

公債発行下の財政競争

— 資本移動が財政健全化に与える影響に関する実証分析 —

田中 宏 樹*
(同志社大学政策学部教授)

1. はじめに

資本移動下における地方政府間の競争的かつ非協力的な政策決定が、過小課税と公共財の過小供給を引き起こすことを示した Zodrow and Mieszkowski (1986), Wilson (1986) らの資本税競争モデルは、理論・実証両面から様々な方向に拡張されてきた。少数派ながら、政府が操作可能な政策変数として、租税のみならず、公債発行も含めた場合の租税競争を理論分析したものに、Jensen and Toma (1991), Matsumoto (2011) らが、実証分析を試みたものに、Krogstrup (2002) がある。

Jensen and Toma (1991) は、Zodrow and Mieszkowski (1986) の同質小地域からなる地方政府間の水平的資本税競争モデルを、公債発行を組み入れた 2 期間モデルに拡張し、公債発行下での資本税競争の理論的帰結を解明している。これによると、両地方政府の反応関数の傾きが正であれば、地方政府は (2 期目の相手の資本税率を引き上げるために)、財政赤字の拡大を志向することが示されている。

Matsumoto (2011) では、Jensen and Toma (1991) と同じく公債発行を組み入れた 2 期間モデルを採用しつつも、地方政府同士ではなく、中央政府と地方政府間の垂直的資本税競争モデルを用いて、公債発行下での資本税競争について理論分析している。課税ベースが重複する垂直的資本税競争モデルでは、互いに相手の資本税率引き下げを画策する結果、両地方政府の反応関数の傾きが正であれば、中央政府および地方政府は、財政余剰の拡大を志向するとし、Jensen and Toma (1991) と異なる理論的帰結を導き出している。

財政競争モデルの現実適用性を高める上で、同質地域の想定や資本供給一定の仮定を緩めることに加え¹⁾、公債発行の可能性を考慮することは、重要な視点である。しかしながら、地域間の非対称性や資本蓄

* 1967 年生まれ。1998 年大阪大学大学院国際公共政策研究科博士前期課程修了。2000 年同研究科博士後期課程修了。博士 (国際公共政策)。
 (株)PHP 総合研究所主任研究員、内閣府経済社会総合研究所客員研究員等を経て、2004 年より現職。専門は財政学、公共経済学。主な編著書に、『公的資本形成の政策評価』(PHP 研究所, 2001 年), 『検証 格差拡大社会』(日本経済新聞出版社, 2008 年) など。日本経済学会, 日本財政学会, 公共選択学会に所属。E-Mail: hitanaka@mail.doshisha.ac.jp URL: <http://www.cam.hi-ho.ne.jp/thiroki/>

¹⁾ 例えば、前者を対象とする代表的な理論分析として、Bucovetsky (1991) が、後者を対象とする代表的な理論分析として、Batina (2009) がある。

積を考慮した資本税競争の研究に比べると、公債発行を組み入れた研究の蓄積は乏しい。主に、反応関数を推定することで、資本税競争の有無を検証した実証分析においては、公債発行を前提としないZodrow and Mieszkowski (1986), Wilson (1986)らの理論モデルが想定されている。

Krogstrup (2002)は、公債発行を明示的に扱った理論モデルをベースに、資本移動下での財政競争が、公的債務比率の高い国において、債務比率の低い国よりも、高い法人税率と低い財政支出比率を引き起こすことを、EU 諸国のパネルデータを用いて、実証的に示している。日本において、水平的租税競争を扱った実証研究には、大島・國崎・菅原 (2008), 深澤 (2009) 等があるが、公債発行を前提としたモデルでの租税競争の検証までには至っていない。

本稿では、公債発行下での水平的財政競争に着目し、公債利払いの増加とともに加速化が予想される地方政府の財政再建 (歳入増・歳出減) の取り組みが、租税競争および支出競争の拡大によって影響を受けたか否かを、日本の自治体のデータをもとに実証的手法を用いて検証する。具体的には、1975～2009 年度における 47 都道府県のパネルデータを用いて、公債利払い費と法人事業税平均税率および公債利払い費と基礎的歳出 (除く公債費) との関係が、民間資本移動拡大の影響を受けて変化するか否かを実証分析する。

本稿の構成は、以下のとおりである。第 2 節では、公債発行下での財政競争モデルを構築し、(資本移動を誘発する) 財政競争の拡大によって、公債利払いの水準が資本税率および財政支出に与える影響に違いが生じうることを示す。第 3 節では、2 節の理論モデルを踏まえ、公債費元利償還金を都道府県の法人事業税平均税率および基礎的歳出 (除く公債費) に回帰させることで、都道府県の財政再建の取り組みに対する財政競争の影響を実証分析する。第 4 節では、本稿の結論を要約し、残された課題を指摘する。

2. 理論モデル

ここでは、Zodrow and Mieszkowski (1986) および Krogstrup (2002) をベースに、公債発行下での租税競争モデルを構築し、(資本移動を誘発する) 租税競争の拡大によって、公債利払いの水準が資本税率および財政支出に与える影響に違いが生じうることを示す。

同質 N 地域から構成される経済を想定する。各地域の代表的企業は、地域間で移動不可能かつ非弾力的に供給される労働 L および地域間で移動可能な民間資本 K を生産要素に、一次同次の生産関数 $y=f(k)$ ($k=KL$) のもとで、私的財 x を生産する。ただし、 $f(k)$ は、 $f_k > 0$, $f_{kk} < 0$, $f_{kkk} = 0$ を満たすものとする。

各地域の代表的家計は、税引き後の資本収益率 ρ を考慮し、自らの貯蓄 \bar{k} を、自地域への投資 k および他地域への投資 $\bar{k}-k$ に振り向ける。税引き後の資本収益率 ρ は、資本市場における裁定の結果、すべての地域で一致し、

$$\rho = f_k - \tau \quad (1)$$

を満たす水準に決まる。ただし、 τ は地方政府が民間資本に課す資本税率である。

家計は、私的財 x および公共財 g より効用を得ると仮定する。これより、代表的家計の効用関数は、

$$u = u(x, g) \quad (2)$$

で示される。ただし、 u は、 $u_x, u_g > 0$, $u_{xx}, u_{gg} < 0$, $u_{xg}, u_{gx} = 0$ を満たすものとする。加えて、家計は、

自地域、他地域それぞれの投資から収益を得るので、家計の予算制約式は、

$$x = f(k) - f_k k + \rho \bar{k} \quad (3)$$

となる。

各地域の地方政府は、資本税率 τ で民間資本に課税し、過去の公債に対する利払い ρd と公共財 g の支出に振り向ける。この時、地方政府の予算制約式は、以下で示される。

$$\tau k = g + \rho d \quad (4)$$

地方政府は、(3) 式、(4) 式を制約に、(2) 式を最大化すべく、資本税率 τ を決定する。この最大化問題の1階の条件は、以下で与えられる。

$$\frac{u_g(x, g)}{u_x(x, g)} = mcpf > 1 \quad (5)$$

ここで、 $mcpf=1/(1-\varepsilon_k)$ は公的資金の限界費用を、 ε_k は民間資本需要の利子弾力性を表す。

いま仮に、資本税率をめぐる地方政府間での競争が、民間資本移動を引き起こさない ($k=\bar{k}$) とした場合、(1) 式より(3) 式は以下のように書き換えられる。

$$x = f(k) - \tau \bar{k} \quad (3)'$$

この時、地方政府は、(3)' 式、(4) 式を制約に、(2) 式を最大化するよう、資本税率 τ を決定する。この最大化問題の1階の条件は、以下のとおりとなる。

$$\frac{u_g(x, g)}{u_x(x, g)} = 1 \quad (6)$$

1 階の条件を比較することにより、資本税競争により資本移動が誘発される状況下では、資本移動が誘発されない状況に比べて、公的資金の限界費用が高くなる ((5) が (6) を上回る) ため、過小課税と公共財の過小供給が発生することがわかる。

公債利払いの水準が資本税収および財政支出に与える影響は、(5) 式、(6) 式をそれぞれ全微分することで求めることができる。すなわち、(5) 式を全微分の上、式を整理すると、以下の偏微係数を得る²⁾。

$$\frac{\partial \tau^p}{\partial \rho d} = \frac{\varepsilon_g^p}{k^p (1 - \varepsilon_k^p) (\varepsilon_x^p + \varepsilon_g^p + \varepsilon_m^p)} > 0 \quad (7)$$

²⁾ 導出は、Appendix A を参照。

$$\frac{\partial g^p}{\partial \rho d} = \frac{\varepsilon_g^p}{(\varepsilon_x^p + \varepsilon_g^p + \varepsilon_m^p)} - 1 < 0 \quad (8)$$

ただし、 ε_x^p , ε_g^p , ε_m^p は、それぞれ以下で示されるとともに、効用最大化の2階の条件より $\varepsilon_x^p + \varepsilon_g^p + \varepsilon_m^p > 0$ である。

$$\varepsilon_x^p = \frac{\partial u_x^p}{\partial \tau^p} \frac{\tau^p}{u_x^p} = -\frac{u_{xx}^p}{u_x^p} k^p \tau^p > 0 \quad (9)$$

$$\varepsilon_g^p = -\frac{\partial u_g^p}{\partial \tau^p} \frac{\tau^p}{u_g^p} = -\frac{u_{gg}^p}{u_g^p} k^p \tau^p (1 - \varepsilon_k^p) > 0 \quad (10)$$

$$\varepsilon_m^p = -\frac{\partial mcpf}{\partial \tau^p} \frac{\tau^p}{mcpf} = \frac{\varepsilon_k^p}{1 - \varepsilon_k^p} \left[1 + \varepsilon_k^p + \varepsilon_k^p k^p \frac{f_{kkk}}{f_{kk}} \right] > 0 \quad (11)$$

同様に、(6) 式を全微分し、式を整理すると、以下の偏微係数を得る³⁾。

$$\frac{\partial \tau^n}{\partial \rho d} = \frac{\varepsilon_g^n}{k(\varepsilon_x^n + \varepsilon_g^n)} > 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial g^n}{\partial \rho d} = \frac{\varepsilon_g^n}{(\varepsilon_x^n + \varepsilon_g^n)} - 1 < 0 \quad (13)$$

ただし、 ε_x^n , ε_g^n は、それぞれ以下で示されるものとする。

$$\varepsilon_x^n = \frac{\partial u_x^n}{\partial \tau^n} \frac{\tau^n}{u_x^n} = -\frac{u_{xx}^n}{u_x^n} k^n \tau^n > 0 \quad (14)$$

$$\varepsilon_g^n = -\frac{\partial u_g^n}{\partial \tau^n} \frac{\tau^n}{u_g^n} = -\frac{u_{gg}^n}{u_g^n} k^n \tau^n > 0 \quad (15)$$

ここで、公債利払いの水準と資本税率との関係には、(7) 式、(12) 式より正の関係が、公債利払いと財政支出との関係には、(8) 式、(13) 式より負の関係があることがわかる。これは、すなわち、公債利払いが積み重なってくれば、地方政府は資本税率の上昇や財政支出の減少により、予算制約を満たすよう行動することを示している。

³⁾ 導出は、Appendix B を参照。

では、租税競争下での公債利払い水準と資本税率、および財政支出との関係は、租税非競争下でのそれといかなる違いがあるだろうか。それは、(7) 式と(12) 式の大小関係、および (8) 式と(13) 式の大小関係を比較することで考察可能である。すなわち、(7) 式と(12) 式の大小を比較すると、

$$\frac{\partial \tau^p}{\partial \rho d} < \frac{\partial \tau^n}{\partial \rho d} \quad \text{if } \varepsilon_x^p + \varepsilon_g^p + \varepsilon_m^p > \Phi(\varepsilon_x^n + \varepsilon_g^n) \text{ and } \Phi = \frac{u_{gg}^p}{u_{gg}^n} \frac{u_g^n}{u_g^p} \frac{\tau^p}{\tau^n} > 1 \quad (16)$$

が成り立つ⁴⁾。また、(8) 式と(13) 式の大小関係を比較すると、

$$\frac{\partial g^p}{\partial \rho d} < \frac{\partial g^n}{\partial \rho d} \quad (17)$$

が成り立つことがわかる。これより、租税競争の拡大により地域間の資本移動が活発化すれば、地方政府は資本税率引き上げによる資本逃避を回避しようとするため、租税競争が低調な場合に比べて、一定の条件のもとでは、資本税率の上昇に消極的となる一方、財政支出の減少に積極的となると判断される。すなわち、資本移動下の租税競争および支出競争は、利払い水準の増加が資本税率の上昇をもたらす効果を減ずる方向に、利払い水準の増加が財政支出の減少をもたらす効果を増す方向に、それぞれ作用すると考えられる。

3. 実証分析

ここでは、2 節の理論モデルを踏まえ、公債利払い費と法人課税、および財政支出との関係が、財政競争の影響を受けることで変化するか否かを実証分析する。具体的には 1975～2009 年度における 47 都道府県のパネルデータを用いて、公債費元利償還金を都道府県の法人事業税率と基礎的歳出（除く公債費）に回帰させることで、その影響を検証する。

以下、まず 3-1 節では、実証分析に用いるモデルを特定化するとともに、推定方法について述べる。3-2 節では、推定に用いたデータについて述べる。3-3 節では、推計結果を検定の上、その結果を解釈しつつ、導かれる政策的含意について説明する。

3-1 推定モデルの特定化

財政競争下における公債費元利償還金と法人課税、および基礎的歳出との関係を検証するため、以下のような線形回帰モデルを想定する⁵⁾。

$$y_{it} = \beta_1 x_{it} + \beta_2 m_{it} x_{it} + \beta_3 z_{it} + \sum_{k=1}^3 \gamma_k q_{it}^k + \lambda d_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

⁴⁾ 一般的に準線形の効用関数を仮定すれば、(15) 式は満たされる。

⁵⁾ 公債費元利償還金や移転財源等は、予算編成過程においてかなりの程度その額を予測することが可能であると考えられることから、以下の推定では同一年度の変数同士を回帰している。

ここで、 i は地域 ($i=1\sim 47$) を、 t は時間 ($t=1975\sim 2009$) を示す。被説明変数である y_{it} は、都道府県の法人事業税平均税率、および基礎的歳出の対県内総生産に対する比率を表す。説明変数である x_{it} 、 z_{it} はそれぞれ、都道府県の公債費元利償還金、国からの移転財源の対県内総生産比率を示す。 m_{it} は、都道府県間の民間資本移動を表す指標である。 q_{it}^k は、法人事業税率および基礎的歳出に影響を与えるその他の要因であり、ここでは名目県内総生産対前年増減率、有効求人倍率、老年人口比率の3つを想定する。また、2004～2006年度に実施された三位一体改革の効果を織り込むため、左記3ヵ年度を1、それ以外の年度を0とする時間ダミー d_t を想定する。 v_i は個体効果を、 ε_{it} は誤差項を表し、 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon)$ を満たすものとする。

推定期間は、1975～2009年度までの35年間であり、都道府県間の異質性を考慮して(18)式をパネル分析により推定する。財政競争により誘発される民間資本移動の状況の変化を織り込むため、全サンプル期間での推定に加え、資本移動が低調だった前期(75～95年度)と、活発だった後期(96～09年度)にサンプルを分割し、それぞれの期間での推定もあわせて実施する⁶⁾。

被説明変数が法人事業税率(財政支出)の場合、理論より β_1 に予想される符号は正(負)である。一方、 β_2 については、被説明変数が法人事業税率(財政支出)の場合、負(負)となれば、租税競争が公債の利払い費増加による税率上昇の意欲を減ずる(基礎的歳出減少の意欲を増す)方向に作用するとした2節の理論モデルと整合的な結果が得られたことになる。さらにいえば、法人事業税率(財政支出)の回帰において、サンプル後期の $\beta_1 + \beta_2$ の値がサンプル前期の $\beta_1 + \beta_2$ の値を絶対値で下回った(上回った)場合、租税競争や支出競争の拡大が、税率上昇(支出減)を通じた都道府県の財政健全化の取り組みを鈍らせた(促した)と解釈できる。

3-2 データ

(18)式の推定は、1975～2009年度までの47都道府県のパネルデータを用いて行なう。以下、推定に用いたデータについて述べていこう。

被説明変数である都道府県の法人事業税平均税率は、総務省自治税務局「道府県税徴収実績調」にある法人事業税額(法人現年課税分)を、内閣府経済社会総合研究所の「県民経済計算年報」に収録されている都道府県別の民間法人企業所得(分配所得受払後)で除すことで求めた値である。同じく被説明変数である基礎的歳出の対県内総生産に対する比率は、総務省自治財政局の「都道府県決算状況調」にある基礎的歳出(歳出総額－公債費)を、「県民経済計算年報」に収録されている都道府県別の名目県内総生産で除した値である。

説明変数である公債費元利償還金、中央政府からの移転財源の対県内総生産比率については、「都道府県決算状況調」にある公債費元利償還金、国庫支出金と地方交付税交付金の合計値を、それぞれ「県民経済計算年報」にある都道府県別名目県内総生産の値で除すことで求めた。また、公債費元利償還費に乗ずる都道府県間の民間資本移動の指標は、深尾・岳(2000)にならい、以下の方法により民間資本移動額を推計⁷⁾の上、名目県内総生産の値で除することで作成した。

指標作成に必要な民間資本移動額は、民間部門の貯蓄と投資の差額として求められる。そこで、民間部

⁶⁾ サンプルの分割にあたっては、民間資本移動の状況に加え、「県民経済計算」のデータについて、1975～1995年度までは68SNA、1996～2009年度までは93SNAをそれぞれ用いたことを考慮した。

⁷⁾ 深尾・岳による「日本府県データベース」(<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~fukao/japanese/data/index.html>)の要素移動に関するデータを用い、最近年については、深尾・岳(2000)にならって、延長推計を行なった。

門の貯蓄額は、対象都道府県の名目県内総生産と県外からの要素所得（純）と社会保障における民間部門の純受取の和から対象都道府県の民間最終消費支出および国税と地方税（都道府県民税＋市町村税）の和を差し引くことで推計した。一方、民間部門の投資額は、民間総固定資本形成と民間在庫増加の和として求めた。

名目県内総生産、県外からの要素所得（純）、民間最終消費支出、民間総固定資本形成および民間在庫増加については、「県民経済計算年報」の値を用いた一方、社会保障における民間部門の純受取については、都道府県別の社会保障関係の統計がないため、内閣府経済社会総合研究所の「国民経済計算年報」にあるデータをもとに社会保障の純受取額の全国値を計算し、各都道府県の人口比をもとに按分することで作成した⁸⁾。都道府県別の国税および地方税額は、国税については国税庁の「国税庁統計年報書」にある都道府県別の国税徴収状況を、地方税については総務省自治財政局の「地方財政統計年報」にある団体別の地方税額を用いて計算したものである。

残る説明変数である名目県内総生産対前年増加率、有効求人倍率、および老年人口比率については、以下の資料より入手した。まず、名目県内総生産は「県民経済計算年報」より入手し、対前年との変化率を求めた。有効求人倍率については、厚生労働省職業安定局の「職業安定業務統計」に収録されている都道府県別の有効求人倍率の年度平均の原数値を用いた。老年人口比率については、総務省統計局の「国勢調査」および「推計人口」をもとに、65歳以上の人口を全人口で除することで比率を計算した。

3-3 推定結果および解釈

本稿では、パネルデータを用いているため、回帰分析を実施するにあたり、データの定常性のチェックを行なう必要がある。図表 3-3-1 は、回帰分析に用いたデータについて ADF を用いた単位根検定の結果を示したものである。これによると、1975～2009 年度までの全サンプル期間では、 $x_{it} \times m_{it}$ （公債費元利償還金比率×民間資本移動）を除き、単位根があるとする帰無仮説が棄却されている。

⁸⁾ 具体的には、「国民経済計算年報」の「一般政府から家計への移転明細表（社会保障関係）」にある「現物社会移転以外の社会給付」から、「社会保障負担の明細表（社会保障関係）」にある「雇用者の社会負担」を差し引くことで社会保障の純受取額を求めた。その純受取額を「県民経済計算年報」にある都道府県別の人口比で按分したものを、都道府県別の純受取としている。

図表 3-3-1 パネル単位根検定の結果

| 変数名 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|
| | 75-09 | 75-95 | 96-09 |
| y_{it} (法人事業税平均税率) | 259.4 ^{***} (0.000) | — | — |
| y_{it} (基礎的歳出) | 145.2 ^{***} (0.000) | — | — |
| x_{it} (公債費元利償還金比率) | 235.9 ^{***} (0.000) | — | — |
| $x_{it} * m_{it}$ (公債費元利償還金比率×民間資本移動) | 87.3 (0.673) | 194.6 ^{***} (0.000) | 129.1 ^{***} (0.000) |
| z_{it} (移転財源比率) | 216.2 ^{***} (0.000) | — | — |
| q_{it}^1 (名目県内総生産対前年増減率) | 690.4 ^{***} (0.000) | — | — |
| q_{it}^2 (有効求人倍率) | 179.1 ^{***} (0.000) | — | — (0.000) |
| q_{it}^3 (老年人口比率) | 172.3 ^{***} (0.000) | — | -0.178 ^{***} (0.000) |

注 1) ADF による単位根検定の結果を示す。

注 2) *** は両側 1%の有意水準, ** は両側 5%の有意水準, * は両側 10%の有意水準で, 帰無仮説が棄却できることを示す。

注 3) 括弧は p 値を示す。

加えて、 $x_{it} * m_{it}$ についても、サンプルを 1975～1995 年度と 1996～2009 年度の 2 期間で分割した場合には、単位根があるとする帰無仮説が棄却できることがわかる。Perron (1989) は、サンプルが何らかの構造変化を含む場合、単位根がないサンプルにおいて単位根があるという誤った検定結果が導かれやすいとし、その改善にサンプルを分割した上で単位根検定を実施することが有効であると述べている。本稿でもこれを踏襲し、使用サンプルに単位根がないと判断し、以下、分析を進めることにする。

(18) 式を回帰分析した結果が、図表 3-3-2 および図表 3-3-3 に一覧で示されている。このうち、前者が法人事業税平均税率を被説明変数、後者が基礎的歳出対名目県内総生産比率を被説明変数とした場合の結果である。図表中の (1) が 75～09 年度までの全サンプルでの推定結果を、(2) が 75～95 年度までの推定結果を、(3) が 96～09 年度までの推定結果である。以下、統計的有意性の検定を行なうとともに、結果について解釈を行なっていく。

図表 3-3-2 法人事業税平均税率に関する推定結果

| パラメータ (変数名) | (1) 75-09 | (2) 75-95 | (3) 96-09 |
|-------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| β_1 (公債費元利償還金比率) | -0.323 (0.578) | -0.794 (0.430) | 2.660 *** (0.000) |
| β_2 (公債費元利償還金比率×民間資本移動) | -0.131 *** (0.000) | -0.312 *** (0.000) | -0.129 *** (0.000) |
| β_3 (移転財源比率) | -0.398 ** (0.033) | 0.789 ** (0.002) | -0.376 *** (0.001) |
| γ_1 (名目県内総生産対前年増減率) | -0.194E-02 *** (0.000) | -0.286 *** (0.034) | -0.124E-02 *** (0.000) |
| γ_2 (有効求人倍率) | 0.394E-02 (0.401) | 0.362E-03 (0.960) | 0.019 *** (0.000) |
| γ_3 (老年人口比率) | -0.368E-02 *** (0.000) | 0.538E-03 (0.719) | -0.178 *** (0.000) |
| λ (制度改革タミー) | 0.358E-02 (0.485) | — | -0.729E-02 *** (0.000) |
| サンプル数 | 1645 | 987 | 658 |
| F 値 | 18.642 *** (0.000) | 18.189 *** (0.000) | 16.516 *** (0.000) |
| Hausman | 32.110 *** <6> (0.000) | 11.452 *** <6> (0.075) | 30.487 *** <6> (0.000) |
| AdjR ² | 0.481 | 0.479 | 0.642 |

注1) 推定結果は、モデルの定式化の誤りに対する検定の結果採択された fixed effects model の推定値である。

注2) *** は両側 1%の有意水準, ** は両側 5%の有意水準, * は両側 10%の有意水準であることを示す。

注3) パラメータ内の括弧は p 値を示し, AdjR²は自由度修正済みの決定係数を示す。また, F 値の括弧および Hausman の括弧は p-value を示し, Hausman の < > の数字は自由度を示す。

注4) Hausman は, Hausman (1978) によるモデルの定式化の誤りに対する検定統計量であり, random effects model における個体効果 (individual effect) を考慮した変数と説明変数との間に相関がないという帰無仮説のもとで, 漸近的に < > 内の数値を自由度とする χ^2 分布にしたがう。

図表 3-3-3 基礎的歳出に関する推定結果

| パラメータ (変数名) | (1) 75-09 | (2) 75-95 | (3) 96-09 |
|-------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| β_1 (公債費元利償還金比率) | -1.620 *** (0.000) | -2.041 *** (0.000) | -0.860 *** (0.000) |
| β_2 (公債費元利償還金比率×民間資本移動) | 0.120E-02 (0.626) | -0.441E-02 (0.442) | -0.013 ** (0.037) |
| β_3 (移転財源比率) | 1.301 *** (0.000) | 1.403 *** (0.000) | 1.139 *** (0.000) |
| γ_1 (名目県内総生産対前年増減率) | 0.899E-03 *** (0.000) | 0.102E-02 *** (0.000) | 0.473E-03 *** (0.000) |
| γ_2 (有効求人倍率) | 0.401E-02 *** (0.000) | -0.783E-05 (0.992) | 0.011 *** (0.503) |
| γ_3 (老年人口比率) | 0.780E-03 *** (0.000) | 0.236E-02 *** (0.000) | -0.772E-03 *** (0.000) |
| λ (制度改革ダミー) | -0.186 ** (0.011) | — | -0.290 *** (0.000) |
| サンプル数 | 1645 | 987 | 658 |
| F 値 | 29.828 *** (0.000) | 33.999 *** (0.000) | 16.184 *** (0.000) |
| Hausman | 41.962 *** <6> (0.000) | 31.015 *** <6> (0.000) | 60.243 *** <6> (0.000) |
| AdjR ² | 0.954 | 0.985 | 0.935 |

注1) 推定結果は、モデルの定式化の誤りに対する検定の結果採択された fixed effects model の推定値である。

注2) *** は両側 1%の有意水準, ** は両側 5%の有意水準, * は両側 10%の有意水準であることを示す。

注3) パラメータ内の括弧は p 値を示し, AdjR² は自由度修正済みの決定係数を示す。また, F 値の括弧および Hausman の括弧は p-value を示し, Hausman の < > の数字は自由度を示す。

注4) Hausman は, Hausman (1978) によるモデルの定式化の誤りに対する検定統計量であり, random effects model における個体効果 (individual effect) を考慮した変数と説明変数との間に相関がないという帰無仮説のもとで, 漸近的に < > 内の数値を自由度とする χ^2 分布にしたがう。

図表 3-3-2 および図表 3-3-3 では, fixed effects model のみの結果が報告されている。これは, F 検定による pool model か fixed effects model かの選択, Hausman 検定による fixed effects model か random effects model かの選択において, fixed effects model が採択された結果を踏まえたものである。

モデルの特定化に対する検定結果を踏まえ, 以下では, 係数の統計的有意性および符号条件について検討していくことにしよう。まず, 被説明変数が法人事業税平均税率である図表 3-3-2 の結果から始める。

公債費元利償還金 (β_1) については, (1), (2) が統計的に有意でなく, (3) はプラスで有意となっている。(1), (2) については符号条件も満たしておらず, 2 節の理論モデルと整合的な結果が得られているのは, (3) のみであることがわかる。このことから, 都道府県は過去において, 公債利払いの増加に法人事業税の税率上昇で対応する傾向になかったが, 最近年にかけては公債利払いの増加に法人事業税の税率上昇で対応

しはじめるようになったと考えられる。

公債費元利償還金×民間資本移動比率 (β_2) については、(1), (2), (3) いずれもマイナスで有意となっている。これは、租税競争が公債の利払い費増加による税率上昇の効果を減ずる方向に作用するとした 2 節の理論モデルと整合的な結果である。このうち、(3) については、 β_1 がプラスで有意かつ β_2 がマイナスで有意であるため、近年においては租税競争の拡大が、法人事業税率の上昇を通じた都道府県の財政健全化の取り組みを鈍らせたと解釈できる一方、(1), (2) については β_1 が有意でないことから、過去においては租税競争の拡大と税率上昇による財政再建との間に因果関係を見出すことはできないと考えられる。

一方、被説明変数が基礎的歳出である図表 3-3-3 の結果をみると、公債費元利償還金 (β_1) については、(1), (2), (3) いずれのサンプル期間においてもマイナスで有意となっており、2 節の理論モデルと整合的な結果が得られている。サンプル (2) とサンプル (3) とを比較すると、(2) の β_1 が (3) の β_1 を下回っていることが確認される。これより、公債利払いが積み重なってくれば、都道府県は基礎的歳出の減少によって、予算制約を満たすよう行動する傾向にあり、特に（都道府県間の資本移動が低調であった）過去期間において、その傾向が強かったと考えられる。

公債費元利償還金×民間資本移動比率 (β_2) についてみてみると、(3) のみがマイナスで有意、(1), (2) ともに有意でないことがわかる。 β_1, β_2 ともに、2 節の理論モデルと整合的な符号条件が満たされるのは (3) のみであることから、最近年に関する限り、支出競争の拡大によって、都道府県は基礎的歳出の減少に積極的になるとする理論モデルの結果が、実証分析において確認できたといえる。

その他の変数についてみてみると、移転財源比率 (β_3) については、法人事業平均税率が被説明変数の場合にはマイナスで有意に、基礎的歳出が被説明変数の場合にはプラスで有意となっている。移転財源が多い自治体は、それを当て込んで税率を引き上げる必要性に乏しく、また歳出規模も拡大しがちであることから、いずれの結果も符号条件を満たしていると考えられる。

地域の社会経済状況を示す名目県内総生産対前年増減率 (γ_1)、有効求人倍率 (γ_2)、老年人口比率 (γ_3) については、 γ_1 を除き、被説明変数およびサンプル期間でまちまちな結果となっている。 γ_1 については、経済状況がよい地域では、減税余力および歳出拡大余力が高いと予想されることから、いずれの推定結果も符号条件（被説明変数が法人事業税率の場合はマイナス、基礎的歳出の場合はプラス）は満たしていると考えられる。

γ_2 について予想される符号条件（被説明変数が法人事業税率の場合はマイナス、基礎的歳出の場合はプラス）を満たすのは、基礎的歳出の (1) および (3) の推定結果のみである一方、 γ_3 について予想される符号条件（被説明変数が法人事業税率の場合はマイナス、基礎的歳出の場合はプラス）を満たすのは、法人事業税率の (1) と (3) の推定結果、および基礎的歳出の (1) と (2) の推定結果である。

三位一体改革の影響をとらえた λ については、法人事業税率が被説明変数の場合には (1) が有意でなく、(3) がマイナスで有意となっている。一方、基礎的歳出が被説明変数の場合には、(1), (3) ともにマイナスで有意になっている。三位一体改革では、国庫支出金や地方交付税の減額が税源移譲額を上回り、結果的に財政状況が悪くなった都道府県が多数生じたことから、推定結果は（歳出削減に迫られた）都道府県の財政事情と整合的であると考えられる。

以上、回帰分析の結果を要約すると、以下のようなになる。すなわち、法人事業税平均税率の推定結果において、サンプル (3) の期間のみ β_1 がプラスで有意、基礎的歳出の推定結果において、全てのサンプル期間で β_1 がマイナスで有意であることから、都道府県は公債利払いが積み重なってくれば、法人事業税率の引き上げよりは基礎的歳出の減少によって、予算制約を満たすよう行動する傾向にあったと考えられる。

法人事業税平均税率の推定結果において、サンプル (3) では β_1 がプラスで有意、 β_2 がマイナスで有意に、基礎的歳出の推定結果において、サンプル (3) では、 β_1 、 β_2 ともにマイナスで有意であることから、財政競争の拡大によって、都道府県は近年、法人事業税率の上昇には消極的になる一方、基礎的歳出の減少に積極的になっていると解釈できる。

一連の実証分析は、民間資本移動が活発化した 1990 年代の半ば以降、都道府県は租税競争や支出競争の影響に対する懸念から、税率の引き上げ（歳出削減）を通じた財政健全化の取り組みを鈍らせた（活発化させた）可能性があることを示唆するものといえよう。

4. おわりに

本稿では、公債発行下での水平的財政競争に着目し、公債利払いの増加とともに加速化が予想される地方政府の財政再建（歳入増・歳出減）の取り組みが、財政競争の拡大によって影響を受けたか否かを、日本の自治体のデータをもとに実証的手法を用いて検証した。具体的には、1975～2009 年度における 47 都道府県のパネルデータを用いて、公債利払い費と法人事業税平均税率、および基礎的歳出（除く公債費）との関係が、資本移動下における租税競争および支出競争拡大の影響を受けて変化するか否かを実証分析した。

実証分析から、以下の 2 点が明らかとなった。第 1 に、公債費元利償還金の係数が、被説明変数を法人事業税平均税率とする推定結果において、サンプル (3) の期間のみプラスで有意、被説明変数を基礎的歳出とする推定結果において、すべてのサンプル期間でマイナスで有意となったことから、都道府県は公債利払いが積み重なってくれば、法人事業税率の引き上げよりは基礎的歳出の減少によって、予算制約を満たすよう行動する傾向にあり、その傾向は近年強まっているということである。

第 2 に、民間資本移動が低調だった前期（1975～1995 年度）と活発だった後期（1996～2009 年度）でサンプルを二分し、資本移動下の租税競争および支出競争の拡大が、都道府県の財政再建に与えた影響を検証したところ、後期のサンプル期間についてのみ、法人事業税平均税率を被説明変数とする場合には、公債費元利償還金の係数 (β_1) がプラス、公債費元利償還金×資本移動指標の係数 (β_2) がマイナスに、基礎的歳出を被説明変数とする場合には、公債費元利償還金の係数 (β_1)、公債費元利償還金×資本移動指標の係数 (β_2) がともにマイナスとなったことから、租税競争および支出競争の拡大によって、都道府県は近年、法人事業税率の引き上げに消極的になった（基礎的歳出の減少に積極的になった）ということである。

一連の実証分析によって、租税競争や支出競争が公債の利払い費増加による税収増加の効果を減じ、基礎的歳出減少の効果を増すとした 2 節の理論的帰結は、最近年においては支持されることが明らかとなった。本稿の実証分析は、民間資本移動が活発化した 1990 年代の半ば以降、都道府県は租税競争や支出競争の影響に対する懸念から、税率の引き上げを通じた財政健全化の取り組みを鈍らせた可能性が高い一方、歳出減を通じた財政健全化の取り組みを活発化させた可能性が高いことを示唆するものといえよう。

最後に、本稿に残された課題について、3 点指摘しておきたい。第 1 に、モデルの前提についてである。本稿では、Krogstrup (2002) と同様に、理論分析の単純化のため、定常状態において先決された公債水準を前提に、財政競争の影響が考察されている。しかし先行する理論分析では、地方政府が資本税率と公債発行という 2 つの政策変数を同時決定するモデルが前提となっている。現状では、公債発行から資本税率や公共財供給への一方向への影響しか考慮されていない。この点については、さらなる改善を模索したい。

第2に、ラグ付き内生変数を含む推定モデルへの拡張についてである。被説明変数となっている法人事業税平均税率および基礎的歳出は、説明変数として想定したもの以外に、前期のそれ自身の値からも影響を受ける可能性があると考えられる。特に、基礎的歳出については、予算における増分主義の影響を受けやすいと考えられ、Arellano-Bondの2段階操作変数法やBlundell-BondのシステムGMM等のダイナミック・パネルでの推定を試みる必要がある。この点については、今後の課題として取り組みたい。

第3に、回帰分析における多重共線性の問題についてである。説明変数にあげられている変数は、いずれも歳入・歳出に関連したデータであり、変数間で多重共線性の発生が懸念される。仮説の検証において、やむを得ない定式化ではあるが、多重共線性のチェックと、それへの統計的対処によって、推定結果の頑強性を確認する必要がある。この点についても、さらなる改善を目指して取り組みたい。

Appendix A 資本移動下での $\frac{\partial \tau^p}{\partial \rho d}$, $\frac{\partial g^p}{\partial \rho d}$ の導出

(3) 式, (4) 式を制約に, (2) 式を最大化する問題の1階の条件より, 以下を得る。

$$(1 - \varepsilon_k^p) u_g^p(x^p, g^p) = u_x^p(x^p, g^p) \quad (\text{A-1})$$

(A-1) 式を全微分すると, 以下を得る。

$$\begin{aligned} (1 - \varepsilon_k^p)^0 \frac{\partial \varepsilon_k^p}{\partial \tau^p} d\tau^p u_g^p + (1 - \varepsilon_k^p) \left\{ \frac{\partial u_g^p}{\partial g^p} \left(\frac{\partial g^p}{\partial \tau^p} d\tau^p + \frac{\partial g^p}{\partial \rho d^p} d\rho d^p \right) + \frac{\partial u_g^p}{\partial x^p} \frac{\partial x^p}{\partial \tau^p} d\tau^p \right\} \\ = \frac{\partial u_x^p}{\partial g^p} \left(\frac{\partial g^p}{\partial \tau^p} d\tau^p + \frac{\partial g^p}{\partial \rho d^p} d\rho d^p \right) + \frac{\partial u_x^p}{\partial x^p} \frac{\partial x^p}{\partial \tau^p} d\tau^p \end{aligned} \quad (\text{A-2})$$

$\frac{\partial u_x^p}{\partial g^p} = \frac{\partial u_g^p}{\partial x^p} = 0$, $\frac{\partial g^p}{\partial \tau^p} = \frac{\tau^p}{f_{kk}} + k^p$, $\frac{\partial g^p}{\partial \rho d^p} = -1$, $\frac{\partial x^p}{\partial \tau^p} = -k^p$ より, (A-2) は以下のように整理される。

$$(1 - \varepsilon_k^p) \left\{ u_{gg}^p \left(k^p + \frac{\tau^p}{f_{kk}} \right) + (1 - \varepsilon_k^p)^{-1} u_{xx}^p k^p + (1 - \varepsilon_k^p)^{-1} \frac{\partial \varepsilon_k^p}{\partial \tau^p} u_g^p \right\} d\tau^p = (1 - \varepsilon_k^p) u_{gg}^p d\rho d^p \quad (\text{A-3})$$

(9), (10), (11) 式を用いて, (A-3) を整理すると, 以下を得る。

$$\frac{d\tau^p}{d\rho^p} = \frac{(1-\varepsilon_k^p)u_{gg}^p}{(1-\varepsilon_k^p)\left\{u_{gg}^p(1-\varepsilon_k^p)k^p + (1-\varepsilon_k^p)^{-1}u_{xx}^p k^p + (1-\varepsilon_k^p)\left(-\frac{(1-\varepsilon_k^p)\varepsilon_m^p}{\tau^p}\right)u_g^p\right\}} = \frac{\varepsilon_g^p}{k^p(1-\varepsilon_k^p)(\varepsilon_x^p + \varepsilon_g^p + \varepsilon_m^p)} \quad (\text{A-4})$$

(4) 式より, $\frac{\partial g^p}{\partial \tau^p} = \frac{\partial g^p}{\partial \tau^p} \frac{\partial \tau^p}{\partial \rho d^p} + \frac{\partial g^p}{\partial \rho d^p} = \left(\frac{\tau^p}{f_{kk}} + k^p\right) \frac{\partial \tau^p}{\partial \rho d^p} - 1$ であることから,

$$\frac{dg^p}{d\rho d^p} = \left(\frac{\tau^p}{f_{kk}} + k^p\right) \frac{\varepsilon_g^p}{k^p(1-\varepsilon_k^p)(\varepsilon_x^p + \varepsilon_g^p + \varepsilon_m^p)} - 1 = \frac{\varepsilon_g^p}{(\varepsilon_x^p + \varepsilon_g^p + \varepsilon_m^p)} - 1 \quad (\text{A-5})$$

となる。

Appendix B 資本非移動下での $\frac{\partial \tau^n}{\partial \rho d}$, $\frac{\partial g^n}{\partial \rho d}$ の導出

(3)' 式, (4) 式を制約に, (2) 式を最大化する問題の 1 階の条件より, 以下を得る。

$$u_g^n(x^n, g^n) = u_x^n(x^n, g^n) \quad (\text{B-1})$$

(B-1) 式を全微分すると, 以下を得る。

$$\frac{\partial u_g^n}{\partial g^n} \left(\frac{\partial g^n}{\partial \tau^n} d\tau^n + \frac{\partial g^n}{\partial \rho d^n} d\rho d^n \right) + \frac{\partial u_x^n}{\partial x^n} \frac{\partial x^n}{\partial \tau^n} d\tau^n = \frac{\partial u_x^n}{\partial g^n} \left(\frac{\partial g^n}{\partial \tau^n} d\tau^n + \frac{\partial g^n}{\partial \rho d^n} d\rho d^n \right) + \frac{\partial u_x^n}{\partial x^n} \frac{\partial x^n}{\partial \tau^n} d\tau^n \quad (\text{B-2})$$

$\frac{\partial u_x^n}{\partial g^n} = \frac{\partial u_g^n}{\partial x^n} = 0$, $\frac{\partial g^n}{\partial \tau^n} = k^n$, $\frac{\partial g^n}{\partial \rho d^n} = -1$, $\frac{\partial x^n}{\partial \tau^n} = -k^n$ より, (B-2) は以下のようなになる。

$$(u_{gg}^n k^n + u_{xx}^n k^n) d\tau^n = u_{gg}^n d\rho d^n \quad (\text{B-3})$$

(14), (15) 式を用いて, (B-3) を整理すると, 以下を得る。

$$\frac{d\tau^p}{d\rho d^p} = \frac{u_{gg}^n}{u_{gg}^n k^n + u_{xx}^n k^n} = \frac{\varepsilon_g^n}{k^n (\varepsilon_x^n + \varepsilon_g^n)} \quad (\text{B-4})$$

(4) 式および (B-4) 式より,

$$\frac{\partial g^n}{\partial \tau^n} = \frac{\partial g^n}{\partial \tau^n} \frac{\partial \tau^n}{\partial \rho d^n} + \frac{\partial g^n}{\partial \rho d^n} = k^n \frac{\partial \tau^p}{\partial \rho d^p} - 1 = \frac{\varepsilon_g^n}{\varepsilon_x^n + \varepsilon_g^n} - 1 \quad (\text{B-5})$$

となる。

参考文献

- Batina, R.G. (2009) “Local capital tax competition and coordinated tax reform in an overlapping generations economy,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.39, pp.472-478.
- Bucovetsky, S. (1991) “Asymmetric tax competition,” *Journal of Urban Economics*, Vol.30, pp.167-181.
- Jensen, R. and E. F. Toma. (1991) “Debt in a model of tax competition,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.21, pp.371-391.
- Krogstrup, S. (2002) “Public debt asymmetries : The effect on taxes and spending in the European Union,” European Central Bank, Working paper No.162.
- Matsumoto, M. (2011) “Strategic debt/surplus policy under vertical fiscal competition,” *The Ritsumeikan Economic Review*, Vol.59, No.6, pp.665-682.
- Perron, P. (1989) “The great crash, the oil price shock and the unit hypothesis,” *Econometrica* No.57, pp.1361-1401.
- Wilson, J.D. (1986) “A theory of inter-regional tax competition,” *Journal of Urban Economics*, Vol.19, pp.296-315.
- Zodrow, R.G. and P. Mieszkowski. (1986) “Pigou, tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods,” *Journal of Urban Economics*, Vol.19, pp.356-370.
- 大島考介・國崎稔・菅原宏太 (2008) 「固定資産税の土地評価における自治体間相互依存の実証分析」, 『愛知大学経済論集』 No.176, pp.1-19.
- 深尾京司・岳希明 (2000) 「戦後日本国内における経済収束と生産要素投入－ソロー成長モデルは適用できるか－」, 『経済研究』 Vol.51, No.2, pp.136-151.
- 深澤映司 (2009) 「我が国の地方法人課税をめぐる租税競争－法人事業税を対象とした現状分析－」, 『レファレンス』 No.703, pp.55-75.

参考資料

- 厚生労働省職業安定局「職業安定業務統計」
- 国税庁「国税庁統計年報書」
- 総務省自治財政局「地方財政統計年報」
- 総務省自治財政局「都道府県決算状況調」
- 総務省自治税務局「道府県税徴収実績調」
- 総務省統計局「国勢調査」
- 総務省統計局「推計人口」
- 内閣府経済社会総合研究所「県民経済計算年報」
- 内閣府経済社会総合研究所「国民経済計算年報」