

DISCUSSION PAPER SERIES

地方交付税制度のインセンティブ問題

- パネル自己回帰モデルによる考察 -

氏名 菅原宏太

No.2021-01



京都産業大学大学院経済学研究科
〒603-8555 京都市北区上賀茂本山

Graduate School of Economics
Kyoto Sangyo University
Motoyama-Kamigamo, Kita-ku, Kyoto,
603-8555, Japan

2021/03/29

地方交付税制度のインセンティブ問題－パネル自己回帰モデルによる考察－*

菅原宏太 †

概要

本稿は、日本の地方交付税制度のインセンティブ問題について、先行研究における地方自治体先導モデル（DL モデル）の仮定を疑い、実際の財政調整関係が DL モデルなのか中央政府先導モデル（CL モデル）なのかを検討した。道府県データを用いたパネル自己回帰推定の結果からは次の 2 つが得られた。

第 1 に、歳出決定や地方債発行について、中央政府と道府県の関係は、Basic SBC distortion や Price effect distortion が生じる手番関係ではないことが明らかにされた。つまり、日本の地方交付税制度は、そもそもソフトな予算制約問題を生み出す環境ではないといえる。また、手番関係だけで見れば、Direct over-competitive distortion が生じる CL モデルが示されたが、因果の符号は理論的に予想されるものとは逆であった。

第 2 に、地方税収と地方交付税には双方向の因果関係が確認された。そこで本稿では、地方税収と地方交付税について決算額と予算額の乖離の状況を精査した。それによると、地方交付税の決算額は予算額と同じかそれを下回る傾向にあるのに対して、地方税収の決算額はほとんどの年度において予算額を上回っていることが確認された。これらから、道府県の予算制約は地方交付税の調整によってハード化されており、その下で道府県は地方税収の決算額が予算額以下にならないよう行動していると推察される。したがって、双方向の因果関係の推定結果のうち、地方税収から地方交付税への関係を示す結果は、単に地方交付税の算定構造を表したにすぎず、地方交付税から地方税収への関係を示す結果は、中央政府と道府県の関係が CL モデルである可能性を表すものだと考えられる。つまり、地方交付税制度は歳入面のホールドアップ問題を生み出す環境ではないといえる。

キーワード：地方交付税，インセンティブ問題，パネル自己回帰モデル

JEL Classification：H71，H72，H77

* 本稿は日本地方財政学会第 27 回大会報告論文を加筆修正したものである。石田三成先生（東洋大学）、山下耕治先生（福岡大学）、西川雅史先生（青山学院大学）からは、修正にあたって有益なご示唆をいただいた。記して感謝申し上げる。本稿は、JSPS 科研費（19K01727）の助成を受けたものである。

† sugahara@cc.kyoto-su.ac.jp

1. はじめに

山下ほか(2002)、赤井ほか(2003)による指摘をはじめとして、日本の地方交付税制度が孕んでいるとされるインセンティブ問題は、歳出面と歳入面において議論されてきた。このうち、歳出面はソフトな予算制約問題と呼ばれている。地方交付税による事後的な救済を期待できるため、地方自治体の歳出や地方債発行が非効率な水準になるというのが理論的な帰結である¹。これについて、公共投資の生産性に着目した宮崎(2004)、交付団体と不交付団体の差異に着目した湯之上ほか(2009)、費目の違いによる効果の差異に着目したOtsuka et al.(2014)、自治体運営の効率性を分析したOgawa and Tanahashi(2008)や林(2017)は、山下ほか(2002)や赤井ほか(2003)と同様の確率フロンティア分析によって、交付税依存度の高い自治体ほど非効率な状況にあることを明らかにした。しかしながら、林(2002)は、これらの分析に共通する非効率項の仮定を修正すれば、交付税依存度は非効率項に影響を与えないことを示している。また、田近・宮崎(2006)は、交付税依存度の1期ラグを非効率項に含めたパネル推定により、地方自治体の歳出決定に地方交付税は影響しないとしている。

歳入面はホールドアップ問題と呼ばれている。これは厳密には次の2つに区別される。第1は地方交付税の算定構造によるものである。すなわち、地方自治体が企業誘致などの税源涵養に取り組むと基準財政収入額の増額を通じて地方交付税が減額されてしまうため、特に交付団体はそういった努力をしなくなる。深澤(2007)は、商工費の対歳出総額比率を用いてこのことを確認している。第2は、所与の課税ベース規模の下で徴税率向上や超過課税によって税収拡大を図る努力を喪失させる効果である。西川(2011)で明示的に扱われているように、徴税率の向上には費用がかかるため、地方交付税が交付されるのであれば敢えてそのような費用をかけてまで努力する必要はない²。同様に超過課税についても、山下(2001)は財政力指数の低い団体では超過課税がとられる確率が低いことを明らかにした。田近・宮崎(2006)も、税収獲得に対する努力喪失効果を指摘している。しかしながら、徴税率と課税ベースの関係を考慮し、徴税率の分布に適した推定方法を用いると、徴税率向上についての地方交付税の努力喪失効果は確認できないことを、石田(2014)は明らかにしている。加えて、制度的背景や景気動向の影響を精査すれば、税収獲得に対する地方交付税の努力喪失効果の存在は疑わしいと、堀場ほか(2003)は述べている。

このように、地方交付税制度がインセンティブ問題を孕んでいるのかどうかについての見解は様々である。しかし、ここで理論モデルに立ち返ってみると、インセンティブの有無に関わらず、これらの先行研究における実証分析に対して共通する疑問が浮かんでくる。それは、なぜ地方自治体の政策変数を従属変数とし、中央政府の政策変数を説明変数としているのかである。なぜなら、地方交付税が非効率な歳出や徴税努力の喪失などの事態を引き起こすという理論的な帰結には、地方自治体と中央政府のゲーム手番関係が地方自治体主導

(Decentralized leadership) モデル(以降、DLモデル)だという前提があるからである。すなわち、リーダーである地方自治体が先に決定した政策変数を所与として、フォロワーである中央政府が地方交付税を決定するというモデルである。つまり、理論モデルに沿った実証

¹ 例えば、Wildashin(1997)、Goodspeed(2002)、Akai and Sato(2005)などを参照のこと。

² 西川・横山(2004)は、基準財政需要額の算定にあたって徴税率の全国平均が用いられていることを組み込んだ理論モデルによって、交付団体の方が徴税インセンティブは高くなることを示唆したが、実証分析ではその仮説は支持できなかった。この意味で、西川・横山(2004)は、地方交付税には徴税インセンティブを喪失させる効果があるとしている。

モデルを構築するのであれば、中央政府の政策変数を従属変数とすべきだろう。

地方交付税のインセンティブ問題に着目した研究でこのような手番関係を意識しているのは、宮崎(2007)とSugahara(2019)である。このうち、宮崎(2007)は、地方財政計画で見込まれた予算額から実績額が乖離してしまった都道府県に対して、翌年度に中央政府が補正係数を調整して対応することを確認している。Sugahara(2019)は、Pettersson – Lindbom(2010)などの手法を拡張して、中央政府の地方交付税の決定と、それを織り込んだ道府県の地方債発行行動を考察している。これらはいずれもダイナミック・パネル推定を利用することで、DLモデルの想定を実証分析に組み込んでいる。

しかしながら、そもそも日本の中央政府と地方自治体の関係はDLモデルだと仮定して良いのだろうか。確かに、宮崎(2007)とSugahara(2019)では、実証モデルにおいて地方自治体の政策変数を先決変数として扱うなど、推定上の技術的な問題には対処できていると思われる。しかしながら、それとは別に、本当は逆の手番関係、すなわち中央政府主導

(Centralized leadership) モデル (以降、CLモデル) であるにも拘らず、DLモデルを仮定した推定から偶然的に結果が得られた可能性は否定できない。つまり、モデルの特定化の問題は、この2つの研究でも解消されてはいない。

このような疑念は、地方交付税制度のインセンティブ問題とは別に、財政学で長くなされてきた歳入・歳出の因果関係分析の示唆に依拠している。例えば、堀場(1990)は、都道府県の総額で見た場合、歳出と地方交付税に関するGrangerの因果関係は双方向であることを明らかにしている。また、Doi(1998)においても、都道府県ごとの歳出と歳入（もしくは税収）との関係について、多くの都道府県で双方向の因果関係が確認されている。他方、平井(2013)は、誤差修正モデルによる推定によって都道府県歳出から地方交付税への因果関係を明らかにしている。これらの研究がいずれも時系列データを用いた分析だったのに対して、近藤(2010)や高橋(2008)はパネルデータを利用し個々の都道府県の情報を活かした分析を行っている。このうち、近藤(2010)はパネルOLS分析によって歳出から地方交付税への因果関係を確認している。他方、高橋(2008)はダイナミック・パネル推定を用いて地方交付税から歳出への因果関係を確認している。

これらの分析結果から推測すると、日本の地方交付税制度における中央政府と地方自治体の手番関係は、そもそもDLモデルではないかもしれない。もしそうであるならば、地方交付税制度のインセンティブ問題への実証アプローチそのものを再考しなければならない。

このような実証モデルの特定化の問題に加えて、政府間財政調整の理論モデルについても重要な指摘がある。それが、Takahashi et al.(2007)の動学ゲームによる考察である。一般的に、地方交付税制度のインセンティブ問題を扱う実証分析が依拠しているのは、静学モデルから得られた帰結である³。しかしながら、Takahashi et al.(2007)によれば、ゲーム構造を動学ゲームにすると、DLモデルが生み出す非効率性は2種類ある上に、CLモデルでも政府間財政調整の非効率性が生み出されるという結果が得られる。加えて、フォロワーである地方自治体が近視眼的であるほど、そのCLモデルの非効率性は、DLモデルで生み出される非効率性より

³ Goodspeed(2002), Akai and Sato(2011), Ihori(2011)などでは、2期間モデルによって動学的なゲーム構造が考えられてはいるが、これらは逐次手番ゲームのステージを1期と2期に分けただけである。これらは、柴田・竹田(1997)によって解説されている、ゲームのステージが何期にも渡って繰り返されるという一般的な動学ゲームとは異なる。

も大きなものになることも示されている。

地方交付税制度における中央政府と地方自治体の調整は毎年度行われているのだから、その手番関係や相互作用を考察するには動学ゲームの方が適しているといえよう。したがって、実証分析を行う際には、動学ゲームにおけるどの非効率に焦点を当てているのかをはっきりしておかなければ、結果の解釈を誤る恐れがある。

そこで本稿では、以上のような推定上の問題に対処する方法を用いて、地方交付税制度における手番関係を検証し、インセンティブ問題が生じうる環境だといえるかどうかを考察する。具体的には、第1に、パネル自己回帰モデル（以降、panel VARモデル）を用いる。すなわち、歳入・歳出の因果関係分析の手法と同様に、従属変数と説明変数をあらかじめ仮定しない推定を行い、得られた結果からどのような手番関係なのかを検討する。第2に、panel VARモデルをシステムGMMで推定する。因果関係分析を行った先行研究では、連立方程式体系として扱われるべき歳入と歳出の決定式がそれぞれ別々に推定されている。そのような方法では、いわゆる連立方程式バイアスが生じている可能性ある。第3に、Takahashi et al.(2007)が挙げた3種類の非効率が生み出される可能性のある3つの局面について、それぞれの状況に整合的な実証モデルを用いた推定を行う。

本稿の構成は次のとおりである。次節では、動学ゲームで捉えたインセンティブ問題について整理する。それらに適した実証モデルを第3節で構築し、得られた推定結果について第4節で考察する。これらから、第5節で地方交付税制度におけるインセンティブ問題について本稿が明らかにした点をまとめる。

2. 動学ゲームで捉えたインセンティブ問題

Takahashi et al. (2007)に基づいて、動学ゲームで捉えた政府間財政調整におけるインセンティブ問題の理論的帰結を整理しておこう。ここでの関心は、政府間の関係がDLモデルなのかCLモデルなのかによって、それぞれどのような非効率が生じるかという点にある。

Takahashi et al. (2007)は、2つの地方政府 ($i = 1, 2$) と1つの中央政府からなる無限期間 ($t \in T = \{1, 2, \dots, \infty\}$) の経済において、每期外生的に1の収入を得て私的財 (c_{it}) と地方公共財 (g_{it}) を消費し無限期間生存する代表的住民を仮定している。その住民の選好は以下の効用関数で表現されている。

$$U^i(\{c_{it}\}, \{g_{it}\}) = \sum_{t=1}^{\infty} \sigma^{t-1} u^i(c_{it}, g_{it}),$$

ここで $\sigma \in (0, 1)$ は割引率を表す。

住民および地方政府の予算制約はそれぞれ以下のように表される。

$$c_{it} = 1 - \tau_{it} + f_{it},$$

$$g_{it} = \tau_{it} + b_{it} - (1+r)b_{it-1},$$

ここで、 b_{it} は地方債発行額、 τ_{it} は地方税収、 f_{it} (ただし $f_{1t} + f_{2t} = 0$) は中央政府が実施する地域間移転、 r は利率を表す。

DLモデル、CLモデルのいずれにおいても、各地方政府は上で示した自地域の代表的住民の通時的効用の最大化を目的として b_{it} と τ_{it} を決定する。他方、中央政府は両地域を合わせた通時的な社会厚生を最大化を目的として f_{it} を決定する。

柴田・竹田(1997)によれば、動学ゲームでは情報構造についての仮定が重要な意味を持つ。これについてTakahashi et al. (2007)では、マルコフ完全（またはフィードバック）の情

報構造を仮定している。すなわち、各プレイヤーは各時点の状態変数の実現値に基づいて最適戦略を決定する。状態変数は、3つの政策変数の流れ $\{b_{i0}, \dots, b_{it-1}, \tau_{i0}, \dots, \tau_{it-1}, f_{i0}, \dots, f_{it-1}\}$ によって構成されているとする。ただし、各期の手番について、Takahashi et al. (2007)では逐次手番を仮定しているため、リーダーとフォロワーが直面する情報構造は異なる。つまり、DLモデルの下では、各期において、まず地方政府が状態変数に基づき b_{it} と τ_{it} を決定する。フォロワーである中央政府は、状態変数に加えて b_{it} と τ_{it} も所与としながら f_{it} を決定する。逆に、CLモデルの下では、各期において、まず中央政府が状態変数に基づき最適な f_{it} を決定し、地方政府は状態変数と f_{it} に制約されながら b_{it} と τ_{it} を決定する。

このようなモデルセッティングの下で、Takahashi et al. (2007)はDLモデルとCLモデルのそれぞれにおいてマルコフ完全均衡解を求め、first-best解との比較を通じて、それぞれのモデルにおいて生ずる非効率を表1のように整理した。

表1. 動学ゲームにおける各非効率

	同時点内 (intra-temporal) の非効率	異時点間 (inter-temporal) の非効率
DLモデル	Basic SBC distortion	Price effect distortion
CLモデル	—	Direct over-competitive distortion

※Takahashi et al. (2007)より引用。

第1は、Basic SBC distortionである。Takahashi et al. (2007)では、これはフォロワーである中央政府の行動を踏まえて、地方政府が割高な地方税を課すという形で表現されている。中央政府はその割高な地方税負担による私的財消費の犠牲を地域間移転によって補償する。このようにして同時点内の資源配分に歪みが生じる。他方、この同時点内の非効率は、CLモデルでは生じない。CLモデルにおいては、中央政府による地域間移転は既に決定しており、それを所与として地方政府が行動するため、地方政府は中央政府の事後的な補償を織り込むことができないからである。

Takahashi et al. (2007)では、個人間の所得移転を地域間移転としているためこのようなシナリオとなっているが、Akai and Sato(2005)が指摘するように、地域間財政移転のフレームワークでも同様の非効率が見られる。すなわち、中央政府の救済を織り込んで地方政府が行動するDLモデルにおいて、地方政府が g_{it} を先決するケースでは g_{it} が過大な水準となり、 τ_{it} を先決するケースでは τ_{it} が過小な水準となる⁴。他方、CLモデルにおいては、リーダーである中央政府が地方政府の行動を織り込んで f_{it} を決定するため、 g_{it} と τ_{it} はいずれも効率的な水準となる。

第2は、Price effect distortionである。Takahashi et al. (2007)のモデルでは、今期に多くの私的財消費を欲して地方税を引き下げ、代替財源である地方債を発行すれば、翌期の返済のための私的財消費の犠牲、つまりMCPF（公共財の限界費用）が増す。しかしながらそうなった場合、DLモデルでは翌期に中央政府がその負担を緩和する。つまり、フォロワーである中央政府のこのような行動を織り込める地方政府にとってはMCPFが割安であることを意味する。このため、地方債発行額が過大な水準となり、異時点間の資源配分に歪みが生じる。

⁴ Akai and Sato(2005) は静学モデルによる分析なので、厳密には $g_i = \tau_i + f_i$ という地方政府の予算制約での議論である。 g_i と τ_i のいずれかを先に決めれば、もう片方は予算制約を満たすように自動的に決定される。

Takahashi et al. (2007)は、これを価格効果のようなものと捉えている⁵。この非効率も、地域間移転が先決されるCLモデルにおいては生じない。

第3は、Direct over-competitive distortionである。Takahashi et al. (2007)によれば、これは一種の共有地問題と解釈できる。すなわち、CLモデルにおいてフォロワーである地方政府は、毎期の地域間移転見込額の最大値（彼らのモデルにおいては総所得）にしか関心が無い。言い換えれば、地域間移転財源の将来の動向やその分配方式には関心が無い。そのため、地方政府は、共有地である総所得が大きい状況であれば、そこからできるだけ大きな便益を得ようと、後先考えずに過剰な地方債発行競争を繰り返す結果になってしまう。このタイプの非効率は、DLモデルにおいては生じない。なぜなら、リーダーである地方政府は、中央政府の政策決定とライバルの行動について予測できるため、地域間移転の財源の将来についても見通すことができ、地方債発行を自重するからである。

このように、動学ゲームで捉えると、政府間関係がDLモデルであってもCLモデルであっても非効率が生じることが分かる⁶。したがって、インセンティブ問題の実証分析をするにあたっては、そもそも中央政府と地方政府の政府間財政調整において、両者の間がどのような手番関係なのかを確認しておく必要がある。先行研究でも見られるように、通常はこの手番関係について従属変数と説明変数をあらかじめ仮定した実証分析を行う。しかしながら、それらの推定結果は、相関関係を示しているだけであって因果関係を示しているわけではない。つまり、逆の因果関係を仮定して推定しても有意な結果が得られる可能性がある。例えば、上の理論モデルに沿って、 f_{it} を表す変数を従属変数とし、 b_{it} を表す変数を説明変数とする回帰式の係数推定量が有意な正值であったとしても、それだけを以てDLモデルだと本当は判断できない。なぜなら、従属変数と説明変数を入れ替えた推定の結果も有意かもしれないからである。また、静学的な局面だけに注目していると、生じている非効率が実はCLモデル由来であることを見落とし、誤った政策的含意を導出してしまう可能性もある。

そこで本稿では、内生変数と外生変数をあらかじめ区別しないpanel VARモデルによって、日本の地方交付税制度における中央政府と地方自治体間の手番関係を検証する。その際、Takahashi et al. (2007)のモデルで示された3つの非効率が生み出されるそれぞれの局面に着目して、3種類の異なる推定を試みる。第1は、同時点内の局面に着目した推定である。この推定結果から手番関係がDLモデルであることが示されれば、地方交付税制度がBasic SBC distortionを生み出す環境であると判断できる。逆に、推定結果がCLモデルを示すのであれば、地方交付税制度はこの非効率を生み出す環境ではないといえよう。第2は、異時点間の局面に着目した推定である。この推定結果から手番関係がDLモデルであることが示されれば、地方交付税制度はPrice effect distortionを生み出す環境であると判断できる。他方、先と同様に、推定結果がCLモデルを示すのであれば、地方交付税制度からこの非効率が生み出

⁵ 2期間モデルを理論分析した Goodspeed(2002)や Akai and Sato(2011)、2期間モデルをイメージして実証分析した宮崎(2007)や Sugahara(2019)では、この非効率が生ずることをソフトな予算制約問題としている。

⁶ 対数線形化した効用関数を用いた Takahashi et al. (2008)のシミュレーションによると、2期間モデルでは、割引率 σ がいかなる値であっても、CLモデルで生じる非効率はDLモデルの2つの非効率よりも小さい。他方で、 $T \geq 3$ の有限期間モデルでは、 σ が十分に大きい場合、Direct over-competitive distortion が Price effect distortion を凌駕し、社会厚生水準もCLモデルの方がDLモデルよりも小さくなる。

されることはないと言明できる。第3は、共有地に関する局面に着目した推定である。前二者と異なり、この推定においては、手番関係はCLモデルであることが示されれば、Direct over-competitive distortionが生じている可能性を考えられるが、DLモデルであることが示されれば、地方交付税制度はこの非効率を生み出す環境ではないと判断することになる。

このように、異なる局面からの推定を試みることで、いずれかの局面の推定結果が非効率を生み出す手番関係であることを示したとすると、インセンティブ問題を指摘する先行研究が捉えた非効率性がどの局面のものなのかを判別することができよう。他方、いずれの局面の推定結果からも非効率を生み出す手番関係が示されなかったとすると、地方交付税制度はインセンティブ問題を孕んでいるとは言えず、先行研究が捉えた非効率は地方交付税制度とは別の要因によるものである可能性が高いと言明することができる。

3. 実証モデル

Takahashi et al. (2007)の理論モデルでは、個人所得の移転を地域間移転として扱っていたが、本稿で考察したいのは、地方交付税のインセンティブ問題である。そのため、Akai and Sato(2005)の地域間財政移転の要素を取り入れることで、Takahashi et al. (2007)のモデルから次の点を変更して実証モデルを構築する。第1に、地域間移転の代理変数として地方交付税を用いる⁷。本稿では1990年度から2017年度までの都道府県のパネルデータを使用するが、分析対象期間において不交付団体となったことのある東京都、神奈川県、愛知県、大阪府は、サンプルから除外する。第2に、地域間移転を地方交付税で代理するのに合わせ、共有地の代理変数として、交付税及び譲与税配付金特別会計の入口ベースの地方交付税交付資金総額を用いる⁸。

そのため、結果の解釈についても、一部については、Takahashi et al. (2007)だけでなくAkai and Sato(2005)も参考にする。特に大きく変更するのは地域間移転と地方税の関係についてである。上述のとおり、個人所得の移転を仮定するTakahashi et al. (2007)では、Basic SBC distortionとして事後的な補償を織り込んだ過大な地方税率設定を挙げている。他方、Akai and Sato(2005)によれば、地域間財政移転を予想する地方政府は地方税率を過小な水準に設定する。このように、地域間移転と地方税の関係についてTakahashi et al. (2007)とは逆の帰結だが、本稿では地域間移転として地方交付税を用いるため、Akai and Sato(2005)に依拠して分析結果を解釈する。

まず、基本的なpanel VARモデルについてまとめておこう。理論モデルにあった4つの内生変数（地域間移転、地方公共財、地方債発行額、地方税収）および1つの外生変数（共有地変数）を含む連立方程式体系を考える⁹。

⁷ 本稿で扱うのは普通交付税のみであり、特別交付税は対象としていない。

⁸ 交付税及び譲与税配付金特別会計の入口ベースとは、地方交付税法で定められた国税収（所得税、法人税、消費税、酒税）の一定割合（交付税率）に基づいた交付資金総額のことを指す。他方、出口ベースとして、特別会計の財源不足額の補填のために行われた加算措置後の交付資金総額を捉えることもできる。しかし、道府県にとって外生的なのは入口ベースの交付資金総額だと考えられるため、本稿では入口ベースを採用した。より厳密に言えば、入口ベースにも国税の精算分などが項目に含まれているが、本稿では法定率分の項目のみをデータとして用いた。

⁹ 理論モデルの私的財消費はニューメレールであるため、panel VARモデルには含めない。また、表記の簡単化のため、ここでは内生変数の2期以降のラグは除いて考えている。

$$\mathbf{y}_{it} = \mathbf{A}_0 \mathbf{y}_{it} + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{it-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{x}_{it} + \mathbf{w}_{it}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

ここで、 \mathbf{y}_{it} は内生変数の 4×1 ベクトル、 \mathbf{y}_{it-1} は内生変数の1期ラグの 4×1 ベクトル、 \mathbf{A}_0 はすべての対角要素が0となる係数行列 (4×4)、 \mathbf{A}_1 は1期ラグについての係数行列 (4×4)、 \mathbf{A}_2 は外生変数についての係数ベクトル (4×1)、 \mathbf{x}_{it} は外生変数である。また、 \mathbf{w}_{it} は誤差項ベクトル (4×1) で、 $E(\mathbf{w}_{it} \mathbf{w}'_{it}) \neq 0$ 、 $E(\mathbf{w}_{it} \mathbf{w}'_{is}) = 0$ ($t \neq s$)を仮定する。

この方程式体系の \mathbf{y}_{it} に関する誘導型を導出し、panel VARモデルの仮定を加える。

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_{it} &= \mathbf{B}_1 \mathbf{y}_{it-1} + \mathbf{B}_2 \mathbf{x}_{it} + \mathbf{u}_i + \mathbf{e}_t + \mathbf{v}_{it}, \\ E(\mathbf{v}_{it}) &= 0, E(\mathbf{v}_{it} \mathbf{v}'_{it}) \neq 0, \\ E(\mathbf{u}_i \mathbf{v}'_{it}) &= E(\mathbf{e}_t \mathbf{v}'_{it}) = E(\mathbf{v}_{it} \mathbf{v}'_{is}) = 0 \end{aligned} \quad (2)$$

\mathbf{u}_i と \mathbf{e}_t はそれぞれ、クロスセクションの個別固定効果項および時間固定効果項である。

このpanel VARモデルについて、因果関係分析の先行研究のように構成する方程式を1本ずつ推定する場合、推定量が有効性と一致性を持つために必要な条件は $E(\mathbf{v}_{it} \mathbf{v}'_{it}) = 0$ である。それは、(1)式において $E(\mathbf{w}_{it} \mathbf{w}'_{it}) \neq 0$ および $\mathbf{A}_0 = 0$ であることを意味する¹⁰。しかしながら、本稿が考える理論モデルにおいては、中央政府と地方政府の手番関係に拘らず、地方政府の政策変数 g_{it} 、 b_{it} 、 τ_{it} は同時決定であるため、これらについての3本の方程式の誤差項は当然互いに相関している。したがって、方程式を1本ずつ推定してしまうと推定量には同時方程式バイアスが生じる。また、 $\mathbf{A}_0 = 0$ を仮定することは、特に同時点内の局面を検証するアプローチと矛盾する。以上の理由により、本稿では、このpanel VARモデルを同時方程式体系としてシステム推定する。

得られたパラメータ推定量行列を以下のように表す。

$$\hat{\mathbf{B}}_1 = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_{11} & \hat{\beta}_{12} & \hat{\beta}_{13} & \hat{\beta}_{14} \\ \hat{\beta}_{21} & \hat{\beta}_{22} & \hat{\beta}_{23} & \hat{\beta}_{24} \\ \hat{\beta}_{31} & \hat{\beta}_{32} & \hat{\beta}_{33} & \hat{\beta}_{34} \\ \hat{\beta}_{41} & \hat{\beta}_{42} & \hat{\beta}_{43} & \hat{\beta}_{44} \end{pmatrix}, \hat{\mathbf{B}}_2 = \begin{pmatrix} \hat{\gamma}_1 \\ \hat{\gamma}_2 \\ \hat{\gamma}_3 \\ \hat{\gamma}_4 \end{pmatrix} \quad (3)$$

次節のすべての推定において、内生変数ベクトルの構成要素は $\mathbf{y}'_{it} = (f_{it}, g_{it}, b_{it}, \tau_{it})$ の順番に並べられている。したがって、同時点内の局面の推定と異時点間の局面の推定において、それぞれの局面がDLモデルなのかCLモデルなのかを判断するために注目するのは、 $\hat{\mathbf{B}}_1$ の第1行と第1列のパラメータ推定量である。すなわち、推定結果において、第1行のパラメータが有意であったならば、地方交付税が道府県の政策変数から影響を受けていると解釈できる。したがって、推定結果によって示された手番関係はDLモデルだといえる。他方、第1列のパラメータが有意であったならば、それは道府県の各政策変数の決定が地方交付税に依存していることを意味しており、CLモデルを示していると解釈できる。

共有地に関する局面についての推定で最も着目するのは $\hat{\mathbf{B}}_2$ である。なかでも、 $\hat{\gamma}_2$ から $\hat{\gamma}_4$ が有意であればCLモデルだと判断できる。他方、注意が必要なのは、この局面がDLモデルだと判断できるのは、これらの推定量が有意でないという結果が得られた場合だという点である。

¹⁰ 単位行列 \mathbf{I} を用いて、 $\mathbf{v}_{it} = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_0)^{-1} \mathbf{w}_{it} - \mathbf{u}_i - \mathbf{e}_t$ と表すことができるからである。

3.1 同時点内の手番関係の検証

次に各実証モデルを検討しよう。第1は、同時点内の局面に着目した実証アプローチである。この分析において問題となるのは、「同時点内」をどう捉えるかである。財政データについては、毎年度の決算統計を用いて1期=1年度と考えるのが一般的である。しかしながら、それでは「同時点内」の変化を捉えることができないため、本稿では、各年度の決算額と当初予算額との乖離を用いた分析を試みる¹¹。道府県は人口変化や景気変動といった外的要因についての予測を基に当初予算を策定するが、実際の状況に応じて年度内に補正予算を組む。中央政府も、年4回に分けられている地方交付税交付額のうち、前2回分については前年度をベースにした概算額を交付しており、後半2回分での交付額を調整することで、その年度の7月に確定される算定額を交付しきるようにしている。このような年度内の調整過程に着目すれば、近似的に「同時点内」での中央政府と道府県の行動を捉えることができる。

本稿では g_{it} の代理変数として歳出総額を用いる。この局面に着目した推定における y'_{it} は以下である。

$$y'_{it}{}^{INTRA} = (dv_LAT_{it}, dv_EX_{it}, dv_BOND_{it}, dv_TAX_{it})$$

ここで、 dv_LAT_{it} 、 dv_EX_{it} 、 dv_BOND_{it} 、 dv_TAX_{it} は、それぞれ、地方交付税、歳出総額、地方債発行額、地方税収の決算額と予算額の乖離として以下のように定義される¹²。

$$\begin{aligned} dv_LAT_{it} &= LAT_{it,s} - LAT_{it,b}, \\ dv_EX_{it} &= EX_{it,s} - EX_{it,b}, \\ dv_BOND_{it} &= BOND_{it,s} - BOND_{it,b}, \\ dv_TAX_{it} &= TAX_{it,s} - TAX_{it,b}, \end{aligned}$$

この同時点内の局面の分析において真に推定すべきなのは(1)式の A_0 だが、同時方程式体系の推定上それは困難であるため、その近似として B_1 の推定結果に基づいて考察する。

このモデルの推定結果においてまず注目したいのは $\hat{\beta}_{12}$ と $\hat{\beta}_{21}$ である。これらのうち $\hat{\beta}_{12}$ のみが有意に正であれば、中央政府と道府県の同時点内の手番関係はDLモデルだと解釈できる。つまり、歳出総額の決算額が予算額を上回れば、財源不足を補填するために地方交付税が増額されるという関係である。したがって、Basic SBC distortion、すなわち歳出面のソフトな予算制約問題の存在が示唆される。逆に $\hat{\beta}_{21}$ のみが有意に正だったとすると、同時点内の手番関係は、道府県の歳出決定が地方交付税に制約されるCLモデルだと解釈できる。

次に、 $\hat{\beta}_{14}$ と $\hat{\beta}_{41}$ の関係は地方交付税と税収獲得努力の関係を表していると考えられる。すなわち、 $\hat{\beta}_{14}$ のみが有意に負であれば、地方税収の決算額が予算策定時の見込額よりも少なくなったことに対して、地方交付税の増額による補填がなされていると推察できる。DLモデルにおいて、それを織り込んだ道府県は税収獲得努力インセンティブを失う。つまり、こ

¹¹ 予算データは、雑誌『地方財政』に掲載されている統計（1996年度～2017年度分）と総務省自治財政局から提供していただいた資料（1990年度～1995年度分）を利用している。幾つかの欠損値については該当する道府県に確認して入手した。また、1989年度以前については総務省にも保管資料がなく入手できなかった。決算データは、地方財政統計年報（各年版）に掲載されているものを用いている。

¹² 添え字の s は決算 (settlement) を示し、 b は予算 (budget) を示す。以降においても同様。

の推定結果は、歳入面のホールドアップ問題の存在を示唆していると考えられる。

ただし、各道府県への地方交付税交付額は基準財政需要額と基準財政収入額の差額として決まり、基準財政収入額は標準税収額の75%と地方譲与税等の全額からなっている。つまり、地方税収が減れば交付される地方交付税が増加するという関係は、地方交付税の算定構造から自明だとも言える。したがって、 $\hat{\beta}_{14} < 0$ という結果については、算定構造を単に反映しただけなのか道府県の行動を捉えているのかについて、追加的な考察が必要となろう。

他方、 $\hat{\beta}_{41}$ のみが有意に負だったとすると、中央政府と道府県の同時点内の手番関係はCLモデルであり、道府県の徴税行動が地方交付税に制約されていると解釈できる。

$\hat{\beta}_{13}$ や $\hat{\beta}_{31}$ について有意な結果が得られた場合、理論モデルでは明示的に想定されていないものの、歳出決定や税収獲得に対する上述の非効率な行動の代替財源として地方債を位置づけることができよう。ただし、そのように解釈するためには、地方債発行額が道府県の他の政策変数から受けている影響を示すパラメータ推定量 ($\hat{\beta}_{32}$ や $\hat{\beta}_{34}$) の有意性や符号を確認する必要がある。

3.2 異時点間の手番関係の検証

第2に、異時点間の局面に着目したアプローチである。公共の組織において、予算編成の際に前期の実績値を参照することは珍しくない。そこで、ここでは、一般的な1階差分ではなく、異時点間の予算額と決算額の差額を用いた分析を試みる。すなわち以下である。

$$\begin{aligned} dif_LAT_{it} &= LAT_{it,b} - LAT_{it-1,s}, \\ dif_EX_{it} &= EX_{it,b} - EX_{it-1,s}, \\ dif_BOND_{it} &= BOND_{it,b} - BOND_{it-1,s}, \\ dif_TAX_{it} &= TAX_{it,b} - TAX_{it-1,s}, \end{aligned}$$

したがって、この局面に着目した推定における \mathbf{y}'_{it} は以下である。

$$\mathbf{y}'_{it}{}^{INTER} = (dif_LAT_{it}, dif_EX_{it}, dif_BOND_{it}, dif_TAX_{it})$$

異時点間の局面の分析では、(2)式自体を実証モデルとして扱うことができる。つまり、(3)式の \mathbf{B}_1 の各要素に直接的な意味がある。ここで注目したいのは、 $\hat{\beta}_{13}$ と $\hat{\beta}_{31}$ の関係である。すなわち、 $\hat{\beta}_{13}$ のみが有意に正であれば、 $t-1$ 年度の i 県の地方債発行の増加が、その県への t 年度（以降）における地方交付税の増額をもたらすことを意味している。つまり、異時点間での道府県予算のソフト化である。これは、Sugahara(2019)の分析結果に通ずるものである。このような中央政府の反応を織り込んで道府県が地方債発行額を決めているとすれば、Price effect distortionが生じている可能性が考えられる。

他方、 $\hat{\beta}_{31}$ のみが有意であったとすると、道府県の地方債発行は地方交付税によって制約されていると考えられる。つまり、異時点間の局面において道府県と中央政府の手番関係はCLモデルであり、Price effect distortion発生の可能性はない。この場合、考えられる符号は負である。つまり、地方交付税の減額を地方債発行によって代替するという関係である。実際に、財源対策債、減収補てん債、臨時財政対策債といったように、地方交付税に代わって財源不足額を補填するための地方債が制度上認められている。

異時点間の局面についての実証モデルでは、歳出総額や地方税収と地方交付税との関係は

間接的なものとして推定結果に表れるかもしれない。特に、Takahashi et al. (2007)によれば、地方債発行は地方税減税の代替措置なので、それは $\hat{\beta}_{14}$ の有意性や符号にも表れる可能性がある。また、変則的だが、地方税を変化させず、地方債発行によって歳出を増加させているとすると、 $\hat{\beta}_{12}$ が有意な値を示すかもしれない。ただし、これらのパラメータ推定量が有意であったとしても、そもそも $\hat{\beta}_{13}$ が有意でなければ、理論モデルで想定したPrice effect distortionが発生しているとはいえない。また、歳出総額や地方税収と地方債発行額との関係を示すパラメータ推定量 ($\hat{\beta}_{32}$ や $\hat{\beta}_{34}$) の有意性や符号から、上述のような財源代替が起こっているかどうかを確認する必要もある。

3.3 共有地に関する手番関係の検証

最後に、共有地に対する中央政府と道府県の手番関係がDirect over-competitive distortionを発生させるものであるかどうかの検証である。本稿では、地方交付税制度における共有地のイメージとして、交付税及び譲与税配付金特別会計の入口ベースの交付資金総額を共有地変数 ($TOTAL_t$) とする。

ただし、時間固定効果を含むpanel VARモデルでは、各年度においてクロスセクションで共通する値となる変数は使用できないため、この共有地変数を総人口に対する各道府県の人口比率の逆数 s_{it} でウェイト付けすることによって、道府県間で値の異なる変数に加工する。これは、市町村合併に際するフリーライダー行動を分析したHansen(2014)やNakazawa(2019)のアイデアに基づく変数加工である。すなわち、これらの研究では、相手自治体住民の返済負担能力にただ乗りする目的で、規模の小さな自治体ほど合併前に多額の地方債を発行していることが指摘されている。この発想を援用し、本稿の分析においても、規模の小さな県ほど共有地の規模をより大きく評価していると仮定する。つまり、各道府県が直面する外生変数は以下のように表される。

$$\mathbf{x}_{it} = TOTAL_{it} = s_{it} \times TOTAL_t$$

この局面の推定における \mathbf{y}'_{it} には以下を用いる。

$$\mathbf{y}'_{it}{}^{COMMON} = (LAT_{it,b}, EX_{it,b}, BOND_{it,b}, TAX_{it,b})$$

すなわち、今までの2つの局面からのアプローチとは異なり、この共有地に関する手番関係の検証では、乖離額ではなくレベル変数の予算額を用いる。これは、もし地方債発行についての過剰競争が起こっているとすると、共有地変数の規模に応じて地方債発行額が決まっていると考えられるからである。また、推定式において $TOTAL_{it}$ をラグ無しの変数とする。これは、外生変数である共有地規模の情報は、手番関係に拘わらず中央政府も道府県も今期に知ることができることを仮定している。

この推定において、 $\hat{\gamma}_3$ が有意に正であれば、中央政府と道府県の手番関係はDirect over-competitive distortion を引き起こすCLモデルだと考えられる。また、 $\hat{\gamma}_2$ や $\hat{\gamma}_4$ も共有地規模に対する道府県の行動を考える上で重要な情報となる。つまり、 $\hat{\gamma}_2$ が有意に正であったり $\hat{\gamma}_4$ が有意に負であったりした場合、Direct over-competitive distortionの発生を直ちに想起するのは論理の飛躍だが、道府県が共有地規模に関して近視眼的に評価していると考えられることはできよう。他方、理論モデルにおいて、リーダーである道府県の意思決定は共有地規模に影響を

受けないとされていたため、この局面がDLモデルだと判断できるのは、これらの推定量が有意でない場合である。

この推定で得られた $\hat{\mathbf{B}}_1$ は、第3.1および3.2節での推定結果を補完するものと捉えることができる。つまり、乖離額ではなくレベル変数で地方交付税と道府県の政策変数との関係を捉えた場合、推定結果がどのような手番関係を示すかを検証できる。

4 推定方法と結果

4.1 推定方法

本稿では、(3)式のパラメータ推定量を得るためLove and Zicchino(2006)およびAbrigo and Love (2016)によって提案されたシステムGMM推定を用いる。この方法では、まず時間固定効果と個別固定効果を取り除くための変数変換を次のように行う。すなわち、変数の元の値を m_{it} とすると、各期におけるクロスセクション平均を差し引くことで時間固定効果を除去する： $m'_{it} = m_{it} - \bar{m}_t$ 。次に、Arellano and Bover(1995)で提案されたforward orthogonal deviationに変換することで個別固定効果を除去する。これは次のとおりである。 $m_{it}^* = (m'_{it} - \bar{m}'_{it})\sqrt{M_{it}/(M_{it} + 1)}$ 。ここで、 M_{it} は、 t 期の i 県について利用可能な T 期までの観測値数である。また、 \bar{m}'_{it} は、その $t+1$ 期から T 期までの道府県ごとの平均値である。このような変換によって(2)式は次のように書き換えられる。

$$\mathbf{y}_{it}^* = \mathbf{B}_1 \mathbf{y}_{it-1}^* + \mathbf{B}_2 \mathbf{x}_{it}^* + \mathbf{v}_{it}^*, \quad (4)$$

Abrigo and Love (2016)は、(4)式について、内生変数の次数 $q(> p)$ のラグおよび外生変数からなる操作変数を用いたGMM推定を提案している。 $p(\geq 1)$ は説明変数として用いるラグの次数である。

推定で用いる操作変数とは、第2節の理論モデルにおける状態変数と捉えることができる。したがって、理論モデルとの整合性を保とうとするならば q はできるだけ長くしたい。しかしながらそうすると、過剰識別問題の懸念が出てくるし、従属変数として用いるための時系列方向の観測数が少なくなってしまう。他方、説明変数として用いるラグ変数は、理論モデルにおいてリーダーが決定する先決変数を意味するため、 p が長くなると理論モデルとの整合性が低くなってしまう。

このようなモーメント条件とモデル選択の問題に対して、Abrigo and Love (2016)は、Andrew and Lu(2001)によって提案されたGMM推定についての選択基準をpanel VAR推定に応用している¹³。本稿でもその選択方法に従って p と q を決定する。

4.2 推定結果

分析には、1990年度から2017年度までの43道府県について自然対数化したパネルデータを用いた。表2は記述統計量および単位根検定の結果をまとめたものである。単位根検定には、係数がクロスセクションで共通であることを仮定するLevin, Lin & Chu検定と、係数がクロスセクション間で異なることを許容するIm, Pesaran & Shin検定の2つを用いた。検定の

¹³ Andrew and Lu(2000)は、GMM推定に対する過剰識別検定統計量（HansenのJ統計量）を用いて、GMM推定版の赤池情報基準、ベイジアン情報基準およびHannan-Quinn情報基準を提案した。詳細については、Andrew and Lu(2000)およびAbrigo and Love(2016)を参照のこと。

結果、 $TOTAL_{it}$ に単位根が確認されたため、推定では1階差分を用いた。

次に、表3に、Andrew and Lu(2001)の方法に基づくラグ次数選択の結果をまとめた。ここでは、 p の上限を4、 q の上限を5として繰り返し推定を行い、過剰識別検定のためのJ統計量と3つの情報量基準を算出している。これらより、過剰識別ではないという帰無仮説を有意水準5%で棄却しないもののうちから、各情報量基準が最小になるラグ次数を選択した。すなわち、同時点内の局面に着目した推定については1~3期ラグを、異時点間の局面に着目した推定では1、2期ラグを、共有地に関する局面の推定では1期ラグを説明変数とした。

[表2を挿入]

[表3を挿入]

4.2.1 同時点内の手番関係

表4-1でまとめたGrangerの因果関係テストに基づいて同時点内の手番関係について考察しよう。表4-2での係数推定量の符号も踏まえて、理論的に想定される反応となっているかどうかを検討する。なお、解釈を明確にするため、1%もしくは5%水準で有意な推定結果のみについて言及する。以降についても同様である。

まず、最も着目したい歳出総額と地方交付税の関係 ($\hat{\beta}_{12}$ と $\hat{\beta}_{21}$) は、 $\hat{\beta}_{21}$ のみが有意であることから、同時点内の手番関係はCLモデルであると判断できる。したがって、Basic SBC distortionが発生している可能性は考えにくい。加えて、表4-2で見ると、地方交付税の変化に対する歳出総額の具体的な反応は、 dv_LAT_{it-3} の符号のみが負と示されている。地方交付税と歳出総額が逆の動きをするというのは、CLモデルにおけるフォロワーの理論的な行動と整合的ではない¹⁴。そのため、この符号の意味については4.3節で改めて考察する。

第2に、地方税と地方交付税の関係 ($\hat{\beta}_{14}$ と $\hat{\beta}_{41}$) は双方向の因果関係となっている。表4-2によって詳細を見ると、 $\hat{\beta}_{14}$ については、地方税収の乖離額の1~3期ラグすべてで符号が負である。つまり、過去において地方税収の決算額が予算額を継続的に下回って（上回って）いたら、将来の年度において地方交付税が当初予算よりも増額（減額）されるという関係である。他方、表4-2から、 $\hat{\beta}_{41}$ の符号も負であることが分かる。つまり、年度内での地方交付税の増額（減額）に対して地方税収を減らす（増やす）という行動が考えられる。

ただし、そもそも、双方向の因果関係というのは理論モデルでは想定されていない結果である。また、表4-1からは、道府県の政策変数のうち、地方税収は最も内生的な変数であることがうかがえる。加えて、前節で述べたように、 $\hat{\beta}_{14} < 0$ というのは、地方交付税の算定構造を反映しているだけかもしれない。したがって、道府県が戦略的に地方税収を操作していることが推定結果に反映されているのではないかもしれない。この双方向の因果関係についても、4.3節で改めて考察する。

[表4-1を挿入]

[表4-2を挿入]

¹⁴ 第2節では明示的に議論はしていないものの、予算制約に地域間財政移転を含む場合、フォロワーである地方自治体の歳出が地域間財政移転に対して正の相関を持つことは自明である。

4.2.2 異時点間の手番関係

第2に、異時点間の局面に関する推定の結果は表5-1および5-2にまとめられている。まず、最も着目したい地方交付税と地方債発行額の関係 ($\hat{\beta}_{13}$ と $\hat{\beta}_{31}$) については、 $\hat{\beta}_{31} < 0$ の有意性が高いことからCLモデルだと解釈できる。つまり、前節での予想のように、中央政府による制約の下で地方交付税と地方債発行が代替関係にあると考えられる。したがって、Price effect distortionが生じている可能性は考えにくい。

他方で、地方交付税と地方税の関係については、 $\hat{\beta}_{14}$ が有意に負である。すなわち、道府県が地方税収について前年度実績以下の額になるという弱気な予算編成をすれば、地方交付税はそれを補填するように決定される。これは、手番関係としてはDLモデルのようにも見えるが、4.2.1節の結果と同様に地方交付税の算定構造を反映しているだけかもしれない。

仮に、DLモデルの下で地方税収が戦略的に決定されているとしても、それがPrice effect distortionの起因だとは考えにくい。なぜなら、上述のとおり地方交付税と地方債発行額の関係はCLモデルであるのに加えて、地方税収と地方債発行の関係については、むしろ地方債が地方税収に影響している ($\hat{\beta}_{43} < 0$) という推定結果だからである。

[表5-1を挿入]

[表5-2を挿入]

4.2.3 共有地に関する手番関係

最後に、表6に基づいて共有地に関する手番関係を考えよう。表3で見たように、この推定については1期ラグのみを(4)式右辺の y_{it-1}^* として用いたので、 χ^2 統計量による因果関係テストは省略している。

このモデルでまず注目したいのは $\hat{\mathbf{B}}_2$ である。推定結果より、第1に、 $\hat{\gamma}_1$ は有意ではなかった。つまり、地方交付税交付額は共有地規模に対して反応していないといえる。交付資金総額とは国税収の一定割合だから、この推定結果からは、地方交付税交付額が国税収の変動の影響を受けていないことがうかがえる。これは、交付税及び譲与税配付金特別会計における交付税財源の過不足の調整を通じて、中央政府が各道府県への地方交付税交付額を安定的に維持しているためではないかと考えられる。

第2に、フォロワーの地方債発行競争によってDirect over-competitive distortionが生じるCLモデルであれば、 $\hat{\gamma}_2$ や $\hat{\gamma}_3$ は正值になるというのが理論的な予想だったが、これらの符号はいずれも有意に負であった。したがって、共有地に関する中央政府と道府県の手番関係は、地方債発行競争を起こす環境ではないと考えられる。

ただし、 $\hat{\gamma}_2$ と $\hat{\gamma}_3$ が負値というのは理論的に想定されていない結果である。これは、道府県の歳出決定にcountercyclicalな要素が含まれており、そのための財源として地方債発行が用いられていることを表しているのではないだろうか。つまり、国税収の一定割合である交付資金総額の時系列方向の変動は、景気変動とある程度相関していると推察できる。それに対して歳出総額が逆の動きをすることの最も直感的な意味は、不況時の景気対策だと考えられる¹⁵。

¹⁵ 時間固定効果を入れてはいるが、各道府県におけるそれぞれの地域経済の変動までは、本稿の分析ではコントロールしきれてはいない。

他方、 $\hat{\mathbf{B}}_1$ の結果に目を移すと、地方交付税と歳出総額および地方債発行額の関係は、 $\hat{\beta}_{21}$ および $\hat{\beta}_{31}$ のみが有意に負である。この推定では、乖離額ではなくレベル変数を用いているものの、 $\hat{\beta}_{31}$ については4.2.2節と同様に、地方債が地方交付税の代替財源となっていると解釈できよう。しかしながら、地方交付税と歳出総額の関係（ $\hat{\beta}_{21}$ ）については4.2.1節と同様にCLモデルにおけるフォロワーの行動とは言えず、理論的な解釈が難しい結果である。

第3に、地方税収の反応を示す $\hat{\gamma}_4$ が負値であることから、交付資金総額を大きく評価する道府県ほど、交付される地方交付税の増額を期待し税収獲得に尽力しなくなるといった道府県の機会主義的行動が想起される。この推定で用いたのが予算額であることから、より正確に言えば、徴税率について低めの目標を設定し、その下での地方税収額を予算計上するという解釈になる。 $\hat{\mathbf{B}}_1$ における地方税収と地方債発行の関係（ $\hat{\beta}_{34}$ ）が有意に負であることから、地方税に関する道府県のこのような行動は、代替財源としての地方債発行額の増加につながっているかもしれない。ただし、そうであったとしても、上述のとおり、共有地に対する地方債発行額の反応（ $\hat{\gamma}_3$ ）が負であるため、間接的にであってもDirect over-competitive distortionが生じる環境だとはいえない。

また、個人所得や法人収益を主な課税ベースとする道府県税収もやはり景気変動と相関しているはずなので、 $\hat{\gamma}_4 < 0$ という結果を機会主義的行動だけで説明することには無理があるかもしれない。その代わりとして考えられるのは、この推定結果が中央政府と道府県の税収予測のズレを反映している可能性である。つまり、例えば、サンプルから外した都市圏の4道府県を中心としてマクロ経済が不況から回復傾向にあったとしても、地方圏の経済の回復が遅れることはよくある。そのような状況では、中央政府が国税収の回復を見込む一方で、道府県は地方税収の更なる落ち込みを見込んでいるということもありうる。このような道府県の悲観的な税収予測という想定を以って $\hat{\gamma}_4 < 0$ を説明することもできよう。

なお、4.2.1節と同様に、この局面においても $\hat{\mathbf{B}}_1$ の地方税と地方交付税の関係（ $\hat{\beta}_{14}$ と $\hat{\beta}_{41}$ ）は両者とも有意に負となっている。

[表6を挿入]

4.3 小括と追加的な考察

ここまでの推定結果をまとめると、表7のとおりである。これらから、まず、日本の地方交付税制度における中央政府と道府県の手番関係は、歳出決定や地方債発行については、そもそもソフトな予算制約問題を生み出す環境ではないといえる。したがって、本稿の分析結果に基づけば、先行研究が明らかにした非効率性は、林(2006)が指摘するように予算制約のソフト化とは別の要因によるものである可能性が高いといえる。しかしながら、地方交付税の歳出総額に対する影響が有意に負であるという推定結果は、CLモデルにおけるフォロワーの行動として理論的に説明することができない。

他方、地方税収と地方交付税に関する中央政府と道府県の手番関係は、DLモデルとCLモデルの両方の可能性があるため、歳入面のホールドアップ問題は地方交付税制度に内包されているかもしれない。しかしながら、4.2.1節や4.2.3節で見られた地方税収と地方交付税の双方向の因果関係というのも、逐次手番を想定している本稿の理論モデルでは説明することができない。

では、これらの推定結果をどう解釈すべきだろうか。本小節では、分析で用いた変数の状況を精査することで、中央政府と道府県がどのような行動を取っているのかを考察する。ここでは、上述の2つの結果が最も明確に表れている同時点内の局面についての推定で用いた決算額と予算額の乖離の状況に着目する。

表7. 各局面における手番関係および因果の符号

	同時点内の局面	異時点間の局面	共有地に関する局面	
	\hat{B}_1	\hat{B}_1	\hat{B}_2	\hat{B}_1
歳出総額	CL/負	因果関係なし	負	CL/負
地方債発行額	因果関係なし	CL/負	負	CL/負
地方税収	双方向/負	DL/負	負	双方向/負

※推定結果に基づいて著者が作成。

4.3.1 地方交付税と歳出総額の関係

図1と図2では、 dv_LAT_{it} と dv_EX_{it} について各年度での道府県間の平均値および標準偏差を用いたばらつき具合を図示した。4.2節に合わせて、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府はサンプルから除外している。また、同時点内の局面についての推定では、操作変数として4期分のラグ変数を、説明変数として3期分のラグ変数を必要としたため、1990年代のデータは従属変数として用いられていない。したがって、推定結果が反映しているのは主に2000年代以降の状況だという点に注意が必要である。

この点を踏まえて図1と図2を見ると、次の2つが確認できる。第1に、 dv_LAT_{it} はゼロに収束もしくはマイナスという傾向なのに対して、 dv_EX_{it} は不況や震災の時期をはじめとしてプラスに振れている時期が多くある。特に、自公政権下で景気が安定していた2012年度以降においては、平均値で見て、地方交付税の決算額は予算額よりも削減されてきたが、歳出総額は必ずしもそうになっていない。つまり、2000年代以降全体を通してみると、 $\hat{\beta}_{21} < 0$ という推定結果は、 $dv_LAT_{it} \leq 0$ および $dv_EX_{it} > 0$ という傾向から得られたと言えよう。

第2に、道府県間でのばらつきは全体的に dv_EX_{it} の方が大きい。ただし、2012年度以降については dv_LAT_{it} のばらつきが顕著である。これは、震災復興事業や自公政権下での地方創生事業の財政措置によって、道府県間での地方交付税の配分比率が変化したことの表れだと思われる。

つまり、マクロの社会経済的状況や時の政権目標を踏まえながら中央政府が地方交付税を決定しているのに対して、道府県はcountercyclicalな歳出決定や災害対応など自地域の状況に応じた歳出決定をしていることがうかがえる。

これらのことから、地方交付税と歳出総額の負の因果関係を示す推定結果は、地方交付税の変動に対応して道府県が歳出総額を変化したことを表しているとは考えにくい。それよりも、それぞれが異なる目的の下で、中央政府は地方交付税交付額を、道府県は歳出総額を決めているなかで、結果として逆方向となる関係が推定結果に反映されたと解釈すべきではないだろうか。

[図1を挿入]

[図2を挿入]

4.3.2 地方税収と地方交付税の関係

地方税収と地方交付税については、算定構造上、例えば地方税収が増加（減少）すれば地方交付税が減少（増加）するという関係にあるため、推定結果において $\hat{\beta}_{14} < 0$ となるのは自明だとも言える。しかし、そう断言できるかどうかを、道府県の行動によって dv_TAX_{it} が変化している可能性も考慮して検討したい。

地方税収は、課税ベース額×税率×徴税率と分解できる。このうち、道府県の基幹税目である道府県民税や法人事業税について税率操作は制度上可能だが¹⁶、年度途中で条例を改正し税率操作によって道府県が dv_TAX_{it} を変化させるというのは現実的ではない。そのため、道府県が取れる選択肢は、徴税率を操作するか課税ベースの見込額を操作するかである。そこで、DLモデルやCLモデルの下で、道府県がこれらをどのように操作するかを考えよう。

まず、 $\hat{\beta}_{14} < 0$ についてである。もし、中央政府と道府県の関係が第2節で想定したDLモデルであるならば、道府県は、積極的な徴税をせずに地方税収の決算額を予算時の想定よりも少なくし、地方交付税による追加補填を得ようとするだろう。もしくは、道府県が課税ベースの見込額を過大に予測したことで、結果的に地方税収の決算額が予算額を下回り、地方交付税による追加補填が必要となるというシナリオも考えられる。

つまり、DLモデルである可能性は、 $dv_TAX_{it} < 0$ および $dv_LAT_{it} > 0$ という傾向の下で $\hat{\beta}_{14} < 0$ が得られている場合に限られる。逆に、 $\hat{\beta}_{14} < 0$ が $dv_TAX_{it} > 0$ および $dv_LAT_{it} < 0$ という傾向の下で得られた結果ならば、それは算定構造上の関係を示しているにすぎないと判断することができる。

次に、 $\hat{\beta}_{41} < 0$ についてである。中央政府と道府県の関係が第2節で想定したCLモデルであるならば、中央政府は、地方交付税の交付額を予算額から変更しない、もしくは予算額よりも決算額を少なくすることで、道府県の予算制約をハード化する。それによって、道府県はより高い徴税率を目指して努力したり、課税ベースを控えめに予測したりして、地方税収の決算額が予算額を下回らないようにすると考えられる。

つまり、 $\hat{\beta}_{41} < 0$ が $dv_LAT_{it} \leq 0$ および $dv_TAX_{it} > 0$ という傾向の下で得られた推定結果ならば、中央政府と道府県の関係がCLモデルであることを表していると判断できよう。しかし逆に、 $\hat{\beta}_{41} < 0$ の背後にある傾向が $dv_LAT_{it} > 0$ および $dv_TAX_{it} < 0$ だったとすると、中央政府が地方交付税を増やすことで、道府県の徴税努力を減じるもしくは地方税収の過大予測を促しているという解釈になる。これは本稿の想定したCLモデルとは言えず、中央政府の非効率な意思決定を考慮するような別の理論が必要となる。

先の図と同様にして、 dv_TAX_{it} について各年度での道府県間の平均値および標準偏差を用いたばらつき具合の推移を図3に示し、図1の dv_LAT_{it} と比較しよう。この比較においても、2000年代以降の状況に着目する。

まず、最も特徴的な点は、ほとんどの年度において、地方税収は平均的に決算額が予算額を上回っている、すなわち $dv_TAX_{it} > 0$ となっていることである。図1と比較すると、特に景

¹⁶ 厳密に言えば、道府県民税の利子割、配当割、株式等譲渡所得割は一定税率となっており道府県に税率操作の余地はない。これは、地方消費税も同様である。また、道府県民税の法人税割および法人事業税には制限税率が設けられおり、無制限に増税できるわけではない。

気が安定していた2000年代中頃や2012年度以降においては、 dv_LAT_{it} がゼロもしくは負であるのに対して、 dv_TAX_{it} は明確に正である。

次に、 dv_LAT_{it} と比べて、 dv_TAX_{it} のばらつきは期間を通じてほぼ一定となっている。特に、2012年度以降においては、個別に見れば $dv_LAT_{it} > 0$ となっている道府県はあるにしても、多くの道府県は $dv_TAX_{it} > 0$ を維持していることが推察される。

これらを総じて見ると、 $\hat{\beta}_{14} < 0$ および $\hat{\beta}_{41} < 0$ という推定結果は、 $dv_TAX_{it} > 0$ および $dv_LAT_{it} \leq 0$ という傾向の下で得られたといえる。したがって、決算額と予算額の乖離状況の精査からは、地方税収と地方交付税の双方向の因果関係のうち、 $\hat{\beta}_{14} < 0$ は地方交付税の算定構造を表しているにすぎず、 $\hat{\beta}_{41} < 0$ は中央政府と道府県の関係がCLモデルであることを示していると考えられる。つまり、地方税収と地方交付税に関する中央政府と道府県の意思決定の手番関係は、歳入面のホールドアップ問題を生み出す環境にはないといえよう。

[図3を挿入]

5 まとめ

地方交付税制度のインセンティブ問題に関する従来の研究では、実証モデルが理論モデルと整合的ではなかった。すなわち、DLモデルにおけるリーダーである地方自治体の政策変数を、フォロワーである中央政府の政策変数で回帰するという手法が取られてきた。しかしながら、説明変数と従属変数を入れ替えるだけでは不十分である。なぜなら、そもそも中央政府と地方自治体間の手番関係がDLモデルなのかCLモデルなのかが議論されてこなかったからである。

そこで本稿では、パネル自己回帰モデルを用いて、中央政府と地方自治体の政策変数についてあらかじめ内生・外生を仮定するのではなく、推定結果から判別するというアプローチを取った。加えて、動学ゲーム理論を用いたTakahashi et al.(2007)によって導出された3つの非効率（Basic SBC distortion, Price effect distortion, およびDirect over-competitive distortion）が生ずる可能性のあるそれぞれの局面に着目し、手番関係を分析した。推定には、1990年度から2017年度において常に交付団体であった43道府県のパネルデータを用いた。

分析結果からは次の2つが得られた。第1に、歳出決定や地方債発行について、中央政府と道府県の間には、Basic SBC distortionやPrice effect distortionが生じる手番関係ではないことが明らかにされた。つまり、日本の地方交付税制度は、そもそもソフトな予算制約問題を生み出す環境ではないといえる。また、手番関係だけで見れば、Direct over-competitive distortionが生じるCLモデルが示されたが、因果の符号は理論的に予想されるものとは逆であった。これについて、地方交付税と地方債発行額の間には、制度的な財源の代替だと解釈できる。他方、分析に用いた変数の状況を精査すると、地方交付税と歳出総額に関する推定結果は、中央政府と道府県の政策目的の違いが反映されたものではないかと考えられる。

第2に、地方税収と地方交付税には双方向の因果関係が確認された。つまり、地方交付税による事後的な補填を期待して道府県が地方税収を減らすというDLモデルと、中央政府が地方交付税を操作することでそのような道府県のモラルハザード行動を防ぐというCLモデルの両方の可能性である。そこで本稿では、地方税収と地方交付税について決算額と予算額

の乖離の状況を精査した。それによると、地方交付税の決算額は予算額と同じかそれを下回る傾向にあるのに対して、地方税収の決算額はほとんどの年度において予算額を上回っていることが確認された。これらから、道府県の予算制約は地方交付税の調整によってハード化されており、その下で道府県は地方税収の決算額が予算額以下にならないよう行動していると推察される。したがって、双方向の因果関係の推定結果のうち、地方税収から地方交付税への関係を示す結果は、単に地方交付税の算定構造を表したにすぎず、地方交付税から地方税収への関係を示す結果は、中央政府と道府県の関係がCLモデルである可能性を表すものだと考えられる。つまり、地方交付税制度は歳入面のホールドアップ問題を生み出す環境ではないといえる。

以上のように、本稿の貢献は次の2つである。第1に、地方交付税制度におけるインセンティブ問題に関して、中央政府と地方自治体の意思決定の手番関係は、先行研究で暗黙に仮定されているものとは異なることを明らかにした点である。第2に、日本の地方交付税制度において、中央政府と道府県の意思決定の手番関係は、歳出面のソフトな予算制約問題や歳入面のホールドアップ問題を生み出す環境ではないことを明らかにした点である。

本稿の分析結果に基づけば、このテーマに関する今後の実証研究においては、まず同時方程式体系もしくはラグ変数を含む連立方程式体系の推定によって、中央政府と地方自治体の意思決定に関する手番関係を確認するべきである。分析対象を道府県ではなく市町村にしたり、個別の歳出費目や地方税項目を扱ったりすれば、それぞれの場合の手番関係は本稿の推定結果とは異なるかもしれない。しかし、その確認を怠ると、地方交付税制度のインセンティブ問題について誤った分析や解釈を行うおそれがある。

最後に、本稿の分析は、特にTakahashi et al.(2007)のモデルセッティングに依拠した実証モデルに基づいており、例えば、重要な状態変数と考えられる国や地方の債務残高を分析に含められていない。また、予算額に関するサンプル期間の制約のため、地方分権一括法や三位一体改革など地方自治体の行動に変容をもたらしたと考えられる制度改革の影響を考慮できていない。これらについては、本稿の今後の拡張において取り扱うことにしたい。

参考文献

- 1) Akai, N. and M. Sato. 2005. Decentralized leadership meets soft budget. *CIRJE Discussion Paper Series*. Faculty of Economics, University of Tokyo.
- 2) Akai, N. and M. Sato. 2011. A simple dynamic decentralized leadership model with private savings and local borrowing regulation. *Journal of Urban Economics*, 70, 15-24.
- 3) Abrigo, R.M.M. and I. Love. 2016. Estimation of panel vector autoregression in Stata. *The Stata Journal*, 16(3), 778-804.
- 4) Andrews, D.W.K. and B. Lu. 2001. Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 101(1), 123-164.
- 5) Arellano, M. and O. Bover. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- 6) Doi, T. 1998. Is Japanese local finance really centralized? : From a viewpoint of the revenue-

- expenditure nexus. *Institute of Social Science Discussion Paper Series* No. F-76, University of Tokyo.
- 7) Goodspeed, T. 2002. Bailouts in a federation. *International Tax and Public Finance*, 9, 409-421.
 - 8) Hansen, S.W. 2014. Common pool size and project size: an empirical test on expenditures using Danish municipal mergers. *Public Choice*, 159, 3-21.
 - 9) Ihori, T. 2011. Overlapping tax revenue, soft budget, and rent seeking. *International Tax and Public Finance*, 18, 36-55.
 - 10) Love, I. and L. Zicchino. 2006. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2), 190-210.
 - 11) Nakazawa, K. 2019. Free-rider behavior and amalgamatin patterns. in *Advances in Local Public Economics* edited by Kunizaki, M., K. Nakamura, K. Sugahara and M. Yanagihara, 137-152.
 - 12) Ogawa, H. and K. Tanahashi. 2008. Effect of new public management: data envelopment analysis. *Government Auditing Review*, 15, 47-62.
 - 13) Otsuka, A., M. Goto and T. Sueyoshi. 2014. Cost-efficiency of Japanese local governments: effects of decentralization and regional integration. *Regional Studies, Regional Science*, 1(1), 207-220.
 - 14) Pettersson-Lidbom, P. 2010. Dynamic commitment and the soft budget constraint: An empirical test. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(3), 154-179.
 - 15) Sugahara, K. 2019. Searching for a soft budget constraint: The case of the intergovernmental transfer system in Japan. in *Advances in Local Public Economics* edited by Kunizaki, M., K. Nakamura, K. Sugahara and M. Yanagihara, 85-116.
 - 16) Takahashi, H., T. Takemoto and A. Suzuki. 2007. Incentive problem in intergovernmental transfers: differences between two infinitely iterated leadership models. *The Economic Society of Meikai University Discussion paper*, DP2007-01.
 - 17) Takahashi, H., T. Takemoto and A. Suzuki. 2008. The soft busget constraint problem in a dynamic central leadership model. *Economic Bulletin*, 8(1), 1-10.
 - 18) Wildashin, D.E. 1997. Externalities and bailouts: Hard and soft budget constraints in intergovernmental fiscal relations. *Policy Research Working Paper*, 1843, The World Bank.
 - 19) 赤井伸郎・佐藤主光・山下耕治. 2003. 『地方交付税の経済学：理論・実証に基づく改革』 有斐閣
 - 20) 石田三成. 2014. 「地方交付税制度が徴収率に与える効果の推定－行革インセンティブ算定の効果と交付税制度に内在する歪みの検証－」 『経済分析』, 188, 22-43.
 - 21) 岡田章. 1996. 『ゲーム理論』 有斐閣.
 - 22) 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(4), 141-158.
 - 23) 柴田章久・竹田之彦. 1997. 「経済学における微分ゲーム理論の応用について」 『経済学雑誌（大阪市立大学）』, 98(4), 1-22.
 - 24) 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－都道府県パネルデータによる計測－」（共同研究2：戦後日本経済における地域産業構造の変化と地方財政構造Ⅱ） 『研究所年報（明治学院大学産業経済研究所）』 第25号, 7-14.

- 25) 田近栄治・宮崎毅. 2006. 「地方交付税と地方自治体の財政改善努力：全国市町村データによる分析」 COE/RES Discussion Paper Series, No. 164.
- 26) 出井信夫. 2006. 『図説 地方財政データブック（平成18年度版）』学陽書房.
- 27) 西川雅史. 2011. 『財政調整制度下の地方財政：健全化への挑戦』勁草書房.
- 28) 西川雅史・横山彰. 2004. 「地方政府の徴税インセンティブー徴収率の格差と地方交付税制度」『日本経済研究』, 第50巻, 165-179.
- 29) 林正義. 2002. 「自治体特性と非効率性：確率フロンティア分析による予備的考察」『研究所年報（明治学院大学産業経済研究所）』, 第19号, 15-21.
- 30) 林正義. 2006. 「地方交付税の経済分析」『経済政策ジャーナル』3(2), 6-24.
- 31) 林亮輔. 2017. 「自治体経営の効率性と決定要因：多段階モデルアプローチを用いた都市自治体の検証」『九州地区国立大学教育系・文系研究論文集』, 4(1,2), 1-16.
- 32) 平井健之. 2013. 「地方財政運営における歳出と地方交付税の関係」『香川大学経済学部研究年報』, 53, 47-72.
- 33) 深澤映司. 2007. 「地方自治体の経済活性化策に対する地方交付税制度の影響」『レファレンス』(9月), 107-125.
- 34) 堀場勇夫. 1990. 「地方財政構造と時系列分析－Granger の因果関係分析を中心として－」『青山経済論集』, 42(3), 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)
- 35) 堀場勇夫・持田信樹・深江敬志. 2003. 「地方交付税制度とモラルハザードー固定資産税制度との関係でー」『青山経済論集（青山学院大学）』, 第54巻, 第4号, 27-58.
- 36) 宮崎毅. 2007. 「地方交付税におけるソフトな予算制約の検証：経常経費における補正係数の決定」ESRI Discussion Paper Series No.183.
- 37) 宮崎智視. 2004. 「財政移転, 公共投資と地域経済の効率性」『日本経済研究』, 第48巻, 58-75.
- 38) 山下耕治. 2001. 「地方政府の課税インセンティブ 超過課税に関する実証分析」『日本経済研究』, 第43巻, 155-169.
- 39) 山下耕治・赤井伸郎・佐藤主光. 2002. 「地方交付税制度に潜むインセンティブ効果ーフロンティア費用関数によるソフトな予算制約問題の検証」『フィナンシャル・レビュー』, 第61号, 120-145.
- 40) 湯之上英雄・倉本宜史・小川亮. 2009. 「地方交付税制度が歳出行動に与える影響ー交付・不交付団体の差異に着目した実証分析ー」『大阪大学経済学』, 59(3), 236-251.

表 2. 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測値数		Levin, Lin & Chu	Im, Pesaran & Shin	出所
					n	T			
決算額と予算額の乖離額									
dv_LAT_{it}	0.015	0.077	-0.653	0.725	43	28	-6.832 ***	-14.875 ***	地方財政統計年報(各年版), 『地方財政』(各年度版) および総務省提供資料
dv_EX_{it}	0.029	0.076	-0.165	1.015	43	28	-8.280 ***	-16.603 ***	
dv_BOND_{it}	0.119	0.179	-0.376	1.514	43	28	-8.944 ***	-16.092 ***	
dv_TAX_{it}	0.032	0.083	-0.095	1.781	43	28	-9.966 ***	-16.309 ***	
$t-1$ の決算額と t の予算額の乖離額									
dif_LAT_{it}	-0.009	0.083	-0.771	0.606	43	27	-7.093 ***	-14.941 ***	同上
dif_EX_{it}	-0.023	0.069	-1.043	0.312	43	27	-9.121 ***	-16.540 ***	
dif_BOND_{it}	-0.103	0.189	-1.512	1.132	43	27	-11.093 ***	-16.785 ***	
dif_TAX_{it}	-0.021	0.093	-1.794	0.191	43	27	-9.530 ***	-16.469 ***	
当初予算額									
LAT_{it}	12.107	0.357	11.004	13.618	43	28	-4.926 ***	-4.646 ***	『地方財政』(各年度版) および総務省提供資料
EX_{it}	13.523	0.433	12.673	14.980	43	28	-3.254 ***	-9.065 ***	
$BOND_{it}$	11.458	0.477	10.075	13.612	43	28	-5.021 ***	-9.231 ***	
TAX_{it}	12.043	0.667	10.742	13.687	43	28	-7.315 ***	-8.983 ***	
$TOTAL_{it}$	20.696	0.610	18.954	21.923	43	28	0.141	1.359	地方財政計画(各年度版) および政府当初予算

表 3. ラグ次数とモデルの選択

ラグ次数	J-statics	MBIC	MAIC	MQIC
同時点内の手番関係の推定				
1	85.664 **	-352.879	-42.336	-160.682
2	68.907 **	-260.000	-27.093	-115.852
3	32.875	<u>-186.397</u>	<u>-31.125</u>	<u>-90.298</u>
4	20.920	-88.716	-11.080	-40.667
異時点間の手番関係の推定				
1	92.438 **	-343.128	-35.562	-153.036
2	65.026 *	<u>-261.648</u>	<u>-30.974</u>	<u>-119.079</u>
3	45.376 *	-172.408	-18.624	-77.361
4	22.890	-86.002	-9.111	-38.479
共有地に関する手番関係の推定				
1	80.249 *	<u>-358.295</u>	<u>-47.751</u>	<u>-166.097</u>
2	64.655 *	-264.252	-31.345	-120.104
3	43.263 *	-176.009	-20.737	-79.910
4	22.389	-87.246	-9.611	-39.197

操作変数として用いたラグを除く対象期間は1996-2016年度である。** および*は、過剰識別でないことを帰無仮説とする検定について、それぞれ5%および10%水準で帰無仮説が棄却されることを示す。下線付きの値は、過剰識別検定について5%水準での棄却以外の範囲において各情報量基準の最小値を示す。

表 4-1. 同時点内の手番関係の推定: Granger 因果関係テスト(χ^2 stat.)

Regressors Dept.	<i>dv_LAT</i>	<i>dv_EX</i>	<i>dv_BOND</i>	<i>dv_TAX</i>	ALL
<i>dv_LAT</i>		4.532	5.631	15.793 ***	44.959 ***
<i>dv_EX</i>	12.51 **		0.284	6.628 *	18.14 **
<i>dv_BOND</i>	1.927	3.515		4.115	22.707 ***
<i>dv_TAX</i>	19.334 ***	11.487 ***	10.417 **		27.945 ***

表 4-2. 同時点内の手番関係の推定: panel VAR 推定

	<i>dv_LAT</i>			<i>dv_EX</i>			<i>dv_BOND</i>			<i>dv_TAX</i>			Hansen's J-stat.
	Lag 1.	Lag 2.	Lag 3.	Lag 1.	Lag 2.	Lag 3.	Lag 1.	Lag 2.	Lag 3.	Lag 1.	Lag 2.	Lag 3.	
<i>dv_LAT_{it}</i>	0.285 *** (0.081)	0.049 (0.056)	0.077 * (0.039)	-0.105 (0.114)	0.069 * (0.041)	0.028 (0.038)	0.018 (0.026)	-0.018 (0.015)	-0.027 * (0.015)	-0.069 * (0.040)	-0.068 *** (0.022)	-0.051 ** (0.022)	11.433
<i>dv_EX_{it}</i>	-0.110 (0.079)	0.070 (0.055)	-0.154 *** (0.045)	0.128 (0.078)	0.059 (0.049)	0.133 *** (0.052)	0.004 (0.019)	0.003 (0.018)	-0.007 (0.018)	-0.038 (0.029)	-0.060 ** (0.026)	-0.022 (0.027)	
<i>dv_BOND_{it}</i>	-0.171 (0.148)	0.090 (0.116)	-0.056 (0.110)	-0.034 (0.179)	0.128 (0.087)	-0.073 (0.112)	0.176 *** (0.054)	0.025 (0.041)	0.102 ** (0.052)	-0.058 (0.079)	-0.112 * (0.059)	-0.013 (0.046)	
<i>dv_TAX_{it}</i>	-0.171 *** (0.065)	0.001 (0.048)	-0.133 *** (0.042)	0.177 *** (0.059)	0.062 * (0.037)	0.063 ** (0.027)	-0.044 ** (0.018)	-0.029 * (0.016)	-0.019 (0.015)	-0.007 (0.038)	-0.052 ** (0.022)	0.000 (0.026)	

括弧内は分散不均一致推定標準偏差である。***, ** および * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 5-1. 異時点間の手番関係の推定: Granger因果関係テスト(χ^2 stat.)

Regressors Dept.	<i>dif_LAT</i>	<i>dif_EX</i>	<i>dif_BOND</i>	<i>dif_TAX</i>	ALL
<i>dif_LAT</i>		2.871	5.988 *	6.803 **	13.158 **
<i>dif_EX</i>	4.105		8.692 **	10.94 ***	17.389 ***
<i>dif_BOND</i>	9.178 **	3.457		3.883	24.437 ***
<i>dif_TAX</i>	5.15 *	8.314 **	8.228 **		17.586 ***

表 5-2. 異時点間の手番関係の推定: panel VAR推定

Regressors Dept.	<i>dif_LAT</i>		<i>dif_EX</i>		<i>dif_BOND</i>		<i>dif_TAX</i>		Hansen's J-stat.
	Lag 1.	Lag 2.	Lag 1.	Lag 2.	Lag 1.	Lag 2.	Lag 1.	Lag 2.	
<i>dif_LAT_{it}</i>	0.054 (0.081)	-0.013 (0.050)	0.051 (0.066)	0.100 * (0.060)	-0.007 (0.019)	-0.045 ** (0.018)	-0.076 ** (0.030)	-0.027 (0.032)	39.771
<i>dif_EX_{it}</i>	-0.149 * (0.078)	-0.007 (0.046)	-0.016 (0.102)	0.233 *** (0.078)	0.012 (0.030)	-0.064 *** (0.022)	0.038 (0.049)	-0.124 *** (0.037)	
<i>dif_BOND_{it}</i>	-0.665 *** (0.227)	-0.131 (0.150)	-0.009 (0.182)	0.226 (0.146)	0.052 (0.076)	-0.113 ** (0.054)	0.123 (0.125)	-0.180 * (0.103)	
<i>dif_TAX_{it}</i>	-0.096 * (0.055)	-0.003 (0.042)	0.004 (0.059)	0.157 *** (0.055)	-0.009 (0.017)	-0.047 ** (0.019)	0.035 (0.026)	-0.084 *** (0.031)	

括弧内は分散不均一致推定標準偏差である。***, ** および * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 6. 共有地に関する手番関係の推定: panel VAR推定

Regressors Dept.	LAT_{it-1}	EX_{it-1}	$BOND_{it-1}$	TAX_{it-1}	$TOTAL_t$	Hansen's J-stat.
LAT_{it}	0.583 *** (0.096)	-0.180 (0.125)	0.058 (0.040)	-0.285 *** (0.076)	2.449 (2.973)	39.771
EX_{it}	-0.642 *** (0.118)	0.563 *** (0.146)	0.080 * (0.047)	-0.294 *** (0.095)	-10.708 *** (3.660)	
$BOND_{it}$	-0.708 *** (0.169)	-0.200 (0.221)	0.799 *** (0.090)	-0.490 *** (0.154)	-20.459 *** (7.101)	
TAX_{it}	-0.751 *** (0.129)	-0.298 (0.183)	0.108 * (0.055)	0.273 ** (0.110)	-14.990 *** (4.750)	

括弧内は分散不均一致推定標準偏差である。***, **, および * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

図1 dv_LAT_{it} の状況

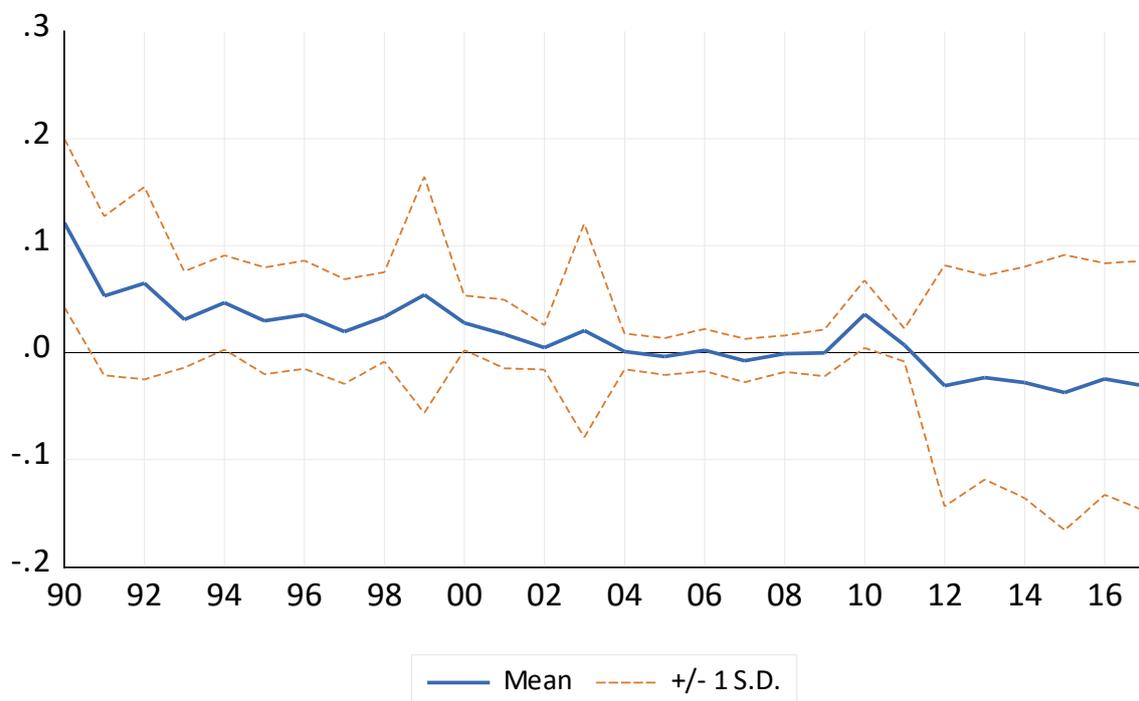


図2 dv_EX_{it} の状況

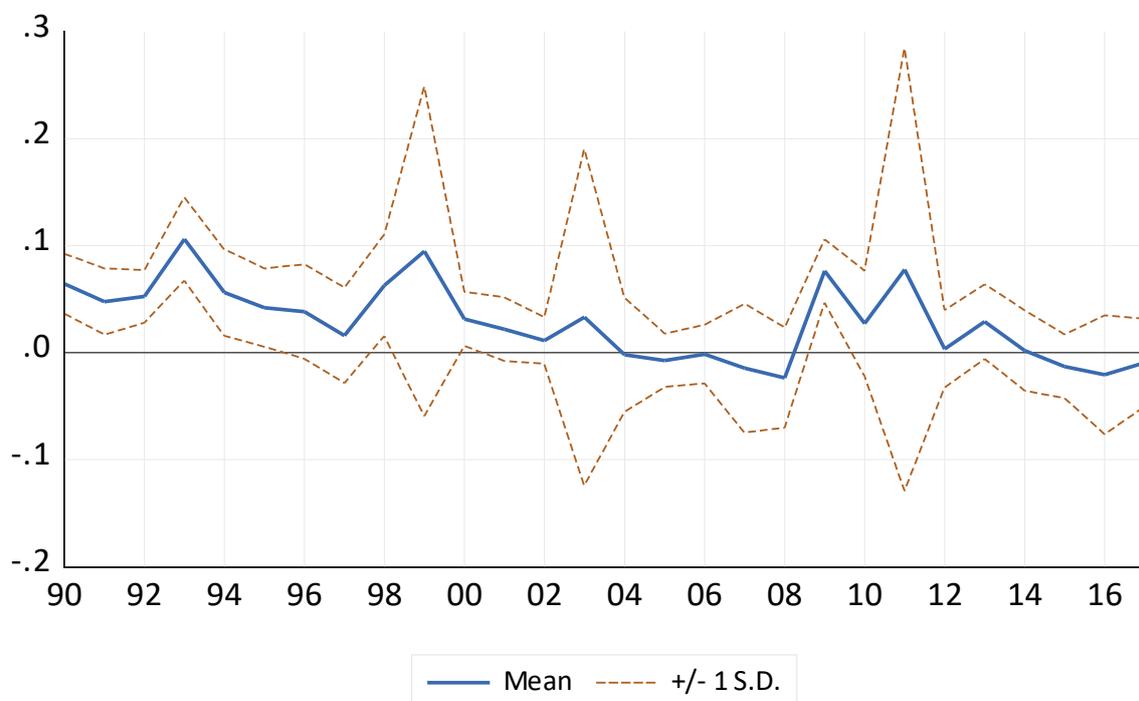


図3 dv_TAX_{it} の状況

