

都道府県の歳出決定における相互連関の検証

菅原宏太[†] 國崎 稔[‡]

概要

地方分権の下では地方政府の政策決定は相互に影響を与えることが知られている．本稿では相互連関を実証的に分析することで，わが国の地方分権化について考察した．歳出反応関数の推計から得られた結果は次のとおりである．第一に，商工費の決定における相互連関は企業誘致競争の可能性が見られる．農水費や土木費の決定は模倣の可能性も考えられる．第二に，財政状況が厳しくなっている最近の方が，商工費や土木費についての相互連関が強くなってきた．第三に，地方分権一括法による都道府県の裁量の増大は，相互連関を強めた可能性がある．すなわち，都道府県の歳出決定における相互連関という面から見れば，わが国では地方分権化が進んできたといえる．

キーワード：地方財政競争，地域間外部性，空間計量経済分析

JEL Classification : H72 , H77 , C31 , C33

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

[‡] 愛知大学経済学部

1. はじめに

本稿の目的は、都道府県の間での相互連関が 1990 年代を通じてどのように変化してきたかを実証的に分析することで、わが国の地方分権化について考察することである。

わが国では、2000 年の地方分権一括法の施行に至るまでの間、1990 年代を通じて地方自治体の裁量を拡大する方策が進められてきたと思われる。つまり、地方分権社会が実現されつつあると思われる。そこで、経験的な事象の積み重ねにとどまらず、計量的にこのことを検証することは可能だろうか。

例えば、政府部門の歳入・歳出に占める地方政府の割合を用いて、地方分権化を財政面から計測する方法は有効だろう。しかしながら、このような指標では、地方政府の裁量が増したかどうかは捉えきれない。一方、地方政府の裁量権を拡大する目的で行われた政策を逐一採り上げたところで、地方政府が裁量権を利用できているかどうかは捉えきれない。裁量を与えられても地方財政に厳しい制約があれば、実質的な地方政府の自由度はほとんどないと考えられるからである。このように、地方財政を取り巻く環境変化から地方分権化を考察するのには限界がある。

では、地方分権の下で起こりうると予想される事象を検証することによって、地方分権化しているのか否かを考察することはできないだろうか。便益スピルオーバーや租税輸出、租税競争などの研究によって知られているように、裁量を持った地方政府が存在する地方分権社会においては、地方政府の政策水準は他地域の行動を考慮して戦略的に決定される¹。そのため、地方政府の政策決定は相互に関連していると考えられる。また、近年の地方財政研究において、そうした相互連関の実証分析が盛んに行われている。

そこで本稿では、都道府県の政策決定における相互連関を検証し、その変化を分析することで、わが国の地方分権化がどのように進んできたのかを考察したい。もし、最近において相互連関の程度が強くなってきたことが確認されるならば、わが国の地方分権化は促進されてきたと考えられよう。

相互連関の実証分析では、地方政府の反応関数を推計するという手法が用いられている。既に広く知られているように、地域間外部性が存在し、それを通じて地方政府が戦略的な政策決定をしているならば、地方政府の政策は他地域の政策水準の反応関数となっている。一連の分析では、この反応関数を推計することによって、地方政府が戦略的に行動しているかどうかを検証している²。

Case et al.(1989)は、この分析枠組みを用いた先駆的な研究である。そこでは、アメリカの州政府の歳出決定行動が分析されており、特に人種構成の似通った政府間で戦略的補完関係が確認されている。彼女らは、歳出水準に関する情報のスピルオーバーがその要因であろうと述べている。

¹ 地方政府の政策決定に関する理論、実証研究の変遷については、Wildasin(1986)においてまとめられている。

² Brueckner(2003)では、それらの研究が幅広くサーベイされている。

Case et al.(1989)と同じく、地方政府の戦略的な政策決定の要因を情報のスピルオーバーに求めた Besley and Case(1995)や Heyndels and Jef(1998)では、地方政府の税率決定行動が分析されている。このうち、Besley and Case(1995)は、地方政府における投票プロセスを考慮したモデルの下で、アメリカ州政府の税率決定が戦略的補完関係であることを明らかにした。Heyndels and Jef(1998)では、ベルギーの市町レベルでの所得税と資産税の決定において、戦略的補完関係の可能性が指摘されている。

他方、Figlio et al.(1999)や Saavedra(2000)は、Wildasin(1991)によって定式化された住民の地域間移動による財政的外部性の存在を前提として、アメリカの州政府の児童扶養手当(AFDC)が戦略的に補完的に決定されていることを明らかにした。

また、アメリカ、カナダ、ドイツなど、地方政府が十分な課税自主権を保有している国を対象として租税競争問題に着目した分析が、Brueckner and Saavedra(2001)、Hayashi and Boadway(2001)、Buettner(2001)などによってなされている。これらはいずれも、地方政府の税率決定が戦略的補完関係にあることを指摘しているが、地域規模の違いによっては他地域の政策決定の影響を受けないケースがあることも確認されている(Hayashi and Boadway[2001])。

以上のように、相互連関の実証分析は欧米で盛んに行われている。確かに、地方分権社会においては地方政府の裁量が大きく、課税と支出の両面において地方政府の歳出決定に相互連関が作用しているという結論は妥当だろう。

翻って、わが国の地方自治体の場合、課税に関しては自由度がほとんど無いものの、支出の面では地方自治体が戦略的な政策決定を行う余地があると言えよう³。例えば、隣接自治体の政策を参照しながら自らの事業の再構成を行うことで、いくつかの事業項目支出を変化させることはある程度可能であろう。また、赤井・佐藤・山下(2003)などでソフトな予算制約問題として指摘されているように、不完全な情報しか持っていない中央政府が、自治体の支出を事後的に認めるような形で地方財政計画等の決定を行っているのであれば、地方自治体はそのことを踏まえて、より大きな自由度の下で歳出決定をしているかもしれない⁴。つまり、もし都道府県間で歳出決定の相互連関は既に存在しており 1990 年代に地方分権化が進んだのであれば、相互連関の程度はより強くなった可能性が考えられる。

そこで本稿では、商工費、農林水産費(以下、農水費)、土木費の3種類の個別費目を対象として、それらの決定における相互連関を検証する。分析対象をこの3種類の費目に限定したのは、第一に個別費目の方が歳出総額よりも地方自治体の意思決定を反映していると考えられるからである。そして第二に、個別費目の中でも上の三費目は、「誘致競争」や「横並び」など、他の費目と比べてより強い戦略的決定がなされていると思われるからで

³ ただし、市町村レベルでの固定資産税のための土地評価については、比較的裁量の余地があり、大島・國崎・菅原(2005)では、この土地評価について市町村の間に租税競争が働いている可能性を指摘している。

⁴ このような地方自治体の歳出額と地方財政計画との連関問題については中村・國崎(2005)において分析されている。

ある。

また、本稿のような地域間の相互連関を検証する分析では、Anselin(1988)などで指摘されているように、通常の OLS (最小二乗法) を用いて推計を行うことができない。それは、誤差項間での空間的自己相関が予想されるためである。そこで本稿では、Kelejian and Prucha(1998)が提案した GS2SLS (一般化空間的二段階最小二乗法) を用いて、その問題に対処した。

本稿の分析から得られた主な結果は次のとおりである。第一に、商工費の決定には企業誘致競争による相互連関が見られ、農水費や土木費の決定は模倣である可能性も考えられる。第二に、財政状況が厳しくなっている最近の方が、商工費や土木費についての相互連関は強くなってきた。第三に、地方分権一括法による都道府県の裁量の増大は、都道府県間の競争関係をより強めるように作用した可能性がある。これらの結果から、相互連関の程度という面からわが国の地方分権化を見てみると、1990 年代を通じて分権化は進んできたといえよう。そして、地方財政の逼迫が与えた影響も無視できないと考えられる。

本稿の構成は次のとおりである。まず、次節において財政指標から最近の動向を考察する。続いて第 3 節では、どのようにして都道府県間の相互連関を検証するかを議論する。第 4 節において、実証分析の結果を提示し、それらについて第 5 節でまとめる。

2. 財政指標で見る地方分権化の動向

2000 年の地方分権一括法の施行によって、わが国の地方分権改革は一つの大きな区切りを超えたと言えよう。しかし、それまでの間にわが国の地方分権の程度は変化していなかったのだろうか。地方分権化の動向を数量的に捉えることは容易ではないが、ここでは赤井・鷲見(2001)が用いた分権度指標を参照して 1990 年代の動向を考察しておこう。

赤井・鷲見(2001)では、歳入と歳出の両面における地方政府のウェイトから、以下のような係数を導出し、分権の程度を計測することが試みられている。

$$\cdot RI \text{ (歳入分権指標)} = (\text{地方政府の歳入}) / (\text{中央・地方政府の歳入})$$

$$\cdot PI \text{ (歳出分権指標)} = (\text{地方政府の歳出}) / (\text{中央・地方政府の歳出})$$

$$\cdot PRV \text{ (分権化絶対係数)} = \sqrt{RI^2 + PI^2}$$

本稿では、歳出についての自由度を考慮して、地方政府の歳入には一般財源のみを用いた分権化絶対係数を作成している。また、地方政府の一般財源から公債費充当一般財源を、歳出からは公債費を差し引き、中央政府については歳入・歳出の両方から国債費を差し引いて作成した純計の分権化係数 (NPRV) を、そのような操作をしていない総計の分権化係数 (GPRV) と併せて用いている。

図 1 は、両者の 1990 年から 2002 年までの推移である。いずれにおいても、対象期間の間に分権度は低下傾向にあることがうかがえる。また、全般に NPRV の方が係数の値が大き

いことから、中央政府の財政において国債費の占める割合が地方政府よりも大きいことがうかがえる。そして、低下傾向を詳細に見てみると、1992 年から 1993 年の間および 1997 年から 1998 年の間において大きな変化が認められる。

そこで、NPRV の作成に用いた歳入・歳出の分権指標を用いて、両期間における分権化係数の変化が歳入・歳出のどちらの要因によるものなのかを検証する。図 2 によると、1990 年から 1992 年にかけての分権度の上昇は、主に歳出要因によるものであることが分かる。ただし、一般財源のみを用いた歳入分権指標の変化が比較的小さいことから、歳出拡大のための財源調達には国庫支出金もしくは地方債収入によってなされたものと考えられる。続く 1993 年の分権度の急激な低下は、平成不況による歳入面の減少とそれに伴う歳出削減によってもたらされたといえよう。そして 1997 年から 1998 年の分権度の低下にも、主に歳入面の変化が影響している。この背景にあるのは、消費税率の変更に伴う景気の悪化や減税政策であろうと思われる。また、1998 年以降、地方政府歳出の縮小が分権度に対してマイナスに寄与していることがうかがえる。

これらの指標から、1990 年代、財政面から見たわが国の地方分権度は、歳出増→歳入減→歳出減というプロセスを経て低下してきているといえよう。例えば地方分権一括法の下での機関委任事務の廃止などのように、これらの指標では捉えきれない分権化が進んでいるという点は考慮すべきだが、裁量権が与えられる一方で財政状況は非常にタイトなものになってきているというのが、最近の都道府県の置かれている環境である。

図1. 分権化絶対係数の推移

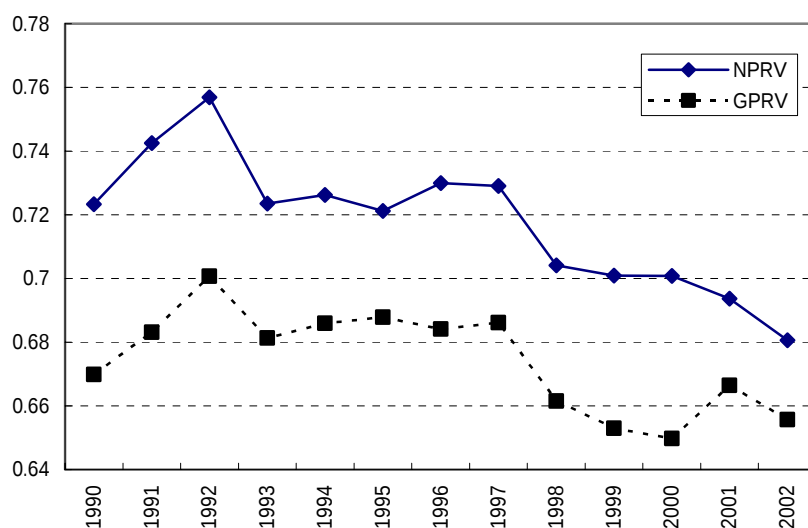
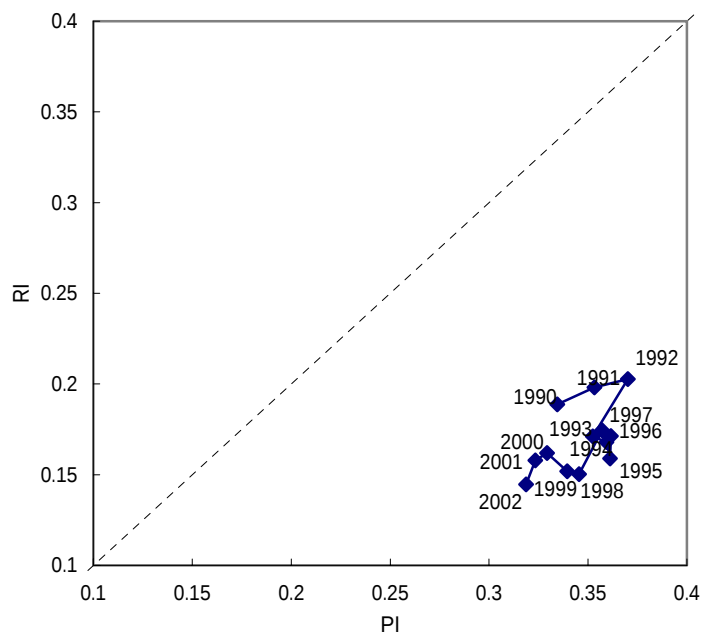


図2. 分権度指標 (NPRV)



3. 分析枠組み

3-1. 理論的枠組み

以上のような状況の下で、都道府県の歳出決定に作用する相互連関を検証するために、まず、地域間の外部性と地方政府の決定行動との関連を、Brueckner(2003)による簡単な理論的枠組みによって考えておこう。Brueckner(2003)では、公共財便益がスピルオーバーするケースと、政策要素が地域間を移動するケースについて言及されているが、本稿で扱う費目は、もし戦略的な政策決定が行われるのであれば自地域に企業を誘致しようという思惑の下に行われるであろうと考えられるため、後者のケースを想定した枠組みが妥当する。

要素移動モデルにおいては、地域 i の目的関数が次式のように表される。

$$V(z_i, s_i; X_i) \quad (1)$$

ここで、 z_i は地域 i の選ぶ政策水準、 X_i は地域 i の地域特性を示す。 s_i は政策によって地域間を移動する要素の水準である。その地域間分布は、地域 i のみならず他地域の政策水準 z_{-i} にも依存することを考慮すると、移動均衡条件より s_i を次式のように表すことができる。

$$s_i = H(z_i, z_{-i}; X_i) \quad (2)$$

(2)式を(1)式に代入することによって、 z_i は z_{-i} の反応関数として次式のように表すことができる。

$$z_i = R(z_{-i}; X_i) \quad (3)$$

次に、反応関数の線形性を仮定して、次式の推計式を考える。

$$z_i = \beta \sum_{j \neq i} w_j z_j + \lambda X_i + u_i \quad (4)$$

ここで、 β および λ は推計パラメータであり、 u_i は誤差項である。他地域の政策水準は地域ウェイト w_j によって一変数に加重平均化されている。これは、異なる想定の下で作成された地域ウェイトを用いて反応関数を推計し、分析結果を比較することで地域間の相互関連の有無や特徴を考察するためである。

推計において、地方政府間の相互関連が存在しなければ β はゼロであり、存在すれば β はゼロではないことから、ここでは β の値と有意性が焦点である。

ただし、Anselin(1988)などで指摘されているように、(4)式の推計には通常の OLS を適用できない。それは、次式のような誤差項間の空間的自己相関が予想されるためである

$$u_i = \rho \sum_{j \neq i} w_j u_j + \varepsilon_i \quad (5)$$

ここで、 $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ であり、ホワイト・ノイズである。誤差項が空間的な相関を持つことを無視した場合、 β が有意な値であってもそれは見せかけ上の相関でしかない。このような問題は、例えば、各地域の政治的な選好など、推計に用いた説明変数だけでは完全には吸収できない地域特性によって多くの場合に生じている (Brueckner[2004])。このような空間的自己相関の存在を確認するために、Anselin et al.(1996)は頑強性テストを、Kelejian and Prucha(1998)は非線形推計を提案している。

また、(4)式の説明変数にある z_j は内生変数であるため、OLS 推計値は不偏性も一貫性も持たない。このような同時推計の問題を解消するために、(5)式を考慮した(4)式の誘導方程式を最尤法や操作変数法で推計するのが一般的である。

本稿では、都道府県のパネルデータを用いた分析を行う。パネル推計に合わせて(4)式を以下のように書き直す。

$$z_{it} = \beta \sum_{j \neq i} w_j z_{jt} + \sum_{k=1}^K \lambda_k x_{it,k} + u_{it} \quad (6)$$

ここで、 z_{it} は第 i 県の t 期の歳出であり、 z_{jt} は他県の歳出である。他県の歳出は後述の地域ウェイト w_j を用いて加重平均した一変数に変換されている。 x_{it} は t 期の第 i 県の地域特性を示す K 個の説明変数であり、 u_{it} は誤差項である。

上述の空間的相関は次式のように定義される。

$$u_{it} = \rho \sum_{j \neq i} w_j u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

本稿では、Kelejian and Prucha(1998)が提案した GS2SLS (一般化空間的二段階最小二乗法) によって、(6)式を推計する。また、パネルデータの誤差項が次式のような Error Component である可能性を考慮して、年別と地域別の個別効果を吸収するためのダミー変数(ϕ_t および η_i)を用いている。

$$u_{it} = \phi_t + \eta_i + \theta_{it}$$

$$\theta_{it} = \rho \sum_{j \neq i} w_j \theta_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

3-2. 地域ウェイトの作成

相互連関の実証分析において重要となるのが、推計式の特定化に用いる地域ウェイトをどのような指標によって定義するかという問題である。理論モデルとは異なり、実際には 1 つの地域と相互連関を持っている地域は複数存在していると考えられる。しかしながら、どの地域の間にも相互連関が存在するのかを先見的に判断するのは容易ではない。そこで(6)式を推計するには、複数の他地域の政策変数を加重平均して、地域 i の政策決定に影響を及ぼす地域 j の特徴を明確にする必要がある。

加重平均に用いる地域ウェイトの定義に基づいて得られた推計結果を解釈することになるため、どのような相互連関を想定して地域ウェイトを作成したのかを説明しておこう。本稿で用いるウェイトは次の 2 種類である。第一は、地方政府が企業誘致競争をしているケースを想定して作成した誘致競争ウェイトであり、第二は、地方政府が他の行動を模倣しているケースを想定して作成した類似団体ウェイトである。

1) 企業誘致競争のケース

まず、このようなケースにおいては、企業が何を目的として地域間を移動するかを考えなければならない。実際に企業が地域を移動しようとする場合、企業はその地域の購買力や資源調達コストなど様々な判断基準によって、どの地域に移動するかを決定していると考えられるが、根本的には、より多くの利潤を得られる地域を探しているのだと言えよう。

利潤最大化を目的とする企業が地方政府に望むことは、そのような企業活動の支援だろう。つまり、自地域の経済成長や産業振興を促進するという意味で効率的な政策を地方政府が行っているかどうかを基準にして、企業は地方政府の行動を評価していると考えられる。

このような企業行動を考慮して地方政府同士が競争しているならば、長期的な均衡において地方政府の政策効率性は地域間で等しくなり、同時に企業の期待利潤も地域間で等しくなると考えられる⁵。

では、その均衡に至るプロセスの中で、政策効率性に地域間格差がある時点では地方政府はどのように行動するだろうか。地域 i の地方政府は、自分より効率性の高い地域 j の政策決定にはより敏感に反応するだろう。なぜなら、そのような地域の政策によって自地域から企業が流出する可能性は高いからである。また、地域 j が自分と同程度の効率性である場合も同様に考えられる。一方、相手の効率性が自分よりも低ければ、地域 j は当面のライバルではないだろう。したがって、直面する地域が複数存在する状況では、地域 i の地方政

⁵ ただし、要素賦存量やその他の地域特性が異なっていると、均衡においても地域間に格差は残るかもしれない。

府は、自分より効率性が高いかもしくは同程度の地方政府の政策決定により大きな関心を持っていると考えられる。

このように考えると、地方政府が企業誘致競争をしているケースでの(3)式は、自分より効率性が高いかもしくは同程度の地方政府との相互連関を表していると捉えることができる。そこで以上の想定に基づいたウェイトを作成する。

はじめに、47 都道府県について、事業所数(m_j)当たりの公的資本生産性($APPC_i$: Average Productivity of Public Capital = 県内 GDP / 公的資本ストック額)を計算し、他地域との比率を求める⁶。

$$RP_{ij} = \frac{APPC_j / m_j}{APPC_i / m_i}, \quad i \neq j, \quad j = 1, \dots, 46$$

地方政府の効率性を評価するために、最近では事務事業評価や政策評価が実施されているが、過去からの政策も含めて地方政府が効率的かどうかを計るものとしては適していないと思われる。そこで、過去の決定も反映している公的資本ストック額を用いて、対象期間の平均生産性を、地方政府の効率性を示す代理変数として扱う。また、混雑効果を考慮して、生産性を事業所数で割る。

次に、第 i 県とその他 46 都道府県との県庁所在地間距離(d_{ij})を用いて、以下の距離指数を求める⁷。この距離指数は、すべての第 i 県に対して、第 i 県から最も近い県の値が 1 となる⁸。

$$DI_{ij} = \frac{d_{ij}}{\min d_{ij} \in \mathbf{d}_{ij}}$$

以上の 2 つより、以下の誘致競争指標を求める。

$$CP_{ij} = RPT_{ij} / DI_{ij}, \quad i \neq j, \quad j = 1, \dots, 46$$

距離指数の定義から、第 i 県から距離が離れている県ほど、適用される誘致競争指標が小さくなる。これは、実際の企業の地域間移動には輸送コストや情報伝達コストがかかると考えられるためである⁹。

⁶ 公的資本ストックのデータは、土居(2002)による推計値を用いている。また、県内 GDP の出所は、『県民経済計算』である。

⁷ 県庁所在地間の距離は、国土地理院のホームページにある測地システム (<http://vldb.gsi.go.jp/sokuchi/surveycalc/bl2stf.html>)を用いて、県庁所在地の東経と北緯から算出した。

⁸ 北海道であれば青森県、京都府であれば滋賀県というように、各県に対して用いた最短距離は別々のものである。

⁹ もちろん、厳密には、移動しようとしている企業の規模や業種によって、移動コストがどの程度かは異なってくる。しかし、菅原・國崎(2005)では、距離だけを用いて行った分析によって有意な結果が得られているので、距離で移動コストを表すことが著しく妥当性を欠いているとは思われない。

最後に、合計値で基準化したものを誘致競争ウェイトとする。

$$w_j^{CP} = CP_{ij} / \sum_j CP_{ij}, i \neq j, j = 1, \dots, 46, w_i^{CP} = 0$$

この誘致競争ウェイトは、第 i 県からの距離が近く、かつ事業所当たりの公的資本生産性が第 i 県よりも高い県ほど大きな値になる。

このウェイトを用いて得られた β の推計値が有意ならば、都道府県間に作用している相互関連は企業誘致競争である可能性が高いと考えられる。

2) 模倣行動のケース

ある地域が他地域の行動を模倣しているかどうかを考察するためには、何を目的として模倣しているのかを考える必要がある。

例えば Heyndels and Jef(1998)のように、海外では地方政府間で Yardstick 競争が働いているのが一般的なようであり、多くの先行研究において模倣と Yardstick 競争が同義的に扱われている。Besley and Case(1995)にあるように、Yardstick 競争は、他地域の政策水準を知ることのできる住民による相対評価行動が、地方選挙時にとられることで発生する。そのために、地方議員は選挙での落選を危惧して、自地域の政策を他地域のものと劣らない水準にしようとするのである。

しかしながら、海外での例と同じようにして模倣行動を定義しても、わが国の都道府県がそのような行動を取っているかどうかは疑問である。確かに、政治的な影響力を持った利害団体が、他地域と同水準の政策を要求している可能性はあるかもしれない。しかしながら、Besley and Case(1995)がいうような Yardstick 競争が都道府県間に働いているかどうかは検証されていないので、住民の政治行動に起因するような模倣行動が行われているかは定かでない。

これとは別に、特にわが国の都道府県の行動を分析対象とする場合には、社会心理学や比較人類学の観点から模倣について考えるのも興味深い。例えば、濱口(1998)のアンケート調査からは、日本人はアメリカ人と比べて、他律主義や禁欲主義に基づいた行動パターンを選択する人が有意に多い、つまり、日本人は自己の行動を差し控えて他人に合わせる傾向が強いという結果が得られている。また、内外の日本人研究をサーベイしたヨンバルト(2000)においても、それらの研究から総合的に考えれば、日本人は自らの主義・主張よりも状況に合わせた行動をとる傾向にあると指摘されている。

このような特性が、地方政府の政策決定にも反映されているとすると、経済状況や中央政府の政策などが変化した際に、地方政府は他地域と同じような行動をとる傾向にあるだろうと考えられる¹⁰。では、どのような地域の行動を模倣するだろうか。一つの可能性として考えられるのは、空間的に近かったり人口や経済構造などの質的要素が似ていたりする

¹⁰ ただし、同じような行動をとろうとしている地方政府同士が、文字通り真似し合っているのか、それとも協調しようとしているのかについては改めて検証する必要がある。

地方政府間での模倣である．そこで本稿では，空間と質の両面，すなわち地域同士が隣接していることと地方政府の財政力が似ていることを考慮した指標によってウェイトを作成する．

はじめに，各都道府県の財政力指数を用いて，類似団体指標を以下のように定義する¹¹．

$$SFI_{ij} = \frac{1}{\exp|FP_j - FP_i|}, j \neq i, j = 1, \dots, g$$

ここで， g は i 県と隣接している県の数である．

分母の性質から明らかなように，この指標は，財政力指数が第 i 県と同値に近い県ほど 1 に近い値となり，財政力が異なる県ほど 0 に近い値となる．

この指標を，先と同じく合計値で基準化することによって，類似団体ウェイトを以下のように作成する．

$$w_j^{SFI} = SFI_{ij} / \sum_j SFI_{ij}, i \neq j, j = 1, \dots, g, w_i^{SFI} = 0$$

このウェイトは， i 県の模倣行動が，自地域と隣接していてかつ財政力の似ている県により大きなウェイトを置いてなされていることを仮定したものである．このウェイトを用いて得られた β の推計値が有意ならば，都道府県間に作用している相互連関は模倣である可能性が高いと考えられる．

本稿の関心は，都道府県の間相互連関が存在し，それが変化しているかどうかである．ただし，各ウェイトの作成のために想定した相互連関と β の推計値との対応を表 1 のように考えることができる．すなわち，前者の下での推計値が有意に正ならば，相互連関は誘致競争であろうと考えられる．一方，後者の推計値が有意に正ならば，相互連関は模倣の可能性が高いと考えられる．

最後に，このようにして作成された地域ウェイトが，結果として同じような相互連関を表していないかどうかを確認しておこう 2 つのウェイト間の相関係数は 0.52 であるので¹²，それぞれのウェイトを用いて行った推計は異なる相互連関を表しているといえよう．

表 1. 地域ウェイトと相互連関の対応

	w^{CP}	w^{SFI}
誘致競争	+	
模倣		+

¹¹ ここでの財政力指数は，各年度版の『地方財政統計年報』にある基準財政需要と基準財政収入の 13 年間の平均値を用いて算出している．

¹² 47 都道府県のそれぞれに対して 46 個のウェイトがあるため，2162 個のサンプルで求めている．

4. 分析結果

4-1. 使用データ

本稿では、1990 年から 2002 年の 13 年間にわたる 47 都道府県のパネルデータ（サンプル数 611）を用いて分析を行う。使用データの出所等については付表 1. にまとめてある。

各説明変数は、各地域の生産技術および地方財政の自由度を特徴付ける代理変数として用いている。このうち、第二次産業比率、第三次産業比率、有効求人倍率は生産技術についての地域特性を考慮するためのものであり、国庫支出金、一般財源比率、公債費負担比率の 3 つは各都道府県が直面している財政的な制約を考慮するために用いている¹³。付表 3. に見られるように、各説明変数間で多重共線性の問題を招きそうなほど強い相関は確認されなかった。

被説明変数としては、都道府県の歳出費目の中でも公的中間財としての性質をより強く持っていると思われる商工費、農水費、土木費の 3 つを分析対象とする。

被説明変数である商工費、農水費、土木費や、国庫支出金については、県民 1 人当たり水準のデータを用いるのが一般的であるが、本稿では 1 事業所当たり水準のデータを用いている。ただし、対象期間内での人口と事業所数の相関係数は 0.964 であり、本稿のデータが特異なものというわけではない。

4-2. 推計方法

本稿では、2 段階の一般化最小二乗法によって推計した。(6)式の推計には Kelejian and Prucha(1998)で提案された方法を用いている。これは次のようにして行う。(6)式をベクトル - 行列表示で表すと以下ようになる。

$$z = \beta Wz + X\lambda + u, \quad \lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \vdots \\ \lambda_k \end{bmatrix}$$

この誘導形は、 $z = [I - \beta W]^{-1} A$ （ただし、 I は単位行列、 $A = [X\lambda + u]$ ）であり、さらにこれが等比級数であることを考慮すると、 $z = A + \beta WA + \dots + (\beta W)^{\infty} A$ である。したがって、1 段階目では、この近似式 $z = Xa + WXb + s$ を推計する。ここで、 a, b は推計パラメータベクトルであり、 s は残差ベクトルである。

次に、誘導推計値 $\hat{z} = z - s$ を用いて、2 段階目に $z = \beta W\hat{z} + X\lambda + u$ を推計する。

また、Kelejian and Prucha(1998)で提案されているように、2 段階目の残差を用いて、(7)式の空間的自己相関パラメータ ρ を非線形推計し、有意であれば以下のコクラン・オーカット型の変数変換を行って再推計することで、空間的自己相関に対処している。

$$z^* = z - \rho Wz$$

$$(W\hat{z})^* = (W\hat{z}) - \rho W(W\hat{z})$$

¹³ 国庫支出金については内生性が予想されるため、事業所数、事業所数人口比率、若年者比率、高齢者比率を用いた操作変数法を行っている。

$$X^* = X - \rho WX$$

パネル推計を行う場合には、各都道府県についての個別効果が時間を通じて一定（固定効果モデル）なのか、確率的（変量効果モデル）なのかを検討する必要がある。そこで本稿では、変量効果モデルを帰無仮説とする Hausman テストを行い、その結果によっていずれかを選択した。一方、各年毎の個別効果についてはダミー変数を用いることにした。それに加えて、推計結果について Breusch-Godfrey テストを行い、時系列相関が確認された場合は、Prais-Winsten 変換を行い再推計している。誤差項の不均一分散については Breusch-Pagan テストを行った¹⁴。

4-3. 相互連関の検証

はじめに、それぞれの費目の決定において、都道府県間に相互連関が見られるかを検証するため、全 13 年間のパネルデータを用いた推計を行った。分析結果は表 2. のとおりである。誤差項の空間的自己相関を示す ρ が有意な値を示すため、上述の変数変換を行い再推計した結果を掲載してある。

反応関数の傾きを示す β に着目すると、商工費については誘致競争ウェイトにおいてのみ有意に正である。つまり、商工費の決定には、企業誘致競争として特徴付けられる相互連関が作用していると考えられる。一方、農水費と土木費については誘致競争と類似団体の両ウェイトの下で有意に正である。つまり、農水費や土木費についての相互連関としては競争と模倣の両方が考えられる。

農水費と土木費についてこのような結果が得られるのは、それぞれの費目の性質に起因するのかもしれない。なぜなら、費目の内訳を見てみると、商工費には企業向け融資などのように企業の生産活動に寄与する細目が多いが、農水費や土木費では生産活動とは関連の低いと思われる細目が多く見られるからである¹⁵。これらの細目が模倣によって決定されているのではないかと考えられる。いずれにせよ、対象としたすべての費目において相互連関が見られるというのが全期間を対象とした分析から得られた結果である。

¹⁴ Kmenta(1997)などでは、誤差項について時系列相関や不均一分散が同時に存在する場合、まず Prais-Winsten 変換を行うことを勧めている。そこで本稿でも、2 段階目の推計結果に対して時系列相関が見られる場合は、まず Prais-Winsten 変換を実施し、再推計後の残差を用いて ρ を確認した後、Kelejian and Prucha(1998)の方法で再度推計した。

¹⁵ 『地方財政白書』によると、商工費の 80%程度が企業への貸付金である。一方で、土木費のうち 30%程度が河川海岸費や住宅費であり、40%を占める道路橋梁費もそのすべてが産業振興目的とは言えない。農水費については、消費流通対策や技術開発目的の細目もあるが、約 50%は農地費であり、これも誘致政策とは関係ないと思われる。

表 2 . 全期間での推計

	商工費		農水費		土木費	
	w^{CP}	w^{SFI}	w^{CP}	w^{SFI}	w^{CP}	w^{SFI}
近隣歳出	0.662** (5.620)	0.081 (0.737)	0.883** (10.158)	0.589** (9.423)	0.204** (2.316)	0.604** (9.883)
第二次産業比率	1.595** (3.749)	1.949** (4.088)	-0.269 (-0.723)	0.172 (0.484)	3.520** (3.630)	0.393 (0.625)
第三次産業比率	0.647** (2.543)	1.070** (3.230)	0.843** (3.508)	1.150** (5.036)	4.484** (14.381)	3.011** (7.889)
有効求人倍率	0.039 (1.189)	0.002 (0.051)	0.099** (3.958)	0.048* (1.993)	0.028 (0.482)	0.170** (3.877)
国庫支出金	0.017** (2.374)	0.010 (1.269)	0.011* (1.964)	0.012** (2.067)	0.038** (9.693)	0.010 (1.022)
一般財源比率	-1.457** (-8.342)	-1.543** (-8.702)	-0.738** (-5.829)	-0.756** (-5.937)	-4.055** (-14.723)	-2.666** (-11.277)
公債費負担率	-0.434** (-2.157)	-0.535** (-2.618)	-0.479** (-3.465)	-0.502** (-3.623)	-3.397** (-9.917)	-1.611** (-6.942)
Dummy						
1991	-0.010 (-0.318)	-0.005 (-0.124)	-0.140** (-3.194)	-0.119** (-2.659)	-0.180* (-1.973)	-0.130** (-2.236)
1992	-0.038 (-1.066)	-0.029 (-0.681)	-0.088* (-1.905)	-0.040 (-0.855)	0.103 (1.013)	-0.023 (-0.362)
1993	-0.022 (-0.555)	0.017 (0.345)	-0.047 (-0.964)	0.024 (0.497)	-0.041 (-0.388)	-0.013 (-0.189)
1994	-0.028 (-0.708)	0.019 (0.381)	-0.047 (-0.976)	0.024 (0.494)	-0.071 (-0.699)	-0.083 (-1.245)
1995	-0.013 (-0.326)	0.025 (0.508)	-0.015 (-0.279)	0.072 (1.407)	0.104 (0.943)	-0.009 (-0.123)
1996	0.019 (0.481)	0.069 (1.369)	-0.024 (-0.462)	0.053 (1.048)	0.205* (1.965)	0.022 (0.314)
1997	0.036 (0.881)	0.064 (1.266)	-0.035 (-0.754)	0.005 (0.113)	-0.238** (-2.308)	0.005 (0.076)
1998	0.087* (1.907)	0.208** (3.451)	0.004 (0.088)	0.030 (0.579)	0.424** (3.465)	0.125 (1.574)
1999	0.144** (3.192)	0.206** (3.499)	0.058 (1.086)	0.117** (2.148)	0.647** (5.163)	0.227** (2.775)
2000	0.193** (4.223)	0.247** (4.278)	0.036 (0.728)	0.058 (1.138)	0.221* (1.793)	0.156** (2.032)
2001	0.164** (3.188)	0.228** (3.727)	-0.029 (-0.586)	-0.010 (-0.195)	0.083 (0.631)	0.044 (0.558)
2002	0.128** (2.270)	0.120* (1.878)	-0.043 (-0.832)	-0.058 (-1.074)	0.151 (1.132)	-0.017 (-0.203)
Test Statistics						
Spatial ρ	0.443** (5.830)	-0.045** (-2.096)	0.040 (0.902)	-0.201** (-10.075)	0.930** (28.872)	0.141** (6.751)
Breusch-Pagan	0.652	2.278	1.148	1.644	0.052	2.772
Breusch-Godfrey	19.000	21.815	7.613	8.600	7.708	6.158
Hausman	26.345**	27.439**	80.867**	62.664**	54.021**	51.918**
adj R ²	0.860	0.831	0.973	0.972	0.949	0.962

括弧内は t 値 . **は 5%有意 , *は 10%有意

Breusch-Pagan テストは均一分散を , Breusch-Godfrey テストは系列相関無しを帰無仮説とする .

Hausman テストは変量効果モデルを帰無仮説とする .

表が煩雑になるため固定効果項の表記は省略した .

4-4. 相互連関の変化

次に、財政面からみた分権化動向に対して、相互連関がどのように変化してきたかを考察しよう。図 1、図 2 で確認したように、分析対象の 13 年間を、第 1 期 (1990 年～1992 年；歳出増加)、第 2 期 (1993 年～1997 年；歳出ほぼ一定)、第 3 期 (1998 年～2002 年；歳出減少)、という三期間に分け、それぞれを推計した。更に、2000 年の地方分権一括法の制定が相互連関の程度に影響を与えたかどうかを確認するために、第 3 期の中から 2000 年～2002 年のみを抽出して推計した。

表 3. は、各期間における各費目の平均変化率をまとめたものである。これによると、どの費目も全体的な傾向として第 3 期では大きく減少していることが分かる。中でも商工費の減少率は大きく、最近の財政逼迫による歳出削減の状況が良く分かる。

表 4. は、各期間における β の推計値をまとめたものである。年数の少ない期間において個別効果が不安定になる場合は、変量効果モデルを用いている。表中で下線付きの値が変量効果モデルによる推計値である¹⁶。

商工費のパラメータの変化からは、平成不況による低迷期には地域間の相互連関が弱まったものの、最近にかけては歳出縮小傾向の中でも相互連関は強まってきていることがうかがえる。また、第 1 期と第 3 期とでは、同じような係数の値であっても都道府県の行動は全く別のものであると考えられる¹⁷。第 1 期においては、好況による歳入増を背景とした企業誘致競争が行われたものと思われる。一方、第 3 期では、財政逼迫による歳出削減の中でライバル地域の状況を考慮しながら、如何にして予算を効率的な配分にするかということに焦点を当てた決定行動がなされたのではないだろうか。

農水費のパラメータの変化を見てみると、競争ウェイトと類団ウェイトのどちらにおいても値が小さくなってきており、相互連関は弱まってきているようである。商工費と同様に、第 3 期では農水費の減少率も大きなものとなっているが、商工費とは異なり戦略的な予算配分を形成するということがあまり行われていないようである。これは、4-3 節でも述べたように、そもそも農水費の中に誘致競争を目的とする性質を備えた細目が少ないからかもしれない。このことは、期間を分けても、農水費の推計を固定効果モデルで行うことができた点からもうかがえる。つまり、農水費の決定には、時間を通じて比較的安定的な地域特性 (例えば耕作地面積など) が影響を与えている可能性が考えられる。

農水費とは逆に、土木費の結果からは、最近にかけて相互連関が明らかに強まってきていることがうかがえる。平成景気の時期には、都道府県が競って公共事業を行っていたという

¹⁶ いずれを選択するかは、全期間での推計と同様に Hausman テストの結果によって判断した。推計結果の詳細は、付表 4. ～ 7. のとおりである。

¹⁷ 簡易的に両期間のデータセットをプールして推計した場合の残差平方和は 2.495 であった (各期間のデータセットを 1 つのグループとするダミー変数を用いた)。これは別々の期間推計での残差平方和 (第 1 期は 0.0298、第 3 期は 0.1799) を足し合わせたものよりもはるかに大きい。また、両期間の標準誤差の 2 乗比は 3.6489 であり、それぞれの期間の自由度を用いた F 検定によれば、両期間の分散は有意に異なっている。

経験的な印象は、本稿の分析結果からは支持されない。一方で、都道府県が歳出削減に取り組んできた後半期には、商工費と同様に戦略的な歳出決定がなされているようである。

最後に、地方分権一括法が施行された 2000 年以降において、都道府県間での相互連関は変化したのだろうかという点に着目する。各費目の係数の大きさからは商工費においては連関が強まっているように見られるが、それ以外の費目からははっきりとは判断できない。そのため、競争ウェイトでの商工費と類団ウェイトでの土木費を対象として Chow テストを試みた。これら以外は、1998-1999 と 2000-2002 の両期間において同一の定式化が行えなかったため、考察対象から除く¹⁸。

Chow テストの結果、商工費についての検定統計量は 27.594 となり、1998 年から 2002 年までのパラメータは等しいという帰無仮説を 1%水準で棄却することができた。一方、土木費についての検定統計量は-5.779 であり、帰無仮説は棄却されない。つまり、一括法による自治体裁量の拡大は、少なくとも商工費決定に作用する相互連関に対しては影響を与えたようである。

表 3. 各期間での平均変化率

	1990 - 1992	1993 - 1997	1998 - 2002	2000 - 2002
商工費	23.3%	10.5%	-15.7%	-9.5%
農水費	23.3%	0.8%	-14.3%	-9.4%
土木費	13.7%	9.4%	-12.7%	-11.0%

表 4. 部分期間での推計(パラメータ β)

		1990 - 1992	1993 - 1997	1998 - 2002	2000 - 2002
商工費	w^{CP}	<u>0.815**</u>	0.587**	<u>0.884**</u>	<u>1.015**</u>
	w^{SFI}	<u>0.251</u>	<u>-0.325**</u>	<u>-0.108</u>	<u>-0.106</u>
農水費	w^{CP}	0.889**	0.620*	0.363**	0.395**
	w^{SFI}	0.255*	-0.217*	0.252**	0.352**
土木費	w^{CP}	0.217	-0.033	0.405**	<u>0.351**</u>
	w^{SFI}	0.181	0.018	<u>0.202**</u>	<u>0.209**</u>

**は 5%有意, *は 10%有意を示す

¹⁸変量効果モデルと固定効果モデルとでは、残差平方和が大きく異なってしまうため、Chow テストを行えない。1998-1999 における農水費と土木費の推計では、Hausman テストで変量効果モデルが支持されてしまったため Chow テストを実施しなかった。

5.まとめと課題

本稿では、都道府県の間での相互連関が 1990 年代を通じてどのように変化してきたかを実証的に分析することで、わが国の地方分権化について考察した。本稿の分析から得られた主要な結果は次のとおりである。

第一に、商工費の決定には企業誘致競争と考えられる相互連関が見られる。一方、企業誘致とは関連性の低い細目を含む農水費や土木費では、歳出決定の相互連関が模倣であるの可能性も見られる。第二に、財政状況が厳しくなっている最近の方が、商工費や土木費についての相互連関がより強くなってきた。第三に、地方分権一括法による都道府県の裁量の増大は、商工費について相互連関をより強めるように作用した。

相互連関の面から地方分権化を見てみると、90 年代のわが国において地方分権は進んできたといえる。確かに、本稿では一部の歳出費目しか分析対象としていないが、予算には制約があるのだから、一部の費目での相互連関が強まったということは、都道府県が今まで以上に費目間の構成比を変化させていることの表れだと解釈できよう。つまり、歳出決定の自由度が高まってきたと考えられる。

また、地方分権化の進行に地方財政の逼迫が大きな影響を与えてきたという点は重要である。なぜなら、財政状況が厳しくなることで、都道府県は与えられた裁量を発揮しより戦略的な行動をとってきたと考えられるからである。これは、地方財源の充実が地方分権化には必要ではないという可能性を残しているといえるため、今後のわが国の分権化において財源の充実がどの程度必要なのかは検討されなければならないだろう。

本稿では、生じている相互連関が財政競争なのか模倣なのかについて、厳密に区別することは避けた。しかしながら、この 2 つのうちのどちらが発生しているかによって、目指すべき地方分権は大きく異なってくると思われる。すなわち、財政競争ならば理論分析によって指摘されているように、配分の効率性を目指すための協調が必要となる¹⁹。一方、模倣であれば、都道府県が費用最小化を行っていない可能性があるため、更に競争を強める必要がある。また、3-2 節で触れたように、もし都道府県が協調行動をとっているならば、地方分権下での配分の非効率性はわが国では大きな問題ではないといえよう。これらについては、今後の課題としたい。

¹⁹ たとえば、Keen and Marchand(1997)によって指摘されている。

参考文献

- Anselin, L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L., Bera, A., Florax, R. and Yoon, M., 1996, "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics* 26, 77-104.
- Besley, T. and Case, A., 1995, "Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting and Yardstick Competition", *American Economic Review* 85, 25-45.
- Brueckner, J. and Saavedra, L., 2001, "Do Local Governments Engage in Strategic Property Tax Competition?", *National Tax Journal* 54, 203-229.
- Brueckner, J., 2003, "Strategic Interaction Among Governments: An Overview of Empirical Studies", *International Regional Science Review* 26, 175-88.
- Burttner, T., 2001, "Local Business Taxation and Competition for Capital: The Choice of the Tax Rate", *Regional Science and Urban Economics* 31, 215-245.
- Case, A., Harvey, R. and James, H., 1993, "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States", *Journal of Public Economics* 52, 285-307.
- Figlio, D., Kolpin, V. and Reid, W., 1999, "Do State Play Welfare Game?", *Journal of Urban Economics* 46, 437-454.
- Hayashi, M. and Boadway, R., 2001, "An Empirical Analysis of Intergovernmental Tax Interaction: The Case of Business Income Taxes in Canada", *Canadian Journal of Economics* 34, 481-503.
- Heyndels, B. and Jef, V., 1998, "Tax Mimicking among Belgian Municipalities", *National Tax Journal* 51, 89-101.
- Keen, M. and Marchand, M., 1997, "Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending", *Journal of Public Economics* 66, 33-53.
- Kelejian, H. and Prucha, I., 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.
- Kelejian, H. and Prucha, I., 2002, "2SLS and OLS in a Spatial Autoregressive Model with Equal Spatial Weights", *Regional Science and Urban Economics* 32, 691-707.
- Kmenta, J., 1997, *Elements of Econometrics* 2nd ed., Michigan Univ. Press.

Saavedra, L., 2000, "A Model of Welfare Competition with Evidence from AFDC", *Journal of Urban Economics* 47, 248-279.

Wildasin, D., 1986, *Urban Public Finance*, Harwood Academic Publishers.

Wildasin, D., 1988, "Nash Equilibria in Models of Fiscal Competition", *Journal of Public Economics* 35, 229-240.

Wildasin, D., 1991, "Income Redistribution in a Common Labor Market", *American Economic Review* 81, 757-774.

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 .

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

大島考介, 國崎 稔, 菅原宏太, 2005, 「固定資産税の土地評価に関する地方自治体間の連関について」, 第 62 回日本財政学会報告論文 .

菅原宏太, 國崎 稔, 2005, 「財政競争の実証分析 - 日本の都道府県のケース - 」, 公共選択学会第 9 回全国大会報告論文 (於 横浜市立大 2005.7.9).

土居丈朗, 『地域から見た日本経済と財政政策』, 三菱経済研究所, 2002 .

中村和之, 國崎 稔, 2005, 「地方財政計画・地方の歳出・財政移転の相互連関」, mimeo .

濱口恵俊, 『日本研究原論 - 「関係体」としての日本人と日本社会 - 』, 有斐閣 1998 .

ホセ・ヨンパルト, 『日本人の論理と合理性』, 成文堂 2000 .

蓑谷千凰彦, 『計量経済学 (第 2 版)』, 多賀出版, 2003 .

付表 1. 使用データ

	定義	単位	出所
商工費・農水費 土木費		百万円（実質）	地方財政統計年報 （各年度版）
国庫支出金		百万円（実質）	〃
一般財源比率	（地方税＋地方交付税＋地方譲与税）／地方歳入		〃
公債費負担率	公債費／一般財源		〃
第二次産業比率	第二次従業員／全従業員数		就業構造基本調査報告
第三次産業比率	第三次従業員／全従業員数		〃
有効求人倍率	求人数／求職数		日本統計年鑑
事業所数		千所	事業所・企業統計調査報告
県内人口		百万人	住民基本台帳人口要覧
若年者比率	14 歳以下人口／県内人口		〃
高齢者比率	65 歳以上人口／県内人口		〃
GDP デフレーター			県民経済計算年報

就業構造基本調査報告は 5 年ごとの調査のため，調査年以外の年の数値は調査年間の変化率を用いて導出した値である．

事業所・企業統計調査報告は中間報告を含めると 3 年ごとの調査のため，調査年以外の年の数値は調査年間の変化率を用いて導出した値である．

付表 2. 基本統計量

	平均	標準偏差	分散	最小	最大	標本数
第二次産業比率	0.317	0.053	0.003	0.185	0.435	611
第三次産業比率	0.594	0.054	0.003	0.479	0.757	611
有効求人倍率	0.755	0.419	0.176	0.156	2.442	611
国庫支出金	1.850	0.706	0.499	0.498	3.652	611
一般財源比率	0.494	0.056	0.003	0.327	0.734	611
公債費負担率	0.189	0.059	0.003	0.076	0.520	611

付表 3 . 説明変数間の相関係数

	第二次産業比率	第三次産業比率	有効求人倍率	支出金	一般財源比率	公債費負担率
第二次産業比率	1					
第三次産業比率	-0.717	1				
有効求人倍率	0.516	-0.567	1			
国庫支出金	-0.479	-0.031	-0.281	1		
一般財源比率	0.124	0.143	0.346	-0.613	1	
公債費負担率	-0.291	0.149	-0.429	0.495	-0.418	1

付表 4 . 1990 - 1992 の分析結果

	商工費		農水費		土木費	
	w^{CP}	w^{SFI}	w^{CP}	w^{SFI}	w^{CP}	w^{SFI}
近隣歳出	0.815** (6.796)	0.251 (1.348)	0.889** (4.605)	0.255* (1.688)	0.217 (0.963)	0.181 (1.258)
第二次産業比率	0.525 (1.373)	0.546 (1.338)	4.086** (2.539)	4.536** (2.690)	-4.841 (-1.526)	-4.583 (-1.445)
第三次産業比率	0.304* (1.719)	0.391 (1.351)	3.532** (2.137)	3.595** (2.022)	-8.125** (-2.304)	-8.536** (-2.479)
有効求人倍率	0.079** (3.155)	0.078** (2.801)	-0.098** (-2.676)	-0.085** (-2.227)	-0.054 (-0.699)	-0.047 (-0.622)
国庫支出金	0.200** (7.177)	0.256** (8.875)	0.608** (6.860)	0.569** (6.219)	1.061** (5.804)	1.022** (5.608)
一般財源比率	-0.672** (-4.313)	-0.691** (-4.007)	-0.264 (-1.656)	-0.289* (-1.764)	-0.250 (-0.756)	-0.282 (-0.851)
公債費負担率	-1.713** (-3.246)	-1.578** (-2.936)	-0.306 (-0.556)	-0.469 (-0.807)	1.653 (1.432)	1.435 (1.216)
定数項	-0.004* (-1.692)	-0.001 (-0.063)	- -	- -	- -	- -
Dummy						
1991	0.022 (0.859)	0.005 (0.170)	-0.044** (-3.637)	-0.031** (-2.466)	0.035 (1.057)	0.044* (1.691)
1992	-0.004 (-1.509)	0.021 (0.598)	-0.223** (-5.583)	-0.132** (-3.861)	0.005 (0.043)	0.039 (0.503)
Test Statistics						
Spatial ρ	0.693** (4.725)	-0.010 (-0.308)	0.500** (6.015)	0.040 (1.610)	0.828** (10.697)	-0.419** (-10.727)
Breusch-Pagan	0.014	0.167	0.010	0.042	0.170	0.169
Breusch-Godfrey	4.490	4.723	6.736	6.831	9.405	9.199
Hausman	14.099	6.209	36.082**	29.481**	26.404**	26.253**
adj R ²	0.967	0.939	0.996	0.995	0.982	0.983

括弧内は t 値 . **は 5%有意 , *は 10%有意

Breusch-Pagan テストは均一分散を , Breusch-Godfrey テストは系列相関無しを帰無仮説とする .

Hausman テストは変量効果モデルを帰無仮説とする .

表が煩雑になるため固定効果項の表記は省略した (農水費 , 土木費) .

付表 5 . 1993 - 1997 の分析結果

	商工費		農水費		土木費	
	w^{CP}	w^{SFI}	w^{CP}	w^{SFI}	w^{CP}	w^{SFI}
近隣歳出	0.587** (2.274)	-0.325** (-2.911)	0.620* (1.904)	-0.217* (-1.728)	-0.033 (-0.079)	0.018 (0.111)
第二次産業比率	1.048 (1.158)	1.130** (2.901)	2.729* (1.898)	5.123** (3.164)	-3.087 (-1.282)	-3.246 (-1.276)
第三次産業比率	-0.043 (-0.101)	1.796** (6.353)	4.809** (3.754)	7.717** (6.301)	0.073 (0.035)	-0.054 (-0.024)
有効求人倍率	0.016 (0.158)	0.184** (2.804)	-0.025 (-0.260)	0.026 (0.281)	-0.219 (-1.407)	-0.218 (-1.402)
国庫支出金	0.166** (3.615)	0.186** (5.482)	0.957** (5.904)	0.815** (8.739)	1.140** (4.330)	1.136** (4.288)
一般財源比率	-1.502** (-4.454)	-2.537** (-9.138)	-1.072** (-3.650)	-1.548** (-4.784)	-3.975** (-8.509)	-3.973** (-8.511)
公債費負担率	0.057 (0.191)	-0.563** (-2.853)	-0.507** (-2.283)	-0.755** (-3.069)	-1.432** (-4.009)	-1.432** (-4.011)
定数項	- -	0.016** (2.145)	- -	- -	- -	- -
Dummy						
1994	-0.047 (-0.749)	0.048 (1.138)	-0.032 (-1.583)	-0.031 (-1.167)	-0.111** (-3.875)	-0.110** (-4.102)
1995	0.035 (0.525)	-0.006 (-0.141)	-0.135** (-2.913)	-0.094** (-3.205)	-0.126* (-1.743)	-0.132** (-2.533)
1996	-0.020 (-0.292)	0.058 (1.356)	-0.095* (-1.920)	-0.029 (-1.018)	-0.056 (-0.823)	-0.061 (-1.176)
1997	0.098 (1.425)	0.090** (2.091)	-0.052 (-1.337)	-0.034 (-0.671)	-0.065 (-1.307)	-0.064 (-1.274)
Test Statistics						
Spatial ρ	0.907** (20.944)	0.137** (4.046)	1.746** (20.884)	0.663** (16.998)	-0.216* (-1.654)	-0.189 (-1.442)
Breusch-Pagan	0.012	0.475	0.266	0.047	0.705	0.705
Breusch-Godfrey	18.192	1.135	8.072	5.764	11.708	11.793
Hausman	27.011**	10.847	41.472**	119.25**	20.945**	20.948**
adj R ²	0.792	0.812	0.992	0.995	0.977	0.983

括弧内は t 値 . **は 5%有意 , *は 10%有意

Breusch-Pagan テストは均一分散を , Breusch-Godfrey テストは系列相関無しを帰無仮説とする .

Hausman テストは変量効果モデルを帰無仮説とする .

表が煩雑になるため固定効果項の表記は省略した(商工費競争 , 農水費 , 土木費) .

付表 6 . 1998 - 2002 の分析結果

	商工費		農水費		土木費	
	w^{CP}	w^{SFI}	w^{CP}	w^{SFI}	w^{CP}	w^{SFI}
近隣歳出	0.884** (9.489)	-0.108 (-0.956)	0.363** (2.176)	0.252** (3.194)	0.405** (5.404)	0.202** (3.790)
第二次産業比率	0.153 (0.338)	0.781 (1.554)	1.898** (2.480)	1.480** (2.111)	3.486** (3.275)	3.173** (5.974)
第三次産業比率	0.596** (2.014)	0.901** (2.384)	-0.992* (-1.941)	-0.195 (-0.441)	1.440** (2.808)	1.077** (2.821)
有効求人倍率	0.188* (1.693)	0.284** (2.276)	0.262** (2.567)	-0.048 (-0.433)	0.142 (0.927)	0.114 (0.897)
国庫支出金	0.246** (6.951)	0.320** (7.387)	0.658** (11.786)	0.533** (10.945)	0.530** (10.804)	0.751** (17.107)
一般財源比率	-2.085** (-5.410)	-2.123** (-4.490)	-0.453 (-1.181)	-0.891** (-2.273)	-1.950** (-3.797)	-2.426** (-5.457)
公債費負担率	0.598* (-1.678)	-0.792 (-0.501)	-0.186 (-0.649)	-0.380 (-1.069)	-1.536** (-3.935)	-0.815** (-2.343)
定数項	0.004 (0.883)	-0.013 (-0.879)	- -	- -	- -	0.021 (0.963)
Dummy						
1999	0.094** (2.523)	0.015 (0.228)	0.000 (0.012)	-0.036 (-0.695)	0.161** (2.173)	0.088* (1.652)
2000	0.127** (2.894)	0.061 (0.777)	0.038 (1.177)	0.035 (0.597)	0.149* (1.745)	0.103 (1.582)
2001	0.054 (1.134)	-0.057 (-0.770)	-0.032 (-0.783)	-0.071 (-1.173)	-0.041 (-0.474)	-0.095 (-1.440)
2002	0.258** (5.387)	0.040 (0.526)	0.142** (2.763)	0.117* (1.799)	0.239** (2.573)	0.128* (1.908)
Test Statistics						
Spatial ρ	0.767** (16.147)	0.313** (9.598)	1.308** (27.645)	0.250** (7.888)	0.769** (11.909)	-0.052* (-1.664)
Breusch-Pagan	0.090	1.011	0.469	0.461	0.089	2.431
Breusch-Godfrey	11.534	20.198*	6.016	22.147*	11.076	8.297
Hausman	6.636	6.646	17.469**	22.894**	21.857**	10.246
adj R ²	0.842	0.711	0.989	0.954	0.960	0.960

括弧内は t 値 . **は 5%有意 , *は 10%有意

Breusch-Pagan テストは均一分散を , Breusch-Godfrey テストは系列相関無しを帰無仮説とする .

Hausman テストは変量効果モデルを帰無仮説とする .

表が煩雑になるため固定効果項の表記は省略した(農水費 , 土木費競争) .

付表 7. 2000 - 2002 の分析結果

	商工費		農水費		土木費	
	w^{CP}	w^{SFI}	w^{CP}	w^{SFI}	w^{CP}	w^{SFI}
近隣歳出	1.015** (10.298)	-0.106 (-0.888)	0.395* (2.020)	0.352** (2.441)	0.351** (4.754)	0.209** (3.673)
第二次産業比率	0.386 (0.777)	2.125** (3.262)	-6.082 (-1.497)	-2.481 (-0.590)	1.232** (2.346)	1.934** (2.510)
第三次産業比率	1.176** (2.971)	1.545** (3.218)	-5.170 (-1.475)	-1.408 (-0.425)	-1.500** (-2.894)	-0.630 (-0.918)
有効求人倍率	0.057 (0.620)	-0.067 (-0.509)	0.111 (1.334)	0.214** (2.127)	0.183* (1.767)	0.090 (0.535)
国庫支出金	0.188** (4.503)	0.262** (5.193)	0.179** (3.077)	0.206* (1.755)	0.848** (19.908)	0.798** (15.064)
一般財源比率	-2.260** (-4.524)	-3.072** (-5.369)	-1.420** (-2.879)	-1.630** (-3.334)	-0.123 (-0.212)	-0.362 (-0.458)
公債費負担率	-0.602** (-2.309)	-0.395 (-1.253)	-0.921** (-3.737)	-0.766** (-3.120)	-0.353 (-1.390)	-0.255 (-0.606)
定数項	-0.0007 (-1.061)	-0.001 (-0.066)	- -	- -	0.035* (1.764)	0.034 (0.983)
Dummy						
2001	-0.025* (-1.780)	-0.027 (-0.704)	-0.059** (-3.152)	-0.058** (-2.118)	-0.048** (-2.266)	-0.125** (-2.125)
2002	0.099** (4.141)	-0.072* (-1.750)	-0.046 (-1.607)	-0.046 (-0.802)	4.181** (4.181)	0.129* (1.821)
Test Statistics						
Spatial ρ	0.955** (9.512)	0.317** (7.194)	0.955** (9.512)	0.376** (8.829)	0.269 (0.022)	-0.016 (-0.011)
Breusch-Pagan	0.001	0.551	0.0002	0.036	0.995	1.767
Breusch-Godfrey	3.431	8.993	14.193	17.493*	18.203*	10.320
Hausman	4.222	1.741	95.364**	35.742**	1.327	13.961
adj R ²	0.992	0.821	0.998	0.997	0.981	0.956

括弧内は t 値 . **は 5%有意 , *は 10%有意

Breusch-Pagan テストは均一分散を , Breusch-Godfrey テストは系列相関無しを帰無仮説とする .

Hausman テストは変量効果モデルを帰無仮説とする .

表が煩雑になるため固定効果項の表記は省略した(農水費) .