”, *Southern Economic Journal*, 73, pp.190–200.
- Friedman, M. (1978) “The limitation of tax limitation”, *Policy Review*, 5, pp.7–14.
- Gregory, A.W. and Hansen, B.E. (1996) “Residual-based tests of cointegration in models with regime shifts”, *Journal of Econometrics*, 70, pp.99–126.
- Hansen, B. (1992) “Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes”, *Journal of Business and Economics Statistics*, 10, pp.321–335.
- Ihuri, T., Doi, T. and Kondo, H. (2001) “Japanese fiscal reform: fiscal reconstruction and fiscal policy”, *Japan and the World Economy*, 13, pp.351–370.
- Joulfaian, D. and Mookerjee, R. (1990) “The intertemporal relationship between state and local government revenues and expenditures”, *Public Finance*, 45, pp.109–117.
- Kao, C. (1999) “Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data”, *Journal of Econometrics*, 90, pp.1–44.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992) “Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root”, *Journal of Econometrics*, 54, pp.159–178.
- MacKinnon, J.G. (1996) “Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests”, *Journal of Applied Econometrics*, 11, pp.601–618.
- Meltzer, A.H. and Richard, S.F. (1981) “A rational theory of the size of government”, *The Journal of Political Economy*, 89, pp.914–927.
- Miller, S.M. and Russek, F.S. (1990) “Co-integration and error-correction models: The temporal causality between government taxes and spending”, *Southern Economic Journal*, 57, pp.221–229.
- Musgrave, R. (1966) “Principles of budget determination”, In *Public finance: Selected readings*, edited by H.Cameron and W. Henderson. New York: Random House.
- Narayan, P.K. (2005) “The government revenue and government expenditure nexus: empirical evidence from nine Asian countries”, *Journal of Asian Economics*, 15, pp.1203–1216.
- Payne, J.E. (1998) “The tax-spend debate: Time series evidence from state budgets”, *Public Choice*, 95, pp.307–320.
- Payne, J.E. (2003) “A survey of the international empirical evidence on the tax-spend debate”, *Public Finance Review*, 31, pp.302–324.
- Payne, J.E., Mohammdai, H. and Cak, M. (2008) “Turkish budget deficit sustainability and the revenue-expenditure nexus”, *Applied Economics*, 40, pp.823–830.

- Peacock, A.T. and Wiseman, J. (1979) “Approaches to the analysis of government expenditure growth”, *Public Finance Quarterly*, 7, pp.2–23.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R. (2001) “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp.289–326.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988) “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, 75, pp.335–346.
- Ram, R. (1988) “Additional evidence on causality between government revenue and government expenditure”, *Southern Economic Journal*, 54, pp.763–769.
- Sargent, T.J. (1987) *Macroeconomic Theory, second edition*. California: Academic Press.
- Saunoris, J.W. and Payne, J.E. (2010) “Tax more or spend less? Asymmetries in the UK revenue-expenditure nexus”, *Journal of Policy Modeling*, 32, pp.478–487.
- Smith, V.L., Leybourne, S., Kim, T.-H., and Newbold, P. (2004) “More powerful panel unit root tests with an application to the mean reversion in real exchange rates”, *Journal of Applied Econometrics*, 19, pp.147–170.
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995) “Statistical inference in vector autoregression with possibly integrated processes”, *Journal of Econometrics*, 66, pp.225–250.
- von Furstenberg, G.M., Green, R.J. and Jeong, J. (1986) “Tax and spend, or spend and tax?”, *The Review of Economics and Statistics*, 68, pp.179–188.
- Westerlund, J. (2007) “Testing for error correction in panel data”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, pp.709–748.
- Westerlund, J, Mahdavi, S. and Firoozi, F. (2009) “The tax-spending nexus: Evidence from a panel of US state-local governments”, University of Gothenburg, School of Business, Economics and Law, Working Papers in Economics, No. 378.
- Wildavsky, A. (1964) *The Politics of the Budgetary Process*. Boston: Little Brown and Company, inc.
- Wildavsky, A. (1988) *The New Politics of the Budgetary Process*. Glenview, II: Scott, Foresman.
- Young, A.T. (2009) “Tax-spend or fiscal illusion?”, *Cato Journal*, 29, pp.469–485.
- Zapf, M. and Payne, J.E. (2009) “Asymmetric modelling of the revenue-expenditure nexus: Evidence from aggregate state and local government in the US”, *Applied Economics Letters*, 16, pp.871–876.
- Zivot, E. and Andrews, D.W.K. (1992) “Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp.251–270.
- 小野宏 (2008) 「地方交付税と歳出の因果関係」, 『大分大学経済論集』, 第 59 巻第 4・5 合併号, pp.73–94.
- 近藤春生 (2010) 「地方財政運営の時系列分析 都道府県財政における歳入・歳出関係」, 『西南学院大学経済学論集』 44, pp.141–158.
- 下野恵子・古川章好・三澤哲也・森隆一 (2005) 「地方分権とは何か Wavelet 平滑化法を用いた分析」, 『オイコノミカ』 41, pp.37–53.

- 高橋青天 (2008) 「地方政府による歳出・歳入決定に関する実証分析」『研究所年報(明治学院大)』, 第 25 号
- 野口悠紀雄・新村保子・内村広志・巾村和敏 (1977) 「予算における意思決定の分析」『経済分析』 66
- 平井健之 (2002) 「わが国の地方財政における政府支出と政府収入の因果関係」『香川大学経済論叢』 75, pp.153-179.
- 平井健之 (2010) 「一般政府の収入と支出の関係 財政の調整過程における非対称性を考慮したモデルによる実証分析」『香川大学経済論叢』 83, pp.71-91.
- 平井健之・野村益夫 (2001) 「わが国における政府支出と政府収入の因果関係」『香川大学経済論叢』 74, pp.259-282.
- 堀場勇夫 (1990) 「地方財政構造の時系列分析 Granger の因果関係分析を中心として」『青山経済論集』 42, pp.64-78. (堀場勇夫 (1999) 『地方分権の経済分析』, 東洋経済新報社, 第 3 章)
- 蓑谷千鳳彦 (2007) 『計量経済学大全』, 東洋経済新報社.

表 1: 海外の先行研究

著者	政府レベル	期間	データ	方法	課入と歳出以外の変数	結論
Narayan (2005)	国 (インド, インドネシア, マレーシア, ネパール, パキスタン, フィリピン; スリランカ, タイ, シンガポール)	インド (1960-2000), インドネシア (1969-1999), マレーシア (1960-1996), ネパール (1960-1996), パキスタン (1960-2000), フィリピン (1960-2000), スリランカ (1960-2000), タイ (1960-2000), シンガポール (1963-1995)	年次, The World Bank World Tables, International Financial Statistics (IMF).	ADF 検定, Pesaran et al (2001) に基づく共積分 bounds F 検定, および Hansen (1992) に基づく安定性の検定を行った上で, 誤差修正モデルを用いて Granger の因果性検定を行っている.	なし	インド, マレーシア, パキスタン, タイ, フィリピンにおいて, 短期・長期ともに institutional separation 仮説が支持される. インドネシアにおいて, 短期的には tax-spend 仮説が支持される. シンガポールにおいて, 短期的に tax-spend 仮説が支持される. スリランカにおいて, 短期的には tax-spend 仮説が支持される. ネパールにおいて, 短期・長期ともに tax-spend 仮説が支持される.
Ewing et. al. (2006)	国 (アメリカ)	1958:1-2003:2	四半期, 季節調整済, The Bureau of Economic Analysis data base. 歳出には transfer payment を含む.	ADF/PP 検定, および, TAR モデルと MITAR モデルに基づく共積分検定を行った上で, 非対称な誤差修正モデルを用いて Granger の因果性検定を行っている.	なし	短期的には institutional separation 仮説, 長期的には fiscal synchronization 仮説が支持される. 長期均衡への調整過程は非対称.
Payne et. al. (2008)	国 (トルコ)	1968-2004	年次, GNP 比.	ADF/PP/KPSS 検定, および, Johansen の共積分検定, Gregory and Hansen (1996) に基づく構造変化を考慮した共積分検定を行った上で, 非対称な誤差修正モデルを適用して Granger の因果性検定を行っている. また, TAR モデルと MITAR モデルによる共積分検定も行っている.	なし	短期的には institutional separation 仮説が, 長期的には tax-spend 仮説が支持される. 構造変化を考慮すると, 政府収入と政府支出は共積分関係にある. 長期均衡への調整過程は対称.
Chang and Chiang (2009)	OECD15ヶ国 (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, アイランド, イタリア, 韓国, オランダ, スイス, イギリス, アメリカ)	1992-2006	年次, 実質, The OECD.Stat online database.	Choi (2001) によるパネル単位根検定, および, Kao (1999) によるパネル共積分検定を行った上で, Granger の因果性検定を行っている.	GDP	短期・長期ともに fiscal synchronization 仮説が支持される.
Westerlund et. al. (2009)	州と地方 (アメリカ)	1963-1997	年次, 実質, 一人当たり, The US Censuses Bureau, the US Department of Commerce, the US Bureau of Economic Analysis.	Sargent (1987) や Barro (1979) に基づいたモデル構築, Smith et al. (2004) によるパネル単位根検定, および, Westerlund (2007) によるパネル共積分検定を行っている.	連邦政府の補助金, 非税収入, 州の生産量, 債務残高	短期・長期ともに歳入制約の下で歳出の意思決定をしているとし, tax-spend 仮説が支持される.
Young (2009)	国 (アメリカ)	1959:3-2007:4	四半期, GDP 比, 季節調整済, The US Bureau of Economic Analysis.	ADF/PP 検定を行った上で, 誤差修正モデル, TAR モデル, MITAR モデルを用いて, 歳入の変化が正であるときに歳出へのインパクトが負であるかどうかを分析している.	なし	tax-spend 仮説 (財政歳入) が支持される.
Zapf and Payne (2009)	州と地方 (アメリカ)	1959-2005	年次, GDP 比, The St. Louis Federal Reserve database.	ADF/PP/KPSS 検定, Engle and Granger の共積分検定, および, TAR, モデルと MITAR モデルに基づく共積分検定を行った上で, 誤差修正モデルを用いて Granger の因果性検定を行っている.	なし	短期的には spend-tax 仮説が, 長期的には tax-spend 仮説が支持される. 長期均衡への調整過程は対称.
Saunoris and Payne (2010)	国 (イギリス)	1955:1-2009:1	四半期, The Office for National Statistics.	ADF/PP, Zivot and Andrews (1992) に基づく単位根検定, Engle and Granger の共積分検定, および, TAR, モデルと MITAR モデルに基づく共積分検定を行った上で, 非対称な誤差修正モデルを用いて Granger の因果性検定を行っている.	なし	短期・長期ともに spend-tax 仮説が支持される. 長期均衡への調整過程は非対称.

表 3: 国内の先行研究 2

著者	政府レベル 都道府県を9つに分け た地方ブロック	期間	データ 総務省『地方財政統計年 報』	変数 購入法算額 - 積立金 からの取崩し額 - 地方債 による収入	変数 歳入法算額 - 積立金 - 公債償	変数 購入と歳出以外の変数	方法 単位根検定を行った上で、 Granger の因果性検定 を行っている。	結論 北海道、北陸、東海、四 国は両方向の因果性、関 東、近畿、中国、九州は 歳入から歳出への因果性。 東北は歳出から歳入への 因果性。
下野他 (2005)	都道府県を9つに分け た地方ブロック	1956-1995	総務省『地方財政統計年 報』	購入法算額 - 積立金 からの取崩し額 - 地方債 による収入	歳入法算額 - 積立金 - 公債償	なし	単位根検定を行った上で、 Granger の因果性検定 を行っている。	北海道、北陸、東海、四 国は両方向の因果性、関 東、近畿、中国、九州は 歳入から歳出への因果性。 東北は歳出から歳入への 因果性。
高橋 (2008)	個別の都道府県。ただし、 沖縄県は除外。	1989-2003	47 都道府県財政データ	地方税、地方交付税	歳出総額	なし	Arellano and Bond (1991) および Dahlberg and Johansson (2000) に 基づくダイナミックパネ ル分析	地方税と地方交付税から 歳出総額への因果性。
小野 (2008)	都道府県の総体、個別の 都道府県。	1955-2003	総務省『地方財政統計年 報』	地方交付税	歳出総額 - 財政調整基 金への積立金	なし	ADF 検定、および、 Johansen の共積分検 定を行った上で、 Granger 因果性検定を 行っている。	都道府県の総体では、歳 出から地方交付税への因 果性。個別に見ると、都 道府県によって結果が異 なる。
Doi and Ihori (2009)	国、都道府県、市町村の 総体。	1971-2002	国の決算統計、内閣府経 済社会総合研究所『国民 経済計算年報』	地方交付税特別会計から の借入金 (L)、(地方 交付税 (Z))、GDP デフレ- デフレータで除している。	地方政府による公共投資 (K)、(地方交付税 (Z))、GDP デフレ- デフレータで除している。	GDP (Y)	ADF 検定を行った上 で、VAR モデルに基づ て、VAR モデルに基づ て Granger の因果性検 定を行っている。	ΔR から ΔY と ΔL への因果性、 ΔL と ΔZ の間の両方向の因 果性、 ΔY から ΔL へ の因果性。
近藤 (2010)	個別の都道府県。ただし、 不交付団体となった都道 府県は除外。	1975-2007	総務省『地方財政統計年 報』	歳入総額、地方税、地方 交付税、国庫支出金、地 方債	歳出総額	なし	都道府県パネル分析 Choi (2001) に基づく パネル単位根検定を行っ た上で、対数偏差をとっ た系列について VAR モデルに基づく Granger の因果性検定 を行っている。	パネルでは、歳入 総額と歳出総額の間 の両方向の因果性、国庫支出 金から歳出総額への因果 性、歳出総額から地方税、 地方交付税、地方債への 因果性。1975 年度から 1990 年度までは、歳入 総額と歳出総額の間 の両方向の因果性、地方税 から国庫支出金、地方債から 歳出総額への因果性、歳 出総額から地方交付税へ の因果性。1991 年度か ら 2007 年度までは、歳 入総額と歳出総額の間 の両方向の因果性、国庫支 出金から歳出総額への因 果性、歳出総額から地方 交付税、国庫支出金、地 方債への因果性。
平井 (2010)	SNA における一般政府	1955-2007	内閣府経済社会総合研 究所『国民経済計算年報』	一般政府の経常収支額、 GDP デフレータで除し ている。	一般政府の経常収支額 + 純資本支出の合計額 GDP デフレータで除し ている。	なし	ADF/PP 検定、 Engle and Granger の共積分検定、および、 TAR モデルと MTAR モデルによる共積分検定 を行った上で、対称な誤 差修正モデルおよび非対 称な誤差修正モデルを用 いて Granger の因果性 検定を行っている。	短期的には両方向の因果 性。長期的には長期均衡 への調整過程は非対称。 財政が悪化しているとき のみ、歳入と歳出がとも に長期均衡に向けて反応 する。

表 4: 基本統計量 (名目データ)

変数	<i>CGR</i>	<i>CGE1</i>	<i>CGE2</i>	<i>LGR</i>	<i>LGE</i>
平均	9.80	9.84	9.60	9.44	9.44
中央値	10.4	10.6	10.4	10.1	10.1
最大値	11.1	11.1	10.9	10.8	10.8
最小値	7.03	6.88	6.70	6.45	6.48
標準偏差	1.34	1.42	1.40	1.41	1.42
歪度	-0.768	-0.839	-0.844	-0.802	-0.814
尖度	2.10	2.21	2.20	2.20	2.22
JB 統計量	7.12 ^b	7.74 ^b	7.83 ^b	7.08 ^b	7.20 ^b
<i>p</i> 値	0.0284	0.0208	0.0199	0.0291	0.0273
観測値	54	54	54	53	53

1. *JB* は Jarque and Bera 検定である .
2. ^b は 5% 有意を示す .

表 5: 単位根検定 (名目データ)

変数	ADF(C)	ADF($C + T$)	PP(C)	PP($C + T$)	KPSS(C)	KPSS($C + T$)
CGR	-4.52 ^a	0.368	-3.83 ^a	0.289	0.792 ^a	0.255 ^a
ΔCGR	-3.83 ^a	-5.41 ^a	-3.76 ^a	-5.21 ^a	0.856 ^a	1.08
$\Delta^2 CGR$	-6.94 ^a	-6.89 ^a	-17.8 ^a	-18.4 ^a	0.239	0.182 ^c
$CGE1$	-3.09 ^b	-0.627	-3.90 ^a	0.221	0.790 ^a	0.257 ^a
$\Delta CGE1$	-1.55	-4.63 ^a	-2.18	-4.56 ^a	0.761 ^a	0.114
$\Delta^2 CGE1$	-10.5 ^a	-10.4 ^a	-12.9 ^a	-12.8 ^a	0.171	0.17 ^b
$CGE2$	-3.43 ^b	-0.686	-3.55 ^b	0.0474	0.786 ^a	0.254 ^a
$\Delta CGE2$	-2.77 ^c	-4.67 ^a	-2.59	-4.64 ^a	0.707 ^b	0.105
$\Delta^2 CGE2$	-7.65 ^a	-7.59 ^a	-11.8 ^a	-11.7 ^a	0.109	0.0970
LGR	-3.69 ^a	1.06	-4.97 ^a	0.727	0.790 ^a	0.255 ^a
ΔLGR	-2.21	-5.09 ^a	-2.00	-4.98 ^a	0.841 ^a	0.118
$\Delta^2 LGR$	-10.0 ^a	-9.88 ^a	-22.5 ^a	-22.2 ^a	0.273	0.192 ^b
LGE	-3.14 ^b	-0.236	-3.97 ^a	0.762	0.783 ^a	0.252 ^a
ΔLGE	-1.22	-4.71 ^a	-1.86	-4.65 ^a	0.771 ^a	0.109
$\Delta^2 LGE$	-6.67 ^a	-6.67 ^a	-10.5 ^a	-10.6 ^a	0.115	0.0708

1. Δ , Δ^2 はそれぞれ 1 階差分, 2 階差分を示す.
2. C と $C + T$ は, モデルが定数項のみを含むのかトレンド項も含むのかを示す.
3. ADF 検定のラグ次数は BIC により決定している.
4. PP 検定と KPSS 検定のバンド幅は the Bartlett kernel を用いて the Newey-West 推定量に基づいている.
5. ADF 検定と PP 検定の臨界値は MacKinnon (1996) による.
6. KPSS 検定の臨界値は Kwiatkowski et al. (1992) による.
7. ^a, ^b, ^c はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意を示す.

表 6: F 値タイプの検定 (名目データ)

変数	CGR	$CGE1$	$CGE2$	LGR	LGE
検定統計量	13.9 ^a	7.45 ^b	6.66 ^c	52.3 ^a	9.03 ^b

1. Dickey and Fuller (1981, p.1063, TABLE VI) より, サンプル数 50 に対する 1% 臨界値は 9.31, 5% 臨界値は 6.73, 10% 臨界値は 5.61 である.
2. ^a, ^b, ^c はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意を示す.

表 7: Engle-Granger 検定 (名目データ)

定数項モデル	国レベル 1		国レベル 2		都道府県レベル	
従属変数	<i>CGR</i>	<i>CGE1</i>	<i>CGR</i>	<i>CGE2</i>	<i>LGR</i>	<i>LGE</i>
τ 統計量	-1.99	-1.99	-2.68	-2.69	-2.63	-2.61
p 値	0.539	0.540	0.223	0.218	0.242	0.250
z 統計量	-7.53	-7.51	-15.0	-15.0	-11.8	-11.7
p 値	0.505	0.507	0.114	0.113	0.228	0.232
ラグ次数	0	0	1	1	0	0
トレンドモデル	国レベル 1		国レベル 2		都道府県レベル	
従属変数	<i>CGR</i>	<i>CGE1</i>	<i>CGR</i>	<i>CGE2</i>	<i>LGR</i>	<i>LGE</i>
τ 統計量	-1.98	-1.98	-2.03	-2.69	-3.64 ^c	-3.62
p 値	0.791	0.806	0.769	0.440	0.0986	0.104
z 統計量	-7.50	-7.34	-7.96	-14.8	-26.0 ^b	-26.0 ^b
p 値	0.795	0.806	0.765	0.308	0.0274	0.0273
ラグ次数	0	0	0	1	1	1

1. 臨界値は MacKinnon (1996) による .
2. ^b, ^c はそれぞれ 5%, 10% 有意を示す .

表 8: Granger 因果性検定 (名目データ)

		トレンドモデル									
ラグ次数		ラグ=1		ラグ=2		ラグ=3		ラグ=4		ラグ=5	
帰無仮説		Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値
$\Delta CGR \overset{G}{\neq} \Delta CGE1$		0.271	0.603	0.519	0.771	1.03	0.793	2.16	0.707	2.23	0.816
$\Delta CGE1 \overset{G}{\neq} \Delta CGR$		0.0883	0.766	1.77	0.413	2.53	0.470	3.44	0.487	5.88	0.318
$\Delta CGR \overset{G}{\neq} \Delta CGE2$		0.566	0.452	2.54	0.282	2.88	0.411	5.55	0.235	5.92	0.314
$\Delta CGE2 \overset{G}{\neq} \Delta CGR$		0.305	0.581	1.78	0.410	3.69	0.297	4.15	0.386	4.79	0.442
$\Delta LGR \overset{G}{\neq} \Delta LGE$		1.29	0.255	4.90 ^c	0.0861	9.10 ^b	0.0280	14.0 ^a	0.00739	15.8 ^a	0.00734
$\Delta LGE \overset{G}{\neq} \Delta LGR$		0.00795	0.929	10.9 ^a	0.00439	12.0 ^a	0.00743	13.1 ^b	0.0108	14.0 ^b	0.0154

1. ^a, ^b, ^c はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意を示す.

表 9: 基本統計量 (GDP 比データ)

変数	CGR_G	$CGE1_G$	$CGE2_G$	LGR_G	LGE_G
平均	11.8	12.4	9.76	8.41	8.43
中央値	11.7	12.5	9.52	8.56	8.57
最大値	14.6	15.3	12.5	9.61	9.84
最小値	9.68	9.92	7.92	7.14	6.74
標準偏差	1.24	1.49	1.24	0.706	0.899
歪度	0.308	0.111	0.626	-0.309	-0.320
尖度	2.45	2.05	2.53	1.88	1.90
JB 統計量	1.55	2.14	4.03	3.62	3.60
p 値	0.461	0.343	0.134	0.163	0.165
観測値	54	54	54	53	53

表 10: 基本統計量 (実質データ)

変数	CGR_R	$CGE1_R$	$CGE2_R$	LGR_R	LGE_R
平均	10.3	10.4	10.1	9.99	9.99
中央値	10.6	10.8	10.5	10.3	10.3
最大値	11.1	11.2	11.0	10.8	10.8
最小値	8.81	8.67	8.49	8.23	8.27
標準偏差	0.732	0.808	0.785	0.791	0.808
歪度	-0.761	-0.887	-0.892	-0.857	-0.880
尖度	2.19	2.40	2.39	2.43	2.45
JB 統計量	6.69 ^b	7.90 ^b	8.00 ^b	7.20 ^b	7.52 ^b
p 値	0.0352	0.0193	0.0183	0.0273	0.0233
観測値	54	54	54	53	53

1. JB は Jarque and Bera 検定である .
2. ^b は 5% 有意を示す .

表 11: 単位根検定 (GDP 比・実質データ)

変数	ADF(C)	ADF($C + T$)	PP(C)	PP($C + T$)	KPSS(C)	KPSS($C + T$)
CGR_G	-2.18	-2.17	-2.36	-2.35	0.129	0.123 ^c
ΔCGR_G	-6.07 ^a	-6.01 ^a	-6.05 ^a	-5.96 ^a	0.0986	0.0983
$\Delta^2 CGR_G$	-7.66 ^a	-7.57 ^a	-28.6 ^a	-28.5 ^a	0.330	0.331 ^a
$CGE1_G$	-1.36	-1.62	-1.49	-1.90	0.478 ^b	0.137 ^c
$\Delta CGE1_G$	-5.80 ^a	-5.75 ^a	-5.80 ^a	-5.75 ^a	0.0817	0.0783
$\Delta^2 CGE1_G$	-10.1 ^a	-9.94 ^a	-17.6 ^a	-17.2 ^a	0.199	0.185 ^b
$CGE2_G$	-1.59	-1.73	-1.83	-2.01	0.262	0.114
$\Delta CGE2_G$	-5.66 ^a	-5.61 ^a	-5.66 ^a	-5.61 ^a	0.0744	0.0755
$\Delta^2 CGE2_G$	-8.94 ^a	-8.81 ^a	-18.5 ^a	-17.5 ^a	0.193	0.185 ^b
LGR_G	-1.81	-1.26	-1.84	-1.26	0.734 ^b	0.177 ^b
ΔLGR_G	-6.32 ^a	-6.51 ^a	-6.30 ^a	-6.51 ^a	0.201	0.0672
$\Delta^2 LGR_G$	-10.9 ^a	-10.8 ^a	-42.2 ^a	-41.9 ^a	0.0709*	0.0494*
LGE_G	-1.40	-0.820	-1.56	-1.19	0.610 ^b	0.166 ^b
ΔLGE_G	-6.65 ^a	-6.89 ^a	-6.68 ^a	-6.90 ^a	0.188	0.0871
$\Delta^2 LGE_G$	-10.6 ^a	-10.5 ^a	-14.2 ^a	-14.1 ^a	0.0814	0.0522
CGR_R	-3.03 ^b	-0.747	-3.01 ^b	-0.721	0.803 ^a	0.247 ^a
ΔCGR_R	-4.62 ^a	-5.25 ^a	-4.50 ^a	-5.12 ^a	0.658 ^b	0.0730
$\Delta^2 CGR_R$	-7.04 ^a	-6.97 ^a	-20.1 ^a	-20.1 ^a	0.324	0.284 ^a
$CGE1_R$	-5.11 ^a	-0.581	-4.30 ^a	-0.655	0.797 ^a	0.253 ^a
$\Delta CGE1_R$	-3.77 ^a	-5.50 ^a	-3.72 ^a	-5.45 ^a	0.687 ^b	0.104
$\Delta^2 CGE1_R$	-9.95 ^a	-9.84 ^a	-16.0 ^a	-15.7 ^a	0.196	0.190 ^b
$CGE2_R$	-4.03 ^a	-0.671	-3.54 ^b	-0.730	0.789 ^a	0.247 ^a
$\Delta CGE2_R$	-4.49 ^a	-5.82 ^a	-4.51 ^a	-5.82 ^a	0.596 ^b	0.103
$\Delta^2 CGE2_R$	-4.02 ^a	-5.88 ^a	-26.2 ^a	-25.8 ^a	0.171	0.166 ^b
LGR_R	-4.22 ^a	-1.47	-7.08 ^a	-0.725	0.911 ^a	0.252 ^a
ΔLGR_R	-2.90 ^c	-5.40 ^a	-2.80 ^c	-4.92 ^a	0.809 ^a	0.0584
$\Delta^2 LGR_R$	-9.26 ^a	-9.15 ^a	-27.9 ^a	-28.7 ^a	0.0952*	0.0744*
LGE_R	-5.68 ^a	0.0434	-4.19 ^a	-0.193	0.896 ^a	0.246 ^a
ΔLGE_R	-1.60	-5.56 ^a	-3.36 ^b	-5.54 ^a	0.697 ^b	0.0618
$\Delta^2 LGE_R$	-7.60 ^a	-7.50 ^a	-10.2 ^a	-10.1 ^a	0.103	0.0803

1. Δ , Δ^2 はそれぞれ 1 階差分, 2 階差分を示す.
2. C と $C + T$ は, モデルが定数項のみを含むのかトレンド項も含むのかを示す.
3. ADF 検定のラグ次数は BIC により決定している.
4. PP 検定と KPSS 検定のバンド幅は the Bartlett kernel を用いて the Newey-West 推定量に基づいている.
5. ADF 検定と PP 検定の臨界値は MacKinnon (1996) による.
6. KPSS 検定の臨界値は Kwiatkowski et al. (1992) による.
7. ^a, ^b, ^c はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意を示す.
8. *: KPSS 検定を行う際に the Newey-West 推定量では選択されたバンド幅が長すぎ統計量がすべて 0.500 となったので, the Andrews 推定量に基づいている.

表 12: F 値タイプの検定 (GDP 比・実質データ)

変数	CGR_G	$CGE1_G$	$CGE2_G$	LGR_G	LGE_G
検定統計量	2.43	1.35	1.53	1.67	1.01
変数	CGR_R	$CGE1_R$	$CGE2_R$	LGR_R	LGE_R
検定統計量	4.69	14.5 ^a	8.66 ^b	9.25 ^b	20.8 ^a

1. Dickey and Fuller (1981, p.1063, TABLE VI) より, サンプル数 50 に対する 1% 臨
界値は 9.31, 5% 臨界値は 6.73, 10% 臨界値は 5.61 である.
2. ^a, ^b はそれぞれ 1%, 5% 有意を示す.

表 13: Engle-Granger 検定 (GDP 比データ)

定数項モデル	国レベル 1		国レベル 2		都道府県レベル	
従属変数	CGR_G	$CGE1_G$	CGR_G	$CGE2_G$	LGR_G	LGE_G
τ 統計量	-2.21	-1.39	-2.19	-1.60	-3.48 ^b	-3.29 ^c
p 値	0.428	0.805	0.434	0.723	0.0477	0.0727
z 統計量	-8.66	-3.61	-8.64	-5.02	-24.9 ^a	-23.3 ^b
p 値	0.418	0.834	0.420	0.719	0.0083	0.0132
ラグ次数	0	0	0	0	1	1

1. 臨界値は MacKinnon (1996) による.
2. ^a, ^b, ^c はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意を示す.

表 14: Engle-Granger 検定 (実質データ)

定数項モデル	国レベル 1		国レベル 2		都道府県レベル	
従属変数	CGR_R	$CGE1_R$	CGR_R	$CGE2_R$	LGR_R	LGE_R
τ 統計量	-2.02	-2.01	-2.71	-2.71	-3.02	-3.01
p 値	0.523	0.529	0.212	0.211	0.124	0.126
z 統計量	-7.73	-7.63	-15.4	-15.2	-20.7 ^b	-20.6 ^b
p 値	0.489	0.497	0.105	0.109	0.0271	0.0280
ラグ次数	0	0	1	1	1	1
トレンドモデル	国レベル 1		国レベル 2		都道府県レベル	
従属変数	CGR_R	$CGE1_R$	CGR_R	$CGE2_R$	LGR_R	LGE_R
τ 統計量	-2.00	-1.93	-2.65	-2.62	-3.86 ^c	-3.76 ^c
p 値	0.782	0.809	0.464	0.476	0.0642	0.0779
z 統計量	-7.69	-6.91	-15.1	-13.8	-28.2 ^b	-27.8 ^b
p 値	0.783	0.832	0.296	0.364	0.0153	0.0168
ラグ次数	0	0	1	1	1	1

1. 臨界値は MacKinnon (1996) による .
2. ^b, ^c はそれぞれ 5%, 10% 有意を示す .

表 15: Granger 因果性検定 (国レベル)

定数項モデル												
ラグ次数	ラグ=1	ラグ=2	ラグ=3	ラグ=4	ラグ=5	ラグ次数	ラグ=1	ラグ=2	ラグ=3	ラグ=4	ラグ=5	
帰無仮説	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値
$\Delta CGR_G \overset{G}{\neq} \Delta CGE1_G$	0.0281	0.867	0.0194	0.990	1.76	0.623	2.24	0.692	1.98	0.851		
$\Delta CGE1_G \overset{G}{\neq} \Delta CGR_G$	1.22	0.269	2.55	0.280	4.15	0.246	4.39	0.356	6.26	0.282		
$\Delta CGR_G \overset{G}{\neq} \Delta CGE2_G$	0.0426	0.837	0.540	0.763	3.19	0.363	4.91	0.296	4.89	0.429		
$\Delta CGE2_G \overset{G}{\neq} \Delta CGR_G$	0.263	0.608	1.18	0.554	2.87	0.412	3.60	0.463	3.95	0.556		
トレンドモデル												
ラグ次数	ラグ=1	ラグ=2	ラグ=3	ラグ=4	ラグ=5	ラグ次数	ラグ=1	ラグ=2	ラグ=3	ラグ=4	ラグ=5	
帰無仮説	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値
$\Delta CGR_R \overset{G}{\neq} \Delta CGE1_R$	0.0235	0.878	0.0265	0.987	2.28	0.516	2.55	0.636	2.52	0.774		
$\Delta CGE1_R \overset{G}{\neq} \Delta CGR_R$	0.603	0.438	0.937	0.626	5.21	0.157	6.08	0.193	8.07	0.153		
$\Delta CGR_R \overset{G}{\neq} \Delta CGE2_R$	0.192	0.661	1.44	0.487	3.91	0.271	5.32	0.256	6.01	0.305		
$\Delta CGE2_R \overset{G}{\neq} \Delta CGR_R$	1.20	0.273	1.15	0.564	6.54 ^c	0.0880	8.20 ^c	0.0845	8.43	0.134		

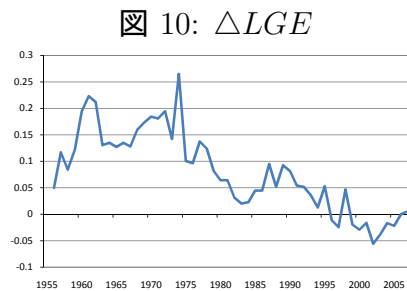
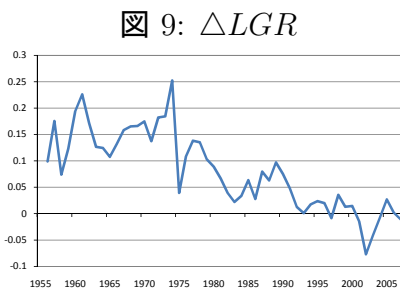
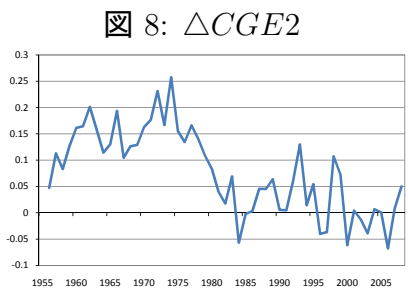
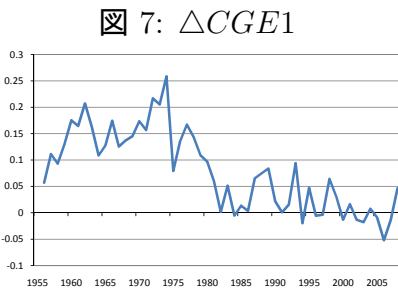
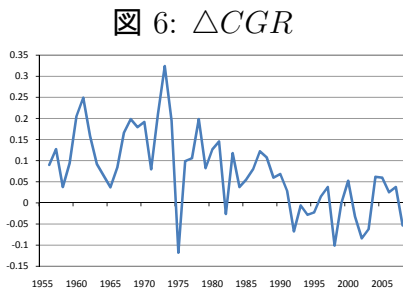
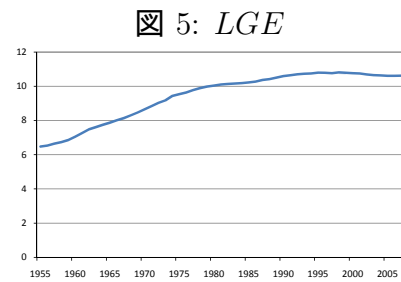
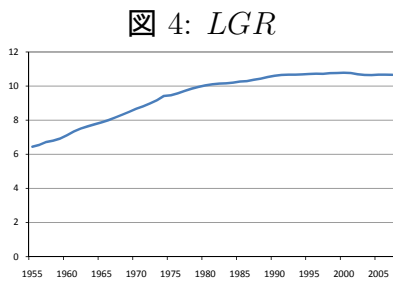
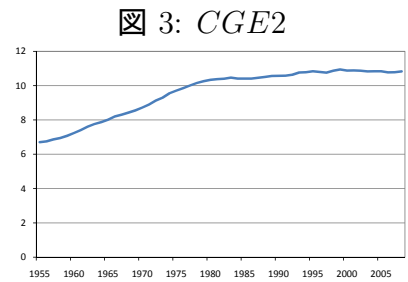
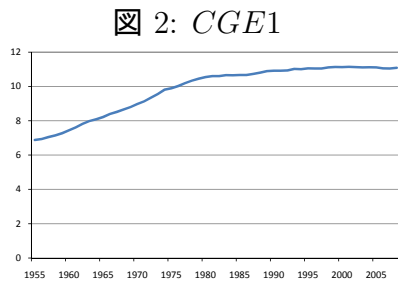
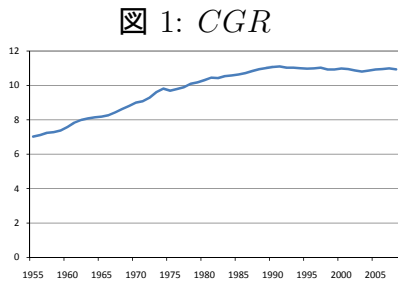
1. ^a, ^b, ^c はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意を示す.

表 16: Granger 因果性検定 (都道府県レベル)

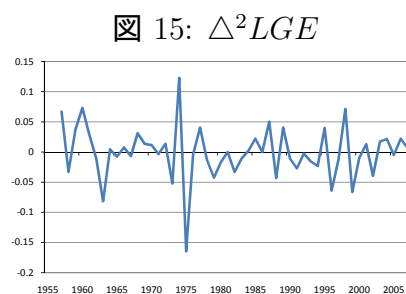
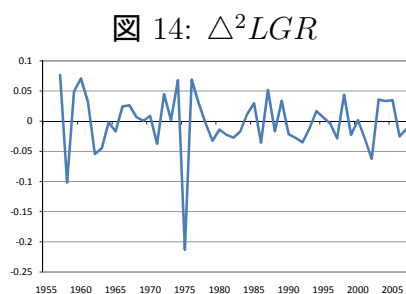
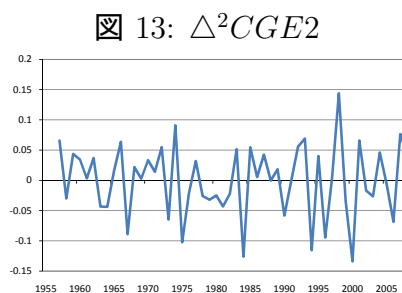
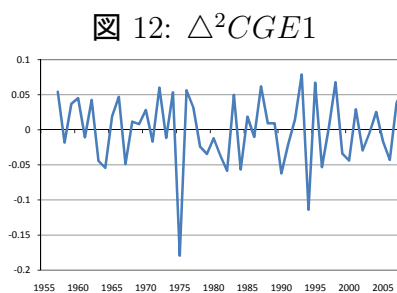
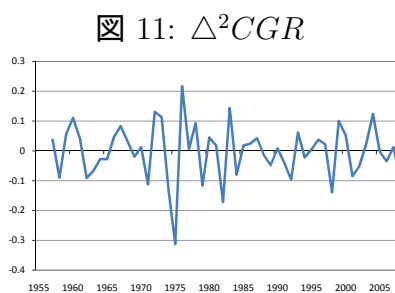
定数項モデル											
ラグ次数 帰無仮説	ラグ=1		ラグ=2		ラグ=3		ラグ=4		ラグ=5		
	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	
$\Delta LGR_G \overset{G}{\neq} \Delta LGE_G$	1.67	0.196	1.87	0.393	0.283	0.419	4.50	0.343	3.70	0.594	
$\Delta LGE_G \overset{G}{\neq} \Delta LGR_G$	9.13 ^a	0.00252	7.78 ^b	0.0204	10.7 ^b	0.0136	17.1 ^a	0.00185	20.6 ^a	0.000955	
t	p -値	t	p -値	t	p -値	t	p -値	t	t	p -値	
$\hat{\eta}_{-1} \overset{G}{\neq} \Delta LGE_G$	-1.14	0.254	-1.16	0.247	-0.222	0.824	-0.841	0.400	-0.790	0.429	
$\hat{\eta}_{-1} \overset{G}{\neq} \Delta LGR_G$	-3.73 ^a	0.000191	-2.73 ^a	0.00626	-1.92 ^c	0.0550	-2.97 ^a	0.00299	-3.36 ^a	0.000766	
トレンドモデル											
ラグ次数 帰無仮説	ラグ=1		ラグ=2		ラグ=3		ラグ=4		ラグ=5		
	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	Wald	p-値	
$\Delta LGR_R \overset{G}{\neq} \Delta LGE_R$	0.176	0.675	1.13	0.568	7.61 ^c	0.0548	7.40	0.116	7.59	0.180	
$\Delta LGE_R \overset{G}{\neq} \Delta LGR_R$	0.243	0.622	3.24	0.198	4.93	0.177	8.21 ^c	0.0843	8.81	0.117	
t	p -値	t	p -値	t	p -値	t	p -値	t	t	p -値	
$\hat{\eta}_{-1} \overset{G}{\neq} \Delta LGE_R$	1.71 ^c	0.0877	1.91 ^c	0.0555	2.77 ^a	0.00563	1.86 ^c	0.0624	1.33	0.185	
$\hat{\eta}_{-1} \overset{G}{\neq} \Delta LGR_R$	-0.290	0.772	0.706	0.480	1.25	0.213	0.101	0.919	-0.323	0.746	

1. $\hat{\eta}_{-1}$: 1 期前の誤差修正項 .

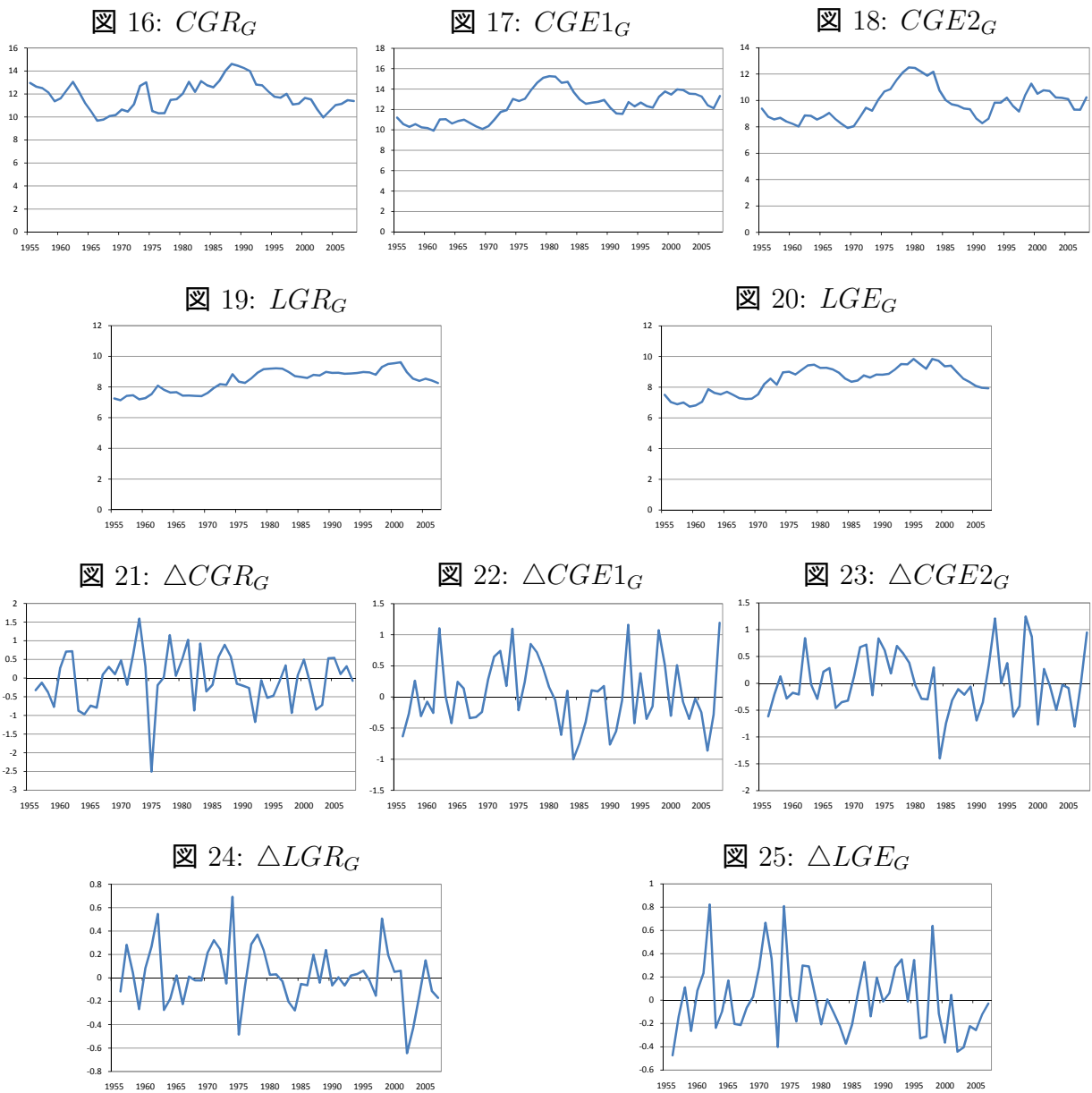
2. ^a, ^b, ^c はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意を示す .



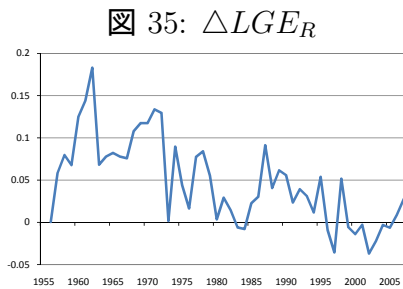
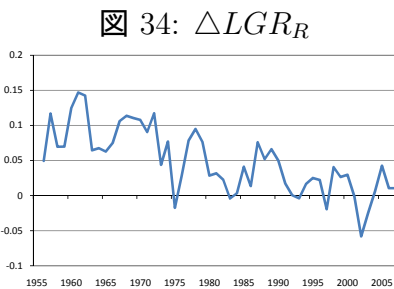
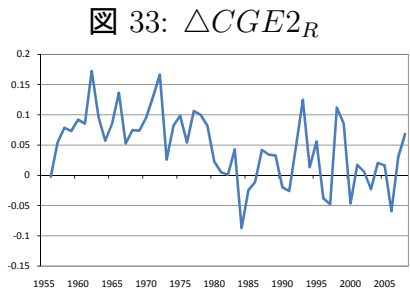
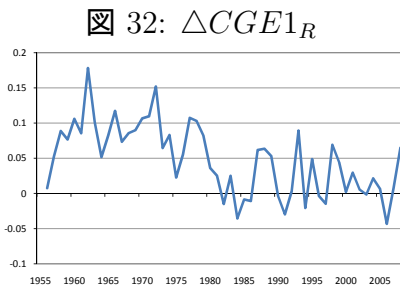
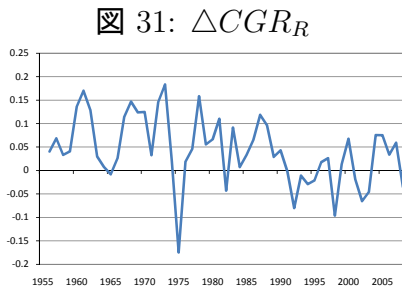
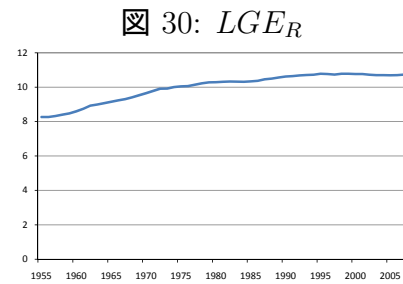
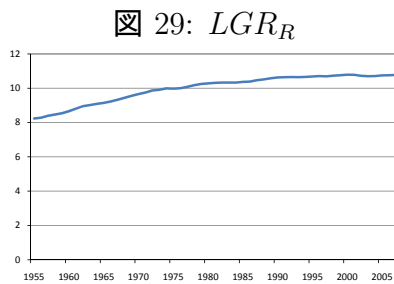
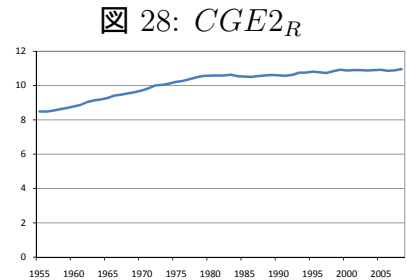
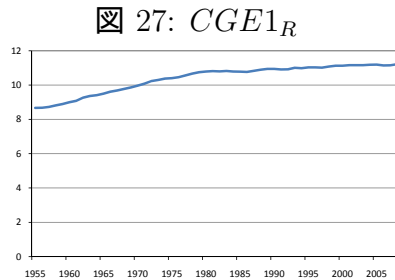
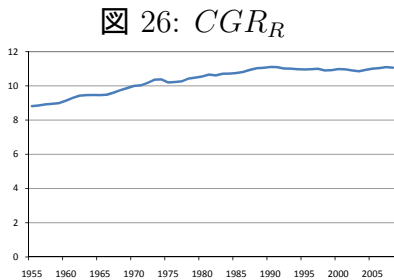
1. CGR : 国歳入 - 公債金収入
2. $CGE1$: 国歳出 - 国債費
3. $CGE2$: 一般歳出 (国歳出 - 国債費 - 地方交付税交付金)
4. LGR : 地方歳入 - 地方債
5. LGE : 地方歳出 - 公債費 (目的別)



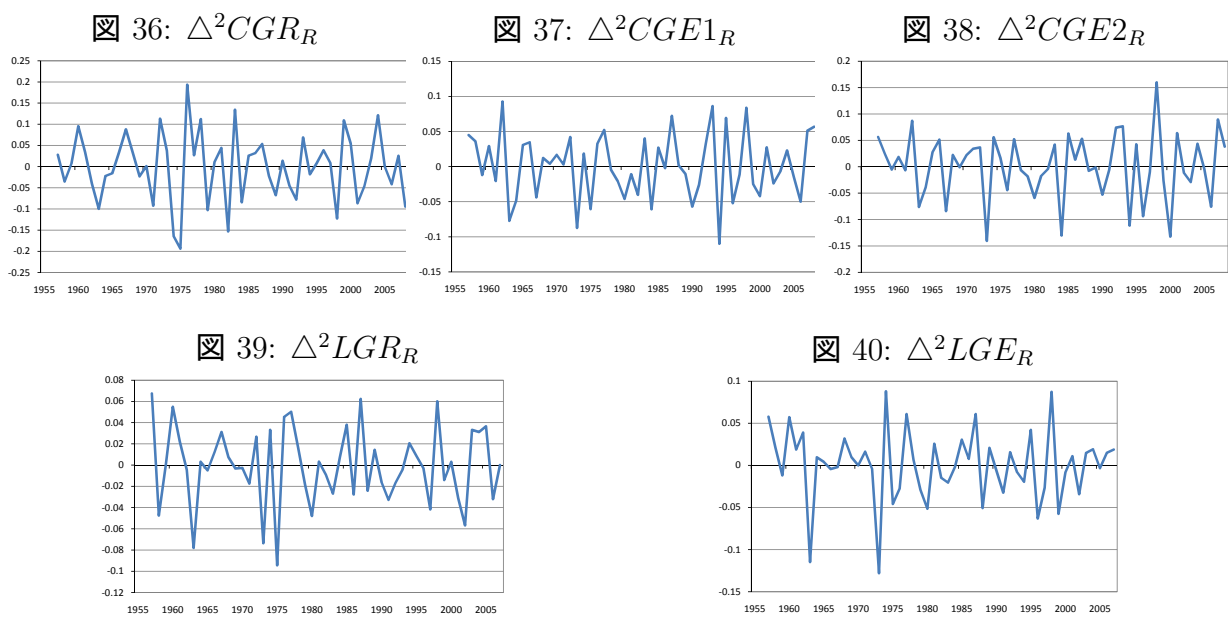
1. CGR : 国歳入 - 公債金収入
2. $CGE1$: 国歳出 - 国債費
3. $CGE2$: 一般歳出 (国歳出 - 国債費 - 地方交付税交付金)
4. LGR : 地方歳入 - 地方債
5. LGE : 地方歳出 - 公債費 (目的別)



1. CGR_G : (国歳入 - 公債金収入) / 名目 GDP × 100
2. $CGE1_G$: (国歳出 - 国債費) / 名目 GDP × 100
3. $CGE2_G$: (一般歳出 (国歳出 - 国債費 - 地方交付税交付金)) / 名目 GDP × 100
4. LGR_G : (地方歳入 - 地方債) / 名目 GDP × 100
5. LGE_G : (地方歳出 - 公債費 (目的別)) / 名目 GDP × 100



1. CGR_R : 実質国歳入 – 実質公債金収入
2. $CGE1_R$: 実質国歳出 – 実質国債費
3. $CGE2_R$: 実質一般歳出 (実質国歳出 – 実質国債費 – 実質地方交付税交付金)
4. LGR_R : 実質地方歳入 – 実質地方債
5. LGE_R : 実質地方歳出 – 実質公債費 (目的別)



1. CGR_R : 実質国歳入 – 実質公債金収入
2. $CGE1_R$: 実質国歳出 – 実質国債費
3. $CGE2_R$: 実質一般歳出 (実質国歳出 – 実質国債費 – 実質地方交付税交付金)
4. LGR_R : 実質地方歳入 – 実質地方債
5. LGE_R : 実質地方歳出 – 実質公債費 (目的別)