

DISCUSSION PAPER SERIES

地方財政制度の改革と地方歳出構造の変化

菅原宏太

No.2008-03



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

2008/12/15

地方財政制度の改革と地方歳出構造の変化*

菅原宏太

京都産業大学 経済学部

2008年12月

概要

本稿では、日本の地方分権化がどのように進んできたかを考察するため、財政分権度指標の推計と、予算配分率に焦点を当てた財政競争の実証分析をおこなった。

分析の結果から、第一に、日本の地方分権化の程度は地域間で異なっており、それは地方圏自治体の方が高いことが明らかにされた。すなわち、財政分権度指標を全体的に見ると都市圏よりも地方圏の方が高いことが確認された。第二に、財政競争や模倣といった相互連関の程度も地方圏自治体の方が大きいことが明らかにされた。特に、1990年代前半の「総合経済対策」以降では、都市圏自治体の財政運営が中央政府に規定されていることが確認された。

このような、裁量の程度が不均一な相互連関は、全てが裁量を持っている状況よりも、より非効率な公共財供給をもたらすと考えられる。したがって、今後の日本の地方分権化においては、裁量の地域間格差を是正する措置が必要である。

JEL Classifications: H77, H72, C23

キーワード：地方分権、分権度指標、財政競争、予算配分率

*本稿は、日本財政学会第65回大会での報告論文を加筆・修正したものである。討論者の中井英雄先生（近畿大学）には、本稿の内容を改善するための非常に有益なアドバイスを数多くいただいた。ここで、記して感謝の意を表します。もちろん、本稿にあり得る過誤は筆者の責任に帰すものである。本稿は、科学研究費（若手研究B：19730232）の助成を受けた研究成果の一部である。

1 はじめに

本稿の目的は、日本において地方分権化がどのように進んできたかを考察することである。そのために、本稿では、第一に地域ごとでの財政分権度の推計、第二に予算配分率による財政競争の実証分析を行う。

1970年代の高度成長政策および革新自治体による地方自治ブーム、1980年代の補助金改革と消費税の導入、そして1990年代後半から現在へと続く地方分権改革と、日本の地方財政制度は大きく変容してきた。この間、特に都道府県の歳出構造に着目してみると、警察費や教育費といった公共消費財的な性質の強いと思われる項目の歳出に占める割合は、50%を超えていた1970年代半ばから最近の40%程度へと減少傾向にある。一方で、商工費や土木費などの公的中间財としての性質が強いと考えられる項目の割合には、30%から40%の幅で増減の変化が見られる。これらの変化には人口動態や景気変動、そしてそれらに対する国の財政対策の影響が大きいものと思われるが、上述のような地方財政制度の改革も少なからず影響しているだろう。

現在日本で進められている地方分権改革の直接の起点は、1993年の衆・参両院による「地方分権の推進に関する決議」であろうと考えられている。そして、その後に設置された地方分権推進委員会の勧告に基づく2000年の地方分権一括法施行、そして財源配分の見直しを行なった「三位一体の改革」へと、地方分権改革は進んできた¹。

しかしながら、一口に地方分権化と言っても、その定義は様々である。代表的なものとして、Bird and Vaillancourt (1998) は、意思決定の独立度を以って地方分権化を次の三つのタイプに分類している。第一は、「分散 (deconcentration)」、すなわち中央政府から地方行政支局への責任の分散のことである。第二は、「委任 (delegation)」であり、地方政府が中央政府の代理人としていくつかの事務を遂行する状況である。第三は、「移譲 (devolution)」であり、遂行のみでなく意思決定権限までも地方政府が有している状況で

¹出井 (2006) による。

ある。これら三タイプの分権化は、段階的に進む場合もあるし、提供される公共サービスの質によって適用される分権化が異なることも考えられる。本稿のねらいは、過去に行われた地方財政制度改革の一つ一つが、Bird and Vaillancourt (1998) の定義のどこに位置するものなのかを検討するような制度論的なアプローチではなく、変化を定量的に捉えることにある。

そのような分析のために用いられる財政分権度指標は、既に多くの議論の下に推計方法が構築されている²。また最近では、推計された指標を用いて、財政分権化と政府の歳出構造変化との関連に着目した研究が行われてきている³。これらは、いずれも OECD (1999) や Stegarescu (2005) などによって整備されてきたクロスカントリー・データを用いて、政府の規模だけでなく、歳出構造の変化について財政分権化がどのような影響を与えているかを考察したものである。

なかでも Fiva (2006) では、税収分権化が社会保障移転支出の減少を通じて政府規模を小さくする一方、支出分権化は政府消費の増大をもたらす政府規模を大きくするという結果が得られている。そして、前者には租税競争メカニズムが、後者にはリヴァイアサンメカニズムが働いている可能性が示唆されている。これは、Keen and Marchand (1997) の理論的帰結に基づくものである。すなわち、分権化された地方政府が資本課税によって公共消費財と公的中間財を供給している場合、資本課税と公的中間財によって引き起こされる財政的外部性のため、支出バランスが崩れ、かつ過少供給の状態になってしまう。このような状況が時系列的に続くことで、政府規模の縮小をもたらしているのではないかというのが Fiva (2006) の論点である。

しかしながら、Wolman (1990) が指摘しているように、これらの分権度指標自体は「実際に戦略的な意思決定がなされている」ことを表しているわけではない (Wolman [1990; p.40])。したがって、財政分権化と財政競争の関連、つまり、分権化が地方政府の戦略的

²先行研究のサーベイおよび諸外国の分権化の実態については、例えば赤井・鷺見 (2001) が詳しい。

³例えば、Fiva (2006), del Granado et al. (2005), Shelton (2007) が挙げられる。

な行動にどのような影響を与えているかについては、分権度指標の推計と併せて財政競争の有無および程度の変化を分析する必要がある。

そこで本稿では、Keen and Marchand (1997) や Arcalean et al. (2007) の理論モデルをベースにして、財政分権化と都道府県の歳出構造との関連に着目した財政競争の実証分析を行なう。その際、分権化の効果は都市圏の自治体と地方圏とで異なっているかが本稿の関心である。

本稿の構成は次のとおりである。まず次節では、本稿の対象期間におけるいくつかの地方財政制度の変革を取り上げるとともに、財政分権度指標を推計して、制度改革と財政分権度との関連を把握する。続いて第3節では、財政競争の理論モデルを構築し、財政分権度が財政競争に与える影響を考察する。第4節では、実証分析のためのフレームワークと推定上の問題についての対応が検討される。そして、第5節で実証分析の結果を考察し、第6節においてそれらをまとめ、今後の日本での地方分権化について議論する。

2 地方財政制度の変革と財政分権化

本節では、本稿で扱う26年間において、地方財政制度の変革と地方分権化がどのような関係にあるかを考察する。上述の先行研究などにおいて、一般的な財政分権度指標とされているのが、政府部門全体の税収（もしくは支出）に占める地方政府分の比率であるが、本稿では、石ほか(1982)や林ほか(1997)で用いられた中央税収および歳出の地域間配賦を援用することによって、国内の各地域における分権度指標を近似的に作成する。そして、各時期に行われてきた地方財政制度の変革が財政分権化にどのように作用してきたか、また、その影響が地域間でどのように異なっているかを考察する⁴。

⁴本稿の分析では、各都道府県における市町村合計が政府部門全体の税収や歳出に含まれていないため、都道府県の分権化指標は高めに計測されていると思われる。

2.1 都道府県の歳入構成の推移

まず、歳入構成の推移から主な制度変革を見ておこう。図1には、都道府県の基幹歳入である地方税収、地方交付税、国庫支出金、地方債収入のそれぞれについて、歳入総額に占める割合の推移が示されている。長期的な特徴として、国庫支出金割合の低下と地方債収入割合の上昇がうかがえる。また、短期の顕著な点としては、平成景気とその後の不況、および1990年代終わり頃の景気低迷期における各収入項目の変化が挙げられる。

これらの変化について、各年度の『改正地方財政詳解』などを参考に、背景にある特徴的な制度変更や経済政策として次の三つを挙げる。

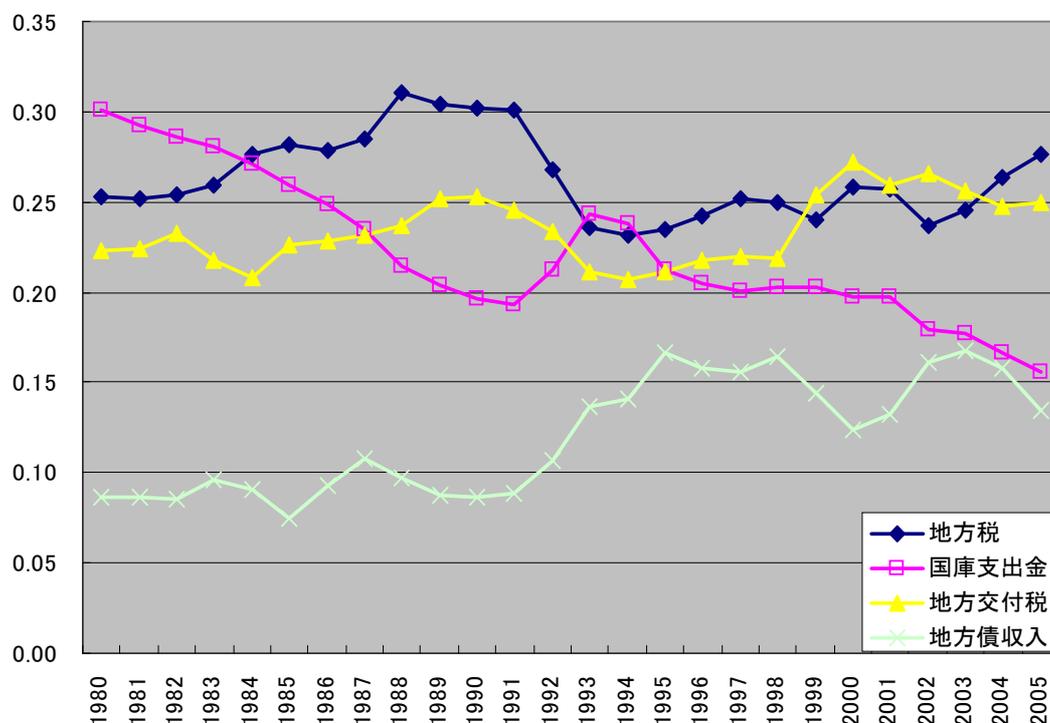
第一は、89年度の消費税導入などの税制改正である。地方間接税の廃止と見直し、および税率構造の緩和など個人住民税の見直しによって、地方税収は減少した。それまでの好景気による法人関係税収の増加や、前年度に行われた道府県民税利子割の見直しによって上昇傾向にあった地方税収割合は、この年で頭打ちとなっている。地方税の減収に対しては、消費譲与税の新設と消費税の地方交付税への算入による補填が図られたが、それでも地方財政全体で約8,800億円の純減収となっている。

第二は、92年度から95年度までの毎年に行われた「総合経済対策」に伴う、国庫支出金、地方債収入の増加である。特に、国庫支出金の中でも公共事業費補助負担金は、国の「公共投資基本計画」の実施を目的として92年度には前年度比26%増となり、普通補助負担金が5.4%増に留まったのと対照的である。また、地方債収入では、特に地域総合整備事業を中心とする単独事業関連の事業債が16.2%増加した。92、93年度の二年間で、国庫支出金と地方債収入の収入割合はどちらも約5%ポイント増加した。ただし、地方債収入はその後も増え続け、95年度にはその割合が16.5%にまで達している一方で、国庫支出金割合は93年度の24.3%をピークに95年度には21.2%まで低下している。95年度の地方債収入の増加は阪神淡路大震災の影響かもしれないが、一方で国庫支出金が減少

されているのは興味深い。

第三は、恒久減税による地方税収と地方交付税の逆転である。地方財政計画ベースで見ると、恒久減税の実施による地方税の減収額は約 2.6 兆円であり、その補填のためとして、地方特例交付金や減税補てん債とともに地方交付税が用いられた。そのため、地方交付税は総額で前年度比 19% 増加し、都道府県の歳入総額に占める地方交付税の割合も、地方税収を抜いて最も大きくなった⁵。

図1. 歳入構成の推移



⁵地方債計画によると 1999 年度および 2000 年度の地方債発行総額は増加している。地方債計画では都道府県発行分と市町村発行分とが区別されていないため、図 1 の両年度において地方債収入の割合が減少したことの制度的な背景は、はっきりとは分からない。

しかしながら、この時期には一般事業債や地域総合整備事業債が軒並み減少している一方で、臨時経済対策事業債や発展基盤緊急整備事業債などが新設されている。したがって、都道府県での地方債収入の減少には、前者が大きく影響しているのではないかと思われる。

2.2 財政分権度指標で見た地方分権化

2.2.1 中央政府の税収と歳出の地域間配賦

以上のような歳入構造の変化を背景として、次に各都道府県での財政分権度の推移を見よう。そのため、中央政府の税収と歳出を都道府県ごとに按分する。まず、国税徴収額についてである。石ほか(1982)と林ほか(1997)では、国税の帰着を考慮した税負担についての地域間比較を行うため、税収についても様々な配賦基準を設定している。しかし本稿では、単純に都道府県ごとでの国税徴収額を知ることが目的であるため、転嫁や帰着については考慮せず、各国税局の都道府県別徴収額をそのまま用いることにする。ただし、国税庁統計年報には都道府県別徴収額とは別に「局引受分」という項目が計上されており、これを含めなければ掲載されている全国計と一致しなくなる。そのため、この「局引受分」は、当該県の徴収額が局管轄都道府県の合計に占める割合で按分した⁶。

次に、歳出については、石ほか(1982)と林ほか(1997)を参考にして、表1の配賦基準によって按分した。この中で特に注意が必要な点は次の二つである。第一に、行政サービスに直接関連するものではないため、国債費を除外した点である。これと同様に、都道府県の公債費も都道府県の歳出から除外している。第二に、地方財政費は、都道府県歳出に充当されている地方交付税収入と重なるため控除した。

その上で、基本的には各配賦基準についての全国計に対する比率をその都道府県の配賦率とした。社会福祉費については、14歳以下人口と65歳以上人口の二つが挙げられている。これは児童福祉と高齢者福祉の両方を考慮するためであり、配賦率はそれぞれの全国比の平均値とした。同様に、失業対策費についても二つの基準が設けられている。元々、石ほか(1982)や林ほか(1997)では配賦基準として失業対策費負担金のみを用いているのだが、

⁶例えば、2005年の東京国税局の場合、約1兆587億円の局引受分が計上されているが、これは同局が管轄する山梨県の徴収額の5倍に当たる。東京国税局の管轄している、千葉県、東京都、神奈川県、山梨県の徴収額合計に占める各都県の割合を計算すると、それぞれ約6%、80%、13%、1%となる。これを用いて、約1兆587億円の局引受分を各都県に配賦した。

この国庫負担金は地方財政統計年報によると年々減少して1998年度以降は福岡県のみへの交付となり、2002年度以降はすべての都道府県で0となっている。そのため、本稿の対象期間すべてにおいてこれを基準として用いることができないので、有効求人倍率を併用することにした。配賦率の算定方法は先と同様にそれぞれの全国比の平均値である⁷。

表1. 中央政府の歳出項目と配賦基準

歳出項目	配賦基準	
国家機関費	世帯数	
地方財政費	控除(都道府県側でカウント)	
防衛関係費	世帯数	
国土保全及び開発費	普通建設事業支出金	
産業経済費	農林水産業費	県内GDP(農林水産業)
	商工鉱業費	民間最終消費支出
	運輸通信費	〃
	産業投資特別会計への繰入	〃
	物資及び物価調整費	〃
教育文化費	学校教育費	小中高生数
	社会教育及び文化費	世帯数
	科学振興費	〃
	災害対策費	〃
社会保障関係費	社会保険費	世帯数
	生活保護費	生活保護費負担金
	社会福祉費	14歳以下人口、65歳以上人口
	住宅対策費	公営住宅借家数
	失業対策費	失業対策費負担金、有効求人倍率
	保健衛生費	世帯数
	試験研究費	〃
	災害対策費	〃
	その他	〃
恩給費	65歳以上人口	
国債費	控除	
その他	世帯数	

⁷ここで、失業率ではなく有効求人倍率を用いるのは、都道府県別の失業率に関する長期データが得られなかったからである。

2.2.2 税収の分権化

以上の手続きによって配賦された国税徴収額と地方財政統計年報に掲載されている地方税収総額を用いて、まず、税収分権化について考察したい。税収分権度指標は次のように定義される。

$$\text{Tax revenue decentralization (TRD)} = \frac{\text{都道府県税収}}{\text{都道府県税収} + \text{配賦後国税収}}$$

先述のとおり、本稿では転嫁を考慮した厳密な意味での租税負担を計測していないが、一次的な負担として住民側から見れば、この指標は、自らの税支払い額の何割が都道府県の歳入になっているかを示している。より多くの割合を支払っていけば、行政に対してより高い関心を持っているものと予想される。そして、住民の関心の高さは、行政に重い説明責任を課すとともに住民の選好を把握しやすくすると考えられる。したがって、この指標は、行政と住民との密接度、つまり、Oates (1972) の分権化定理の文脈で見た分権度と捉えることができる。

図 2 は、47 都道府県を都市圏と地方圏に分けて税収分権度を見たものである⁸。図 2 によると、税収で見た財政分権度は地方圏自治体の方が高いことが分かる。ちなみに、最近 3 年（平成 11、15、19 年度）の県議会議員選挙の投票率を都市圏と地方圏のそれぞれの平均で見ると、都市圏では 47.2%(H.11)、45.5%(H.15)、44.4%(H.19) であるのに対して、地方圏は 64.1%(H.11)、59.4%(H.15)、57.9%(H.19) と、いずれの年度においても 14% 程度も地方圏の方が高い⁹。ただし、この時期、税収分権度は上昇している一方で投票率が低下してきている。したがって、時系列的な意味で、この分権度を密接度と解釈するの

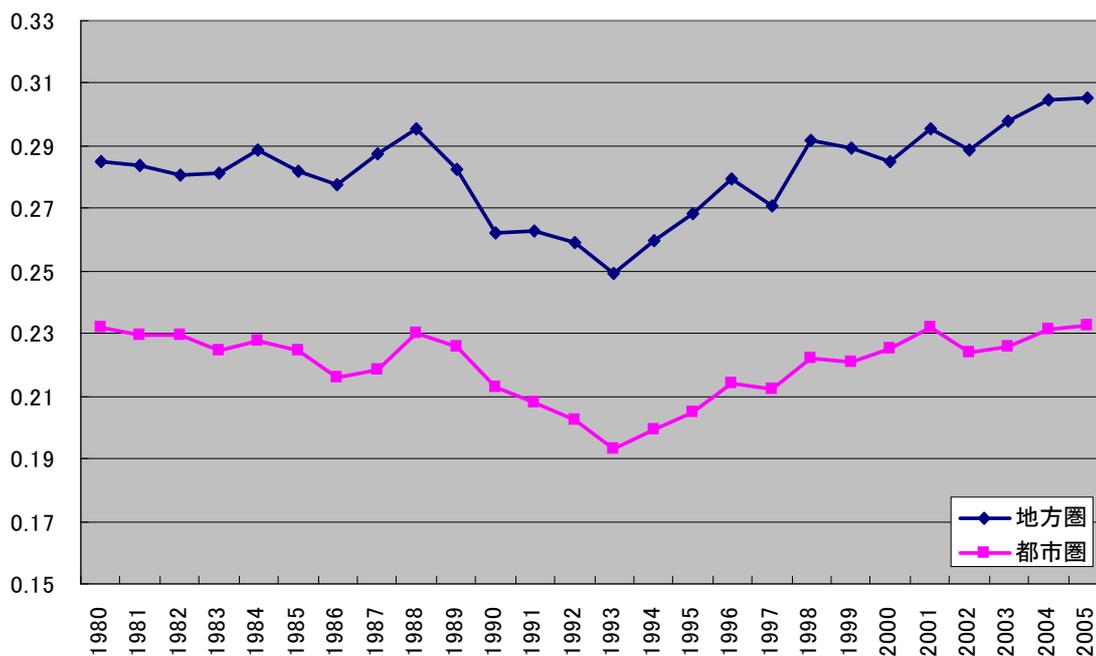
⁸値は、それぞれに属する都道府県の指標の単純平均である。ここで、都市圏に含まれるのは、本稿の分析対象期間を通じて平均的な人口密度が 1 平方キロメートルあたり 1,000 人を超えていた埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、福岡県の 7 都府県である。

⁹各都道府県の投票率は、総務省のホームページ (<http://www.soumu.go.jp/senkyo/senkyo.s/data/index.html#chapter3>) より入手した。ただし、茨城県、東京都、沖縄県については投票期日が異なるため、同資料ではなく各都府県の選挙管理委員会のホームページより入手した。

は難しいかもしれない。つまり、時系列的には、説明責任の程度という解釈に留めておいた方が適当と思われる。

前小節での地方財政制度の変革との関連を見ておこう。国税収の増大と消費税導入によって、対象期間の前半には分権度の低下が見られる。1993年度以降の分権度の回復は、おそらく総合経済対策における減税政策が主に国税についてのものであったことが影響しているのだろう。そして、1998年度以降の恒久減税の実施によって税収分権度は更に高まってきた。ただし、地方圏に比べて、都市圏では恒久減税が地方税収にもより大きな影響を与えているからか、分権度の上昇の程度はあまり大きくない。

図2. 税収分権度の推移



2.3 歳出の分権化

次に、歳出分権化について考えたい。歳出分権度指標を作成するに当たって、都道府県の歳出を次のように加工する。第一に、国の歳出と同様、公債費を除外する。第二に、国の歳出との二重計算を避けるため、分母に算入する都道府県歳出から国庫支出金を控除する。したがって、基本的な歳出分権度は以下のように表される。

Net Expenditure decentralization (NEXD)

$$= \frac{\text{都道府県歳出} - \text{公債費} - \text{国庫支出金} - \text{地方債収入}}{(\text{都道府県歳出} - \text{公債費} - \text{国庫支出金}) + \text{配賦後国歳出}}$$

この指標が意味するのは、用途を限定されている国庫支出金および地方債を除き、ほぼ一般財源のみが充当されている歳出で見た分権度である。つまり、本稿が用いる歳出分権度指標の中では、都道府県の権限の大小を最も表している。したがって、先の Bird and Vaillancourt (1998) の定義を援用すると、本稿の枠組みにおいては、この *NEXD* は「移譲 (devolution)」を捉える指標と考えられる。

上との比較のために、地方債収入および国庫支出金を含む分権指標も定義しておこう。一つ目は、上の *NEXD* に地方債収入のみを加えたものである。

Gross Expenditure decentralization (GEXD)

$$= \frac{\text{都道府県歳出} - \text{公債費} - \text{国庫支出金}}{(\text{都道府県歳出} - \text{公債費} - \text{国庫支出金}) + \text{配賦後国歳出}}$$

地方債収入は特定財源であり、長らくその発行に中央政府の許可が必要であった。しかしながら、発行団体の基礎的な財政力があれば、必要に応じた比較的容易な資金調達として用い

ることができると考えられる。都道府県の権限という面では劣るため、「委任 (delegation)」を捉える指標と考える。

最後に、地方債収入および国庫支出金の両方を含む指標である。国庫支出金は地方債以上に用途および調達が中央政府の権限下にあるため、この指標は「分散 (deconcentration)」を表すと解釈できる。

Total Expenditure decentralization (TEXD)

$$= \frac{\text{都道府県歳出} - \text{公債費}}{(\text{都道府県歳出} - \text{公債費} - \text{国庫支出金}) + \text{配賦後国歳出}}$$

図3では、以上の三つの歳出分権指標を、図2と同様に都市圏と地方圏に分けて示した。三つの指標での違いとして顕著なのが、*NEXD*では都市圏と地方圏に大きな差が無いのに対して、*GEXD*、*TEXD*となるにしたがって地方圏の分権度が都市圏のそれを大きく上回ってくる点である。例えば、中村・國崎(1996)でも指摘されているように、国庫支出金が、事実上、地域間での再分配を目的として交付されていることは良く知られているが、それに加えて地方債も地方圏に容易な発行が認められているようである。

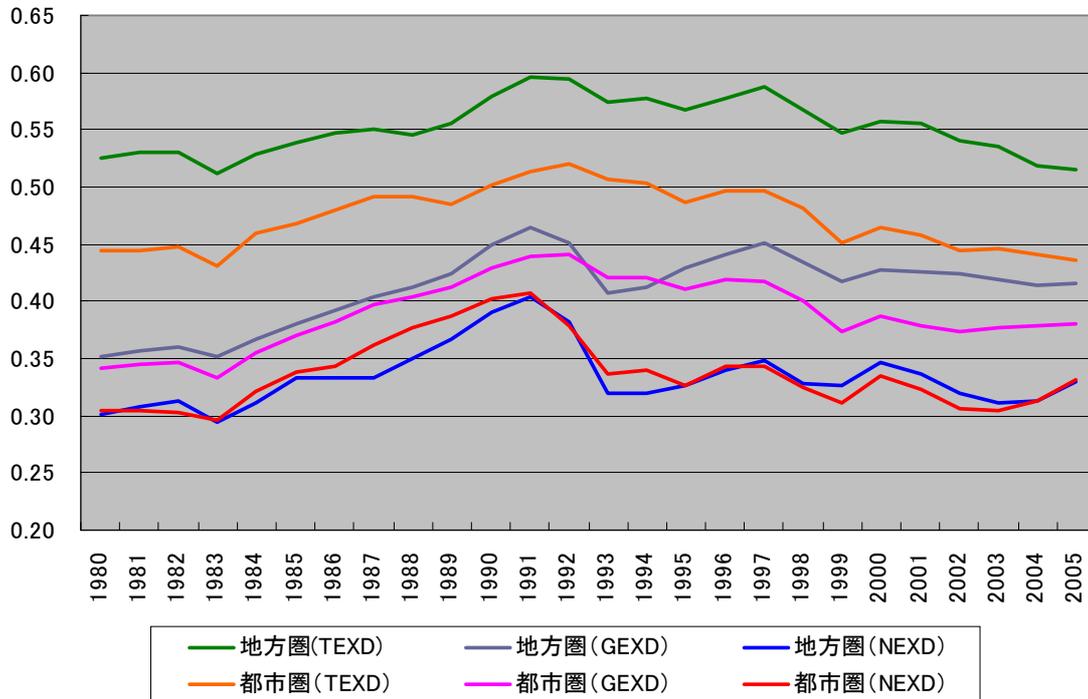
地方財政制度の変革がこれらの分権度の推移に与えた影響を見てみると、最も顕著な点は、92年度からの「総合経済対策」の時期である。例えば92年度の対策では、地方単独事業が総額で約1.8兆円の増加が計画されたが、国の追加的な財政出動は約2.4兆円にのぼった。そのため、図3では*NEXD*が都市も地方も急激に低下している。一方で、*GEXD*、*TEXD*では低下の度合いが小さい。つまり、起債や国庫支出金の充当分を含めると都道府県の事業費の増加は、国の独自事業の増加と比べてそれほど見劣りするものではなかったと言える。しかしながら、他方、都道府県の歳出には国の意思決定が強く反映されたものと予想できる。

図4では、この時期の特徴をより詳しく見るために、各指標同士の比率($GEXD / NEXD$ 、 $TEXD / GEXD$)を都市圏と地方圏別に示した。それによると、 $GEXD / NEXD$ にのみ極端な変動が見られることから、都市圏ではこの時期の歳出増加は起債によってほとんど賄われていたと考えられる。一方、地方圏では、 $GEXD / NEXD$ と $TEXD / GEXD$ の両方に変化が見られることから、起債だけでなく国庫支出金も用いられていたことが分かる。 $TEXD / GEXD$ の推移を都市圏と地方圏で比べてみると、平成景気にかけては地方圏において国庫支出金の抑制が進められてきた。つまり、国庫支出金に持たされていた地域間再分配の性質は徐々に弱められてきた。しかしながら、それは本質的になくなってきたのではなく、総合経済対策の時期には一気に復活したと見られる。

税収と歳出の両面から見ると、近年の財政分権化について次のようにまとめることができる。第一に、税収・歳出両面において、1992年度以降に傾向が変わる点である。税収面では、90年代初頭までの好景気による相対的な国税増収が税収分権度を低下させてきたが、92年度以降は数度に渡って行なわれた「総合経済対策」に伴う減税政策によって分権化が進んできたといえる。歳出の権限移譲($NEXD$)については、好景気による国税・地方税の増収で分権化が進んだものの、「総合経済対策」時の集権化以降、分権度は停滞している。

そして第二に、住民の選好をより把握している代理人として、地方圏に対しては「委任」や「分散」といった分権化が継続的に行なわれている一方で、都市圏への分権化は地方圏のそれと比べると貧弱であるといえよう。これは、都市圏では通常の市町村よりも機能や権限が大きい政令指定都市や中核市などが存在するため、都道府県の役割が比較的小さい、つまり地域内分権が進んでいるためではないかと考えられる。

図3. 歳出分権度の推移

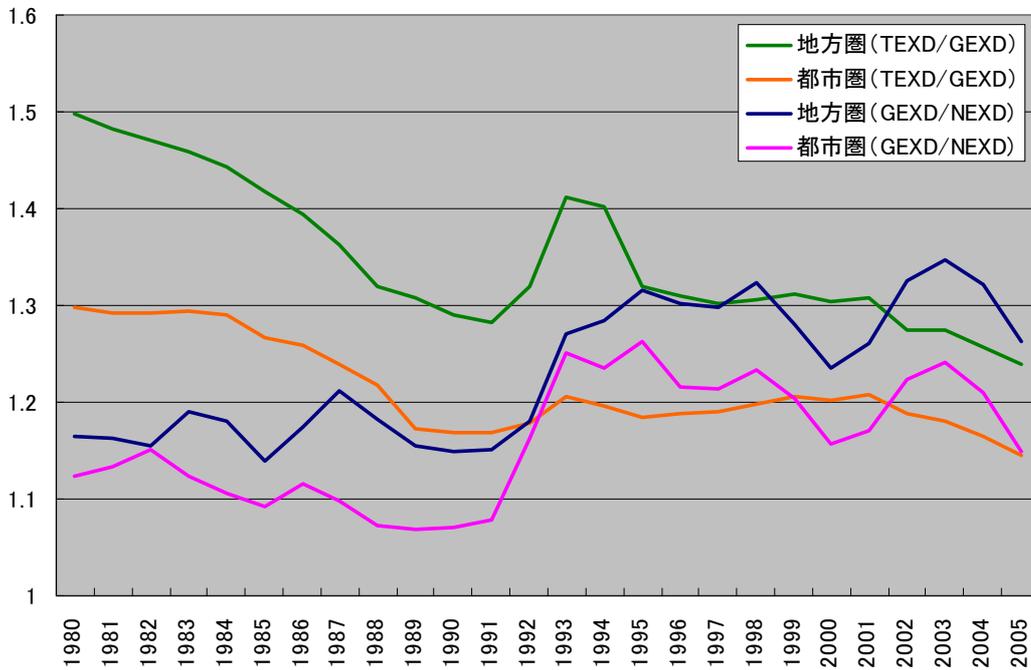


3 財政競争の理論モデル

次に本節では、財政分権化と都道府県間での財政競争との関連を考察するための分析枠組みを提示する。本小節では、簡単な二地域モデルを構築し、これらの関連についての理論的な予想を行う。

まず、人口規模、資本保有量、生産技術の異なる二つの地域を想定する。地域 L と地域 S の一人当たり資本保有量をそれぞれ h_L と h_S 、人口をそれぞれ n_L 、 n_S とする ($n_L > n_S$)。経済全体の人口規模を 1 に基準化し、 $n_L + n_S = 1$ とする。資本は地域間での移動が可能であり、資本市場は両地域を含む。一方、人口移動は無いものと仮定する。各地域では、生産要素として資本、労働、公的中间財を用いて一種類の民間財が生産されている。生産関数の一次同次性を仮定し、一人当たり水準で次式のように表す。

図4. 国庫支出金および地方債収入の歳出分権度への影響



$$y_i = a_i k_i p_i - \frac{k_i^2}{2}, \quad i = L, S \quad (1)$$

ここで、 a_i は各地域の生産性パラメータであり、 $a_L > a_S$ であると仮定する¹⁰。 k_i は一人当たり民間資本量、 p_i は一人当たり公的中间財である¹¹。生産は完全競争企業によって行われているため、資本の限界生産性が利率 (π) と等しくなる水準において利潤は最大化される。この利潤最大化の一階条件と資本市場の均衡式 ($n_L k_L + n_S k_S = H$; $H = n_L h_L + n_S h_S$) より、均衡利率と均衡資本量は以下のように表される。

¹⁰ 公的中间財の限界生産性が $\frac{\partial y_i}{\partial p_i} = a_i k_i$ であることから、ここでの生産性パラメータには、技術水準や労働者の教育水準といった資本の生産性への一般的な貢献要因だけでなく、本稿の文脈にある、住民選好の把握度といった公的中间財の生産性への貢献要因も含まれていると考える。

¹¹ 生産技術の一般的な性質を満たすために、 $a_i p_i - k_i > 0$ を仮定する。

$$\pi^* = n_L a_L p_L + n_S a_S p_S - H \quad (2)$$

$$k_i^* = n_j [a_i p_i - a_j p_j] + H, \quad i, j = L, S, \quad i \neq j \quad (3)$$

家計部門については次のように仮定する。地域内の住民は同質的であり、民間財 (x_i) と公共財 (g_i) の消費から効用を得ている。簡単化のため、公共財への選好 (b_i) を用いて、効用関数は $U^i = x_i + b_i g_i - \frac{g_i^2}{2}$ と仮定する¹²。住民は、課税後の労働・資本所得を民間財消費に充てている。すなわち、住民の予算制約は、 $x_i = y_i - \pi k_i + \pi h_i - t_i - t^C$ である。ここで、 t_i は地方税、 t^C は国税である。本稿は地方税や国税がもたらす歪みには焦点を当てないため、ここでは両者とも一括税として扱う。

最後に政府部門である。地方政府は、地方税収と中央政府からの補助金を外生的な歳入として、公共財と公的中間財の予算配分を次式のように決定する。

$$p_i = \frac{R_i}{1 + R_i} (t_i + T_i), \quad g_i = \frac{1}{1 + R_i} (t_i + T_i) \quad (4)$$

ここで、 R_i は公共財に対する公的中間財の比率（以下、予算配分率と呼ぶ）である。すなわち、

$$\frac{p_i}{g_i} = \frac{\frac{R_i}{1 + R_i}}{\frac{1}{1 + R_i}} = R_i \quad (5)$$

である。日本の地方自治体を想定する場合、地方政府は地方税率を完全に自由には操作できない。そのため、Wildasin (1988) や Keen and Marchand (1997) 等で描かれるような一般的な財政競争モデルを適用できない。そこで本稿では、Arclean et al. (2007) のモ

¹²生産関数と同様に、関数の凹性を満たすために、 $b_i - g_i > 0$ を仮定する。

デルを応用し、限られた予算内で予算配分率を政策的に決定する主体として地方政府の行動をモデル化する。

中央政府については、意思決定を行わない外生的な主体として扱う。すなわち、中央政府は両地域からの一括税収入を一定の割合で両地域に再分配している。

$$t^C = n_L T_L + n_S T_S \quad (6)$$

以上のモデルにおいて、各地域の地方政府は、自地域住民の効用最大化を目的として予算配分率を決定する。

$$\max_{R_i} U^i = x_i + b_i g_i - \frac{g_i^2}{2} \quad (7)$$

$$s.t. x_i = y_i - \pi(k_i - h_i) - t_i - t^C$$

$$p_i = \frac{R_i}{1+R_i}(t_i + T_i)$$

$$g_i = \frac{1}{1+R_i}(t_i + T_i)$$

(4) 式より $g_i = t_i + T_i - p_i$ という関係にあることを考慮して最大化の一階条件を整理すると以下を得る。

$$p_i = \frac{a_i}{a_i^2 n_j^2 - 1} \left[n_j^2 a_j p_j - n_i (n_j + 1) h_i - n_j^2 h_j + \frac{1}{a_i} \{b_i - t_i - T_i\} \right], \quad i, j = L, S, \quad i \neq j \quad (8)$$

(8) 式から、 i 地域の予算配分率 R_i が j 地域の予算配分率 R_j に関する反応関数であることがうかがえる。不必要な複雑化を避けるため、(8) 式をから直接的に反応関数を導出はしないが、(8) 式を全微分して整理すると、

$$\frac{dR_i}{dR_j} = \left(\frac{a_i a_j n_j^2}{a_i^2 n_j^2 - 1} \right) \left(\frac{t_j + T_j}{(1 + R_j)^2} \right) \left(\frac{(1 + R_i)^2}{t_i + T_i} \right), \quad i, j = L, S, \quad i \neq j \quad (9)$$

となる。したがって、非線形ではあるが、予算配分率の反応関数の符号は自地域の生産性パラメータ a_i と他地域の人口規模に依存していると考えられる。すなわち、 a_i がある程度大きければ ($a_i > \frac{1}{n_j}$)、戦略的補完 (正の傾き) の関係を示し、小さければ戦略的代替 (負の傾き) の関係を示す。本稿のモデルでは、通常の租税競争モデルとは異なり資本移動が税収に影響を与えないため、地方政府は予算配分率の上昇が公的中間財の増加と公共財の減少を通じて効用に与える影響だけを考えればよい。つまり、生産性が十分に高ければ相手地域の予算配分率の上昇に対抗することが最適戦略となるが、それほど高くないのであれば公共財の増加による効用の改善を図った方が望ましいことになる。

(9) 式からは、生産性や人口規模と併せて、予算配分率の追加的な上昇に伴う公的中間財の増加 (以下、限界公的投入と呼ぶ) の大小関係が、反応関数の傾きに影響を与えていることが分かる¹³。これらから、分権度と財政競争との関連について考えよう。第一に、説明責任の程度、もしくは住民との密接度を表す税収分権度 (TRD) である。そもそも、住民が公共財と公的中間財のどちらを求めているかによるが、仮に公的中間財を求めている場合で考えよう。その場合、説明責任が高ければそれをよりの確に把握しようとするため、高い a_i が実現されやすいと考えられる。つまり、(9) 式の a_i の偏微係数は負であることから、税収分権度は a_i の変化を通じて反応関数の傾きを緩和するように作用すると考えられる。

第二に、「移譲」を表す歳出分権度 ($NEXD$) である。本稿の文脈では、「移譲」は税源の移譲や地方交付税の拡充を伴うと考えられるため、(9) 式の $t_i + T_i$ に影響を及ぼすと考えられる。つまり、 $NEXD$ の上昇は反応関数の傾きを緩和する。これは、「移譲」に

¹³ $\frac{\partial p_i}{\partial R_i} = \frac{t_i + T_i}{(1 + R_i)^2}$ である。

よって限界公的投入の増加がもたらされることで、他地域の戦略に敏感である必要性が低くなるからだと考えられる。

第三は、「委任 (*GEXD*)」と「分散 (*TEXD*)」の影響である。これらの変化は、使途が制限された国庫支出金や地方債収入を伴うものであり、(9) 式第三括弧の T_i ではなく予算配分率 R_i そのものに影響すると考えられる。財源の使途がどちらなのかによって R_i に与える影響は異なるものの、仮に公的中間財向けの R_i を引き上げる効果を持つ支出金交付や地方債発行が認められた分権化を考えよう。その場合、*GEXD* や *TEXD* の上昇は、反応関数の傾きを急にすると考えられる。

また、第四として、特に *TEXD* は都市圏と地方圏との格差が大きいのが、このことも反応関数の傾きに影響を与えると考えられる。すなわち、この格差は $R_i < R_j$ となる都市圏自治体の反応関数の傾きを緩やかにし、 $R_i > R_j$ となる地方圏自治体の反応関数の傾きを急にする。

もし、財政分権化が財政競争に影響を与えているならば、実証分析において、分権化の効果抽出された下での傾きの推定量は、効果を内包した推定量と異なる値となることが予想される。

4 実証分析のフレームワーク

次節で行う実証分析のために、均衡の存在を仮定し、その近傍での反応関数の線形化を考えよう¹⁴。それによって、以下の推定モデルが得られる。

$$R_i = \alpha + \beta R_j + M_i \lambda_m \quad (10)$$

ここで、 β は理論モデルにおける反応関数の傾きを表すパラメータであり、 M_i は i 地域の

¹⁴近似的に、(8) 式から成る体系において均衡の存在のために必要となる条件を求めると、 $a_L^2 n_S^2 + a_S^2 n_L^2 > 1$ である。したがって、戦略的補完の場合には確実に均衡が存在する。詳細な考察は補論を参照のこと。

m 個の特性変数から成る地域特性ベクトル。 λ_m は各地域特性変数に掛かるパラメータである。上述の考察のとおり、以降の実証分析での関心は次の三つである。第一に、 $\beta \neq 0$ であるかどうか。すなわち、本節で考察したような戦略関係が、日本の都道府県間において確認されるかどうかである。第二は、財政分権化の程度が、都道府県間の戦略関係に影響を与えているかどうかである。後述のように、パラメータの最小二乗推定量の性質を用いて、各分権度の下での推定結果の違いからこのことを考察したい。最後に、これらの結果が都市圏と地方圏で異なっているかどうかを検討する。

4.1 地域ウェイトによる加重和

前述の理論枠組みにおいては財政競争の対象が一地域であったが、実際のデータを用いて推定する場合には、どの地域がどの地域を競争相手としてみなしているかを考慮しなければならない。しかしながら、そのすべてを把握するのは困難であるため、先行研究と同様に、本稿でも地域ウェイトによる加重和を競争対象の代理変数を用いる。

菅原・國崎 (2006) などでも述べられているように、代表的なものとして、「距離が近い地域同士を競争対象と捉える」もしくは「(人口や財政力などの) 状況が似ている地域同士を競争対象と捉える」という考え方がある。ここでは、どのウェイトを用いるべきかということには主眼を置いていないため、都道府県間の距離と、都道府県の人口からウェイトを作成する。ここで、距離によるウェイト付けとは、理論モデルの資本の定義に企業も含めて考え、企業の地域間移動を源泉とする財政競争関係を捉えることを意図して用いるものである。一方の人口によるウェイト付けとは、類似団体同士の模倣関係を捉えようとして用いているものである。

まず、距離ウェイトは、各都道府県の県庁所在地間の距離 (d_{ij}) の逆数によって次式のように作成する¹⁵。

¹⁵ 県庁所在地間の距離は、国土地理院の測地システム (<http://vldb.gsi.go.jp/sokuchi/surveycalc/b12stf.html>)

$$w_{ij}^{DIST} = \frac{1/d_{ij}}{\sum_j 1/d_{ij}}, w_{ii}^{DIST} = 0 \quad i \neq j$$

次に、人口ウェイトである。ここでは毎年度の人口データではなくて、1980年度から2005年度までの26年間の平均人口を用いることによって、長期的に見た人口規模が似通っている地域同士を競争対象と捉える。 i 県を基準とした場合の各 j 県との人口差 ($|pop_i - pop_j|$) の逆数で定義する。

$$w_{ij}^{POP} = \frac{1/|pop_i - pop_j|}{\sum_j 1/|pop_i - pop_j|}, w_{ii}^{POP} = 0, \quad i \neq j$$

以上を踏まえて、(10) 式を実証分析が可能な推定式に書き換えると以下になる。

$$R_i = \alpha + \beta Z_j + M_i \lambda_m, \quad Z_j = \mathbf{W} R_i \quad (11)$$

ここで、地域ウェイト行列 \mathbf{W} は次のように表される。

$$\mathbf{W} = \begin{pmatrix} 0 & w_{1,2} & \cdots & w_{1,47} \\ w_{2,1} & 0 & \cdots & w_{2,47} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{47,1} & w_{47,2} & \cdots & 0 \end{pmatrix}, \quad w_{ij} = w_{ij}^{DIST} \text{ or } w_{ij}^{POP}$$

4.2 分権化の効果の抽出

前節で考察したように、歳出・税収の両面で財政分権化は都道府県の戦略行動に様々な経路で影響を与えていると考えられる。本稿では、都道府県のパネルデータを使用するため、このような考察に最も忠実な形での推定を行うのであれば、(11) 式における α や β が

を用いて、各所在地の北緯と東経より計測した。

各都道府県で異なることを仮定して SUR 推定を行い、得られた推定量と各都道府県に分権度の期間平均との関係を考察するという方法も考えられよう。しかしながら、個別の都道府県の状態をつぶさに観察しようとするとは全体的な傾向がかえって見えにくくなる可能性があるため、本稿では最小二乗推定量の比較を通じて財政分権化が都道府県の戦略行動に与える影響を推察したい。

蓑谷 (2003) に従って、その手続きを説明する。後述のように、本稿では同時方程式パイアスへの対応として二段階最小二乗法 (2SLS) を用いる。ここでの説明は、その二段階目の推定式を用いたものである。記述の簡素化のため、他地域の予算配分率の加重和 (Z_j) と分権度指標 (D_i) 以外の説明変数は省略する。また、必要のない限り下付き文字は省略する。

その上で、まず分権度指標を含まない推定式を考える。

$$R = \alpha^{wo} + \beta^{wo}Z + u$$

ここでは、 α^{wo} と β^{wo} は、分権度指標無し (without) モデルのパラメータであり、 u は誤差項である。 R と Z について、平均からの偏差を小文字で示す ($r = R - \bar{R}$, $z = Z - \bar{Z}$) と、 β^{wo} の最小二乗推定量は次式のように表される。

$$\hat{\beta}^{wo} = \frac{\sum zr}{\sum z^2}$$

次に、分権度指標を含む推定式を考える。

$$R = \alpha^{dec} + \beta^{dec}Z + \delta D + e$$

先ほどと同様に、 α^{dec} と β^{dec} および δ は、分権度指標有り (decentralization) モデルの

パラメータ、 e は誤差項である。ここで、 v を Z の D への線形回帰を行ったときの残差とする。すなわち、

$$v = Z - \hat{Z}, \hat{Z} = b_0 + b_1 D$$

である。これを用いて β^{dec} の最小二乗推定量を次式のように表すことができる¹⁶。

$$\hat{\beta}^{dec} = \frac{\sum vr}{\sum v^2}$$

これは、 D から Z への一次の影響を取り除いた上で、 Z の R への影響を示す係数を与える。

したがって、 D から Z への一次の影響が有意であり、 $\hat{\beta}^{wo}$ と $\hat{\beta}^{dec}$ の間に違いがあれば、前節で考察したように財政分権化が都道府県の戦略行動に影響を与えていると考えることができる。すなわち、分権化が反応関数の傾きを急に（緩やかに）するように作用しているのであれば、その効果を内包したパラメータ（ $\hat{\beta}^{wo}$ ）と、分権度指標によって効果を抽出されたパラメータ（ $\hat{\beta}^{dec}$ ）は、 $\hat{\beta}^{wo} > (<) \hat{\beta}^{dec}$ という関係になるはずである。そこで本稿では、モデルの推定式とは別に、 Z の D への線形回帰の結果もテストする。併せて、元のモデル推定式の多重共線性のチェックのため、 Z と D の相関係数も確認する¹⁷。

4.3 推定上の問題への対応

本稿で行う推定には次の三つの特徴があり、それぞれに推定上の技術的問題が伴うため、(10) 式を OLS 推定することはできない。ここでそれらへの対応を説明しておこう。

同時方程式バイアスへの対応

¹⁶展開の詳細は蓑谷 (2003) を参照。

¹⁷ Z は R_i の誘導形推定値なので、 Z と D との間に相関があることは、「地域 i の分権度と地域 i 以外の（加重平均化された）地域の予算配分率との間に相関がある」ということを意味する。しかし、後述のように Z の導出に D は用いていないので、この相関関係に経済学的な意味はない。

第一の問題点は、(10) 式で表される同時方程式推定を行うため、OLS では説明変数と誤差項の間に相関が生じてしまいパラメータ推定量が歪められてしまうことである。そのため、本稿では、Kelejian and Prucha (1999) や Buettner (2001) に従って、以下の二段階最小二乗法 (2SLS) を行う。

$$\begin{aligned} \text{一段階目} : R &= \gamma_0 + \mathbf{M}\gamma_m + \mathbf{W}\mathbf{M}\tilde{\gamma}_m + \theta \\ \text{二段階目} : R &= \alpha + \beta Z + \delta D + \mathbf{M}\tilde{\lambda}_m + u \end{aligned} \quad (12)$$

$$\text{ただし、} Z = \mathbf{W}\hat{R}_i, \hat{R}_i = R_i - \theta_i$$

つまり、地域特性およびそのウェイト変数を操作変数として用いる。ここで、 D は上述のように分権化指標無しの推定においては 0 である。(11) 式にあるとおり、すべての対角要素がゼロであるウェイト行列 \mathbf{W} を用いることによって、二段階目の内生性の問題に対応している。

単位根と共和分モデルへの対応

第二の問題点は、単位根の存在による見せかけの相関の問題である。本稿で用いるデータは、20 年以上の比較的長い時系列サンプルを含むため、被説明変数および説明変数が単位根を持ち、見せかけの相関が起こっている可能性がある。そこで、本稿では単位根検定および共和分検定を行った上で共和分モデルであることが確認された場合、Kao and Chiang (2000) に従って、二段階目に以下のダイナミック OLS (DOLS) を適用する。

$$R = \alpha + \beta Z + \delta D + \mathbf{M}\lambda_m + \sum_{q=-2}^4 \Delta\Omega_{t+q} + \mu \quad (13)$$

ここで、 $\Delta\Omega_{t+q}$ は、すべての説明変数についての四期までのラグと二期までのリードを用

いた階差である¹⁸。

空間的自己相関への対応

第三の問題点は、クロスセクションでの連関関係に着目する推定モデル（空間的ラグモデル）であるため、Anselin (1988) などで指摘されている誤差項の空間的自己相関が発生している問題である。すなわち、次式のように表される。

$$\mu_i = \rho \mathbf{W} \mu_j + \epsilon_i$$

空間的ラグモデルに対して 2SLS によるアプローチをとる場合、例えば Kelejian and Prucha (1999) にあるように、非線形推定された ρ を用いてコ克蘭・オーカット法を行い二段階目を推定する実行可能な GLS が一般的である。しかしながら一方で、Beck and Katz (1995) は、パネル推定において空間的自己相関を考慮する場合、実行可能な GLS は過大な推定量を与えてしまうことをモンテカルロ分析によって指摘している。そして、 $Cov(\mu_i, \mu_j) = 0$ を仮定しない残差の分散共分散行列を用いる、修正された標準誤差（PCSEs : panel-corrected standard errors）と OLS 推定量を勧めている。

空間的自己相関の形を把握するのは事実上不可能であり、また本稿で扱うパネルデータはクロスセクションサンプル数よりも時系列サンプル数が少ないため、Kelejian and Prucha (1999) の方法を用いると Beck and Katz (1995) が指摘する問題を起こしてしまう可能性が高い。そこで、本稿では Beck and Katz (1995) に従い、二段階目については OLS 推定量と PCSEs を用いる。また、PCSEs を用いる際には系列相関を先に取り除いておかなければならないため、OLS 残差を用いてそのチェックと修正を行った上で、PCSEs による推定量検定を行う。

¹⁸Kao and Chiang (2000) のモンテカルロ分析によれば、時系列サンプルが 20 年を超えるようなパネルデータの場合、2 期までのラグと 1 期のリードから成る階差項を用いるよりも明らかに高い効率性が示されるため、4 期までのラグと 2 期までのリードを用いた。

5 財政分権化と財政競争

5.1 使用データ

本稿の対象期間は1980年度から2005年度の26年間である。ただし、上述のような技術的対応によって実際の分析対象期間が短くなってしまう可能性があるため、ラグの作成用として1979年度のデータも用いた。したがって、それも含む総サンプル数は47都道府県×27年間の1269サンプルである。

被説明変数となる予算配分率(表中 *ALRATE* と記載)は、次のように作成した。まず、分子となる公的中間財については、『地方財政統計年報』に掲載されている商工費、農林水産業費、土木費の合計額から、普通建設事業支出金を差し引いた額を用いた。一方、分母の公共財としては、民生費、衛生費、教育費、警察費の合計額から、義務教育費負担金、生活保護負担金、児童保護負担金、老人保護負担金、結核医療費負担金、精神衛生費負担金を差し引いた額を用いた¹⁹。

本稿の実証分析において、菅原・國崎(2006)でのように具体的な歳出項目額を用いず、予算配分率としたことには次のような意味がある。

第一は、外生的な予算の変化を取り除くためである。例えば、好景気に伴う税収増によって、すべての都道府県が予算配分を変更することなくすべての項目の歳出額を増やした場合、菅原・國崎(2006)のように歳出項目額そのものを用いると、あたかも自地域の歳出額と他地域のそれとの間に正の相関があるように見えてしまう。これは明らかに見せかけの相関である。他方、本稿のように予算配分率で考えれば、このような場合には見せかけの相関は発生しない。

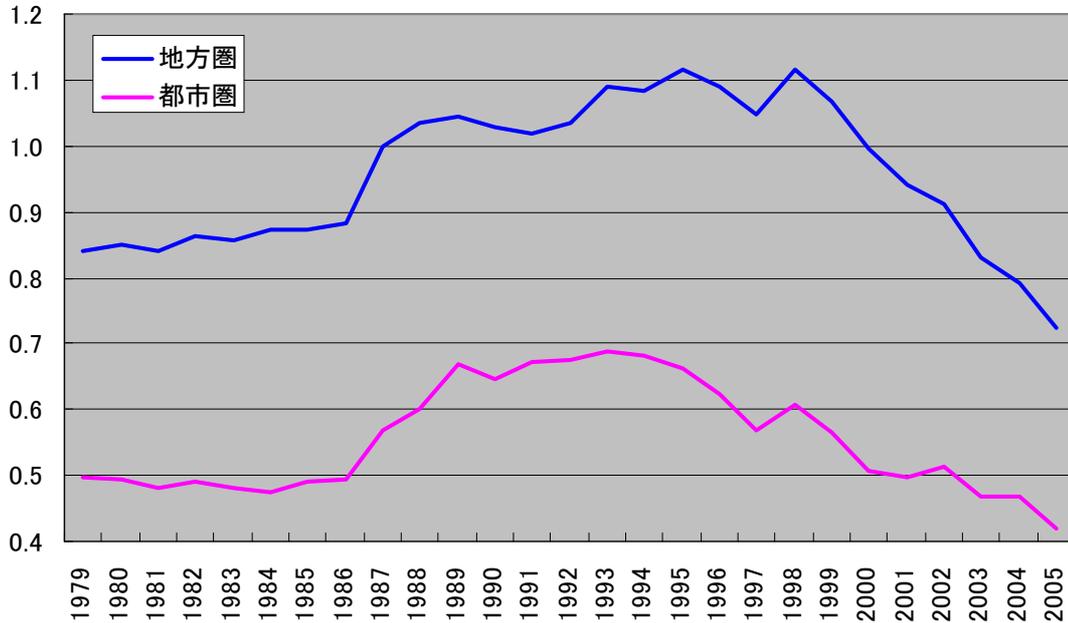
第二は、都道府県の意思決定の段階を捉えるためである。つまり、都道府県間での財政競

¹⁹本稿の構想段階では、単独事業費のみを用いて予算配分率を作成しようと試みたが、『地方財政統計年報』や『都道府県決算状況調』といった一般的な公表資料だけでは不可能であることが分かったため、このような簡易的な算出にとどめた。そのため、この予算配分率からは、国庫支出金や地方債の影響を完全に排除することはできていない。

争や模倣を考えたときに、菅原・國崎(2006)のような細目の歳出額や、Terai and Bessho(2008)のような用地開発事業といったレベルで、他地域の行動を意識した意思決定がなされているのだろうかという疑問に立った変数加工である。民間企業とは異なり、都道府県などの公共組織では、部局からのボトムアップ形式で意思決定がなされている可能性も考えられる。しかしながら、そうであったとしても、最終的な予算配分や実施事業の決定、もしくは基本計画の策定などは、より知事に近いレベルで全体を俯瞰しながら決定されているのではないだろうか。そして、その時に初めて他の地域の政策状況を参照するのではないかと思われる。このようなプロセスを経て全体の予算が決定されているとするならば、生活志向の予算なのか開発志向の予算なのかといった大まかな捉え方で財政競争を考察することは有効な手段の一つだろうと思われる。

第2節と同様に、都市圏と地方圏での予算配分率の推移を図5に示す。それによると、地方圏での配分率は1を越える時期があるなど非常に高いが、それと比べると都市圏の予算配分率は明らかに低い。また、いずれの地域でも1980年代後半から高くなり、1990年代後半から低下している。これは、第2節の歳出分権度指標と似た傾向であると言えよう。87年度から89年度にかけての上昇と99年度以降の下落が急なため、台形のような推移とも取れるが、第2節の分権度指標と関連して考えると、93年度までの上昇傾向とそれ以降の低下傾向に分けることができる。そこで本稿では、全期間を対象とした推定に加えて、1980 - 1992の前半と1993 - 2005の後半に分けた推定を行う。

図5. 予算配分率の推移



地域特性を表す説明変数としては、人口構造、経済特性、財政制約の三種類を考えた。

第一の人口構造の変数としては、人口密度 (DEN)、14歳以下人口が総人口に占める割合で定義される若年者比率 (YOU)、65歳以上人口が総人口に占める割合を表す高齢者比率 (OLD) を用いた。人口データの出所は総務省『人口推計』、国土交通省『全国都道府県市町村別面積調』および総務省『日本統計年鑑』である。これらはいずれも基本的な財政需要と関わるものと考えられる。なかでも、高齢者比率は、社会保障費の増大をもたらすと考えられるので、予算配分率と負の相関を示すと思われる。

第二の経済構造の変数としては、一人当たり預金残高 (CAP)、有効求人倍率 (JOB)、第二次産業比率 (SEC)、第三次産業比率 (THI) である。このうち、一人当たり預金残高は、利用可能なデータの中で第3節の理論モデルにおける一人当たり資本保有量の代理変数として採用したものである。また、長期にわたる都道府県別の失業率の年度データが利用できなかったため、有効求人倍率を用いた。 CAP は日本銀行『金融統計』より、 JOB

は厚生労働省『職業安定業務統計』より、*SEC* および *THI* については内閣府『県民経済計算年報』より入手した。

第三は財政制約にかかる変数である。予算配分率の決定を制約すると考えられる都道府県の財政状況を表す指標として、財政力指数 (*FP*) と公債費負担比率 (*DSE*) を用いた。いずれも、総務省の『地方財政統計年報』および『都道府県決算状況調』から入手した。

表 2 は、これらの変数および各分権度指標、そして誘導形推定値とウェイト行列によって作成された予算配分率の加重和についての記述統計量である。このうち、*W_d_RATE* は距離ウェイトによる配分率加重和、*W_p_RATE* は人口ウェイトによる配分率加重和である。

表 2 には、通常の記述統計量と併せて二段階目の推定のために各変数の単位根検定の結果を示した。*ALRATE* をはじめ、配分率加重和や分権度指標などの注目したい変数のほとんどで単位根の存在が確認されるため、共和分の確認と DOLS の適用を考えなければならない。

表 2. 記述統計量と単位根検定

	平均値	最大値	最小値	標準偏差	サンプル数	単位根検定 統計量	p値
<i>ALRATE</i>	0.898	1.745	0.181	0.258	1269	7.387	1.000
<i>W_d_RATE</i>	0.884	1.109	0.498	0.112	1269	16.934	1.000
<i>W_p_RATE</i>	0.924	1.271	0.588	0.129	1269	14.749	1.000
<i>TRD</i>	0.272	0.388	0.145	0.046	1269	-1.507	0.066
<i>NEXD</i>	0.333	0.599	0.165	0.046	1269	-1.404	0.080
<i>GEXD</i>	0.406	0.633	0.275	0.052	1269	1.084	0.861
<i>TEXD</i>	0.541	0.677	0.366	0.056	1269	3.672	1.000
<i>DEN</i>	0.627	5.982	0.066	1.074	1269	3.422	1.000
<i>YOU</i>	18.338	29.237	11.328	3.505	1269	5.830	1.000
<i>OLD</i>	15.145	27.095	5.767	4.423	1269	-11.573	0.000
<i>CAP</i>	2.245	16.293	0.394	1.666	1269	6.415	1.000
<i>JOB</i>	0.829	2.680	0.140	0.425	1269	-1.956	0.025
<i>SED</i>	33.649	58.787	12.120	8.379	1269	-1.615	0.053
<i>THI</i>	66.279	93.998	41.787	8.594	1269	-0.089	0.465
<i>FP</i>	2.181	90.208	0.200	11.745	1269	-4.122	0.000
<i>DSE</i>	12.276	26.300	2.300	4.514	1269	1.155	0.876

5.2 推定結果

5.2.1 全期間推定

図5で確認したように、予算配分率は台形のような推移ともとれる。そのため、全期間での推定に際して構造変化を考慮した三つのダミー変数を用いた。第一は、86 - 87年度の極端な上昇を考慮するもので、87年度以降のすべての年度に1を付すダミー変数である(*STC01*)。第二は、「総合経済対策」期を考慮したもので、93年度から98年度までに1を付すダミー変数である(*STC02*)。最後に、99年度以降に1を付すダミー変数(*STC03*)によって、その後の急な低下傾向の時期を考慮する。

全期間のデータを用いた推定においては、二段階目の推定に先立って行った共和分検定で、すべての推定式において共和分が確認された。したがって、二段階目にはDOLSを適用した。表3、4のADF-tがその検定統計量である²⁰。それ以外の検定統計量として、AR(1)は残差の系列相関を示し、Redundantは、各分権度指標を説明変数に加えることが過剰な定式化かどうかを見た冗長性検定のF値である。これらの下段はp値である。Z-D Coeff.は、配分率加重和(Z)の分権度指標(D)への線形回帰係数であり、Z-D Corr.は、両者の相関係数である。検定統計量を除くすべての説明変数の下段はPCSEsを用いたt値であり、*、**、***はそれぞれ、10%、5%、1%の水準で有意であることを示す。結果の見易さを確保するため、表ではDOLSで用いた階差項と固定効果を割愛してある。

都市圏と地方圏の分類は第2節と同様であり、埼玉、千葉、東京、神奈川、愛知、大阪、福岡の7都府県が都市圏に属し、残りの40道府県が地方圏に属するように分類した。表3が都市圏自治体、表4が地方圏自治体の推定結果をまとめたものである。どちらの推定においても、*W_RATE*には47都道府県全ての配分率加重和を用いることで、前節の非対称モデルを反映した。

²⁰Baltagi (2001) に基づき Kao test によって検定した。この場合、共和分無しが帰無仮説である。

焦点を当てている β や分権度指標の係数 (δ) は、都市と地方で大きく異なっている。まず、 $NEXD$ 、 $GEXD$ 、 $TEXD$ と β との関係から見ると、どちらのウェイトで見ても、都市の推定結果においてはこれらの分権度指標が入ることによって β が有意ではなくなっている。逆に、 δ はいずれも有意である。つまり、分権化の効果を考慮すると、都市圏自治体は財政競争も模倣も行っていないと考えられる。一方、地方の結果では、分権度指標を含む推定においても β は有意である。つまり、地方圏自治体は財政競争や模倣によって予算配分率を決定していると考えられる。ただし、 β の値は $NEXD$ から $TEXD$ にかけて徐々に小さくなることから、中央政府の政策の影響も受けていることが分かる²¹。

税収分権度についても興味深い点がある。まず、都市の結果では、 β はプラスだが、 δ はマイナスで有意となっている。したがって、都市圏自治体では、住民との密接度は a_i を低め反応関数の傾きを急にするように作用していると考えられる。つまり、都市圏住民はそもそも公的中間財ではなく公共財の充実を求めているのではないだろうか。一方、地方の結果では、 δ は有意ではないものの、税収分権度が β を大きくするように作用している。つまり、地方圏では元々住民が公的中間財を望んでいるおり、住民との密接度が高い県ではそれを反映した高い技術水準 a_i が反応関数の傾きを緩やかにしていると解釈できる。

その他の変数については、次の五つが顕著である。第一に、歳出分権度で調整された都市の結果において、第二次・第三次産業比率が有意にマイナスの関係にある。これらの産業比率は、投下される民間資本量を代替的に表しているとも考えられる。つまり、産業比率が高く、したがって十分な民間資本が投下されるにつれて、公的中間財は必要とされなくなっていると言えよう。これは、都市自治体が予算配分率による財政競争を行っていない理由の一つであると考えられる。第二に、地方の結果において、一人当たり預金残高が有意にマイナスの関係にある。つまり、地方圏で保有資本量の多い地域は自地域への資本

²¹ 結果として、距離ウェイトで見た場合、地方の β は 1 を超えているものの、都市では有意でない、すなわち 0 である。したがって、この場合は地域間の財政競争ゲームに均衡があると考えられる。補論での考察から、地方の均衡配分率は都市のそれを大きく上回ると考えられるが、それは図 5 と一致している。

流入を意図した公共投資を行っていない。第三に、地方の結果において、高齢者比率が有意にプラスである。試みに、土木・建設業の従業員が全産業に占める比率を平成 18 年の事業所・企業統計から抽出し 2005 年の高齢者比率との相関係数を求めたところ 0.732 と高い相関関係にあることが分かった。つまり、推定結果は、高齢者比率の直接的な影響を表しているというよりも、土木建設比率の高い地域（≡ 高齢化地域）における有効需要政策の結果を表している可能性が高い。第四に、公債費負担比率（*DSE*）が有意マイナスである。つまり、財政状況が悪化した場合には、公的中間財への支出の方がより削減されやすいと言える。当然のことかもしれないが、やはり公的中間財の方が財政状況に対して弾力的なようである。最後に、地方の結果においてのみ、構造変化を示すダミー変数がほとんどのケースで 1% もしくは 5% の有意水準をクリアしている。このうち、*STC01* の係数から、税収の集権化が予算配分率の上昇に寄与したことがうかがえる。ただし、その中でも総合経済対策（*STC02*）と恒久減税（*STC03*）の時期は、予算配分率を下げる方向に作用していたようである。

5.2.2 分割期間推定

図 2 や 3 で見たように、税収や歳出の分権度指標で見た財政分権化は、バブル崩壊後に行われた「総合経済対策」の時期を境にして傾向が変わっていた。そこで、1993 年度でサンプルを分割し、前半と後半で結果がどのように異なってくるかを考察しよう。分割期間での推定においては、都市、地方の双方において、予算配分率や分権指標に単位根が確認されなかったため DOLS は適用せず、固定効果モデルの 2SLS 推定を行った。表 5 は都市圏の、表 6 は地方圏の推定結果をまとめたものであるが、煩雑さを取り除くため、 β と δ 以外は割愛した。表の中で、Z-D Coeff. の欄に 印のあるところは、線形回帰モデルが不

表3. 都市圏自治体の財政競争(全期間)

非説明変数: ALRATE
 データ期間: 1979-2005
 対象期間: 1983-2003
 分析対象: 都市圏

	距離ウェイト					人口ウェイト				
	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD
<i>W_d_RATE</i>	1.289 *** 4.049	1.112 *** 3.423	0.588 1.496	0.176 0.415	-0.191 -0.484					
<i>W_p_RATE</i>						1.520 *** 3.087	1.561 *** 2.911	0.509 0.816	-0.324 -0.453	-0.698 -1.088
<i>TRD</i>		-2.698 ** -2.291					-2.568 ** -2.320			
<i>NEXD</i>			3.785 *** 4.077					3.213 *** 3.045		
<i>GEXD</i>				4.706 *** 4.346					4.807 *** 4.074	
<i>TEXD</i>					6.043 *** 5.480					5.900 *** 5.459
<i>DEN</i>	0.105 0.496	0.010 0.046	0.022 0.104	0.302 1.567	0.321 * 1.659	-0.057 -0.278	-0.137 -0.658	-0.024 -0.114	0.279 1.450	0.349 * 1.785
<i>YOU</i>	0.017 1.131	0.032 * 1.910	0.011 0.743	0.037 ** 2.432	0.030 ** 2.168	0.029 * 1.686	0.044 ** 2.372	0.014 0.810	0.031 * 1.737	0.021 1.265
<i>OLD</i>	0.050 * 1.928	0.029 1.079	0.042 1.572	0.071 ** 2.625	0.075 *** 3.020	0.065 ** 2.398	0.044 * 1.660	0.058 ** 1.990	0.074 ** 2.607	0.070 *** 2.762
<i>CAP</i>	0.055 *** 3.919	0.063 *** 4.268	0.016 0.985	-0.001 -0.057	-0.007 -0.374	0.062 *** 4.915	0.066 *** 5.015	0.025 1.403	-0.004 -0.212	-0.010 -0.525
<i>JOB</i>	-0.010 -0.185	0.042 0.634	-0.116 * -1.929	-0.212 *** -3.064	-0.165 *** -2.750	-0.032 -0.576	0.047 0.717	-0.110 * -1.804	-0.217 *** -3.263	-0.154 *** -2.793
<i>SEC</i>	-0.011 -1.094	-0.014 -1.074	-0.027 *** -2.826	-0.024 *** -2.709	-0.016 * -1.955	-0.024 ** -2.414	-0.023 ** -2.042	-0.029 *** -3.105	-0.021 ** -2.467	-0.011 -1.381
<i>THI</i>	-0.038 *** -2.992	-0.026 -1.570	-0.042 *** -3.573	-0.041 *** -3.730	-0.035 *** -3.218	-0.045 *** -3.858	-0.029 * -1.944	-0.042 *** -3.825	-0.036 *** -3.391	-0.029 *** -2.877
<i>FP</i>	-0.456 * -1.947	-0.326 -1.278	0.015 0.060	-0.481 ** -2.268	-0.245 -1.160	-0.209 -0.882	-0.032 -0.116	0.185 0.726	-0.441 * -1.762	-0.254 -1.162
<i>DSE</i>	-0.005 -0.811	0.020 * 1.721	-0.008 -1.456	-0.021 *** -3.396	-0.016 *** -3.181	0.003 0.452	0.031 ** 2.530	-0.003 -0.451	-0.022 *** -2.635	-0.018 *** -2.736
<i>STC01</i>	0.030 0.648	0.049 0.874	-0.004 -0.060	0.050 0.890	0.054 0.997	0.027 0.573	0.067 1.140	-0.012 -0.180	0.043 0.678	0.061 1.017
<i>STC02</i>	0.016 0.263	0.002 0.024	-0.002 -0.030	-0.002 -0.028	-0.052 -0.842	0.032 0.529	-0.040 -0.659	-0.017 -0.238	0.009 0.143	-0.057 -0.938
<i>STC03</i>	0.049 0.540	0.028 0.275	-0.008 -0.072	0.020 0.217	-0.019 -0.231	0.084 0.979	-0.005 -0.061	-0.018 -0.187	0.031 0.355	-0.009 -0.119
<i>C</i>	1.765 1.303	1.590 0.955	2.287 ** 2.047	0.698 0.635	-0.869 -0.714	2.482 ** 2.014	1.560 0.961	2.414 ** 2.312	0.871 0.789	-0.732 -0.630
<i>AR(1)</i>	0.302 * 0.154	0.152 0.191	0.114 0.178	0.120 0.194	-0.321 0.208	0.260 0.163	0.151 0.192	0.072 0.166	0.091 0.192	-0.195 0.189
<i>adj R₂</i>	0.936 0.040	0.941 0.039	0.948 0.037	0.950 0.036	0.957 0.033	0.937 0.040	0.944 0.038	0.947 0.037	0.950 0.036	0.959 0.033
<i>OBS</i>	147	147	147	147	147	147	147	147	147	147
<i>ADF-t</i>	2.296 ** 0.011	2.355 *** 0.009	2.160 ** 0.015	2.195 ** 0.014	2.115 ** 0.017	3.156 *** 0.001	3.237 *** 0.001	2.976 *** 0.001	2.874 *** 0.002	2.845 *** 0.002
<i>Redundant</i>		28.585 *** 0.000	45.500 *** 0.000	52.817 *** 0.000	75.336 *** 0.000		33.624 *** 0.000	41.660 *** 0.000	51.957 *** 0.000	78.471 *** 0.000
<i>Z-D Coeff.</i>		-4.674 *** 1.334	2.270 *** 0.741	3.070 *** 0.797	3.598 *** 0.616		-4.395 *** 1.025	2.220 *** 0.561	3.031 *** 0.472	3.402 *** 0.392
<i>Z-D Corr.</i>		-0.203	-0.033	0.041	0.118		-0.143	0.278	0.355	0.413

表4. 地方圏自治体の財政競争(全期間)

非説明変数: ALRATE
 データ期間: 1979-2005
 対象期間: 1984-2003
 分析対象: 地方圏

	距離ウエイト					人口ウエイト				
	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD
<i>W_d_RATE</i>	1.462 *** 6.555	1.538 *** 6.744	1.428 *** 6.167	1.140 *** 4.843	1.093 *** 4.272					
<i>W_p_RATE</i>						1.312 *** 4.226	1.387 *** 4.364	1.091 *** 3.449	0.878 *** 2.791	0.795 ** 2.533
<i>TRD</i>		0.032 0.060					-0.289 -0.552			
<i>NEXD</i>			1.928 *** 3.275					1.799 *** 2.832		
<i>GEXD</i>				3.342 *** 5.748					3.517 *** 5.840	
<i>TEXD</i>					3.962 *** 5.500					4.410 *** 6.364
<i>DEN</i>	-0.228 -0.419	-0.267 -0.445	-0.095 -0.175	-0.106 -0.215	-0.055 -0.113	-0.406 -0.730	-0.450 -0.718	-0.285 -0.521	-0.249 -0.513	-0.138 -0.287
<i>YOU</i>	0.003 0.136	0.007 0.286	0.015 0.630	0.027 1.301	0.025 1.120	-0.001 -0.063	0.002 0.079	0.002 0.108	0.023 1.084	0.023 1.036
<i>OLD</i>	0.046 *** 2.852	0.048 *** 3.043	0.039 *** 2.579	0.031 ** 2.076	0.051 *** 3.352	0.050 *** 2.746	0.053 *** 2.900	0.045 ** 2.550	0.033 * 1.817	0.052 *** 2.994
<i>CAP</i>	-0.173 *** -4.189	-0.168 *** -3.809	-0.184 *** -4.481	-0.185 *** -5.521	-0.209 *** -5.671	-0.221 *** -5.162	-0.222 *** -4.944	-0.212 *** -5.271	-0.215 *** -6.192	-0.248 *** -6.792
<i>JOB</i>	0.030 0.660	0.022 0.482	0.018 0.383	0.055 1.284	0.068 1.524	0.029 0.692	0.021 0.515	0.030 0.670	0.056 1.456	0.070 * 1.749
<i>SEC</i>	-0.004 -0.346	-0.003 -0.276	0.000 0.020	0.007 0.660	0.003 0.318	-0.001 -0.060	0.000 0.033	0.000 0.006	0.008 0.688	0.008 0.619
<i>THI</i>	-0.009 -0.845	-0.008 -0.673	-0.004 -0.391	0.007 0.683	0.009 0.796	-0.007 -0.538	-0.004 -0.285	-0.004 -0.304	0.008 0.735	0.013 1.080
<i>FP</i>	-0.008 -0.955	-0.006 -0.626	-0.007 -0.863	0.006 0.751	0.009 1.067	-0.007 -0.713	-0.006 -0.497	-0.007 -0.763	0.006 0.701	0.010 1.092
<i>DSE</i>	-0.014 *** -2.667	-0.014 *** -2.646	-0.009 * -1.762	-0.004 -0.824	-0.004 -0.722	-0.010 ** -2.062	-0.011 ** -2.192	-0.007 -1.416	-0.001 -0.255	0.000 -0.064
<i>STC01</i>	0.055 ** 2.531	0.055 ** 2.486	0.061 ** 2.292	0.040 1.487	0.043 * 1.684	0.077 *** 3.561	0.077 *** 3.670	0.075 *** 3.340	0.063 *** 2.772	0.080 *** 3.293
<i>STC02</i>	-0.097 *** -2.853	-0.080 ** -2.421	-0.073 ** -2.000	-0.081 ** -2.198	-0.126 *** -3.650	-0.107 *** -3.268	-0.099 *** -3.036	-0.078 ** -2.308	-0.094 *** -2.781	-0.116 *** -3.617
<i>STC03</i>	-0.148 *** -3.379	-0.120 *** -2.651	-0.134 *** -2.888	-0.138 *** -2.884	-0.172 *** -3.932	-0.168 *** -4.012	-0.159 *** -3.619	-0.145 *** -3.373	-0.155 *** -3.520	-0.168 *** -4.103
<i>C</i>	0.169 0.148	-0.104 -0.088	-1.124 -0.972	-2.764 ** -2.537	-3.787 *** -3.140	-0.010 -0.008	-0.308 -0.242	-0.727 -0.606	-2.745 ** -2.356	-4.233 *** -3.343
<i>AR(1)</i>	0.650 *** 0.054	0.657 *** 0.054	0.636 *** 0.055	0.598 *** 0.058	0.620 *** 0.056	0.660 *** 0.055	0.666 *** 0.055	0.639 *** 0.056	0.608 *** 0.057	0.623 *** 0.057
<i>adj R₂</i>	0.924 0.061	0.924 0.061	0.925 0.060	0.928 0.059	0.929 0.059	0.921 0.062	0.922 0.062	0.922 0.062	0.926 0.060	0.927 0.060
<i>OBS</i>	794	794	794	794	794	794	794	794	794	794
<i>ADF-t</i>	-4.859 *** 0.000	-4.912 *** 0.000	-5.473 *** 0.000	-6.177 *** 0.000	-6.477 *** 0.000	-3.075 *** 0.001	-3.128 *** 0.001	-3.391 *** 0.000	-5.623 *** 0.000	-4.067 *** 0.000
<i>Redundant</i>		12.994 * 0.072	20.797 *** 0.004	55.828 *** 0.000	64.519 *** 0.000		15.332 ** 0.032	19.621 *** 0.006	59.150 *** 0.000	67.800 *** 0.000
<i>Z-D Coeff.</i>		-3.773 *** 1.024	1.948 *** 0.989	2.961 *** 0.880	3.680 *** 0.731		-3.472 *** 0.758	2.099 *** 0.695	2.972 *** 0.568	3.466 *** 0.411
<i>Z-D Corr.</i>		-0.268	0.290	0.406	0.473		-0.025	0.379	0.462	0.578

安定で誤差項の収束が確認できず線形関係を推定できなかった部分である。

まず、都市の結果から見ていこう。距離ウェイトの前半期では、どの分権度指標を用いた推定においても β がはっきりと有意であることが特徴的である。この時期には、分権度指標の係数が有意ではなく、変数を加えたことの冗長性を棄却することもできない。また、 β の大きさは *TRD* のケースを除いて大きな変化が見られない。したがって、前半期には都市圏自治体も財政競争を行っていた可能性があると言えよう。更に、この時期には、分権度指標が表す中央政府からの補助金や地方債が、都市圏自治体の歳出構造の決定に無差別であったと考えられる。人口ウェイトで見た類似団体との相互連関についても、補助金や地方債の影響は積極的には認められないばかりか、これらを含めた推定は過剰推定となっている可能性が高い。したがって、補助金等の影響無しに模倣があったと判断する方が適切だろうと思われる。

一方、後半期では様相が大きく異なる。 β は、ほとんど全て有意ではない中で、*GEXD* と *TEXD* の δ だけが明らかに有意である。また、値の大きさについても、同じ後半期の他の分権度指標の δ や、前半期の *GEXD*、*TEXD* の δ と比べて非常に大きい。つまり、後半期の都市圏自治体の予算配分率は、「委任」や「分散」を通じた中央政府の政策によって規定されていたと言えよう。

この後半期は、図1で示されたように、都道府県全体で見て地方債収入の歳入総額に占める割合が恒常的に高くなっている時期である。更に、都市圏に限って言えば、「総合経済対策」の財源は地方債収入がメインであった。ただし、そうは言っても、*GEXD* は92年度をピークに低下してきている。そして、図5にあるように、特に99年度以降は予算配分率は継続的に下降している。したがって、これらのことから推察すれば、この後半期の都市圏では、国庫支出金の継続的な削減と地方債発行の抑制という中央政府の政策によって、外生的に予算配分率が低下させられていると考えられよう。

次に、地方の結果についてである。都市とは対照的に、前後半の総てのウェイトにおい

て β は有意である。また、 β の大きさについては、*TEXD*を用いた場合以外は大差がないことと、前半期に比べて後半期の値が全体的に見て小さいことが分かる。したがって、地方圏自治体は前後半通じて財政競争もしくは模倣を行っていると言えよう。*TEXD*を含む推定の β だけが大きいことについて今までどおりに解釈すれば、「分散」が予算配分率に直接影響して β を小さく見せるように作用しているということになる。図4にあるように、「総合経済対策」に至るまでの地方圏において、*TEXD*対*GEXD*の比率の下落は顕著であり、国庫支出金の恒常的な削減が、都市圏よりも地方圏に大きな痛手を与えてきたことが分かる。これによって予算配分率への大きな下方圧力が生じていたのだろうと考えられる。一方、後半期においては傾向は前半期と変わらないものの、 β の値は全体的に小さくなっている。したがって、財政競争や模倣の程度が弱まっていると考えられる。ここでも再び、*TEXD*を含む推定の β だけが大きいことが分かる。すなわち、「総合経済対策」によって急激に高まった*TEXD*対*GEXD*の比率が、それ以降に急激に下落している。このため、*TEXD*を含む推定において前半期と同じような結果が得られたのだろうと考えられる。

6 おわりに

本稿の関心は、日本の地方分権化の程度をどのように把握するかであった。そして、そのために本稿では二つのアプローチを試みた。一つは、財政分権度指標の推計であり、もう一つは財政競争の実証分析である。また、これらの分析は独立して分権化の程度にアプローチするものではなく、推計された分権度指標を財政競争の分析に用いることで、分権の程度や地方財政制度の変革が、財政競争にどのような影響を与えてきたかを考察した。

表5. 分割期間で見た都市圏自治体の財政競争

非説明変数: ALRATE
 データ期間: 1979-1992
 対象期間: 1980-1992
 分析対象: 都市圏

	距離ウェイト					人口ウェイト				
	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD
<i>W_RATE</i>	0.772 *** 3.344	0.844 *** 3.242	0.789 *** 3.315	0.772 *** 3.277	0.792 *** 3.320	0.514 * 1.928	0.607 * 1.789	0.512 * 1.895	0.519 * 1.913	0.534 * 1.954
<i>DEC_INDEX</i>		-0.314 -0.638	0.208 0.680	0.285 0.762	0.209 0.595		-0.296 -0.473	0.061 0.185	0.297 0.718	0.170 0.421
<i>adj R₂</i>	0.971 0.028	0.970 0.028	0.970 0.028	0.970 0.028	0.970 0.028	0.968 0.029	0.967 0.029	0.967 0.029	0.967 0.029	0.967 0.029
<i>OBS</i>	91	91	91	91	91	91	91	91	91	91
<i>Redundant</i>		0.518 0.472	0.633 0.426	0.874 0.350	0.529 0.467		0.308 0.579	0.049 0.824	0.809 0.369	0.299 0.585
<i>Z-D Coeff.</i>		※	0.434 *** 0.405	0.559 0.530	0.122 0.569		※	0.311 0.357	0.222 0.464	※
<i>Z-D Corr.</i>		-0.164	0.141	0.135	0.136		-0.152	0.521	0.507	0.510

非説明変数: ALRATE
 データ期間: 1993-2005
 対象期間: 1994-2005
 分析対象: 都市圏

	距離ウェイト					人口ウェイト				
	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD
<i>W_RATE</i>	0.288 1.088	0.294 1.081	0.290 1.050	0.489 * 1.644	0.602 * 1.864	0.302 1.013	0.281 0.989	0.301 1.007	0.437 1.342	0.540 1.534
<i>DEC_INDEX</i>		-0.491 -0.579	0.013 0.031	1.711 *** 3.088	1.497 ** 2.516		-0.324 -0.414	-0.071 -0.171	1.644 *** 2.976	1.372 ** 2.316
<i>adj R₂</i>	0.919 0.046	0.918 0.046	0.918 0.047	0.929 0.043	0.926 0.044	0.919 0.046	0.921 0.047	0.918 0.047	0.928 0.044	0.925 0.045
<i>OBS</i>	91	91	91	91	91	91	91	91	91	91
<i>Redundant</i>		0.582 0.445	0.001 0.969	13.100 *** 0.000	10.077 *** 0.002		0.268 0.605	0.042 0.837	11.899 *** 0.001	8.634 *** 0.003
<i>Z-D Coeff.</i>		※	※	※	※		※	※	※	※
<i>Z-D Corr.</i>		-0.207	-0.194	-0.082	0.071		-0.095	0.087	0.169	0.310

表6. 分割期間でみた地方圏自治体の財政競争

非説明変数: ALRATE
 データ期間: 1979-1992
 対象期間: 1980-1992
 分析対象: 地方圏

	距離ウェイト					人口ウェイト				
	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD
W_RATE	1.338 *** 5.404	1.247 *** 5.165	1.319 *** 5.395	1.351 *** 5.671	1.435 *** 5.800	0.737 ** 2.191	0.564 * 1.726	0.734 ** 2.204	0.776 ** 2.377	0.822 ** 2.396
DEC_INDEX		0.553 * 1.823	-0.276 -0.722	1.183 *** 3.073	0.887 *** 2.602		0.981 ** 2.411	-0.490 -0.857	1.226 ** 2.061	0.654 1.278
adj R ₂	0.934 0.050	0.935 0.050	0.934 0.050	0.937 0.049	0.936 0.050	0.922 0.055	0.925 0.054	0.923 0.054	0.926 0.053	0.924 0.054
OBS	520	520	520	520	520	520	520	520	520	520
Redundant		5.587 ** 0.018	1.848 0.174	27.977 *** 0.000	18.919 *** 0.000		15.704 *** 0.000	4.927 ** 0.026	24.692 *** 0.000	8.625 *** 0.003
Z-D Coeff.		※	0.014 0.430	1.670 *** 0.324	※		※	0.224 0.380	1.713 *** 0.270	-0.405 0.361
Z-D Corr.		-0.169	0.617	0.677	0.465		0.038	0.637	0.685	0.608

非説明変数: ALRATE
 データ期間: 1993-2005
 対象期間: 1994-2005
 分析対象: 地方圏

	距離ウェイト					人口ウェイト				
	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD	Without	TRD	NEXD	GEXD	TEXD
W_RATE	0.868 *** 3.640	0.861 *** 3.737	0.895 *** 3.799	0.875 *** 3.646	1.205 *** 5.005	0.583 *** 2.624	0.579 *** 2.664	0.646 *** 2.880	0.761 *** 3.386	0.798 *** 3.396
DEC_INDEX		0.211 0.589	0.580 ** 2.108	0.807 ** 2.338	1.439 *** 3.229		0.239 0.677	0.579 ** 2.095	1.006 *** 2.948	1.107 *** 2.550
adj R ₂	0.922 0.069	0.922 0.069	0.924 0.068	0.924 0.068	0.925 0.067	0.918 0.070	0.918 0.070	0.920 0.070	0.922 0.069	0.921 0.069
OBS	520	520	520	520	520	520	520	520	520	520
Redundant		0.910 0.340	11.183 *** 0.001	15.438 *** 0.000	34.380 *** 0.000		1.140 0.286	10.712 *** 0.001	22.465 *** 0.000	18.106 *** 0.000
Z-D Coeff.		※	※	※	※		※	※	※	※
Z-D Corr.		-0.341	0.022	0.063	0.468		-0.138	0.159	0.157	0.537

まず、分権度指標の推計からは、次の三つが分かった。第一に、税収面からは、地方圏自治体の方が分権度が高いと言える。税収分権度は行政と住民との密接度を表しているとも解釈できることから、Oates の分権化定理の文脈で地方圏自治体の方が分権化していると言える。第二に、歳出面では、「委任」や「分散」を表す分権度指標で見て地方圏自治体の方が分権度が高い。つまり、住民との密接度が高い地域への「委任」や「分散」が進んできたと捉えられる。第三に、税収・歳出の両面において、90年代の「総合経済対策」の時期で傾向が変わっている。すなわち、税収分権度はこの時期まで低下していき、それ以降は上昇していく。一方、特に「移譲」を表す歳出分権度は、「総合経済対策」の時期まで上昇しているが、それ以降は急激な下落と停滞が見られる。

続いて、財政競争の分析からは、次の結果を得た。第一に、歳出分権度指標を用いた推定から、特に「委任」や「分散」が見せかけの相関をもたらしていることが分かった。第二に、それらの効果を取り除くと、都市圏自治体のパラメータ推定量は有意性を失ったが、地方圏自治体のそれは引き続き有意にプラスであった。このことから、財政競争や模倣は、地方圏自治体のみが行っていると考えられる。第三に、分割期間による推定から、都市圏自治体が1980年代には財政競争や模倣を行っていたが、「総合経済対策」の時期以降は中央政府の政策によって予算配分率が規定されるようになった。その一方で、地方圏自治体は、中央政府からの影響を受けながらも、「総合経済対策」を境とする両方の期間において財政競争や模倣を行っている。

以上の結果から、第一に、日本の地方分権化の程度は地域間で異なっており、それは地方圏自治体の方が高いと考えられる。すなわち、分権度指標を全体的に見ると地方圏自治体の方が高く、また財政競争や模倣といった相互連関の程度も地方圏自治体の方が大きい。

第二に、特に都市圏自治体では、最近にかけて分権化の程度が小さくなっていると考えられる。特にはっきりとしている点は、財政競争の有無である。それに加えて、税収分権度の後半期における上昇が小さいこと、歳出分権度が停滞もしくは下降傾向であることと、

都市圏自治体の財政分権化については消極的な結果しか得られなかった。

このような結果には、各都道府県での域内分権化が関係していると考えられる。試みに、分析対象期間の最後の3年間について、都道府県から市町村への歳出分権度を第二節と同様な定義式によって計測した²²。その結果を都市圏と地方圏の3年平均で見ると、「移譲」は、都市圏0.473に対して地方圏が0.401。「委任」と「分散」は、都市圏がそれぞれ0.552、0.577であるのに対して、地方圏は0.486と0.524である。したがって、日本の地方分権化の程度・質は地域間で異なっており、地方圏では都道府県の裁量が保持されているが、都市圏では都道府県の裁量が失われており、むしろ政令指定都市や中核市をはじめとする市町村への域内分権化が進められていると考えられる。

このことは、今後の日本の地方分権化について次の政策的含意を提示する。すなわち、裁量の程度が不均一な財政競争や模倣は、全てが裁量を持っている状況よりも、より非効率な公共財供給をもたらすと考えられる。したがって、今後の日本の地方分権化においては、裁量の地域間格差を是正する政策か、非効率な供給を引き起こす財政的外部性を内生化するような補助金制度の再構築が必要である。

参考文献

Anselin, L., 1988, *Spatial econometrics: Methods and Models*. Kluwer, Dordrecht.

Arcalean, C., G. Glomm, I. Schiopu and J. Suedekum, 2007, Public budget composition, fiscal (de) centralization, and welfare, *CAEPR Working Paper No.2007-003*, Indiana University Bloomington.

Baltagi, B. H., 2001, *Econometric analysis of panel data* second ed., John Wiley & Sons.

²²都道府県および市町村歳出合計から、双方の公債費、双方への国庫支出金、市町村への県支出金を差し引いたものを分母としている。「移譲」の場合、市町村歳出合計から、公債費、国庫支出金、県支出金、地方債収入を引いた額を分子としている。「委任」の場合は、「移譲」の分子に地方債収入のみを足した額を用いている。「分散」の場合は、市町村歳出合計から、公債費、国庫支出金のみを引いた額を分子としている。

- Beck, N. and J. N. Katz, 1995, What to do (and not to do) with time-series cross-section data, *American Political Science Review* 89, 634-647.
- Bird, R. M. and F. Vaillancourt, 1998, *Fiscal decentralization in developing countries*, Cambridge England, Cambridge University Press.
- Buettner, T., 2001, Local business taxation and competition for capital: the choice of the tax rate, *Regional Science and Urban Economics* 31, 215-245.
- del Granado, F. J. A., J. Martinez-Vazquez and R. McNab, 2005, Fiscal decentralization and the functional composition of public expenditures, *International Studies Program Working Paper* 05-01, Georgia State University.
- Fiva, J. H., 2006, New evidence on the effect of fiscal decentralization on the size and composition of government spending, *FinanzArchiv* Vol.62(2), 250-280.
- Keen, M. and M. Marchand, 1997, Fiscal competition and the pattern of public spending, *Journal of Public Economics* 66, p.33-53.
- Kao, C. and M. H. Chiang, 2000, On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (Advances in econometrics vol. 15) edited by Badi H. Baltagi, Elsevier Science.
- Kelejian, H. H. and I. R. Prucha, 1998, A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 17, 99-121.
- Oates, W. E., 1972, *Fiscal Federalism*, New York: Harcourt Brance Jovanovich.
- OECD, 1999, Taxing powers of states and local government, *OECD Tax Policy Studies* 1.
- Stegarescu, D., 2005, Public sector decentralization: measurement concepts and recent international trends, *Fiscal Studies*, 301-333.

Shelton, C. A., 2007, The size and composition of government expenditure, *Journal of Public Economics* 91, 2230-2260.

Terai, K. and S. Bessho, 2008, Interjurisdictional competition for private capital: an empirical investigation on Japanese business area development, mimeo.

Wildasin, D. E., 1988, Nash equilibrium in models of fiscal competition, *Journal of Public Economics* 35, 229-240.

Wolman, H., 1990, Decentralization: What it is and why we should care, in *Decentralization local governments and markets*, Wotton-under-Edge, England, Clarendon Press.

赤井伸郎、鷺見英司、2001、「地方分権度で見る地方財政の実際と実証的考察」、『フィナンシャル・レビュー』 第 55 号。

石弘光、小泉一郎、長谷川正、秦邦昭、山本裕一、1982、「地域間における受益と負担の帰着と再分配効果」、『経済分析』第 86 号 経済企画庁経済研究所。

今井勝人、1993、『現代日本の政府間財政関係』、東京大学出版会。

菅原宏太、國崎稔、2006、「財政競争の実証分析-日本の都道府県のケース-」、『愛知大学経済論集』第 171 号。

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。

中村和之、國崎稔、1996、「地方交付税と国庫支出金の等価性」、『フィナンシャル・レビュー』 第 40 号。

林宣嗣、林宏昭、齋藤哲夫、菅田詳、倉知靖博、斉藤秀夫、中山博喜、小野博、1997、「地方分権化時代における地方財源のあり方に関する研究」、『経済分析』第 150 号 経済企画庁経済研究所。

藤田武夫、1987、『日本地方財政の歴史と課題』 同文館。

蓑谷千鳳彦、2003、『計量経済学 [第 2 版]』、多賀出版。

補論

代替的に (8) 式で表される反応関数を用いる。

(8) 式における、切片項を以下のようにまとめる。

$$B_i = n_i(n_j + 1)h_i + n_j^2 h_j - \frac{1}{a_i} (b_i - t_i - T_i)$$

その上で、(8) 式の連立方程式から p_L 、 p_S を求めると、

$$p_L = \frac{a_L [B_L(a_S^2 n_L^2 - 1) + B_S a_S^2 n_S^2]}{a_L^2 n_S^2 + a_S^2 n_L^2 - 1}$$
$$p_S = \frac{a_S [B_S(a_L^2 n_S^2 - 1) + B_L a_L^2 n_L^2]}{a_L^2 n_S^2 + a_S^2 n_L^2 - 1}$$

が得られる。

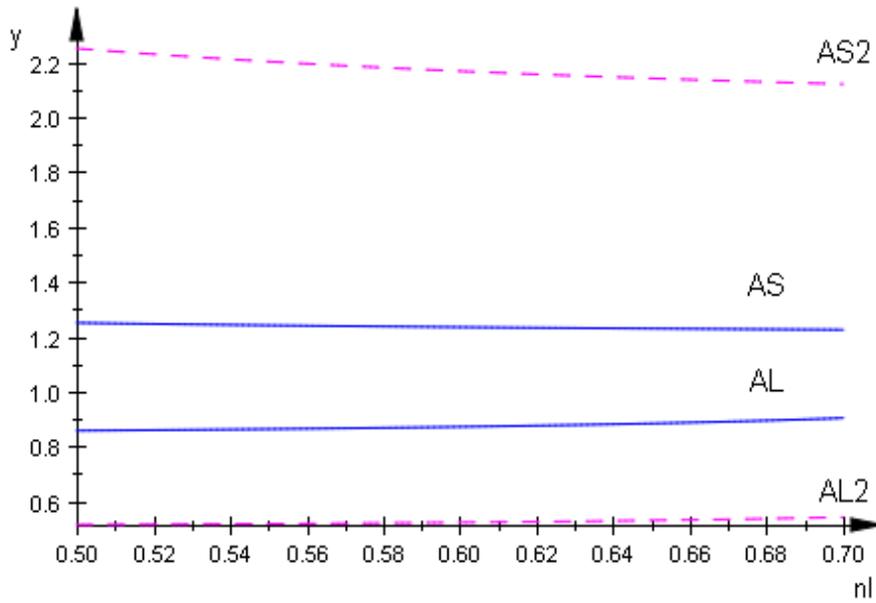
したがって、均衡が正の値で存在するための条件は、 $a_i^2 n_j^2 + a_j^2 n_i^2 > 1$ である。両地域の反応関数がともに戦略的補完 ($a_i^2 > \frac{1}{n_j^2}$) の場合は確実にこの条件を満たす。

次に、(8) 式の反応関数の傾きが、人口規模や生産性パラメータとどのような関係にあるか検証した。地域 L と地域 S の反応関数の傾きをそれぞれ、

$$AL = \frac{a_L a_S n_S^2}{a_L^2 n_S^2 - 1},$$
$$AS = \frac{a_S a_L n_L^2}{a_S^2 n_L^2 - 1}$$

とする。

下図の AL と AS は、戦略的補完の条件を満たすように $a_L = 12$, $a_S = 10$ と仮定した場合のそれぞれの傾き係数である。一方、 $AL2$ と $AS2$ は、 $a_L = 12$, $a_S = 6$ と生産性に大きな差がある場合である。二つの状況の下で、地域 L の人口規模 n_L を 0.5 から 0.7 (地域 S の人口は 0.5 から 0.3) まで変化させた。



図より、 $a_L > a_S$ であるとき、地域 S の反応関数の傾きの方が地域 L のそれよりも大きく、また地域 L の傾きは 1 より小さいことがうかがえる。したがって、切片項の B_L と B_S に適当な値を用いることで、(8) 式の反応関数の関係を下図のように描くことができる。

