

地方財源の地域間偏在

—地域間税収格差と地方交付税の再分配効果—

菅原 宏太

No. REGION-16

2006年3月28日

603-8555 京都市北区上賀茂本山
京都産業大学大学院経済学研究科
オープン・リサーチ・センター
地域プロジェクト

地方財源の地域間偏在

－地域間税収格差と地方交付税の再分配効果－

菅原宏太[†]

概要

現在改革が進められている地方交付税制度については、地方自治体へのインセンティブ効果によって地方歳出の非効率性を惹き起こすとともに、地方財政の肥大化を招いているといった効率面からの指摘が多くなされている。一方で、地方交付税の持つ地域間再分配機能についてはほとんど分析されていない。そこで本稿では、ジニ係数とその要素分解を通じて分配面から地方交付税制度に接近した。分析結果から、特に 1990 年代以降、逆進性が過度に高められ、また地域特性を考慮した差別化が更に進められることによって、再分配効果が歪められていることが明らかにされた。このことは、1980 年度の算定フォーマットによって推計されたジニ係数が実際値でのそれよりも明らかに低い水準で計測されたことから裏付けられる。つまり、効率面だけでなく分配面から見ても現在の地方交付税の再分配方式には改善すべき問題点があるものと考えられる。

キーワード：地域間格差，再分配効果，地域間財政調整

[†] 京都産業大学経済学部 専任講師
sugahara@cc.kyoto-su.ac.jp

1. はじめに

本稿の目的は、格差指標の変化を分析することによって、地域間再分配政策の現状と課題について考察することである。なかでも本稿では、地方分権化が進められる中で多くの批判を受け改革の必要を迫られている地方交付税制度に焦点を当てる。

地方交付税制度は、財政調整型の補助金システムである。すなわち、人口構造や地理的条件などによって異なってくる各地域での財政力に対して、自治体レベルでの一定水準の行政サービスを保障するために中央政府から地方自治体へ交付される補助金である。このような財政調整目的を持つ地方交付税は一般補助金タイプの補助金であり、地方自治体が自らの裁量によって使い方を決められることから、理論的には国庫支出金などの特定補助金よりも効率性の面から見ても望ましいと考えられている。

しかしながら、実際の分配方式には批判が多い。各自治体に交付される地方交付税額は、基本的にその自治体の基準財政需要と基準財政収入の差額として算定されるが、特に基準財政需要の算出過程は非常に複雑である。そして、その複雑な算出過程で用いられる様々な単位費用や補正係数が中央政府によって政策的に変更されている点（原田，川崎[2002]）や、それらの傾向的な上昇が地方自治体のモラルハザードを惹き起こしている点（田近他[2001a]，赤井他[2003]）などが指摘されている。前述のように、地方交付税は財政調整や財源保障といった目的を持っているため、もし地方自治体がコスト意識に欠けた支出を行ったとしても、中央政府は地方交付税によってそれを事後的に救済することになり、それを知っている自治体はコスト削減努力を怠ってしまう。これが地方交付税制度に現在向けられている主要な学術的批判である。

中央政府の裁量的な算出や地方交付税制度に内在するインセンティブ効果を排除するために、貝塚他(1986)や長峰(2000)では、基準財政需要を自治体の人口と面積の関数とした明確なものにすることが提案されている。また、田近他(2002b)では、地方財源をベースとした線形移転方式の地方交付税が提案されている。いずれも、現在の複雑な算出方式を簡素化して客観的にすることで、インセンティブ効果などの問題を解決しようとするものである。このような提案に対しては、地方交付税を所管する中央政府からの反論もある。それらは概ね、実際の財政需要は人口や面積などといった簡単な統計資料からだけでは分からず詳細な調整が必要であるという主張や、行政サービスにおける規模の経済性に基づいたものである（濱田[1999]，岡本[2002]）¹。

効率面からの評価が多くなされる一方で、財政調整のために地方交付税が持つ地域間再分配効果がどのように変化してきたのか、分配面から見てどのような問題を抱えているのかについてはあまり着目されていない。少ない中でも、例えば林(1996)では、地方交付税財源となる国税負担額と交付される地方交付税額との関係から再分配効果について分析し、1970年代には強かった再分配効果が、経済力および財政力の格差縮小に伴っ

¹ だからといって、総務省が改革を渋っているわけではなく、むしろ実際には学術的な提案も踏まえて様々な改革案が検討されているものと思われる（岡本[2002]）。

て1980年代には弱まってきていることを明らかにしている。ただし、齊藤(1985)で指摘されているように、1980年代に入ってから地方歳入の格差が地方税収の格差よりも大きくなってしまっており、その大きな要因として地方交付税の再分配方式を挙げることができるという問題もうかがえる。

そこで本稿では、格差指標の計測とその要素分解を通じて、地方交付税の再分配効果の長期的な変化とその要因について分析する。既に、菅原、國崎(2001)で明らかにされているように、平成景気の前後で大きな変化があるが、長期的には地域間の所得格差や地方税収格差は縮小傾向にあることが確認されている。そのような状況の下で、地方交付税の再分配効果がどのように変化してきたかという点が本稿の主要な関心である。

本稿の構成は次のとおりである。まず次節において、ジニ係数を用いて地域間格差の推移を考察する。続いて第三節では、再分配係数の要素分解についての理論的枠組みを提示し、それに基づいて第四節では再分配効果の構成要素を分析する。第五節では、地方交付税の算定フォーマットを変更しなかった場合の再分配効果を推計し、それらの分析結果を踏まえて、第六節では現在の地方交付税の再分配方式が抱えている問題点をまとめる。

2. 地域間税収格差と再分配効果

地方交付税が財政調整や財源保障としての地域間再分配機能を持つならば、地域間税収格差が縮小する際には、その再分配効果は弱まっているはずであると予想される。ただし、地方交付税は純粋に税収格差を補填するためのものではないので、税収格差の縮小と完全にリンクしたものではないかもしれない。

これらのことを確認するために、まずジニ係数を用いた地域間格差の推移を見ておこう。ここでは、地方税収のジニ係数と地方税収+地方交付税交付額で表される標準財源のジニ係数を計測する²。地方税収のジニ係数は以下のように定義される。

$$G_t = 1 - 2 \int_0^1 L(p) dp$$

ただし、

$$p = F(t) \Rightarrow L(p) = \int_0^T \frac{tf(t)dt}{\mu}, 0 < p < 1$$

である。ここで、 p はある税収水準 t の相対的な順位、 $F(t)$ は税収の分布関数、 $f(t)$ は確率密度関数、 $L(p)$ はローレンツ関数、 μ は平均税収である。同様にして得られる標準

² 通常、地方交付税とは普通交付税と特別交付税の合計だが、本稿では普通交付税のみを扱う。また、一般的に標準財源とは地方税収+地方交付税+地方譲与税のことであるが、本稿では普通交付税の再分配効果やその算定方式に焦点を当てるため、地方税収+普通交付税を標準財源と呼ぶ。ここで、普通交付税そのもののジニ係数ではなく、標準財源のジニ係数を計測するのは、大阪府、愛知県、神奈川県が年度によって交付団体になったり不交付団体になったりすることによる計測上のバイアスを排除するためである。

財源のジニ係数を G_s とする。これらのジニ係数から、再分配係数を次式のように定義する。

$$RE = G_t - G_s \quad (1)$$

(1)式から明らかなように、本稿が分析対象とする再分配効果とは、「地域間の税収格差に対して地方交付税交付後の標準財源格差がどの程度縮小したか」を表すものである。

本稿では、1972年度から2003年度までの31年間における47都道府県の一人当たりデータを用いてジニ係数を計測した³。表1および図1は、地方税収ジニ係数、標準財源ジニ係数、および再分配係数の推移をまとめたものである⁴。1970年代前半および1990年代前半の景気後退期において、地方税収の地域間格差は急速に縮小しており、現在は縮小傾向が落ち着いていることが分かる。今までの傾向から推察するに、近い将来景気が回復し再び格差が拡大傾向になったとしても、もはや平成景気の頃のような水準にまでは拡大しないものと思われる。

税収格差が縮小傾向にあるのに対して、標準財源の地域間格差は緩やかながら拡大傾向にある。その結果、1993年度を境に再分配係数はマイナスに転じている。(1)式の定義からすると、再分配係数の値は大きいほど強力な再分配効果を示すものなので、林(1996)で指摘されたとおり、1970年代から80年代にかけては再分配効果が弱まってきたと言えるかもしれない。しかし、マイナス値への転換についてはどのように解釈すべきだろうか。

地方交付税は、部分的には地方税収の少ない自治体ほどより多くの地方交付税が交付されるという逆進的な性質を持っているため、そのような逆進的な再分配方式によって地方税収の少ない自治体が多く標準財源を得ていると解釈することもできよう。しかしながら、逆進的な性質以外にも複雑な算定構造がもたらす影響があるために、ここでは標準財源の地域間格差が税収格差以上になってしまっていることを指摘するに留めておく。

再分配係数がプラスの値である限りならば、その数値の大きさを以って再分配効果の程度と解釈していれば良かった。しかしながら、マイナス値になってしまうという現状に直面した今日においては、再分配効果もしくは再分配方式が適切か否かという解釈をした方が望ましいだろう。仮にこの再分配係数がゼロであったからといって、今日では都道府県への交付額だけで総額が1兆円前後にもなる地方交付税が、地域間格差に「影響を及ぼしていない」と考えるのは現実的ではない。それよりもむしろ、地方交付税は「歪んだ影響を与えている」と考えるべきだろう。

³ ジニ係数の算出方法については、Lerman and Yitzhaki (1984, 1995)を参照した。東京都の地方税収および交付税額からは、特別区徴収分および特別区への交付税額を差し引いてある。

⁴ 1975年の標準財源ジニ係数および再分配係数が極端に変化しているが、データ入力上のミスは無く原因については不明である。

表 1. 図 1. ジニ係数および再分配係数の推移

	税収ジニ係数	標準財源ジニ係数	再分配効果
1972	0.203	0.091	0.112
1973	0.192	0.088	0.104
1974	0.178	0.091	0.087
1975	0.155	0.115	0.040
1976	0.145	0.093	0.052
1977	0.140	0.093	0.047
1978	0.135	0.094	0.041
1979	0.136	0.095	0.042
1980	0.144	0.098	0.046
1981	0.143	0.102	0.041
1982	0.147	0.109	0.037
1983	0.143	0.099	0.044
1984	0.151	0.094	0.057
1985	0.161	0.103	0.058
1986	0.154	0.107	0.047
1987	0.163	0.105	0.058
1988	0.173	0.102	0.071
1989	0.176	0.110	0.067
1990	0.173	0.113	0.060
1991	0.160	0.120	0.040
1992	0.146	0.123	0.022
1993	0.128	0.130	-0.002
1994	0.114	0.133	-0.019
1995	0.115	0.128	-0.013
1996	0.115	0.125	-0.010
1997	0.117	0.131	-0.014
1998	0.099	0.137	-0.039
1999	0.090	0.137	-0.047
2000	0.093	0.133	-0.041
2001	0.099	0.128	-0.029
2002	0.095	0.134	-0.039
2003	0.096	0.125	-0.028



3. 要素分解の理論的枠組み

先述のとおり，地方交付税の再分配方式は厳密に地方税収をベースとしているわけではないため，表 1.や図 1.において示されたジニ係数の推移だけからでは標準財源の地域間格差やそれを引き起こす地方交付税の再分配方式の特徴を明らかにすることはできない。そこで，Aronson et al. (1994)などによって定式化された再分配効果を構成要素に分解し，再分配効果の特徴を考察する。

現実に適用されている所得税を対象とした場合の再分配効果については，一般的に次の三つの効果が知られている。第一に垂直的効果である。すなわち，異なる所得階層に対して異なる限界税率（累進税率）が適用されることから，課税前後での所得の減少額が階層間で異なるという効果である。第二に水平的効果である。これは同一所得階層に属する家計の間で課税負担額が異なる効果である。この効果は，子供の数などの家族構成の違いによって適用される控除が家計ごとで異なってくることから生ずる。第三に順位移動効果である。これは，前二者の複合的な作用によって，課税前には異なる所得階層に属していた家計の課税後所得の大小関係が入れ替わるという現象を指す。このような再分配効果についての要素分解は所得税の厚生分析においては古くから着目されていたが，Aronson et al. (1994)の定式化によって税制改革のシミュレーション分析などにも採り入れられるようになった⁵。

本稿が対象とする地方交付税の再分配効果についてもその要素分解が可能である。すなわち，第一の垂直的効果は，地方交付税が持つ逆進性によって地方税収の異なる都道府県間で地方交付税の交付額が異なるという効果であると解釈できる。また，第二の水平的効果は，人口や面積，補正係数が適用される地域特性の違いによって，地方税収規模の似通った都道府県間での地方交付税の交付額が異なる効果であるといえる。そして第三の順位移動効果とは，以上の二つの効果によって，地方税収で見た場合と標準財源で見た場合とで都道府県間の順位が大きく異なるという現象であると解釈できる。ただし，わが国の地方交付税のような「給付による再分配」について要素分解を行うためには，若干の変更が必要となる。そこで，Aronson et al. (1994)および，van de Ven et al. (2001)の定式化を「給付版」に変更して再分配効果の要素分解を行う。まず， i 県の地方交付税交付額を以下のように表す。

$$A^i = A(t) + \varepsilon^i(t) \quad (2)$$

ここで， $A(t)$ は地方交付税の逆進性部分を示し， $A(t)/t = a(t)$ および $a' < 0$ であるとする⁶。

$\varepsilon^i(t)$ は平均 0 の攪乱項である。もし，地方交付税が水平的効果や順位移動効果を持たないように設計されているならば， $\varepsilon^i(t) = 0$ である。

⁵ Creedy and van de Ven (2002)では，オーストラリアの所得税についてのシミュレーション分析が行われている。また，Angel-Urdinola and Wodon (2004)では，コロンビアとブラジルにおける賃金格差の分析に応用されている。

⁶ このような逆進性の定義は，Lambert (1993)に従ったものである。

この地方交付税の定式化を踏まえて、地方税収 t と標準財源 $S = t + A(t) + \varepsilon^i(t)$ との関係を図示すると図 2. のようになる。日本の地方交付税制度は非常に強い逆進性を持つため、垂直的効果によって税収と標準財源が逆転してしまうことが知られているが⁷、本稿ではこのことは順位移動効果から除いて考える。つまり、本質的に関数 $t + A(t)$ は t について減少関数であると仮定する。図 2. において関数 $t + A(t)$ から縦軸方向に描かれた扇形によって $S = t + A(t) + \varepsilon^i(t)$ は表される。すなわち、地域特性などを考慮した再分配方式によって、各税収規模 t_j ($j=1,2,3$) に属する i 県の標準財源額はその税収規模での期待値 $t_j + A(t_j)$ から $\varepsilon^i(t_j)$ だけ乖離した額となる。

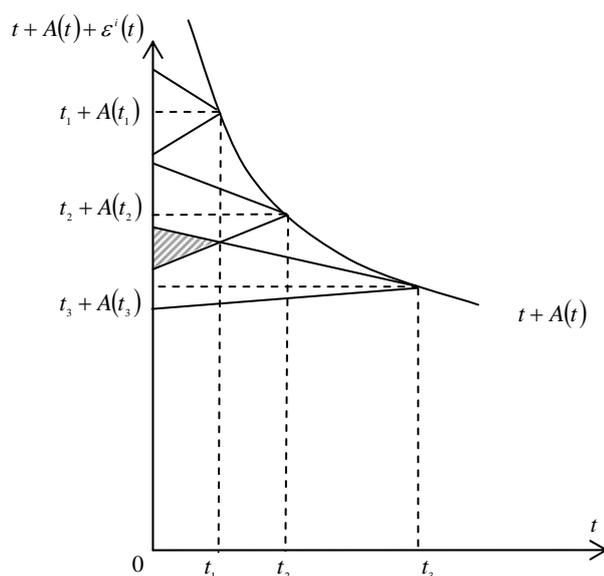


図 2. 再分配効果の要素分解

ここで、税収規模 t_2 に属する i_2 県と税収規模 $t_3 (> t_2)$ に属する i_3 県の標準財源 S_j の大小関係は、逆進的な $t + A(t)$ の下では $S_2 > S_3$ となるはずである。しかしながら、実際には $\varepsilon^i(t_j)$ の存在によって $S_2 < S_3$ になってしまうケースがあったとする。これが順位移動効果であり、それは図 2. の灰色部分によって示される。図 2. から分かるように、この順位移動効果の有無と大きさは、 $t + A(t)$ の形状による垂直的効果の大きさと $\varepsilon^i(t)$ の分布で示される水平的効果の大きさに依存する。

視覚的に見た再分配効果の要素分解を Aronson et al. (1994) はジニ係数の分解を用いて以下のように定式化した。まず、ジニ係数を用いた再分配係数は前節と同様である。

$$RE = G_t - G_s \quad (1)$$

次に、各ジニ係数を Mookherjee and Shorrocks (1982) および Lambert and Aronson

⁷ 例えば 2003 年の 1 人当たり地方税収で都道府県を 4 つのグループに分けた場合、第 1 グループ (平均税収 : 78,000 円) の標準財源額は 235,000 円であるのに対して、第 2 グループ (平均税収 : 90,000 円) は 220,000 円、第 3 グループ (平均税収 : 101,000 円) は 207,000 円、第 4 グループ (平均税収 : 129,000 円) は 192,000 円である。

(1993)にしたがって次式のように分解する。

$$\begin{aligned} G_t &= G_{B,t} + G_{W,t} + E_t \\ G_s &= G_{B,s} + G_{W,s} + E_s \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、 $G_{B,t}$ はグループ間(Between-groups)ジニ係数であり、各税収規模に属するそれぞれの都道府県の税収額をそのグループの平均値で置き換えて算出したものである。 $G_{W,t}$ はグループ内(Within-groups)格差係数であり次式で表される。

$$G_{W,t} = \sum_{k=1}^K \frac{N_k^2 \mu_k}{N^2 \mu} G_{k,t}, \quad k=1, \dots, K \quad (4)$$

$G_{k,t}$ は第 k グループ内の税収ジニ係数である。 N および μ は、それぞれ全体の都道府県数と税収の平均値であり、 N_k と μ_k は、第 k グループに属する都道府県数と税収のグループ内平均値である。グループは税収順に従うので、 $\mu_k \leq \mu_{k+1}$ である。

同様にして $G_{B,s}$ と $G_{W,s}$ は、それぞれ標準財源のグループ間ジニ係数とグループ内格差係数、 E_t と E_s は残差項である。以上のジニ係数の分解によって(1)式の再分配効果 RE は次式のように分解される。

$$RE = [G_{B,t} - G_{B,s}] - [G_{W,s} - G_{W,t}] - [E_s - E_t] \quad (5)$$

大括弧で括られた(5)式第一項が垂直的效果、第二項が水平的效果、第三項が順位移動効果を示す。つまり、垂直的效果は再分配係数に対してプラスの相関を持つものであるが、水平的效果と順位移動効果は再分配係数にマイナスの影響を及ぼす。

Aronson et al. (1994) などの累進所得税についての分析と異なり、第一項は数値の変化がそのまま垂直的效果の変化を表すものではないことに注意する必要がある。例えば、税収 t_1 が t'_1 に増加すると税収ジニ係数 $G_{B,t}$ は小さくなる。その一方で標準財源の格差に変化がなかったとすると $G_{B,s}$ は一定である。しかしながら、このようなケースでは $G_{B,t} - G_{B,s}$ は小さくなる。図 3.を用いて考えてみると、逆進的な給付関数によって関数 $t + A(t)$ が原点に対して凸となるような場合、上のような例が生じるためには $t + A(t)$ が逆進性を強めて $t + A'(t)$ に変更されている必要がある。これは、税収格差が一定で標準財源格差が拡大する場合でも同様である。すなわち、逆進的な給付を想定した再分配効果の考察を行う際には、 $G_{B,t} - G_{B,s}$ が小さくなるということは逆進性が大きくなるという垂直的效果を示していると解釈しなければならない⁸。

再分配係数と同様、これらの効果についてもどの程度であるべきなのかといった価値判断を行うことはできない。しかしながら、前節で見たように極端な変化が確認される場合は、その要因を明らかにしておく必要がある。特に、1994年度以降は再分配係数がマイナスとなっており、地方交付税によって税収格差以上に大きな標準財源の地域間格差が生じている状況は適切であるとは言えず、再分配方式の変更が検討されるべきである。

⁸ ただし、より厳密には関数自体が凸から凹に変わっていないかをチェックする必要もある。

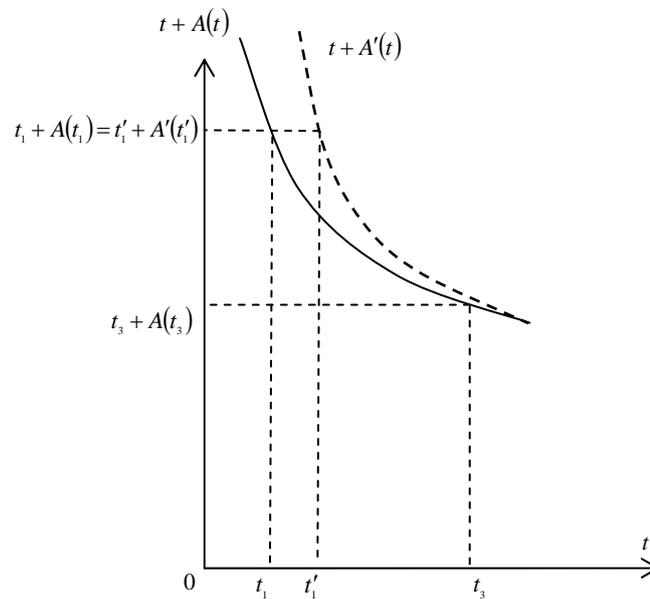


図 3. 逆進性と垂直的効果の関連

4. 再分配効果の要素分解

本稿では、1972 年度から 2003 年度までの 31 年間の都道府県データを用いて、再分配効果の要素分解を行った。1971 年度以前の沖縄返還前についてはデータが未整備であるため分析対象から外した。地方税収および標準財源は県民 1 人当たりデータを用いており、ここでいう標準財源とは第 1 節と同様に、その県での地方税収 + 地方交付税交付額である。税収グループは年度毎にクラスター分析を行って 4 つのグループに分類した⁹。

表 2 および図 4 は、再分配係数、垂直的効果、水平的効果、順位移動効果について示したものである。(5) 式より水平的効果と順位移動効果は再分配係数にマイナスに寄与するため、図 4 ではそれを視覚的に捉えるために両者のグラフを反転させてある。1990 年代以降に見られる再分配係数の急激な下落の最も大きな要因となっているのは垂直的効果の低下、すなわち逆進性の上昇であることが分かる。また、水平的効果が傾向的に上昇していることが、その影響は小さいながらも再分配係数を引き下げている。一方で、順位移動効果は傾向的な変化が認められないものの、再分配係数を引き下げる大きな要因となっていることが分かる。図 2 で見たとおり順位移動効果は垂直的効果と水平的効果から複合的に生ずるものである。したがって、垂直的効果の低下が見られる前と後では、順位移動の発生要因が異なっているものと思われる。

⁹ 税収水準が突出している東京都のみが 1 つのグループに割り振られてしまう可能性が考えられたので、クラスター化は 5 グループで行い、抽出された第 4 グループと第 5 グループを最も税収の多いグループとして統合した。

表 2. 図 4. 再分配効果の要素分解と各効果の推移

	再分配効果	垂直的效果	水平的效果	順位移動効果
1972	0.112	0.129	0.001	0.015
1973	0.104	0.134	0.007	0.023
1974	0.087	0.103	0.002	0.014
1975	0.040	0.100	0.015	0.045
1976	0.052	0.117	0.010	0.054
1977	0.047	0.093	0.005	0.041
1978	0.041	0.084	0.004	0.038
1979	0.042	0.110	0.013	0.056
1980	0.046	0.105	0.012	0.047
1981	0.041	0.106	0.013	0.052
1982	0.037	0.101	0.014	0.050
1983	0.044	0.111	0.011	0.056
1984	0.057	0.123	0.011	0.055
1985	0.058	0.116	0.011	0.047
1986	0.047	0.110	0.011	0.052
1987	0.058	0.134	0.011	0.064
1988	0.071	0.148	0.014	0.063
1989	0.067	0.138	0.015	0.057
1990	0.060	0.128	0.015	0.052
1991	0.040	0.096	0.017	0.040
1992	0.022	0.099	0.017	0.059
1993	-0.002	0.073	0.020	0.055
1994	-0.019	0.022	0.026	0.016
1995	-0.013	0.065	0.026	0.053
1996	-0.010	0.063	0.025	0.047
1997	-0.014	0.072	0.026	0.059
1998	-0.039	0.046	0.023	0.061
1999	-0.047	0.046	0.027	0.066
2000	-0.041	0.040	0.029	0.051
2001	-0.029	0.052	0.025	0.056
2002	-0.039	0.051	0.025	0.065
2003	-0.028	0.054	0.022	0.060

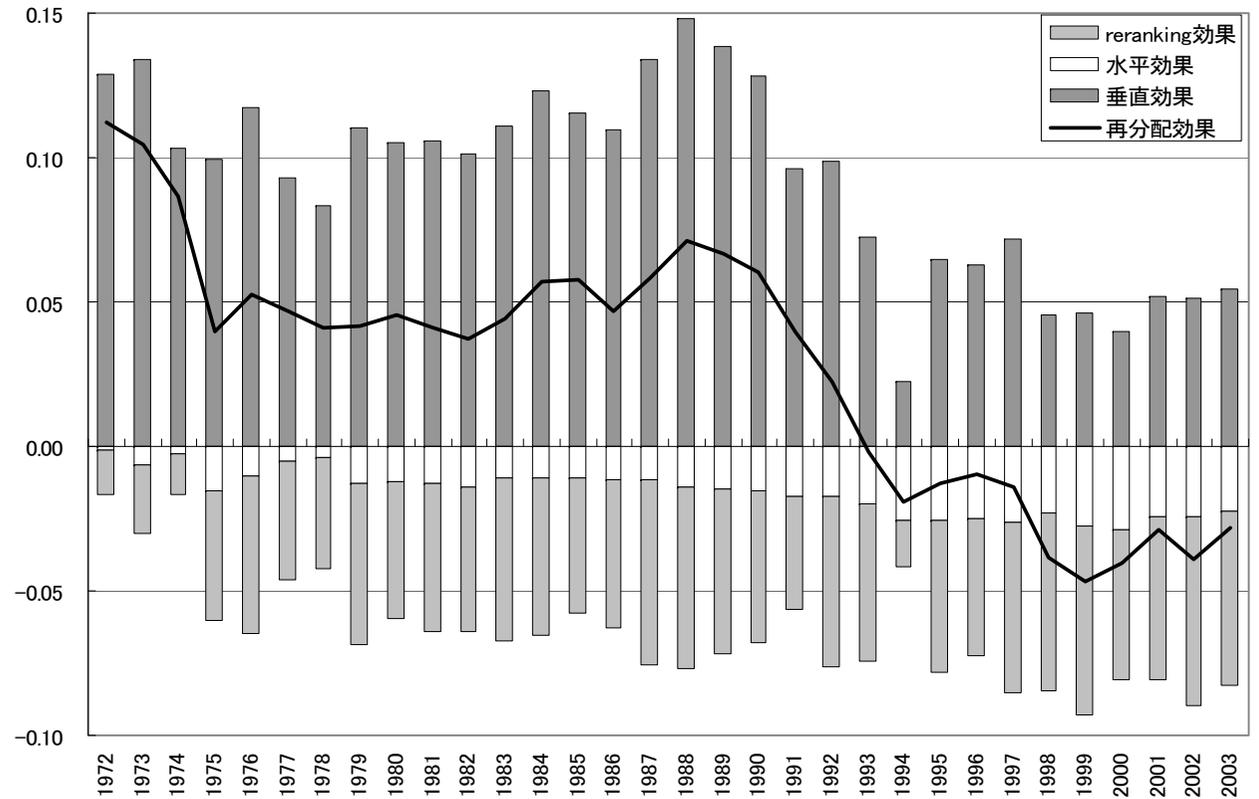


図 5 は、垂直的効果を構成するグループ間税収ジニ係数とグループ間標準財源ジニ係数の推移を別々に表したものである。(5)式より、両者の乖離幅が垂直的効果を示しているが、1990年代以降の垂直的効果の低下がグループ間での税収格差の縮小によるものであることが分かる。一方で、標準財源の格差には税収ほど大きな変化が見られないことから、図 3.において例示したように、地方交付税ならびに標準財源の逆進性が強められてきたことがうかがえる。試みに、各グループの税収と標準財源の平均値を用いて $t+A(t)$ を描いた。図 6.では、1973 年度から 2003 年度まで、10 年ごとに税収と標準財源の関係をプロットし、逆進性の変化を見るためにそれらについて実数乗のべき関数を仮定した近似曲線をあてはめた。このようなべき関数は実数乗の数値が弾力性を表しているため、それに従って解釈すると、1973 年度の -0.183 から 2003 年度の -0.401 へと、弾力性は 2 倍近くも高まっていると言える。各年度についてサンプルが 4 つしかないため厳密性は欠くものの、このような簡単な試算からでもグラフの形状、すなわち再分配方式の逆進性がより強まってきているという傾向をうかがうことができる。

図 7 は、水平的効果に対する各グループの寄与度を表したものである。これによると、1990 年代半ば以降において、第 2、第 3 グループの寄与度が非常に大きくなっていることがうかがえる。すなわち、これらのグループに属する道府県は、1 人当たり税収の面では似通った水準にありながらも、地域特性の違い、もしくはそれを考慮する地方交付税算定の変更によって、1 人当たり標準財源で見た場合には大きな格差を有する状況になってきていると言える。表 3.は各年代について各グループの水平的効果 ($G_{k,s} - G_{k,t}$) を平均的に見たものである。この表からは、どのグループにおいても全体的に水平的効果が上昇してきていることが分かるが、中でも第 2、第 3 グループにおける水平的効果の数値は顕著に大きい。

本稿の分析ではクラスター分析によるグルーピングを行ったために、年度によって各グループの都道府県数が大きく異なっている。このグループサイズの違いが水平的効果の計測にバイアスを与えている可能性があるため、1985 年度と 1995 年度の二つの年度を抽出し、両年度において同一グループに属している都道府県のみを用いて各グループ内の水平的効果を計測した。表 4.にまとめられたとおり、このような限定的な計測結果からも、各グループの水平的効果の上昇と、第 2、第 3 グループ内で特に大きな効果が確認された。もちろん、地方交付税交付額に大きな影響を与える基準財政需要額の算定は税収水準によって決められるものではないため、水平的効果の存在自体を問題視することはできないが、算定過程における調整の結果、再分配後の標準財源に新たな格差が生じている現状は改善されるべきだろう。ここで明らかにされたように、特に第 2、第 3 グループにおける大きな水平的効果は順位移動効果の拡大要因になっていると考えられるため是正される必要があるだろう。

図 5. 垂直的効果の構成

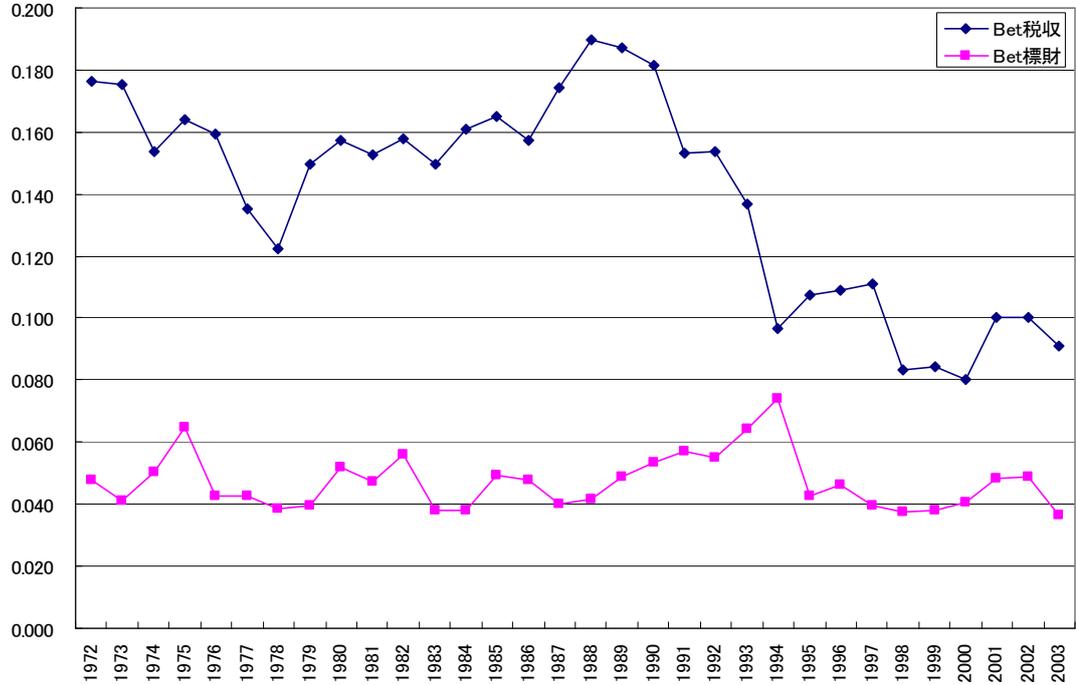


図 6. 逆進性の上昇

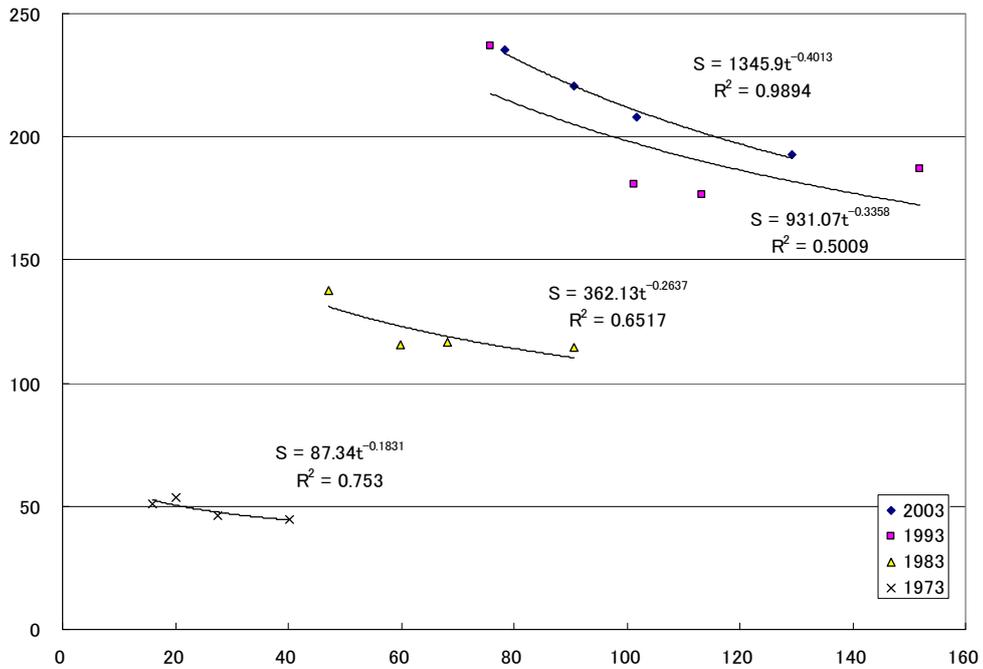


図 7. 水平的効果の構成

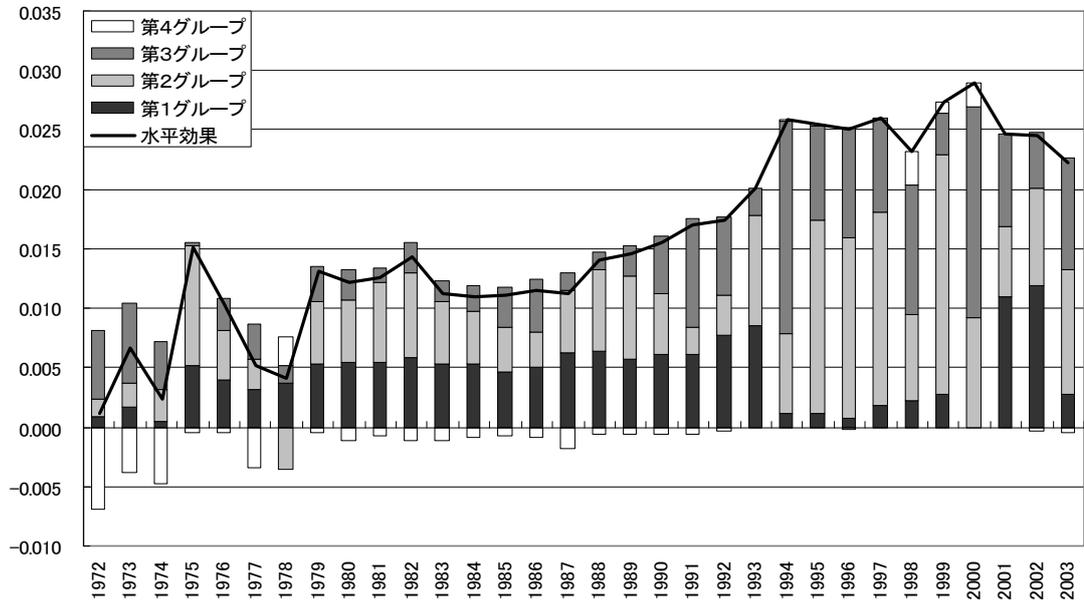


表 3. グループ内の水平的効果

	第 1 グループ	第 2 グループ	第 3 グループ	第 4 グループ
1970 年代	0.006	0.043	0.058	-0.011
1980 年代	0.021	0.067	0.067	0.010
1990 年代	0.033	0.109	0.083	0.050
2000 年代	0.038	0.119	0.095	0.050

表 4. グループ間移動の無かった都道府県のみによる水平的効果¹⁰

	第 1 グループ	第 2 グループ	第 3 グループ	第 4 グループ
1985	0.026	0.089	0.046	0.024
1995	0.033	0.099	0.062	0.083

¹⁰ 両年度において第 1 グループに属するのは、青森、高知、長崎、熊本、宮崎、鹿児島、沖縄の 7 県である。同様に第 2 グループは、北海道、埼玉、千葉、奈良、和歌山、山口、愛媛、福岡である。第 3 グループは、福島、茨城、栃木、群馬、富山、石川、山梨、長野、岐阜、三重、京都、広島である。第 4 グループは、東京、福井、静岡、愛知、大阪である。その他の 15 県は両年度でグループの移動が確認されたため除外した。

5. 基準財政需要の推定と再分配効果

既に多くの先行研究で知られているとおり、地方交付税の再分配方式を特徴付けるのは基準財政需要額の算定方式である。基本的に各都道府県への地方交付税交付額は、その県の基準財政需要額から基準財政収入額を差し引いて算出される。このうち、基準財政収入額は、地方税収×基準税率+地方譲与税等によって算定されるため、その県の地方税収額と大きく乖離するものではない。一方で、基準財政需要額は詳細に区分された費目毎に単位費用×測定単位×補正係数によって算出された需要額を積み上げるため、結果として算出された地方交付税の再分配方式が単純に税収格差を是正するための再分配とはならない。それとは逆に、赤井他（2003）で指摘されているとおり、単位費用や補正係数は継続的な上昇を続けており、それによる基準財政需要額の増加は前節まで見てきた再分配効果に歪みをもたらす大きな要因であるとも考えられる。

貝塚他（1986）や長峰（2000）で指摘されているように、基準財政需要額の測定単位は基本的にはその県の人口と面積に関連した項目であり、かなりの精度で人口、面積の関数と捉えることができる。そこで本節では、基準財政需要額の算定フォーマットを変えなかった場合に再分配効果がどのような水準を示すのかを検証する。

手順は次のとおりである。まず、1980年度の基準財政需要額を人口と面積によって回帰分析しパラメータ推定量を得る¹¹。次に、得られたパラメータと各年度の人口および面積を用いて各年度の基準財政需要額を推計する。そして得られた基準財政需要の推計額と実際の基準財政収入額から各年度の地方交付税交付額を算定し、それを実際の地方税収額と足し合わせることによって標準財源の推計値を得る。最後に、一人当たり換算したものをを用いて推計値ベースの標準財源ジニ係数を計測する。このような操作によって、基準財政需要額の大枠での算定フォーマットを1980年度のものに固定して地方交付税を分配した場合、その再分配効果がどのような水準になり、またどのように推移するのかを検証することができる。

まず、1980年度の47都道府県のデータを用いた回帰分析から得られた基準財政需要の算定フォーマットは次式のとおりである。

$$SD = 4,068,0563 + 60.789POP + 2,259.509AREA \quad adjR^2 = 0.970$$

(7.036) (36.418) (7.130)

ここで、*SD*は基準財政需要額（千円）、*POP*は県内人口（人）、*AREA*は面積（km²）であり、括弧内の数値は各パラメータのt値である。貝塚他（1986）や長峰（2000）では都市データを用いた推定が行われているが、それらよりもはるかにサンプル数の少ない都道府県データを用いても非常に精度の高い推定が行えることが分かる。長峰（2000）では、近年地方交付税が地方自治体の公債費支払いを補填していることを考慮し、基準財政需要の推定式に公債費を説明変数として加えることで、より精度の高い推定を行っ

¹¹ ここで1980年度を基準としたのは、その前後で再分配係数の変動が安定的だからである。また、本稿では1990年代半ばの再分配係数の急落に焦点を当てるため、1970年代のデータは使用しなかった。

ている。しかしながら、「将来の地方交付税による補填を担保とした地方債発行」という自治体のモラルハザード行動によって実際の公債費自体が適正な水準ではない可能性があるため、本稿では公債費を説明変数に加えなかった。

次に、1981年度から2003年度までの各都道府県の人口と面積に、得られたパラメータ推定量を乗じてその年度の基準財政需要額を推計し、上述の手順によって得られた推計値による標準財源ジニ係数を計測した。ただし、定数項に変更を加えないままでは、後年において基準財政需要額が基準財政収入額に対して非常に小さくなってしまい再分配効果の検証が困難になる年度があることが試算から明らかになったため、実際の各年度の基準財政需要額の総額を1980年度の総額で除すことによって得た乗数を推計式の定数項に乗じることによって、推計式をシフトさせたものを用いている。

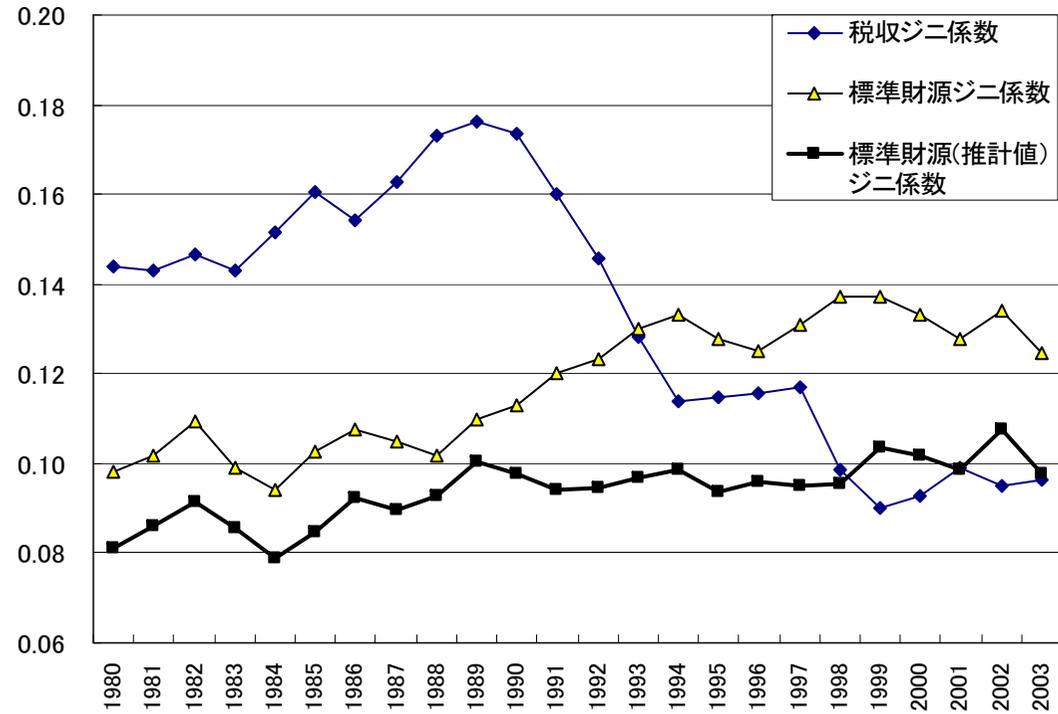
表5.および図8.では、第1節で計測した地方税収ジニ係数と実際の標準財源のジニ係数も併せて記載している。図8.からは、1980年度から基準財政需要額の大枠の算定フォーマットを変えなかった場合、ほとんどの年度において標準財源の格差が税収格差を上回らないことが分かる。また、推計残差を無視しているために実際値との乖離が見られるが、1980年代における標準財源ジニ係数の推移は実際値と推計値とでほとんど同じである。それに対して、1990年度以降ではその変動が大きく異なっている点が興味深い。図4.もしくは図5.で見たとおり、1990年度以降は逆進性が非常に強まっているが、それは平成景気による地域間格差の拡大を懸念して、基準財政需要の算定フォーマットを大きく変更したことによるものであることが実際値と推計値の推移からうかがえる¹²。そして、いったん変更されたフォーマットは、平成不況以降に税収格差が縮小した今日に至っても基本的には変わっていないといえよう。

ここでの推計過程には、上述のように実際の基準財政需要額の変化を用いた部分があるため、単位費用や補正係数の調整を通じた中央政府による政策的な算定フォーマットの変更を完全に除去できているわけではない。しかしながら、少なくとも人口と面積に基づいたフォーマットを1980年度以降大幅に変更しなかったのであれば、標準財源の地域間格差を実際よりもかなり小さく抑えられるということは検証できた。つまり逆に言えば、ここでの結果から、地域特性を考慮するためという名目で行われてきた算定フォーマットの変更が、地方交付税の再分配効果を歪める要因になっていることを指摘することができる。

¹² 1989年度の消費税導入によって交付税財源とともに基準財政需要の算定も大きく変更された。その変更により、税収格差の拡大を補正するという政策的な思惑が働いたものと考えられる。

表 5. 図 8. 推計値と実際値によるジニ係数の推移

	税収ジニ係数	標準財源(推計値)ジニ係数	標準財源ジニ係数
1980	0.144	0.081	0.098
1981	0.143	0.086	0.102
1982	0.147	0.091	0.109
1983	0.143	0.086	0.099
1984	0.151	0.079	0.094
1985	0.161	0.085	0.103
1986	0.154	0.092	0.107
1987	0.163	0.090	0.105
1988	0.173	0.093	0.102
1989	0.176	0.100	0.110
1990	0.173	0.097	0.113
1991	0.160	0.094	0.120
1992	0.146	0.094	0.123
1993	0.128	0.097	0.130
1994	0.114	0.099	0.133
1995	0.115	0.094	0.128
1996	0.115	0.096	0.125
1997	0.117	0.095	0.131
1998	0.099	0.095	0.137
1999	0.090	0.104	0.137
2000	0.093	0.102	0.133
2001	0.099	0.098	0.128
2002	0.095	0.108	0.134
2003	0.096	0.097	0.125



6. まとめ

本稿では、再分配効果の要素分割を行うことで地方交付税の再分配方式の特徴を分析し、基準財政需要額の推定とそれに基づいた標準財源のジニ係数を計測することによって、地方交付税の地域間再分配機能が抱える問題点について考察した。

本稿の主要な分析結果は次のとおりである。第一に、地域間格差の縮小に対して地方税収＋地方交付税で表される標準財源の地域間格差が拡大していることから、地方交付税の再分配効果が歪んだものになっていることが明らかとなった。第二に、再分配効果の歪みに影響を与えているのは、地方交付税の逆進性が強められているという垂直的效果と、地域特性を考慮することによって生ずる水平的効果、その両者から複合的に生ずる順位移動効果であり、なかでも 1990 年代以降は垂直的效果の影響が大きい。第三に、逆進性の強化は基準財政需要額の算定フォーマットを継続的に変更していることから生じている可能性が高い。これらの分析結果より、地方交付税の現在の再分配方式が地域間再分配効果を歪めていると言え、先行研究において指摘されている効率面からだけでなく、分配面から見ても改善の必要性がある。

改善の方法として、多くの先行研究で提案されている方法は有用だろう。つまり、人口や面積といった客観的な統計指標に基づく基準財政需要額算定の簡素化が求められる。このような方法によれば、地方交付税の再分配効果を現状よりも強くすることができ、交付後の標準財源格差が地方税収格差よりも大きくなるという歪んだ状況は発生しにくくなる。統計指標のみによって財政需要を捉えるのは限界があるという中央政府からの反論には、地方分権を進めようとしている今日において、果たしてそこまでして中央政府が地方自治体の財政需要をフォローする必要があるのだろうかという疑問を抱かされる。そういった枝葉での多くの調整が結果的に本来持つべき再分配機能を歪んだものにしてしまっている可能性がある現状は本末転倒であると言えよう。

参考文献

- Angel-Urdinola, F. D. and Wondon, Q., 2004, “The Impact on Inequality of Raising the Minimum Wage: Gap-narrowing and Reranking Effects”, *LABOUR* 18(2), 317-327.
- Aronson, J. R., Johnson, P. and Lambert, P. J., 1994, “Redistributive Effect and Unequal Income Tax Treatment”, *Economic Journal* 104, 262-270.
- Creedy, J. and van de Ven, J., 2001, “Decomposing Redistributive Effects of Taxes and Transfers in Australia: Annual and Lifetime Measures”, *Australian Economic Papers* 40, 185-198.

- Mookherjee, D. and Shorrocks, A., 1982, "A Deconposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality", *The Economic Journal* 92, 886-902.
- Lambert, P. J., 1993, *The Distribution and Redistribution of Income* 2nd ed., Manchester University Press, 1993.
- Lambert, P. J. and Aronson, J. R., 1993, "Inequality Decomposition Analysis and the Gini Coefficient Revisited", *The Economic Journal* 103, 1221-1227.
- Lerman, R. I. and Yitzhaki, S., 1984, "A Note on the Calculation and Interpretation of the Gini index", *Economics Letters* 15, 363-368.
- Lerman, R. I. and Yitzhaki, S., 1995, "Changing Ranks and the Inequality Impacts of Taxes and Transfers", *National Tax Journal* 48(1), 45-59.
- van de Ven, J., Creedy, J. and Lambert, P. J., 2001, "Close equals and Calculation of the Vertical, Horizontal and Reranking Effects of Taxation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 63(3), 381-394.
- 赤井伸郎, 佐藤主光, 山下耕治, 『地方交付税の経済学』, 有斐閣, 2003年.
- 岡本全勝, 『地方財政改革論議－地方交付税の将来像』, ぎょうせい, 2002年.
- 貝塚啓明, 本間正明, 高林喜久生, 長峰純一, 福間 潔, 1986, 「地方交付税の機能とその評価 Part I」, 『フィナンシャルレビュー』第2号, 6-28.
- 貝塚啓明, 本間正明, 高林喜久生, 長峰純一, 福間 潔, 1987, 「地方交付税の機能とその評価 Part II」, 『フィナンシャルレビュー』第4号, 9-26.
- 齊藤 慎, 1985, 「地方公共団体における財源偏在と財政調整」, 大阪大学経済学 35(2-3), 152-168.
- 菅原宏太, 國崎 稔, 2001, 「経済成長と地域間税収格差」, 『愛知大学経済論集』156, 129-159.
- 田近栄治, 油井雄二, 佐藤主光, 2001a, 「地方交付税の何が問題か－緩む地方の財政規律と阻害される財政改善努力－」, 『税経通信』56(12), 23-33.
- 田近栄治, 油井雄二, 佐藤主光, 2001b, 「地方交付税の改革をどう進めるか－線形移転制度の提案－」, 『税経通信』56(13), 25-43.
- 長峰純一, 2000, 「地方交付税の算定構造・配分構造に関する分析」, 『公共選択の研究』35, 4-20.

濱田省司, 1999, 「地方交付税制度を巡る最近の議論について」, 『地方財政』 38, 44-63.

林 宏昭, 1996, 「地方交付税の地域間再分配効果」, 『フィナンシャルレビュー』 40, 20-36.

原田博夫, 川崎一泰, 2002, 「地方交付税制度の構造—都道府県の場合—」, 『公共選択の研究』 39, 6-17.