

地方自治体の財政力の極化分布と空間的格差に関する研究

辺 思遠¹・松島 格也²・小林 潔司³・越知 昌賜⁴

¹非会員 ゼットエスアソシエイツ (〒 100-0011 千代田区内幸町 2-2-2 富国生命ビル 22F)

E-mail: wolverinebsy@gmail.com

²正会員 京都大学准教授 大学院工学研究科 都市社会工学専攻 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂)

E-mail: matsushima.kakuya.7u@kyoto-u.ac.jp

³フェロー会員 京都大学教授 経営管理研究部 (〒 606-8501 京都市左京区吉田本町)

E-mail: kobayashi.kiyoshi@kyoto-u.ac.jp

⁴正会員 京都大学 大学院工学研究科 都市社会工学専攻 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂)

E-mail: masashi_ochi@awaji.ac.jp

日本では高度成長期における鉄鋼業を始めとして、各時期にある特定の産業が原動力となり地域経済の発展をささえてきた。その結果、各地域の産業構造や成長産業の集積状態の差異を反映して、地方自治体の財政力の間に格差が発生してきた。本研究では、財政力の地域間格差の変化を、財政力の高い地域と低い地域に二分化する二極化現象として把握する。具体的には、財政力の空間格差の二極化傾向を、極化指標を用いて評価する。さらに、特定の産業として自動車産業に着目し、これらの産業の空間的集積状況が、財政力の二極化傾向に及ぼす影響を分析する。さらに、日本経済のサービス化、知識経済化の原動力であるサービス業に着目し、サービス業の地域集積が財政力の二極化傾向に及ぼす影響も分析する。

Key Words : *financial capability, spatial polarization, spatial disparity, industrial structure*

1. はじめに

人口減少・高齢化が進展する中で、地方都市が持続的な定住人口や雇用機会を維持するためには、地方自治体が自主的、自律的な財政運営を通じて必要なインフラ整備や都市政策を実行していくことが求められる。現状の地方財政制度に基づけば、自主財源が不足する自治体に対して地方交付税など国からの財政移転により不足分が賄われる。しかし、地方交付税は事後的な財政調整制度に基づく措置であり、地方交付税が自治体の財政力を直接的に強化させるわけではない。各自治体が自律的な財政運営を行うためには、自治体の歳入全体における自主財源を増加させることにより財政力を強化していくことが重要である。

近年、地方自治体間における経済成長の差異による財政力の格差が広がっており、財政力の相対的な豊かな地方自治体と財政力に乏しい地方自治体という二極化傾向が強まっている。地方自治体の財政力の多寡には様々な要因が影響すると考えられるが、最も大きな要因とされるのは地方自治体の産業構造やその活動水準に起因し、地方税収の中の重要な一項目として位置づけられている法人税収であろう。自治体に立地する産業は、当該自治体の経済を牽引する原動力であり、各自治体・地域間の経済力の差異がそれらの財政力の格

差をもたらしている。

自治体の財政力や経済成長に影響をもたらす産業の種類は、年がたつにつれて変化している。多くの研究で採用されている産業立地と経済成長率との関係の分析に焦点をしばると、立地する産業の種類と地域や一国レベルでの経済成長との関係を分析した研究としては以下のようなものがあげられる。たとえば、阿部¹⁾は、地域経済の発展は各時期の経済成長を牽引する産業の変化に大きく依存していることを示している。また、吉川・宮川²⁾は、我が国の1955年から2005年までの期間を対象として、スカイライン・ダイアグラムによりそれぞれの産業セクターの名目GDPの成長率への貢献度を分析している。高度成長期の前半では、鉄鋼業を中心とする製造業が日本経済全体のリーディング・セクターとなり、一次金属と一般機械、輸送用機械などを含む機械産業が成長に大きな役割を果たしたことを示している。一方、高度成長期の後半では、輸送用機械が著しく成長し、そのほかにも化学や食料品などその他の製造業の寄与が大きいとことを見いだしている。1970年代に入ると、製造業全体の成長率が低下する中、輸送用機械を代表する自動車産業が日本経済のリーディング・セクターとなっており、以降引き続いて自動車産業が日本の経済に大きく貢献してきたとしている。

一方、近年になると、サービス業をはじめとする第三次産業が活発になり、国内総生産ベースでも従業員ベースでも約7割を占めている³⁾。アメリカ、イギリスなどにおいては、すでに非製造業が経済成長を牽引しているという分析結果が示されている。Stabler and Howe⁴⁾は、1970年代におけるカナダでは、サービスの輸出が既に地域の経済成長の大半を貢献したことを明らかにしている。また、Noyelle and Stanback⁵⁾はアメリカ合衆国の140箇所における大都市統計地域における経済構造の変化を分析した結果、アメリカにおいては既に第二次産業から第三次産業への転換が進み、特にサービス業が地域の経済成長に大きく影響していることを示している。その一方で現代社会は多様化が進んでおり、財のバラエティは経済成長の大きな源泉となっている^{たとえば6)}。そのような時代においては、従来のように特定産業のみに成長の源泉を求めることは困難である。このように、産業構造の変化や特定の産業集積が経済成長をもたらす源泉である。個別の市町村レベルに着目した場合にも、様々なタイプの産業集積が当該自治体の税収に影響し、ひいては財政力に正の影響を持つことは明らかであろう。そういったなかで、財政力に対して相対的に影響の大きい産業を見いだすことが重要となる。

地方自治体の財政力は、その地域の産業構造や経済成長を牽引する特定産業の集積状態に大きく依存する。このような各地方自治体の産業集積の差異を反映して、地方自治体の財政力の間に格差が発生してきた。本研究では、「財政力の地域間格差に関して財政力の高い地域と低い地域に二分化する二極化現象が進展している」という二極化仮説を設定し、地方財政力の地域間格差の長期的傾向を分析することを目的とする。具体的には、まず、自治体の持つ財政力の分布を定量的に把握すると共に、その二極化傾向をEsteban and Ray⁷⁾等による極化(Polarization)指標を用いて評価する。さらに、従来より財政的格差の不平等度を評価するために用いられてきたジニ係数による評価結果と比較することにより、財政力の二極化現象が有する顕著な特性について考察する。また、自治体の財政力の大きさに影響を与える産業として自動車関連産業をとり上げて、その立地がこれまでの財政力の分布にもたらす影響を吟味すると共に、近年の格差の拡大に影響する要因と考えられるサービス業に着目し、その影響を分析する。

以下、2.で本研究の基本的な考え方を述べる。3.では、本研究で使用する極化指標について説明する。4.では地方自治体の財政力指数のデータを用いて実証分析の結果を示す。5.では、経年的な財政力分布の変化の要因について、立地する産業の面から分析する。6.では、本研究の成果をとりまとめる。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 既往研究の概要

従来より、地域間、地方自治体間の財政力の格差を対象とした研究成果が蓄積されている。特に、1990年代に入りバブル経済が崩壊し、国や地方自治体の税収減少と景気対策関連の支出増加により財政が悪化する状況において、税源移譲、国庫補助負担金改革、地方交付税改革など財政制度に関する多くの研究が蓄積された⁸⁾。地域間の財政力格差に関する研究は、その実態とその是正を目的とする財政調整などの政策の評価に関する理論的・経験的研究が主流であり、財政力格差に関する実証的な分析事例はそれほど多くない。これらの研究では、地域間の財政力格差に影響を与える要因として、地形・気候や人口・面積などの自然的・地理的な要因以外に、産業構造や住民の所得水準などの社会経済的要因に焦点がおかれている⁹⁾。しかし、財政力格差に関する研究事例は、財政力や税収の格差に関する実態を分析するにとどまっているものが多く、各地方自治体の財政基盤、すなわち地域における産業集積や産業構造との関連を分析した研究事例はあまり多くない。

一方、地域における産業集積に関する理論的・経験的分析は、産業集積論としてとりまとめられている¹⁰⁾。産業集積論は、企業間における技術の伝播、アイデアの創出、機械設備の経済的利用などのマーシャルの外部経済性¹¹⁾に着目し、ある特定の地域に企業集積が発生するメカニズムについて論じてきた。1980年代後半以降になると、大量生産体制の行き詰まり、国際競争の激化と産業空洞化の進展を背景として、産業誘致を中心とする地域産業振興を目指す方向から、地域資源を活かした内発的産業振興へと議論の軸が移行した¹²⁾。また、地域の相対的な生産要素賦存の違いによって特定の産業に生産特化するような従来の産業集積論の考え方に対し、初期の状態において生産要素賦存の違いがなくても空間的集積が自己組織的に形成されるメカニズムに着目されるようになった。さらに、新経済地理学の知見を活用し、集積地域に存在する専門化した供給業者へのアクセス、特化した技能を有する労働力のプール、技術知識のスピルオーバーのような外部効果による集積力と外部不経済や地代の格差による企業の移転、空間的に分散されている需要から生じる拡散力の相互作用により経済活動の空間的に集積し、それにより地域間の産業集積の格差が拡大している可能性が指摘された¹³⁾。

近年では、産業集積論は産業クラスターとその立地構造に関する議論へと展開している¹⁴⁾。そこでは主成分分析を用いて日本の産業クラスターを抽出した結果、

個別の産業構造は分散型に変化しつつあるにもかかわらず、それらの集積が形成される地域が限定されていることがあることを明らかにしている。その結果、産業クラスターの形成が首都圏に遍在していること、巨大な全国型産業クラスターの出現によって、地域が独自の産業を育成するインセンティブを喪失していることを指摘している。また、地域がある特定の産業クラスターに集中することの危険性や、産業クラスターが形成された地域を分散させることの重要性を指摘している。大塚¹⁵⁾は、生産関数を用いて産業集積効果が地域間の生産性格差収束に及ぼす影響を分析したが、産業集積が地方自治体の財政力の格差に与える影響に関して有意な結論を導けないと論じている。地方自治体の財政力の地域格差に関しては、都道府県を単位とした実証分析が数多く蓄積されている¹⁶⁾。一方、よりミクロなスケールにおける研究例としては、長南・日比野・森尾¹⁷⁾が不平等尺度を用いて市町村間所得格差の推移に関して研究している。そこでは全国47都道府県を10ブロックに区分し、市町村間所得格差を「都道府県内の市町村格差」、「ブロック内の都道府県格差」と「ブロック間格差」に分解し、その中で「都道府県内の市町村間格差」が最も大きいことを明らかにした。しかしながら、異なる所得水準を持つ地域がいかに空間的に集中または分布しているかについては分析しておらず、地域に立地している産業構造との関係も明らかにしていない。

以上の観点から本研究は、今後財政基盤強化が強く求められる自治体として中小規模の市町村を対象とし、その財政力の経年的変化を極化指標で捉えるとともに、財政力の空間的分布を把握する。極化指標を用いて分析する理由は、上記で説明した産業集積の発展に貢献する集積力と分散力が極化指標の性格と一致している点にある。産業集積が自治体の財政力分布の格差に与える影響を分析し、特に今まで日本の経済を牽引してきた産業はまたこれからも牽引していくのかまたは他の産業が次に自治体の財政力を引っ張る原動力になりうるかを検証する。そのため、三時点の財政力分布を抽出し、判別分析によりそれぞれの産業の影響力およびその変化を分析する。さらに、差の差分法を用いて、サービス業立地の影響力を分析する。

(2) ジニ係数と極化指標の違い

従来、ジニ係数をはじめとした社会的配分の平等・不平等を計測する指標が提案されていたが、1990年代以降、Esteban and Ray⁷⁾を皮切りとして、極化指標に関する研究が進展した。ここで、Esteban and Rayが提案した極化指標の概念に従って、ジニ係数に代表される不平等指標と極化指標の違いを説明する。まず、極化

指標の概念について説明する。対象とする全サンプルの分布を考えた際、対象となる全サンプルをいくつかのグループに分割したとき、それぞれのサンプルに対して各グループに対する同質性 (group identity) を定義すると同時に、異なるグループに属するサンプルに対して、異質性 (alienation) を定義する。この両者の組み合わせによって、当該のサンプルは他のサンプルに対する有効的拮抗性 (effective antagonism) をもつ。この有効的拮抗性を当該サンプルに対する他のすべてのサンプルに対して合計し、さらにそれを、全サンプルについて合計したものを極化の程度と考える。すなわち、グループの同質性を identification、グループ間の異質性を alienation として定義していることに他ならない。全サンプルを $\sum_{i=1}^n \pi_i$ とした時、各サンプルとその値の分布を $(\pi, y) = (\pi_1, \dots, \pi_n; y_1, \dots, y_n)$ と定義する。グループに対する同質性をサンプル数に関する増加関数 $I(\pi)$ を用いて定義する。また、異質性を表す関数を $a(\delta(y, y'))$ と定義する。ここに、 $\delta(y, y')$ は2つのサンプルの持つ値の絶対値 $|y - y'|$ として定義される。上記で定義された同質性と異質性という2つの性質を持つ関数 $T(I, a)$ を導入すると、サンプル全体の極化度を

$$P(\pi, y) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i \pi_j T(I(\pi_i), a(\delta(y, y'))) \quad (1)$$

と表すことが出来る。ただし、 $T(I, a)$ は異質性 a に関する増加関数である。

サンプルがある特性によりグループに分けられる場合、同じグループに属するサンプルはほぼ同じ程度の特性を持っている一方、グループ間ではサンプルの持つ特性のレベルが違うという場合、当該のサンプルの分布は極化している (polarized) という。同じグループに属するサンプル同士がグループ内で強い関係性を持つと同時に、他のグループに属するサンプルとの距離がある場合、その両方の力が働くことを通じて極化が生じることになる。具体的には、上記の特性を満足し、かつ、いくつかの合理的な公理を満足させる指標として、以下の式 (2) が提案されている。

$$P(\pi, y) = K \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |y_i - y_j| \quad (2)$$

ここに、 K は総サンプル数に関して正規化するための定数、 α は極化に関する感度 (敏感度と呼ぶ) を表すパラメータであり0と1.6の間の値をとる。 $\alpha = 0$ の場合は、極化指標はジニ係数に一致し α が大きくなるほどグループ同質性がより強く評価されることになる。

以上、極化指標の意味をより明瞭にするために、図-1を用いて不平等指数の1つであるジニ係数と極化指標の違いについて説明する。

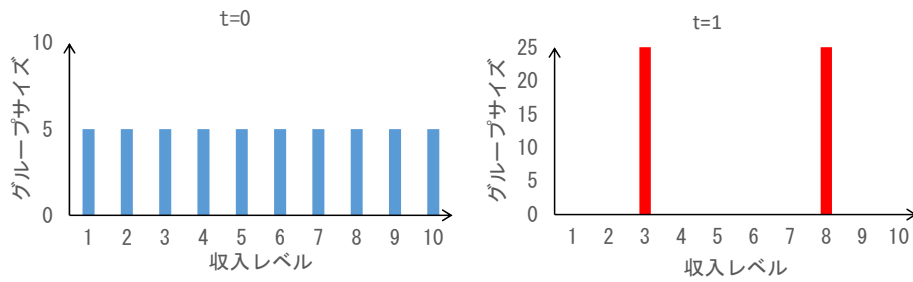


図-1 ジニ係数と極化指標の違い

表-1 ジニ係数と極化指標の計算例

	ジニ係数	極化指標
$t = 0$	3.30E+00	3.30E-01
$t = 1$	2.50E+00	1.25E+00

いま、個人の収入分布が2つの時間断面 ($t = 0, t = 1$) を通じて、図-1の左側の図から右側の図に示すように変化したと考える。同図において、横軸は収入カテゴリーを、縦軸は各収入カテゴリーに属するサンプル数を表している。時点 $t = 0$ ではサンプルが各収入レベルに均等に分布している一方、 $t = 1$ では、収入レベル3と8にサンプルが集中しており、サンプルがより二極化している。時点 $t = 0$ と $t = 1$ におけるジニ係数と極化指標の値を表-1に示している。ジニ係数の値を比較すれば、時点 $t = 0$ より時点 $t = 1$ のほうが小さくなり、結果として不平等度が下がっていると解釈される。すなわち、時点 $t = 1$ では、収入レベル3と8に所属している個人が、それぞれ両側の1, 2, 4, 5と6, 7, 9, 10から移転していると考えることができる。この場合、Pigou-Daltonの移転原理により、所得のより多い者から所得のより少ない者に所得の一部を移転することを意味しており、時点 $t = 1$ のほうがより平等的な収入分布であると評価できる。

表-1で示すように、極化指標を用いて個人間の収入分布を比較した場合、時点 $t = 0$ より時点 $t = 1$ の方が、個人間の収入分布の極化度が増加したと評価される。すなわち、同一グループ内の収入分布の分散が小さくなる（同質性が増加する）につれて、異なるグループにある個人間で異質性が大きくなり、結果として極化の度合いが増加することになる。要するに、極化指標を用いることにより、特定の限られたグループへの集中化の程度を評価することが可能となる。本研究では、地方自治体が時間を通じて財政力が高い地域のグループと財政力が低いグループへの二極化が進展しているという仮説（財政力極化仮説）を分析することを目的としている。財政力の極化には、財政力の高いグループと低いグループという両極端のグループに属する自治体の割合の増加と、グループ内における分散の減少という二つの要因が影響する。したがって、中間的な財政力を有する地方自治体が減少し、それらの地

方自治体が財政力の高いグループ、あるいは財政力の低いグループに移行することと、財政力の高いグループ内や低いグループ内の分布がより集中化することが極化をもたらすことになる。以降では、自治体のグループ間の以降とグループ内分布の変化という二つの効果に着目して、財政力極化仮説を検証することとする。

また、このような極化事象の進展に、産業集積の空間的遍在が影響を及ぼしていることを分析する。とりわけ、我が国の製造業における生産性の長期低迷とある特定の地域における産業クラスターの出現が、地方自治体の財政力の二極化傾向に影響を及ぼしている可能性がある。このような問題意識に基づいて、本研究では、地方自治体の財政力の格差及びその背後にある産業の集積が財政力の格差に与える影響を、極化指標を用いて評価することとした。

3. 極化指標による集中度計測

Esteban and Ray⁷⁾ は、グループ内の同質性とグループ間の異質性に基づいて極化指標を定式化している。しかし Esteban and Ray による極化指標を、財政力の二極化評価に用いると以下のような問題点が発生する。

- 概念上の問題として、この指標は全てのサンプルがいくつか離散的に分布していることを仮定している。すなわち、それぞれのサンプルはそれぞれに属するグループの中にいるサンプルとしか強い関係性を持たない。たとえば、2つのグループが無限に近づいて、ただ同一のグループとはなっていない場合、この2つのグループ間では異質性ではなく、真に一致した場合のみ同質性が働く。すると、この指標では不連続性が生じる。
- 実用的な問題として、この指標は研究対象とするすべてのサンプルが適切なグループに分類されていると仮定している。ただ、研究上では、グループ数などが外生的に与えられる場合が多い。

Esteban, Gradín and Ray¹⁸⁾ は、グループ数が外生的に与えられた時、グループ中の分散を最小化することにより、グループ分けの境界点を内生的に決めるモデルを提案した。本研究では Esteban and Ray⁷⁾ のモデル

(以下 ER モデル) を用いて、自治体のグループ化を内生的に行うとともに、グループ内の分散を補正した極化指標を用いて自治体の財政力の二極化現象を評価するための指標として用いることとした。また、Esteban, Gradín and Ray¹⁸⁾ は、連続変数次元でのグループ分割を対象としている。これに対して、本研究では離散次元のサンプルデータを用いて極度評価を行う必要がある。このため、本研究では、都市の財政力に関する離散的データを用いて、カーネル確率密度推定により、離散データによる財政力分布を連続次元の確率密度関数に変換する¹⁹⁾。具体的には、推定する分布 $\hat{f}(x)$ を

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - x_i}{h}\right) \quad (3)$$

と表すことができる。ここで、 x_i はサンプル i がもつ財政力指数で確率密度関数 f を持つ独立同分布からの標本とし、 n はサンプルサイズである。また、 K はカーネル関数であり、本研究ではガウス関数

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \quad (4)$$

を使う。 h はバンド幅 (平滑化パラメータ) であり、本研究では最適なバンド幅として rule of thumb により、

$$h = \left(\frac{4\hat{\sigma}^5}{3n} \right)^{\frac{1}{5}} \quad (5)$$

として計算する。

いま、以上により確率密度関数 f を推定し、推定で用いたサンプルデータが区間 $[a, b]$ に分布しているとする。このとき、サンプルデータを m 個のグループに分割することは、 $a = y_0 < \dots < y_m < b$ となる分岐点 $y_1, \dots, y_m$ を求める問題に他ならない。すなわち、サンプルのグループ分割は $\rho = (y_0, y_1, \dots, y_m; \pi_0, \pi_1, \dots, \pi_m; \mu_0, \mu_1, \dots, \mu_m)$ と記述できる。ここに、全ての $i = 1, \dots, m$ に対して、

$$\pi_i = \int_{y_{i-1}}^{y_i} f(y) dy \quad (6a)$$

$$\mu_i = \frac{1}{\pi} \int_{y_{i-1}}^{y_i} y f(y) dy \quad (6b)$$

である。Esteban, Gradín and Ray¹⁸⁾ は、外生変数であるグループ数を与件として、各グループの分岐点を内生的に決定するために、サンプルをグループ分割することにより発生する誤差 $\epsilon(f, \rho)$ を

$$\epsilon(f, \rho) = \sum_{i=1}^n \int_{y_{i-1}}^{y_i} \int_{y_{i-1}}^{y_i} |x - z| f(x) f(z) dx dz \quad (7)$$

と定義し、与えられた m に対し、 $\epsilon(f, \rho)$ を最小化する ρ^* を求めた。 ρ^* は

$$y_i^* = \frac{\pi_i^* \mu_i^* + \pi_{i+1}^* \mu_{i+1}^*}{\pi_i^* + \pi_{i+1}^*} \quad (8)$$

の時、 $\epsilon(f, \rho)$ を最小化する解となる。結局、Esteban, Gradín and Ray¹⁸⁾ が提案したモデルは

$$P(f; \alpha, \beta) = ER(\alpha, \rho^*) - \beta \epsilon(f, \rho^*) \quad (9)$$

と表される。ここで β は誤差に与えられるウェイトを示すパラメータであり、一般的に $\beta = 1$ と取る。 $ER(\alpha, \rho^*)$ は Esteban and Ray⁷⁾ のモデルであり、

$$ER(\alpha, \rho^*) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |\mu_i - \mu_j| \quad (10)$$

となる。また、 $\epsilon(f, \rho^*)$ は

$$\epsilon(f, \rho^*) = G(f) - G(\rho^*) \quad (11)$$

と表すこともできる。ここで $G(\cdot)$ はジニ係数を表す。したがって、Esteban, Gradín and Ray¹⁸⁾ が提案したモデルは下記のように書き換えることができる。

$$P(f; \alpha, \beta) = ER(\alpha, \rho^*) - \beta[G(f) - G(\rho^*)] \quad (12)$$

本研究では、上記の通り定義された極化指標を用いて、対象となる地方自治体の財政力の格差を計測する。

4. 実証分析

(1) 適用データおよび研究対象の概要

本研究では、自治体の財政力を代表する指標として、地方公共団体の財政状況を表す主要指標である財政力指数²⁰⁾を採用する。財政力指数は、総務省の定義によると、基準財政収入額を基準財政需要額で除して得た数値の過去3年間の平均値として計算される。現状の制度では、財政力指数が各地方自治体の財政力を表し、基準財政収入額と基準財政需要額の差額、つまり財政不足の部分は地方交付税により補填される。財政力指数が高い自治体は自力で調達できる収入が支出より大きい、すなわち財政面において自主・自立的に財政運営が行われる。また財政力指数が1.0を上回れば地方交付税の不交付団体となるが、普通交付税算定上の留保財源が大きいことになり、国からの財政制約も少ない点もある。財政力指数は、基準財政需要額に対し、各地方自治体自らの力で確保できる財源の規模を表している。基準財政収入額は非常に複雑な公式により計算されるが、最も影響があるのは当該地域の地方税である。地方税が固定資産税、住民税、事業税、地方消費税などにより構成される。地方税の各税目においては全国に偏りがあるが、都道府県別に人口1人当たり税収額を比較すると、法人関係2税 (法人住民税及び法人事業税) については、最も大きい東京都が最も小さい奈良県の約6.2倍の格差となり、都道府県ごとに大きく偏っている²¹⁾。そこで、本研究は地方自治体の財政力指数に着目して、当該地域における産業の経済活動の水準を把握する。内閣府が公表した1977年から2012年ま

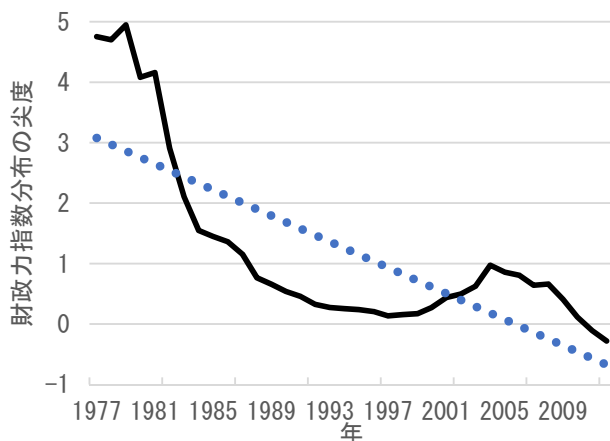


図-2 財政力指数分布の尖度の変化

での市区町村別人口・経済関係データ²²⁾のうち、財政力指数のデータを本研究では取り扱う。

また、日本全国の市町村のうち、指定都市、中核市、施行時特例市、すなわち財政上の特例を受けている都市を除く。これは、産業面以外の要素をできるだけ排除し、今後それらの自治体の基盤強化が強く求められる市町村に焦点をあてるためである。その結果2012年度末における全国の809市町村のうち、569の市町村を対象としている。以下の分析では、1977年から2012年までのデータを用いる。対象期間において複数の市町村合併が行われているが、本研究では最新の2012年時点において存在する市町村をサンプルとする。当該市町村のうち、対象期間において市町村合併があった場合には、合併による財政力に与える効果を最大限排除するために、合併元の市町村のうち最も人口の大きい市町村におけるデータを当該市町村の値の代理として用いることとした。一般に、合併前の最も人口の大きい市町村は、周辺のより財政力の低い市町村と合併して財政力が低くなると考えられる。のちほど図-5に示すように、近年は比較的財政力の高いグループに属する自治体数が増加して極化がおこっている。合併に伴って財政力が低くなっている可能性があるにもかかわらずそれでもなお財政力の高いグループの自治体数が増えているということは、市町村合併による効果を安全側に見ていることに他ならない。

(2) 自治体財政力の極化分布および空間的格差

本研究では、対象となる地方自治体の財政力指数の極化の度合い、特により財政力指数が高い自治体とそうでない自治体の間で二極化していることを示すことを目的とする。二極化現象は、財政力が中間であるようなグループに属する自治体が減少し、その一部が高いグループもしくは低いグループに移行することと、各グループ内の分散が小さくなることによって発生する。図-2

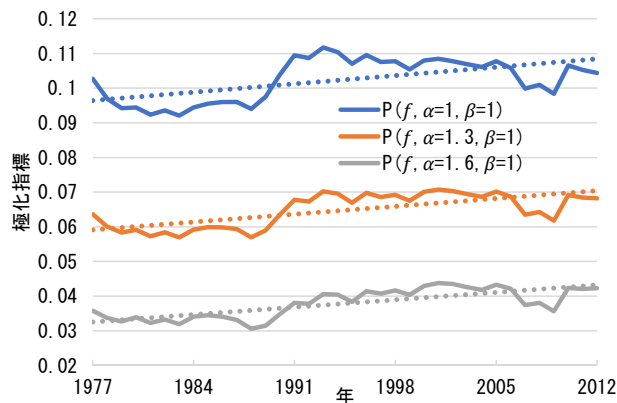


図-3 極化指標による計測結果

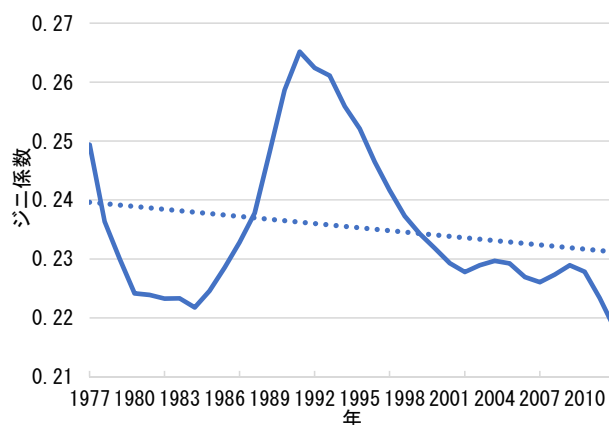


図-4 ジニ係数による計測結果

に財政力指数の分布の尖りを表す尖度に関する1977年から2012年までの変化を示す。なお、確率分布の尖度 K_u は、平均値を $\bar{y}$ と表すと次式で表される。

$$K_u = n \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^4 / \left(\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right)^2 \quad (13)$$

同図からわかるように、経年的に中間的な層に属する自治体が減少し、相対的に財政力指数が高く、もしくは低くなっている自治体が増加していることがみてとれる。このような財政力指数分布の二極化現象を表現するために、対象とする地方自治体を財政力に応じて3つのグループに分割し、二極化現象の時間的推移を極化指標を用いて分析することとした。

まず、極化指標の敏感度を表すパラメータ α を1.0、1.3と1.6にした3通りの計測結果とジニ係数で計算した結果を図-3、図-4に示す。これらの図には、その経年的な変化傾向をみるために、それぞれの変化を線形回帰した近似直線を破線で表記している。極化指標の敏感度 α を決定するための経験的研究は蓄積されていないが、本研究では α の値をパラメトリックに変化させるとともに、極化指標値の経年的傾向とジニ係数の変化傾向とを比較し、地方自治体の財政力の不平等化、極化傾向の間に存在する特徴的な差異を分析することとする。

表-2 トレンドの検定結果

	係数	P 値	
極化指標 ($\alpha = 1.0$)	3.43E-04	1.79E-04	***
極化指標 ($\alpha = 1.3$)	3.23E-04	2.18E-06	***
極化指標 ($\alpha = 1.6$)	3.05E-04	4.78E-08	***
ジニ係数	-2.40E-04	9.41E-02	*

***は 1%有意, *は 10%有意であることを示す.

対象期間の 1977-2012 年にかけて、指標の変化にトレンドがあるかどうかを回帰分析により検定した結果を表-2 に示す。同表より、極化指標はいずれの α に対しても 1% 水準で正に有意なトレンドがあるのに対し、ジニ係数は 10% 水準で負に有意なトレンドがある。このように、ジニ係数で計測した場合の財政力指数の傾向と、極化指標で計測した場合の財政力指数の傾向には違いがある。このような傾向は 3 つの敏感度 α のいずれのケースにも見出せる特性であり、また、敏感度 α の値が大きくなるほどより極化指標値は増加しており、極化の程度をより強く評価した結果となっている。

次に、自治体の財政力が極化する要因を分析するために、各グループに属する自治体の占める割合と、各グループ内の分散を図-5、図-6 に示す。グループに属する自治体の割合が大きくなるほどグループ中の同質性がより強く働くことを、グループ内の分散がより小さいほどグループがより集中していることを示している。

同図より、中間グループに所属する自治体の割合は経年的やや減少する一方、同グループ内の分散の大きさはそれほど変化していない。それに対し、財政力が弱いグループに属する事態の割合は横ばいであるが、グループ内の分散が他の 2 つのグループより大きな分散を示しているとともに、経年的に大きく変動している。また、財政力が高いグループに属する自治体数は増加し、グループ内の分散も減少している。すなわち、財政力が相対的に高い自治体の数が増えるとともに、グループ内分布の分散が減少したことにより高いグループ中での分布はより集中しており、設定した財政力極化仮説を支持する結果となっている。

上記で求めた財政力指数の分布について、1979 年、1993 年、2012 年を例に挙げて度数分布を求めた結果を図-7、図-8、図-9 に、空間的な分布を図-10、図-11、図-12 に示す。これらの図より、財政力が高いグループとそうでないグループはある特定の地域に集中すること、とりわけ、太平洋ベルト地帯を中心とした自治体は比較的指数が大きいものに対し、東北、山陰、九州といった地域には比較的財政力指数の小さい市町村が分布していることが見てとれる。

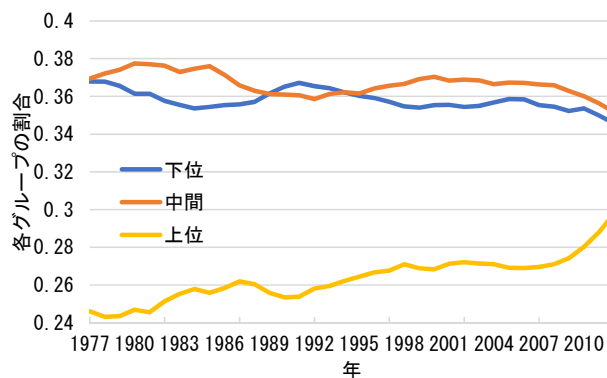


図-5 各グループに属する自治体の割合

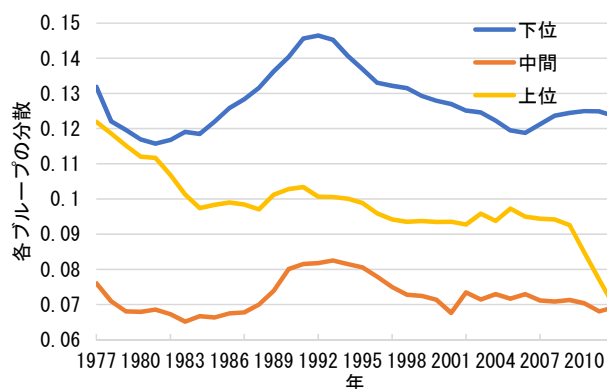


図-6 各グループの分散

5. 基盤産業と財政力

(1) 適用データの概要

前章で示したように、各自治体の財政力が極化していることとして様々な要因が考えられるが、そのうち最も大きく影響していると考えられる要因として、当該自治体に立地する産業の影響が想定される。以下では、立地する産業と財政力との関係を分析し、財政力の極化に影響している産業を抽出することとする。吉川・宮川²⁾は、輸送用機械産業が高度成長期における経済成長に寄与していると分析している。以下では、高度経済成長期以降、日本経済を大きく支えてきたと考えられる自動車産業及びその関連産業に着目し、産業立地と財政力指数との関係について分析する。以降では、1979、1993、2012 年の 3 時点において自動車関連産業の製造品出荷額に基づいて自治体が所属する財政力グループを説明できるかどうかに関する判別分析を行う。

なお、高度にサプライチェーンが発達している現代では、産業の立地は当該産業に留まらず、中間財の投入等を通じて関係の深い他の産業に影響を及ぼし、関連産業を含めた産業立地が自治体の財政力に影響するであろう。自動車産業に関しては、鉄鋼やゴムなど、多くの関連産業が相互に強いつながりを持っている。以下では、総務省が発表している 2011 年の統合大分類 (37

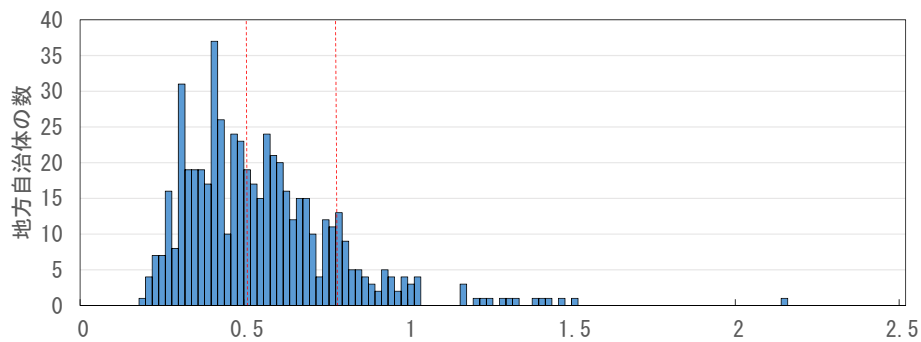


図-7 1979 年財政力指数の分布

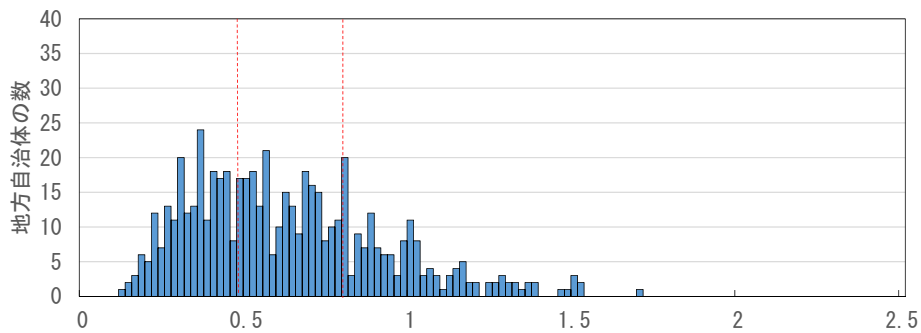


図-8 1993 年財政力指数の分布

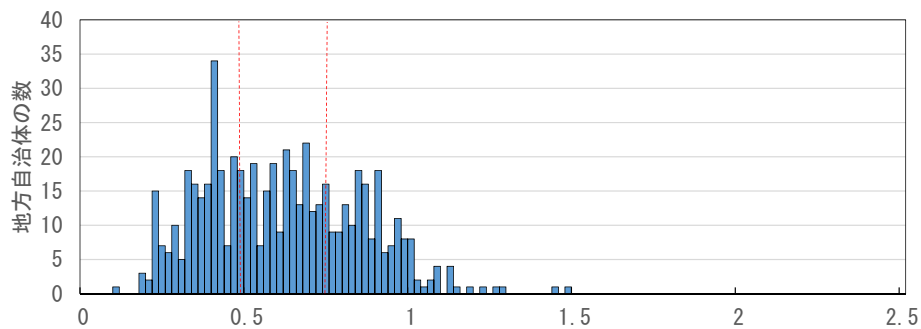


図-9 2012 年財政力指数の分布

部門)の産業連関表²³⁾を用いて、自動車産業及び関連産業を定義し、当該の自動車関連産業が財政力指数に及ぼす影響について分析する。

具体的には、大分類 37 部門の中から、自動車産業を含む「輸送機械」を自動車産業を表す主たる部門としてとりあげる。その上で、輸送機械部門とサプライチェーン上で強いつながりを持つ部門を、産業連関表上の投入係数を用いて定義する。以降では、輸送機械部門に対する投入係数が 0.01 以上となっている、「鉄鋼」「プラスチック・ゴム」「電気機械」「非鉄金属」「化学製品」「金属製品」の 6 部門を関連産業として定義する。その上で、「輸送機械」部門とあわせた 7 部門を「自動車関連産業」として定義し、その立地と財政力との関係を分析する。

一方、近年では第三次産業が地域に貢献する度合いは年々高まっている。内閣府の国民経済計算²⁴⁾によると、2012 年時点でサービス業に従事する労働者の割合

は 77.9%、GDP は全体の約 68.6% をサービス業が占めている。そのような背景に基づき、2012 年の財政力指数分布に関してはサービス業の立地が影響しているという仮説を立て、サービス業関連の売上高を用いて 2012 年の財政力指数分布に関する同様の判別分析を行う。サービス業に関しても、自動車産業と同じく単独産業として取り扱うことが難しい。本研究では、平成 24 年経済産業省が発表した経済センサス活動調査²⁵⁾のデータにおける以下の「サービス関連産業 B に含まれる産業」のうち、政策的にその立地誘導が可能と考えられる、「情報サービス業、インターネット付随サービス業」が代表する IT 産業、「物品賃貸業」「宿泊業、飲食サービス業」「生活関連サービス業、娯楽業」が代表する観光業、「学術研究、専門・技術サービス業」が代表する専門サービス業を、分析の対象とするサービス業として定義する。ここで採り上げたサービス業は、必ずしも立地する地域に居住する人口や立地する他の

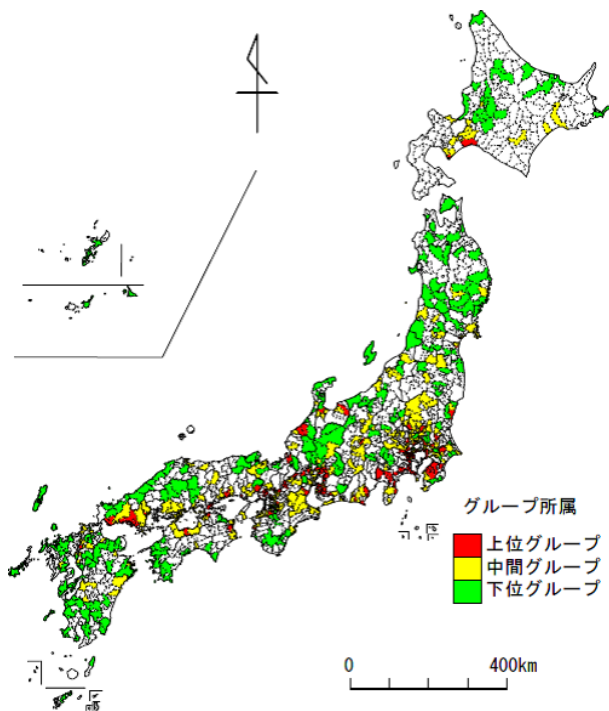


図-10 1979 年グループ分け

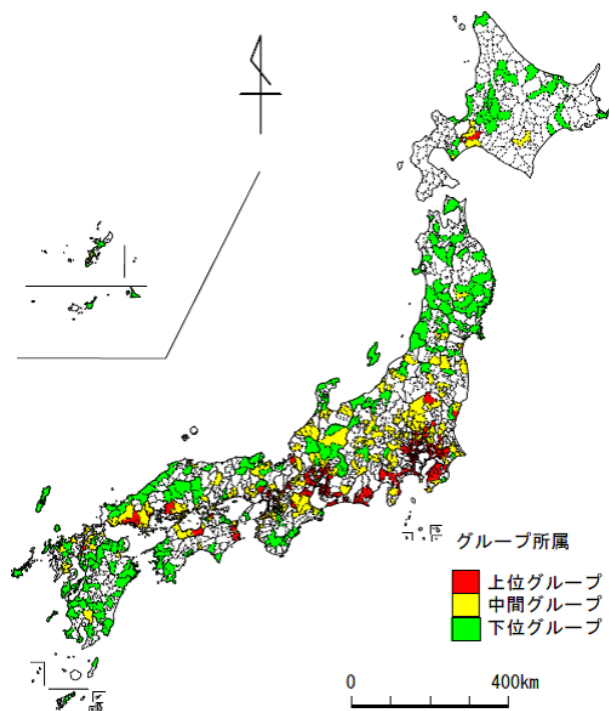


図-12 2012 年グループ分け

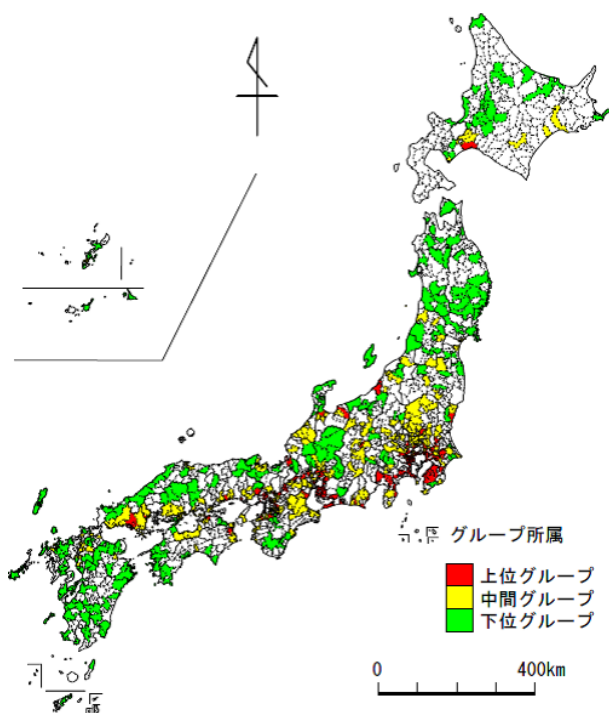


図-11 1993 年グループ分け

企業だけを顧客とするわけではなく、より広域的な顧客を対象とした産業である。したがって、立地する地域に居住する人口に応じて立地するというより、より政策的に誘導が可能な産業であると考えられる。

- (a) G2 情報サービス業，インターネット付随サービス業
- (b) 大分類 K 不動産業，物品賃貸業
- (c) 大分類 L 学術研究，専門・技術サービス業

- (d) 大分類 M 宿泊業，飲食サービス業
 - (e) 大分類 N 生活関連サービス業，娯楽業
 - (f) O2 その他の教育，学習支援業
 - (g) R2 サービス業（政治・経済・文化団体，宗教を除く）
- これらの産業の売上高の情報を用いて，サービス業の立地が自治体の財政力にもたらす影響について分析することとする。

(2) 判別分析の結果

本研究では，地方自治体に立地する産業が当該自治体の財政力に与える影響を分析するため，判別分析を行う。判別分析においては，前章の極化指標の分析で抽出した 1979 年，1993 年，2012 年の 3 時点それぞれ財政力指数分布における上位グループと下位グループに属する地方自治体を対象とする。これは，各時点にある相対的財政力が高い自治体とそうでない自治体の違いを分析することにより，財政力の分布が極化する要因を検証するためである。3 時点における各産業の出荷額・売上高を説明変数として線形判別方式にて分析した結果を表-3 に示す。

まず，1979 年と 1993 年における判別の的中率と F 検定の値から見ると，自動車関連産業の出荷額が財政力グループの判別に十分寄与している。一方，2012 年になると，自動車関連産業で判別する的中率が悪く，F 値も落ちている。これは，今まで地方自治体の財政力に大きく影響している自動車関連産業以外の何らかの

表-3 判別分析の結果

説明変数	自動車 (1979 年)	自動車 (1993 年)	自動車 (2012 年)	サービス業全体 (2012 年)	IT 及び観光業 (2012 年)
係数	$1.10 * 10^{-7}$	$5.64 * 10^{-8}$	$3.94 * 10^{-8}$	$1.93 * 10^{-5}$	$2.28 * 10^{-5}$
的中率	83.3%	80.2%	72.4%	76.2%	74.1%
F 値	126.59	118.33	76.82	113.67	82.49

要因が存在し、その要因に影響されている可能性を示唆している。そこで、サービス業を取り上げ、2012 年の財政力指数の分布に影響する度合いを同じ方法で計算した。表-3 より、2012 年におけるサービス業売上高を用いた分析結果から、的中率は自動車関連産業より高く、また F 値も大きい。さらに、IT 産業、観光業及び専門サービス業の売上高を用いた判別分析結果を見ると、サービス業全体の結果より F 値と的中率が低いにも関わらず、自動車関連産業の結果より高いことがわかる。すなわち、2012 年において、サービス業の方が地方自治体の財政力に十分寄与し、サービス業に分類される産業のうち IT 産業、観光業及び専門サービス業も大きく影響していることを表している。以上の結果から、今後サービス業が地方自治体の財政力に貢献する可能性を示している。

1979 年、1993 年、2012 年における自動車関連産業製造品出荷額と 2012 年におけるサービス業全体の売上金額と IT 産業、観光業及び専門サービス業売上金額のそれぞれの空間分布を、図-13 から図-17 までに示す。まず、自動車関連産業に着目すると、1979 年から 1993 年までの間、自動車関連産業がより多くの地域に進出したことがわかる。これは、20 世紀後半における自動車関連産業の発展と一致し、その時の地方自治体の財政力に強く影響している可能性も示唆している。一方、2012 年になると、自動車関連産業の立地状況は 1993 年と比較して大きく変わっておらず、一定程度自動車関連産業が立地しているにも関わらず財政力指数がそれほど大きくない自治体がある。それに対し、サービス業の売上高が上位にある地方自治体はほとんど財政力が高い地域に属している。特に、図-17 から、本研究で抽出した IT 産業、観光業及び専門サービス業の活動水準が高い自治体も財政力が高いグループに分類されている傾向にある。

(3) 差の差分法による分析

以上の分析では、自動車関連産業やサービス関連産業を説明変数とした判別分析をおこなって、自治体の財政力の極化を当該産業の立地で説明できるかどうかについて検討した。その結果、2012 年時点においては、サービス業の立地が財政力指数上位グループに所属する自治体に影響を及ぼしている可能性が示唆された。しかしながら、経年的な人口増減など他の要因が影響

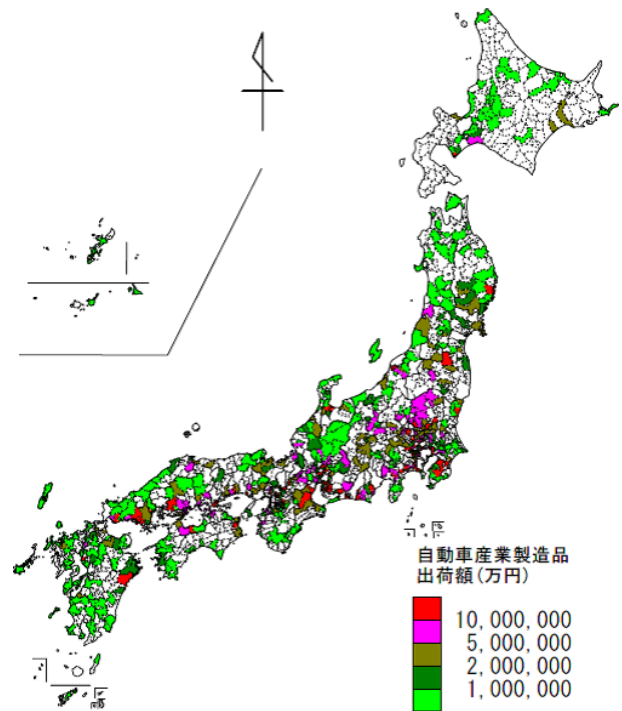


図-13 1979 年における自動車関連産業製造品出荷額の空間分布

している可能性も否定できない。そこで本章では、サービス業関係企業が立地したとみなす自治体を処置群、処置群と似通った特徴を持つサービス業関係企業が立地していない自治体をコントロール群とした差分の差分分析²⁶⁾を用いて、サービス業の立地が財政力指数の変化に有意に影響しているかどうかについて検討する。なお、1. で述べたように、特に近年においては特定産業の立地のみで財政力の変化を説明できるわけではない。本節の分析でも、対象とする産業による相対的な影響の大きさの比較を通じて、財政力の極化現象に及ぼす影響を評価することを目的とする。

具体的には、以下の線形回帰式を OLS 推定する。

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \gamma_t + \delta_i + \epsilon_{it} \quad (14)$$

ここに、 y_{it} , x_{it} はそれぞれ時点 t における自治体 i の財政力指数とサービス業従業者割合、 α , β , γ_t , δ_i , ϵ_{it} はパラメータである。このうち γ_t は全自治体に共通の年次効果、 δ_i は自治体毎の差を表しており、また誤差項 ϵ_{it} は平均 0 で他の変数と無相関であると仮定する。

t として代表的な 2 時点を取り上げ、各年次に関する差分をとると以下のような式が導出される。

$$\Delta y_{it} = \beta \Delta x_{it} + \Delta \gamma_t + \Delta \epsilon_{it} \quad (15)$$

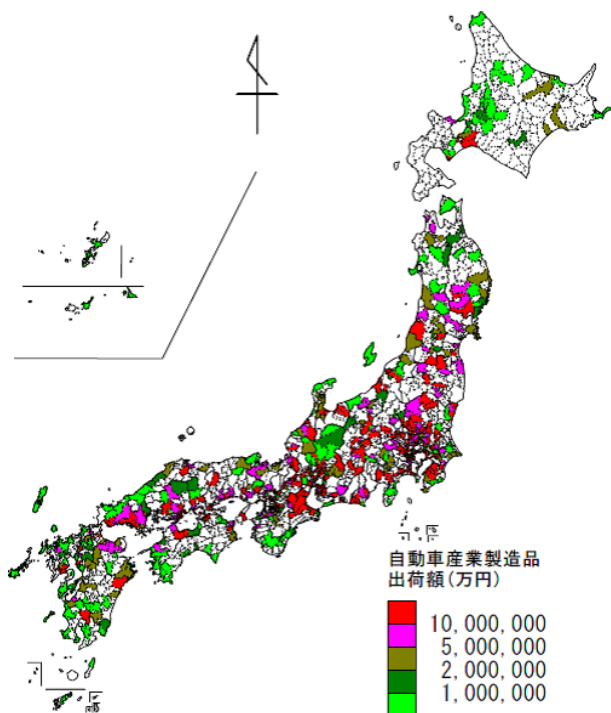


図-14 1993 年における自動車関連産業製造品出荷額の空間分布

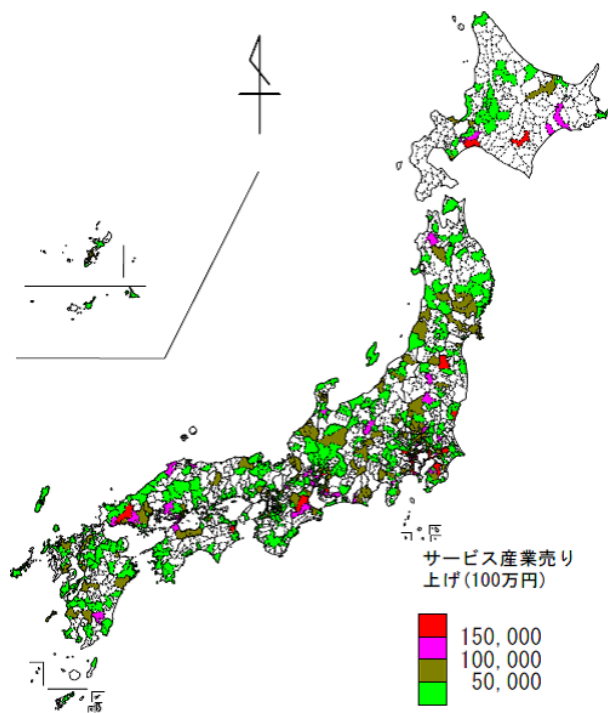


図-16 2012 年におけるサービス業売上金額の空間分布

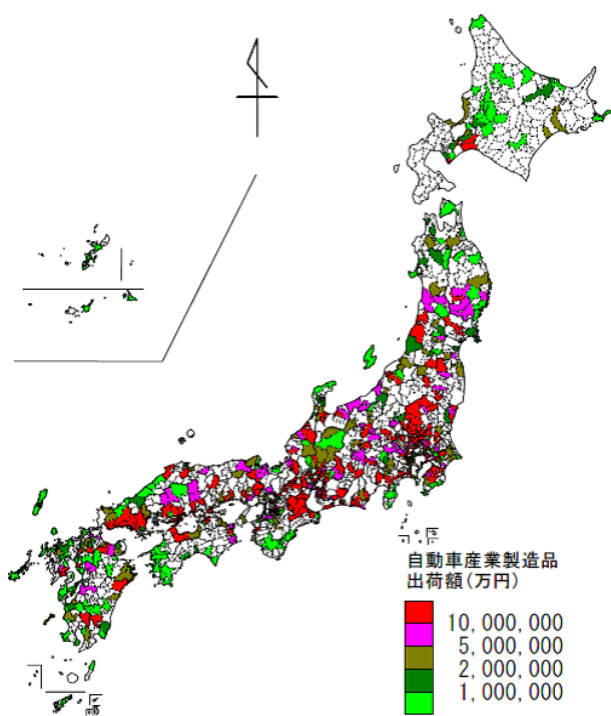


図-15 2012 年における自動車関連産業製造品出荷額の空間分布

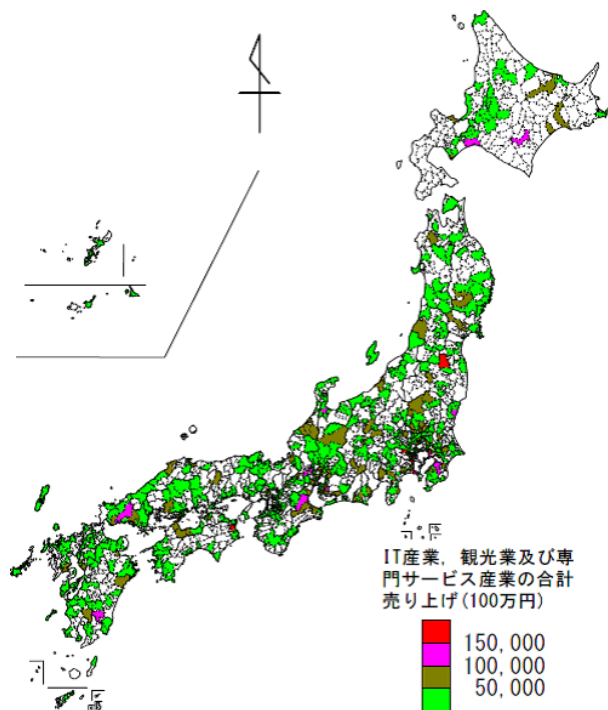


図-17 2012 年における IT 産業、観光業及び専門サービス業売上金額の空間分布

ここに、 Δy_{it} , Δx_{it} , $\Delta \gamma_t$, $\Delta \epsilon_{it}$ はそれぞれ y_{it} , x_{it} , γ_t , ϵ_{it} の 2 時点間の差分を表している。階差をとることにより、市町村固定効果 δ_i が取り除かれ、年次効果の変化 $\Delta \gamma_t$ は定数項として表される。したがって、サービス業就業者割合の自治体間での違いにより、財政力指数変化に対する処置効果を推定することとなる。

被説明変数の変化量 Δy_{it} に対して、説明変数 Δx_{it} による効果が全国的に卓越的な場合、回帰分析結果の重相関係数は十分大きな値をとる。一方全国的に卓越的な影響を持つとはいえない場合、重相関係数の値は小さくなる。このように、回帰分析結果の重相関係数の値は、説明変数が被説明変数に対して持つ卓越的な効果を表す指標として位置づけられる。

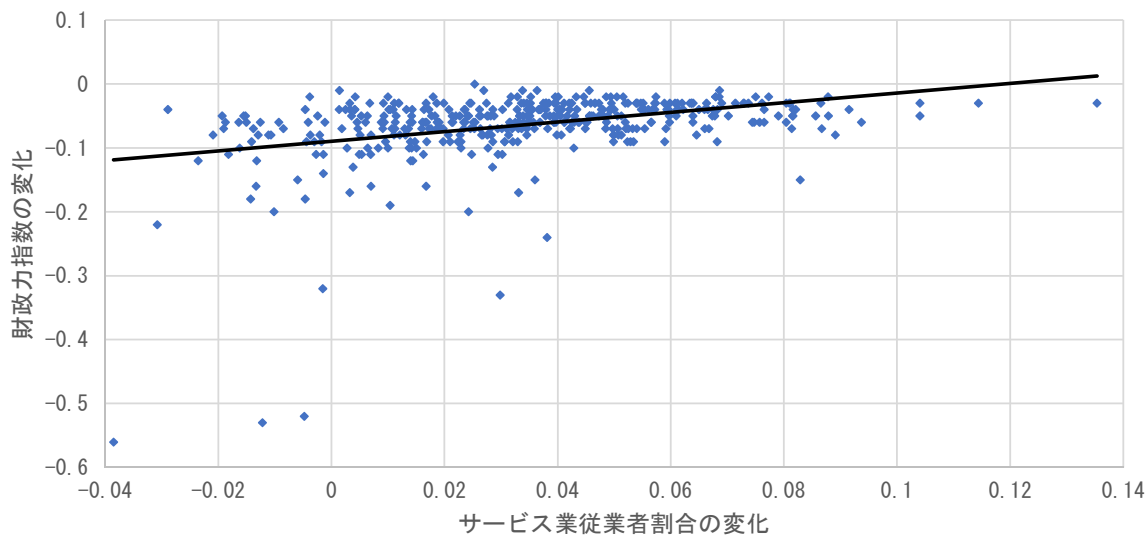


図-18 サービス業従業者割合と財政力指数の変化

表-4 差の差分析の結果

説明変数	サービス業		自動車関連産業	
	係数 (<i>t</i> 値)	<i>p</i> 値	係数 (<i>t</i> 値)	<i>p</i> 値
切片	-0.0898 (-22.1)	2.62E-72	-0.0498 (-14.5)	1.08E-38
β	0.754 (7.99)	1.34E-14	-0.053 (-6.36)	5.39E-10
R^2	0.132		0.088	
Adjusted R^2	0.130		0.0858	
観測値	421			

研究対象期間の1977年から2012年の間に、サービス業の立地を表すデータとして市町村レベルで利用可能なものは限られている。そこで、分析にあたっては2009年と2012年の経済センサス基礎調査データから市町村別・産業別従業者数のデータを用いる。サービス業の定義は、経済センサス上の分類「サービス関連産業B」に基づいている。差の差分析における平行トレンド仮定を満足するために、対象サンプルの絞り込みを行う。ここでは、2009年から2012年までの人口変動率が0以下である自治体に限定する。その結果対象となる自治体数は421である。

回帰分析の結果を表-4に記載する。パラメータ β の推定値に関する P 値は5%水準で有意である。したがって、着目しているサービス業の立地は財政力指数の変化に対して有意な影響を持つことが導き出された。その一方決定係数は0.132と大きな値とはなっていない。本研究で行う差の差分析では、他の影響要因があることを前提としてサービス業や自動車関連産業の立地が財政力に対して有意に影響するかどうかを検証することを目的としている。そのために、通常の回帰分析で行うように複数の説明変数の候補を用いて推定を行い有意な変数だけ採用するという方法ではなく、あえて有意性を示したい変数のみによる単回帰を行い、複数

の説明変数間の比較をおこなっている。この結果ではパラメータの有意水準を満たしていることから、サービス業の立地が財政力指数の変化に有意な影響を与えている。

同表には比較のために、前章までの分析に用いた自動車関連産業の従業者割合を説明変数として用いた場合の結果も示している。これによると、自動車関連産業従業者割合を説明変数とした場合のパラメータ β の P 値はサービス業の場合と比較して大きい。また、パラメータの絶対値もサービス業を説明変数とした場合の方が相対的に大きく、サービス業従業者割合を説明変数とした場合の正の影響が相対的に大きいことが見てとれる。さらに、両結果の決定係数を比較すれば、自動車関連産業従業者割合に比べてサービス業従業者割合が、財政力指数の変化に対してより普遍的な効果をもつ。

なお、本回帰分析の持つ意義は関係する産業の従業者割合に代表される立地が財政力指数に及ぼす相対的な影響を比較する点にある。財政力指数にはそれ以外にも多くの要因が影響しているため全ての効果を当該産業従業者数の変化だけで説明できるわけではなく、結果としてそれほど大きくない決定係数であってもパラメータの相対比較のために用いられる評価指標としての意味をもつ点に注意されたい。

最後に Y 軸に地方自治体の財政力指数の変化、 X 軸にサービス業の従業者割合の変化をとった散佈図を図-18のように示す。サービス業の従業者割合の変化が増えるにしたがい、地方自治体の財政力の減少分がより少なくなっている。このように、以上の分析を通じて、近年では財政力指数の変化にサービス業の立地が影響しているという仮説は棄却できない結果が得られたといえる。

6. おわりに

本研究では、「財政力の地域間格差に関して財政力の高い地域と低い地域に2分化する二極化現象が進展している」という二極化仮説を設定し、地方財政力の地域間格差の長期的傾向を分析した。自治体の持つ財政力分布の二極化傾向を極化(Polarization)指標を用いて評価し、従来より財政的格差の不平等度を評価するために用いられてきたジニ係数による評価結果と比較して、財政力の二極化現象が進んでいる実態を明らかにした。また、自治体の財政力の大きさに影響を与える産業として自動車関連産業、近年の格差の拡大に影響する要因と考えられるサービス業に着目し、それら立地が財政力の分布にもたらす影響を判別分析及び差の差分析を用いて評価した。その結果、自動車関連産業がこれまでの財政力に影響をしてきたこと、また近年においてはサービス業の立地による影響が相対的に大きくなっていることがわかった。

残された課題を以下のとおりまとめる。まず、サービス業分類の吟味を行う必要がある。政策的に誘導が可能である産業の絞り込み、説明変数として用いるサービス業の分類を定義することが望ましい。次に、差の差分析をより厳密に行うためには、平行トレンド仮定が適切に満たされる必要がある。人口以外の情報を用いて推定サンプルの絞り込みを行い、精度を上げることが必要である。

参考文献

- 1) 阿部宏史：我が国における産業構造地域間格差の長期的推移について，地域学研究，Vol.31，No.2，pp. 33-55，1989.
- 2) 吉川洋，宮川修子：産業構造の変化と戦後日本の経済成長，RIETI Discussion Paper，2009.
- 3) 内閣府：2015年度国民経済計算，2017.
- 4) Stabler, J. C. and Howe, E. C. : Service exports and regional growth in the postindustrial era, *Journal of Regional Science*, Vol. 28, No. 3, pp. 303-305, 1988.
- 5) Noyelle, T. and Stanback, T. M. : *The Economic Transformation of American Cities*, 1984.
- 6) Fujita, M., Krugman, P. and Venables, A. : *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, MIT Press, 2001.
- 7) Esteban, J.-M. and Ray, D. : On the measurement of polarization, *Econometrica*, Vol. 62, No. 4, pp. 819-851, 1994.
- 8) 兼子良夫：地方交付税の財政調整機能の変容とその意義，地域学研究，Vol.28，No.1，pp. 147-157，1997.
- 9) 若松泰之：地方団体間の財政力格差とその要因分析：地理的条件が及ぼす行政水準格差の定量化，関西学院経済学研究，Vol.36，pp. 137-152，2005.
- 10) 尾崎雅彦，中西穂高：地域経済活性化要因の研究，独立行政法人経済産業研究所，2011.
- 11) Marshall, A. : *Principle of Economics*, London: Macmillan and Co., 1890.
- 12) 清水希容子：産業集積と都市圏の成長－産業の「雇用成長力」と「立地特性」からの検証，地域政策研究，Vol.2，pp. 1-45，2002.
- 13) 大塚章弘：産業の集積効果に関する実証研究，電力経済研究，Vol.52，pp. 19-31，2004.
- 14) 菅正史，大西隆：統計的手法による日本の産業クラスターの抽出とその立地構造の変化に関する研究，都市計画論文集第38回学術研究論文発表会，公益社団法人日本都市計画学会，Vol. 38.3，pp. 181-186，2003.
- 15) 大塚章弘：地域経済・産業の成長に対する産業集積効果の実証分析－1981-2002年における製造業と非製造業の比較，経済分析，Vol. 180，pp. 1-19，2008.
- 16) 高林喜久生：地域間格差の財政分析，有斐閣，2005.
- 17) 長南政宏，日比野直彦，森尾淳：市町村間所得格差の推移に関する研究，都市計画論文集，No. 44-3，pp. 343-348，2009.
- 18) Esteban, J., Gradín, C. and Ray, D. : An extension of a measure of polarization, with an application to the income distribution of five OECD countries, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 5, No. 1, pp. 1-19, 2007.
- 19) Duclos, J.-Y., Esteban, J. and Ray, D. : Polarization: Concepts, measurement, estimation, *Econometrica*, Vol. 72, pp. 1737-1772, 2004.
- 20) 総務省：地方公共団体の主要財政指標一覧，2017.
- 21) 内閣府：経済財政白書，平成27年度 年次財政報告，2017.
- 22) 内閣府：市区町村 人口・経済関係データ，2017.
- 23) 総務省：産業連関表，2017.
- 24) 内閣府：2012年度国民経済計算，2017.
- 25) 経済産業省：平成24年経済センサス-活動調査，2017.
- 26) Ashenfelter, O. C. and Card, D. : Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 4, pp. 648-660, 1985.

(2018. 2. 23 受付)

POLARIZATION DISTRIBUTION AND SPATIAL DISPARITY OF MUNICIPALITIES' FINANCIAL CAPABILITY

Siyuan BIAN, Kakuya MATSUSHIMA, Kiyoshi KOBAYASHI and Masashi OCHI

In the past, the Japanese economy has been led by industries. Starting from the steel industry in the rapid growth period, there was a leading industry being the driving force of the economy in each period. This paper focuses on the financial capability of 569 middle and small municipalities, using the measurement of polarization to calculate the distribution pattern and its spatial disparity. Also, this paper will analyze the automobile industry, which was the leading factor until recently, and the service industry, which could be the next driving force of the Japanese economy coming along.