

地方分権とは何か

—— Wavelet 平滑化法を用いた分析 ——

下野 恵子* ・古川 章好**
三澤 哲也*** ・森 隆一****

〈要 旨〉

この論文では、Granger 因果テスト、Wavelet 平滑化法を用いて、「地方分権」の意味を明らかにする。まず、Granger 因果テストによって、明確に地方分権的であると判断されたのは、関東、近畿という地方税の割合の高い地域だけではなく、中国、九州地方でも地方分権が成立されているという結果を得た。逆に、中央集権的と判断されるのが東北地方である。東海地方は自主財源の割合は高いが、中央集権的でもあり、明確に地方分権的とは言えない。そこで、Wavelet 平滑化法によって、各地方の歳出、歳入のデータパターン、最適評価関数値、 L^2 -ノルム値を比較した結果、地方分権が成立するためには、自主財源の割合だけでなく、公共事業の割合の低いことが重要であることが、明らかになった。つまり、公共事業は中央政府の補助金、地方交付税などを通じて中央政府のコントロールを受けやすいので、歳出に占める公共事業の割合の低いことが、地方分権につながる。

1 はじめに

この論文の目的は、計量分析のいくつかの手法を用いて「地方分権」の意味を再考することにある。地方分権という言葉は近年よく使われており、文脈によって「地方への権限委譲」、「自主財源の増加」「地方独自の政策決定」などの色々の意味を持たされており、その意味は必ずしも明確ではない。例えば、地方分権のためには自主財源（地方税の割合）の増加が必要と言われるが、地方税が歳入の何パーセントを占めれば、地方分権が達成されたと言えるのであろうか。さらに言えば、地方税の割合が高ければ、必ず地方分権が成立しているといえるのであ

*名古屋市立大学大学院経済学研究科附属経済研究所, 〒467-8501, 名古屋市瑞穂区瑞穂町字山の畑1番地

**中京大学経済学部, 〒466-8666, 名古屋市昭和区八事本町101-2

***名古屋市立大学大学院経済学研究科, 〒467-8501, 名古屋市瑞穂区瑞穂町字山の畑1番地

****京都産業大学理学部, 〒603-8555, 京都市北区上賀茂本山

うか。また、「地方独自の政策決定」とは具体的に何を指すのであろうか。

この論文では、全国を9つの地域に分割し、歳入と歳出データを用いて、Granger 因果テスト、Wavelet 平滑化法 (Wavelet Interpolation Method with Simulated Annealing, WISAM と略す) により、各地方の歳入と歳出の因果関係、パターン分析を行う。

論文の構成は以下のとおりである。2節では、データの説明をした後で、Granger 因果テストの結果を示す。3節では WISAM を用いて各地域のパターン分析を行う。4節では、Granger 因果テスト、WISAM を用いた分析結果を受けて、自主財源の割合と地方分権の関係を論じる。5節は結論である。

2 用いたデータと Granger 因果テスト

2.1 用いたデータ

この論文で用いるデータは、総務庁統計局『地方財政統計年報』の各都道府県の歳出と歳入の決算額である。期間は1956年度から1995年度までの40年間である。ただし、この論文での分析は各都道府県単位ではなく、地域ごとに行う。その理由は、公共投資の結果としての事業税が都道府県ベースの主要な税であり、中央政府の公共投資政策が地域をベースとして計画されてきたことによる。なお、都道府県ベースでの歳出と歳入の Granger 因果テストは、Doi (1999) が行っている。

地域は次の9つに分割する。

1. 北海道：北海道
2. 東北：青森，岩手，秋田，宮城，山形，福島，新潟
3. 関東：茨城，栃木，群馬，山梨，長野，埼玉，千葉，東京，神奈川
4. 北陸：富山，石川，福井
5. 東海：静岡，岐阜，愛知，三重
6. 近畿：滋賀，京都，奈良，和歌山，大阪，兵庫
7. 中国：鳥取，島根，岡山，広島，山口
8. 四国：徳島，香川，愛媛，高知
9. 九州：福岡，佐賀，長崎，大分，熊本，宮崎，鹿児島

ただし、沖縄は地方としては九州に入るが、分析期間の途中からしかデータがないので、九州から除外している。

次に、Granger 因果テストで用いる歳入、歳出のデータについて説明する。この論文で用いている歳出、歳入は、決算額データそのものではない。歳入は、歳入決算額から積立金取り崩し額と地方債による収入を差し引き、歳出は、歳出決算額から積立金に回された分と公債費の

償還を差し引いている。歳入や歳出から積立金取り崩し額や積立金、さらに、地方債や公債費を除くのは、財政調整基金等からの資金の流出入や、地方債発行による歳入の増分や公債の償還による歳出の減少が各年度の歳入や歳出に与える影響をなくし、単年度の収支を分析対象とするためである。

2.2 Granger 因果テスト

この節では、各地域の歳出と歳入の Granger 因果テストの結果を示す。その前に、Granger 因果テストの方法を説明する (Greene (2000) を参照)。

まず、 t 期の歳入は T_t 、歳出は G_t であらわす。実際に用いる歳入は歳入総額から積立金取り崩しと地方債の起債額を差し引いた額であり、歳出のデータは歳出総額から積立金と公債償還額を差し引いたものである。 t はタイム・トレンドである。

次の VAR (Vector Auto Regression) モデルを考える。

$$\begin{bmatrix} T_t \\ G_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_1 t \\ b_2 t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^l & a_{12}^l \\ a_{21}^l & a_{22}^l \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ G_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^l & a_{12}^l \\ a_{21}^l & a_{22}^l \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-l} \\ G_{t-l} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{t(1)} \\ \epsilon_{t(2)} \end{bmatrix} \quad (1)$$

実際に VAR モデルの推定を行うには、まず最初に、モデルのラグ数を決定するために、用いる変数の単位根検定を行う必要がある。各地域の単位根検定の結果は表 1 にまとめられている。表 1 によれば、ほとんどの地域で 2 階、最大限 3 階の階差をとることによって、単位根の存在を棄却できる。

次に、推定する VAR モデルのラグ数を決定しなくてはならない。そのために、次の帰無仮説を検定する。

$$H_0 : \begin{bmatrix} a_{11}^{m+1} & a_{12}^{m+1} \\ a_{21}^{m+1} & a_{22}^{m+1} \end{bmatrix} = \dots = \begin{bmatrix} a_{11}^l & a_{12}^l \\ a_{21}^l & a_{22}^l \end{bmatrix} = 0 \quad (k \leq m \leq l-1)$$

表 1 Granger 因果モデル設定

	単位根の存在が棄却される時の階差		VAR モデルのラグ数
	歳入	歳出	
北海道	3	2	6
東北	2	2	3
関東	3	2	4
北陸	2	2	5
東海	2	2	6
近畿	1	0	2
中国	3	2	5
四国	2	3	6
九州	2	2	6

この検定は、(1) 式を OLS で推定することにより得られる Wald 統計量が、 $m \geq d_{max}$ が成立している場合、自由度 $2^2(l-m)$ の χ^2 漸近分布に従うことを利用している。ただし、 d_{max} は T_t 、 G_t の最大の和分次数である。この検定の結果得られるラグの長さを p とする。この論文では、Doi (1999) と同様に、ラグの長さの最大値を 6 とした。その理由は、ラグの長さが 6 以上になるケースでは、上記の帰無仮説を棄却するラグの長さが 10 以上と非常に長くなり、Granger 因果テストの自由度に問題が生じる可能性があるためである。なお、表 1 によれば、歳入の階差はほとんどの地方で 2 か 3 となり、歳出の階差は 2 となっており、VAR モデルのラグが 6 となっているのは、北海道、東海、四国、九州である。

ラグ数 p が決定されると、次の VAR モデルを推定することによって、Granger 因果テストを行うことができる。

$$\begin{bmatrix} T_t \\ G_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_1 t \\ b_2 t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ G_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11}^p & a_{12}^p \\ a_{21}^p & a_{22}^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-p} \\ G_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{t(1)} \\ \epsilon_{t(2)} \end{bmatrix} \quad (2)$$

ここで、歳入 T_t から歳出 G_t への Granger 因果が成立するのは、次の帰無仮説を棄却できる場合である。

$$H_0 : a_{21}^1 = \dots = a_{21}^p = 0$$

この検定は、(2) 式を OLS 推定することにより得られる Wald 統計量が、 $p \geq k + d_{max} (k \geq 1)$ が成立している場合、自由度 p の χ^2 漸近分布に従うことを利用している。

各地域の Granger 因果テストの結果は、表 2 にまとめられている。その結果、歳出から歳入への明確な因果関係が見られるのは、東北だけである。逆に、関東、近畿、中国、九州では、

表 2 Granger 因果テスト

＼	「歳出」→「歳入」	「歳入」→「歳出」
地域	Wald 統計量	Wald 統計量
北海道	20.405***	14.749**
東北	23.636***	5.916
関東	5.765	37.502***
北陸	28.981***	36.104***
東海	18.668***	12.937**
近畿	2.222	25.303***
中国	4.630	17.475***
四国	39.832***	28.990***
九州	9.659	27.089***

注 1. 推定期間は、1956年度から1995年度までの40年間を用いた

- 「歳入」、「歳出」は次のようなデータである。
 - ・「歳入」：歳入総額－積立金取り崩し－地方債
 - ・「歳出」：歳出総額－積立金－公債費
- 検定統計量に付いている記号は、(**) は 5%，(***) は 1% 有意水準で帰無仮説を棄却できることを示す。

歳入から歳出への因果がはっきりみとれる。北海道、北陸、東海、四国は歳入から歳出、歳出から歳入への両方向とも Wald 統計量が統計的に有意であり、明確な因果関係を認められない。ここで、注目したいのは、四国を除く西日本で、歳入から歳出への因果関係が見られることである。

Granger 因果テストの解釈に関しては、2つの立場がある。堀場（1990）は、歳入から歳出への因果関係がある場合に地方分権が成立しているとするが、Doi（1999）は逆に、歳出から歳入への因果がある場合を地方分権が成立しているケースとしている。しかし、東北が関東や近畿よりも地方分権的とは考えにくいので、我々は堀場と同様に、歳入から歳出への因果関係が成立している場合を地方分権的とする。その結果、関東と西日本の大部分の地域では地方分権が成立しており、逆に東北は中央集権的と考えられる。

3節では、まず、東北地方の歳出・歳入パターンからその特徴を明らかにする。さらに、歳入に占める地方税比率が低いにも関わらず「地方分権的」と判断された中国、九州地方の財政パターンに注目しなくてはならない。また、関東や近畿と同様に、地方税比率が高いにも関わらず、歳出と歳入の両方向に因果が認められるために完全に地方分権的とはいえない東海地方の特徴を明らかにする必要がある。

3 WISAM によるパターン分析

3.1 歳入と歳出の変動パターンと最適評価関数値

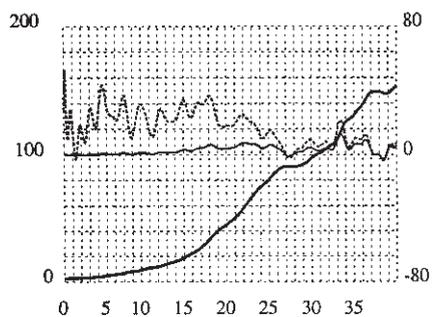
Wavelet 平滑化法（Wavelet Interpolation Method with Simulated Annealing）は、この論文の著者のうち森と三澤の2人が1998年から精力的に取り組んできた離散データの近似を行う統計手法である（詳しくは、森・三澤（2001）を参照）。スプライン補間などの他のデータ補間法に比べて優れている点は、なめらかな局所近似性にある。つまり、全部のデータを用いた場合の補間値と部分データでの補間値を比較すると、比較的似た値が得られるという特性がある。さらに、この論文では、各地域の歳出、歳入データの比較を行うが、WISAM を用いることにより、スケール調節を行うことで地域間比較が可能となる。

WISAM を用いた各地域の歳入と歳出データのパターン分析の結果が、図1としてまとめられている。図中で、ほぼ一貫して上昇している太い実線は、歳出、歳入の年次データを平滑化近似して連続データにしたものである。水平で小さく振れている線は、各時点での近似関数の導関数であり、点線が単位値あたりの導関数値である。それゆえ、各地域の歳出、歳入の変動のパターンを確認するためには、点線の動きに注目すればよい。

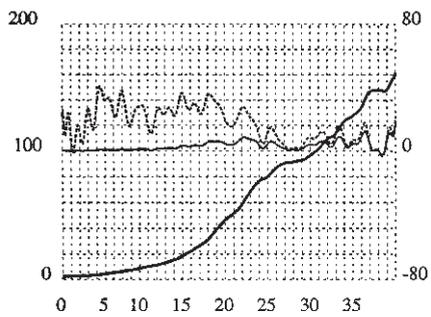
まず、図1の歳入の変動パターンを見ると、北海道、東北、四国がよく似たパターンを示していることが確認できる。歳入に占める地方税比率の高い関東、東海、近畿も、歳入のパター

図1 補間グラフ

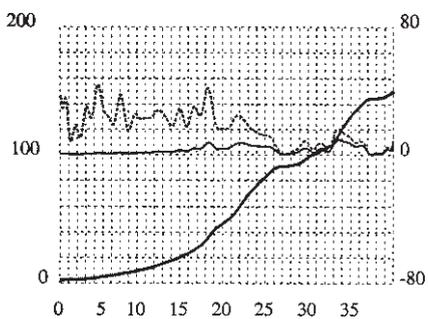
北海道 歳入



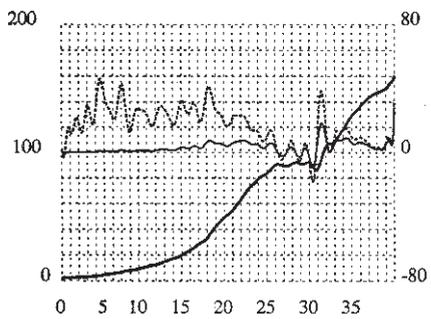
北海道 歳出



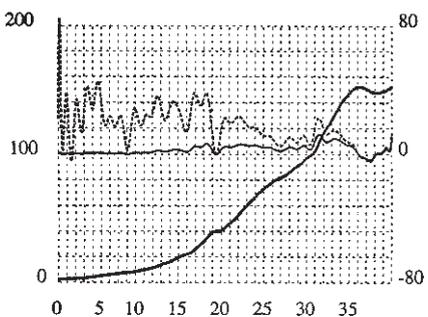
東北 歳入



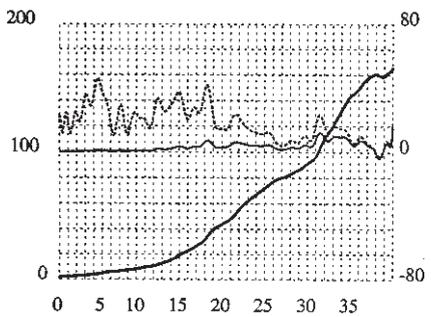
東北 歳出



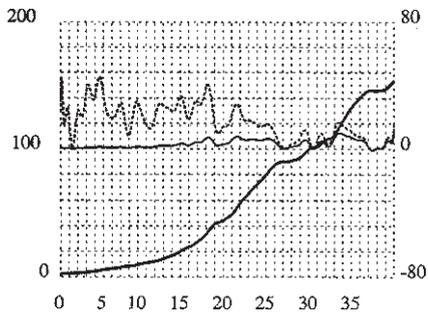
関東 歳入



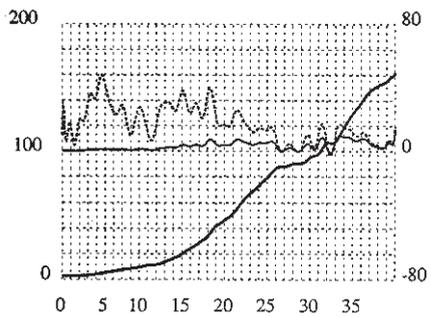
関東 歳出



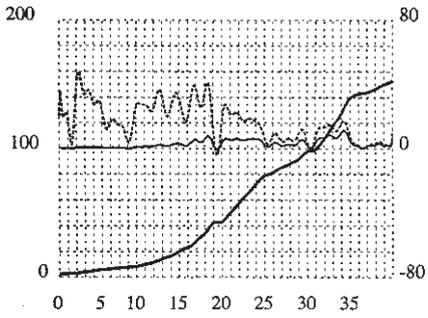
北陸 歳入



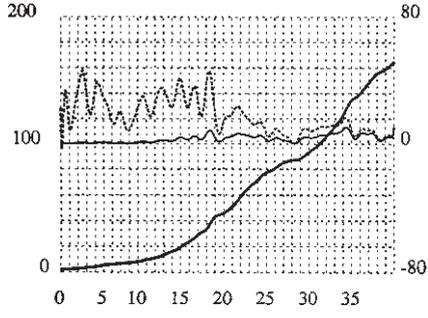
北陸 歳出



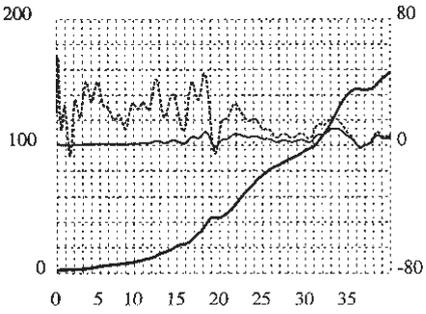
東海 歳入



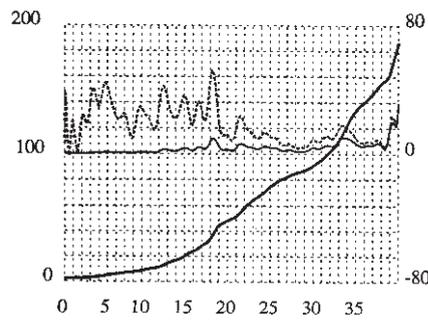
東海 歳出



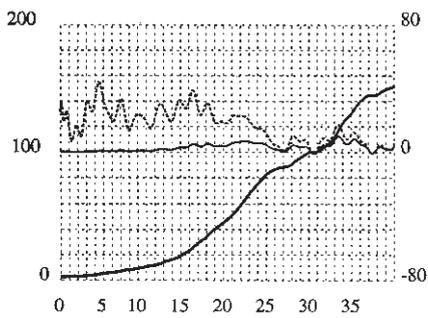
近畿 歳入



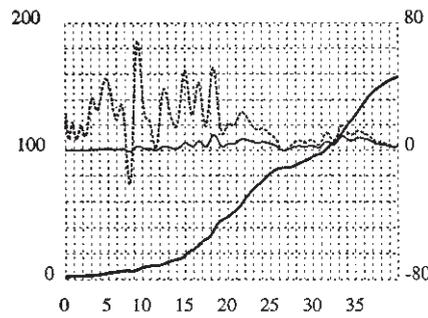
近畿北 歳出



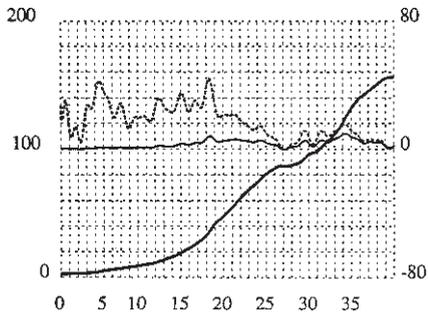
中国 歳入



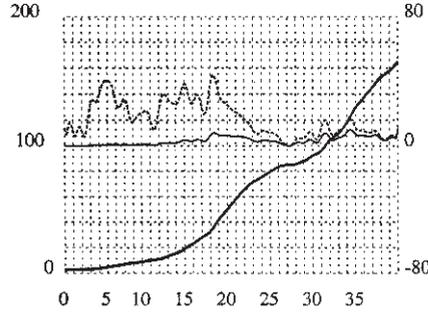
中国 歳出



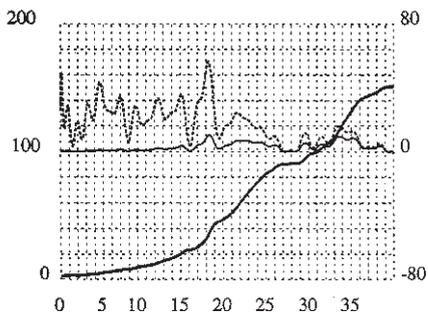
四国 歳入



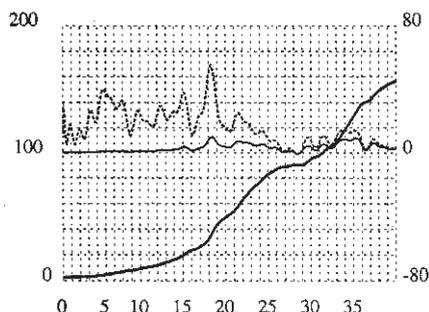
四国 歳出



九州 歳入



九州 歳出



注

—：補間曲線

.....：単位値あたり導関数値

——：近似関数の導関数曲線

ンが似ている。一方、歳出に関しては、北海道、四国と東北は異なったパターンとなるが、関東、東海、近畿は歳入と同様にお互いによく似たパターンを描いている（ただし、3.2節では、関東、近畿と東海の歳出パターンが実は似ていないことが示される）。

また、歳入面では必ずしも似ていないが、歳出面では、東海以西の西日本のパターンが似通っているのは興味深い。西日本は全体としてかなり強い経済圏を形成し、東日本に比べると相対的に中央政府から独立した地域となっている可能性がある（西村（1988）、（1997）を参照）。

さらに、各地域のパターンを比較すると、関東、東海、近畿の大都市を含む地域が似ていることが確認される。日本の経済全体が、太平洋ベルト地帯経済圏に依存していることの現れであろう。

次に、各地域の歳入、歳出の特徴をよりはっきりさせるために、歳入、歳出の最適評価関数値を計算したのが、表3である。最適評価関数値とは、WISAMで利用する評価関数(Appendix(5)式)を最小化することによって得られる値である。森・三澤（2001）によると、この最適評価関数値は「実際の時系列データの変化と線形的変化との差」を表していて、この値が大きいほどデータの変動が激しいことを意味する。なお、この分析で用いた各地域の歳出、歳入のデータは、各地域の時系列データの平均値で割って標準化しているため、算出した最適評価関数値は地域間比較が可能となっている。

さて、表3をみると、歳入、歳出とも、最適評価関数の値は、ほぼ7から20の間に収まっており、歳出と歳入の変化の大きさの差は5程度に収まっており、あまり大きくない。唯一の例外が東北である。東北の歳入の最適評価関数値は11であるのに対し、歳出の変化が63と非常に大きく、他の地方と比較しても特異な値をとっている。東北は、Granger因果テストで、歳出から歳入への因果関係が明確に認められた唯一の地方である。

表3 最適評価関数値

	北海道	東北	関東	北陸	東海	近畿	中国	四国	九州
歳入(A)	17.38	10.56	15.39	16.48	15.82	18.45	12.84	7.42	18.00
歳出(B)	18.46	62.89	12.30	20.47	10.68	19.08	17.00	6.75	14.17
$B - A = C$	1.09	52.33	-3.09	3.99	-5.14	0.63	4.16	-0.67	-3.83
$C / (A, B \text{の平均}) = D$	0.06	1.42	-0.22	0.22	-0.39	0.03	0.28	-0.10	-0.24

注1. データは1956-1995年度までの各40個を使用している。

2. この分析では、Granger 因果テストで利用した「歳入」、「歳出」データを使用する。ただし、各地域間の比較が可能となるように、各々のデータを平均値で割ったものを用いている。

ここで明らかにされたのは、まず、中央集権的な東北では、歳入の変化に比べて歳出の変化が非常に大きいことである。歳出が中央政府の政策に影響されやすいのかもしれない。図1でも、東北の歳出の動きは特異であることが示されている。さらに、Granger 因果テストで地方分権的とされた関東、近畿、中国、九州については、歳入と歳出の変動にはあまり差がない。しかし、中央集権でも地方分権的でもない北海道、北陸、東海、四国でも、歳入と歳出の変動の差は小さいので、この点では十分な情報は得られていない。そこで、次に L^2 -ノルムによる類似性の分析を行う。

3.2 L^2 ノルムによる類似性の分析

この節では、図1のデータの変動パターンをさらに数値化した L^2 -ノルム値を用いて、各地域間の類似性を示す。 L^2 -ノルム値とは、平滑化で得られた単位値当たり導関数値のグラフから計算される値であり、与えられた2系列データの変動パターンの類似性を表す（森・三澤（2003）を参照）。 L^2 -ノルム値により、各地域の歳出あるいは歳入の変動パターンの遠近が示される。表4では左列の地域と他8地域との歳入の L^2 -ノルム値、表5では歳出の L^2 -ノルム値を小さい順に並べている。なお、 L^2 -ノルムの値が小さいほど、その2系列データの変動パターンが近いことに注意してほしい。

まず歳入では、近畿、関東、東海の類似性がはっきりと示されている。これらの3つの地域は常に近い位置を保っている。これら地域の共通点は、歳入に占める地方税の割合が最も高いグループに属していることである。関東48%、東海40%、近畿34%である（表6を参照）。一方、北海道、東北、北陸、中国、四国は歳入に占める割合が20%前後と比率の低いグループではあるが、表4を見ても、それぞれの地域間の歳入データの変動パターンに明確な類似性は認められない。

歳出の L^2 -ノルムをみると、地域としての特異性を示すのは、3.1節の歳出パターンでみた東北地方ではなく、中国地方である。中国地方は他の地域との類似性を最も持たない地域となっ

表4 歳入の L^2 -ノルム値

北海道	北陸	東北	中国	四国	九州	近畿	関東	東海
	0.1629	0.1629	0.1653	0.2130	0.2168	0.2898	0.2913	0.3461
東北	四国	中国	北海道	北陸	九州	近畿	関東	東海
	0.1535	0.1550	0.1629	0.1671	0.1989	0.2747	0.3072	0.3175
関東	近畿	北陸	東海	九州	北海道	東北	中国	四国
	0.1737	0.2410	0.2564	0.2829	0.2913	0.3072	0.3074	0.3376
北陸	北海道	東北	中国	九州	四国	近畿	関東	東海
	0.1629	0.1671	0.1773	0.2067	0.2090	0.2248	0.2410	0.2653
東海	近畿	関東	北陸	中国	東北	四国	九州	北海道
	0.2176	0.2564	0.2653	0.3109	0.3175	0.3306	0.3392	0.3461
近畿	関東	東海	北陸	九州	東北	中国	北海道	四国
	0.1737	0.2176	0.2248	0.2598	0.2747	0.2850	0.2898	0.2969
中国	東北	四国	北海道	北陸	九州	近畿	関東	東海
	0.1550	0.1647	0.1653	0.1773	0.2719	0.2850	0.3074	0.3109
四国	東北	中国	北陸	九州	北海道	近畿	東海	関東
	0.1535	0.1647	0.2090	0.2118	0.2130	0.2969	0.3306	0.3376
九州	東北	北陸	四国	北海道	近畿	中国	関東	東海
	0.1989	0.2067	0.2118	0.2168	0.2598	0.2719	0.2829	0.3392
国 (参考)	関東	近畿	東海	北陸	九州	中国	東北	北海道
	0.3478	0.3507	0.4341	0.4809	0.5132	0.5204	0.5322	0.5330

ている。中国地方は、地方税の割合が低いにも関わらず、地方分権的と判断された地方であることを思い出してほしい。

さらに、歳出面では、東海、東北が特異な動きを示している。東北地方については、最適評価関数値で見た場合にも、歳出の変動がもっとも激しく突出した値をとっていた(表3を参照)。一方、東海地方は、歳入では関東、近畿と非常によく似たパターンをとっているが、歳出では両者と異なっていることに注意してほしい。つまり、地方税収入が多い関東、東海、近畿のなかで、東海地方だけが関東、近畿と違って、地方分権的にならなかったのは、歳出パターンの違いにあることを示している。

4節では、歳入における自主財源の割合だけではなく、歳出構造の面から地方分権的であることの意味を論じる。

4 地方分権とは何か

この節では、Granger 因果テストの結果と WISAM による歳出、歳入のパターン分析の結果を総合的に考慮して、地方分権の意味を考えていく。

まず、Granger 因果テストの結果、明確に地方分権的と判断されるのは、関東、近畿、中国、

表5 歳出の L^2 -ノルム値

北海道	四国	北陸	関東	九州	東北	近畿	東海	中国
	0.2108	0.2300	0.2399	0.2409	0.2588	0.2917	0.3318	0.3946
東北	北海道	四国	北陸	関東	九州	近畿	東海	中国
	0.2399	0.2531	0.2551	0.2630	0.2849	0.3271	0.3559	0.4414
関東	北陸	四国	近畿	東海	九州	北海道	東北	中国
	0.1764	0.2157	0.2188	0.2303	0.2390	0.2399	0.2630	0.3804
北陸	関東	四国	近畿	九州	北海道	東北	東海	中国
	0.1764	0.1871	0.2069	0.2177	0.2300	0.2551	0.2850	0.3617
東海	関東	北陸	近畿	四国	北海道	九州	東北	中国
	0.2303	0.2850	0.3009	0.3064	0.3318	0.3364	0.3559	0.4133
近畿	北陸	関東	九州	四国	北海道	東海	東北	中国
	0.2069	0.2188	0.2408	0.2506	0.2917	0.3009	0.3271	0.3593
中国	近畿	北陸	四国	関東	九州	北海道	東海	東北
	0.3593	0.3617	0.3696	0.3804	0.3804	0.3946	0.4133	0.4414
四国	北陸	九州	北海道	関東	近畿	東北	東海	中国
	0.1871	0.1982	0.2108	0.2157	0.2506	0.2531	0.3064	0.3696
九州	四国	北陸	関東	近畿	北海道	東北	東海	中国
	0.1982	0.2177	0.2390	0.2408	0.2409	0.2849	0.3364	0.3804
国 (参考)	関東	九州	北陸	四国	近畿	北海道	東海	東北
	0.2483	0.2513	0.2549	0.2641	0.2686	0.2705	0.2867	0.3115

九州であり、中央集権的なのは東北である。その他の北海道、北陸、東海、四国については、歳出と歳入の両方向に因果が認められるため、どちらともいえないという結果になった。

次に WISAM によるパターン分析では、まず最適評価関数値から東北地方の歳出の動きが非常に大きいことが確認された。また、WISAM から計算された L^2 -ノルム値をみると、歳入では、地方税の割合の高い関東、東海、近畿がグループを形成していることが確認された。実際、関東、東海、近畿の歳入に占める地方税の割合は、48%、40%、34%と高いが、他の地方はその割合が20%前後であり、大きな格差がある（1997年、表6参照）。

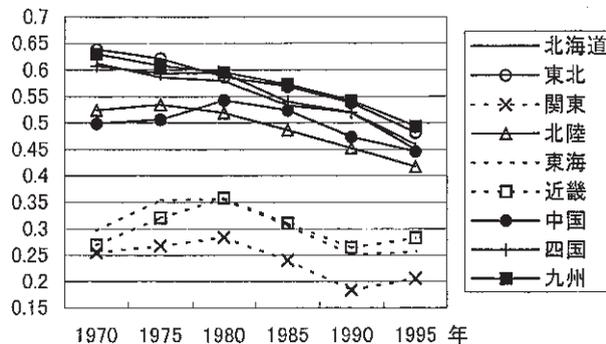
さらに、歳出の L^2 -ノルム値では、中国地方が特異な位置を占めること、さらに、東海、東北地方についても他の地域との類似性に乏しいことが示された。東北地方は中央集権的とされた唯一の地方であり、東海地方は、歳出では関東、近畿とともにグループを形成しながら、歳出では関東、近畿との類似性を失っている。

さて、中央政府が地方自治体をどのような形でコントロールしているのであろうか。堀場（1999）、林（1995）によれば、まず、第1に、中央政府の委任を受けて地方が行っている機関委任事務の存在がある。機関委任事務は、地方公共団体の執行機関を中央政府の機関とし、これに中央政府の事務を委任して代行させる仕組みであり、地方政府を中央政府の下請機関として機能させている。第2に、中央政府から地方への補助金による関与が挙げられる。つまり、

表6 各地域の地方税収入の割合
(1997年度)

	地域別歳入に占める地方税構成比 (%)
北海道	18.13
東北	19.26
関東	47.80
北陸	22.03
東海	40.34
近畿	33.98
中国	21.46
四国	16.23
九州	19.06

出所：総務庁統計局『地方財政統計年報』より作成



出所：総務庁統計局『地方財政統計年報』より作成

図2 {地方交付税+国庫支出金} 比率 (対歳入比)

地方の支出の財源の一部となる補助金をどのような政策につけるのかを決定することにより、地方の財政支出の方向性を間接的にコントロールすることができる。第3として、一般財源と考えられる交付税に関しても、中央政府の政策に関わる部分への重点配分という手法で地方政府をコントロールするというルートが存在する。

ここで、地方財政に占める補助金と地方交付税の歳入に占める割合を図2によって確かめておこう。全国各都道府県への国庫支出金(補助金)の歳入に占める割合は、1975年の30%から1995年の20%までほぼ一貫して低下しているが、地方交付税は20%から25%の間で変動している。しかし、地域ごとの格差は大きく、1995年でも、関東、東海、近畿では補助金と地方交

付税を合わせた割合は3割未満と低くなっているが、その他の地域では歳入の40%から50%程度が中央政府の何らかのコントロール下にあることになる。

次に、歳出面をみると、1975年から1995年まで、平均すると投資的経費は歳出の35%程度を占めている(図3を参照)。この投資的経費つまり地方の公共投資は国庫補助金や地方交付税を通じて、中央政府の強いコントロールを受けている。普通建設事業費の割合が低いのは、近畿、関東である。関東、近畿と並んで自主財源割合の高いグループであった東海地方は、普通建設事業費の割合は30%前後で推移しており、他の地方と同様に、普通建設事業費の高いグループに入っている。

なお、1975年より、特例地方債として減収補填債が認められ、1977年には建設国債となった。建設国債の元利償還は地方交付税算定基準の基準財政需要額に算入され、財政赤字分が地方交付税として配分されるようになり、地方交付税の増額により中央政府のコントロールが強くなったといえる。

上記の国庫補助金や地方交付税を通じた中央政府のコントロールを考慮すれば、地方税比率が低いにも関わらず、Granger 因果テストの結果から地方分権的とされた中国、九州地方の説明が可能となる。つまり、図3を見ると、自主財源の少ないグループの中では、中国、九州地方において歳出に占める普通建設事業費の割合が相対的に小さい。そこで、Granger 因果テストで、中央集権的とされた東北と、地方分権的とされた中国、九州の比較を行う。

まず、歳入に占める地方税の割合は中国地方が3つの地方のうち最も高く(全国でも、関東、東海、近畿に次いで高い)、九州がそれに続き、東北が最も低い。逆に、地方交付税と国庫支出金の比率が最も高いのは、東北である。そして、東北は、歳出に占める普通建設事業費の割合も高い位置で推移している。普通建設事業費の割合が3つの地方で最も低いのは中国地方であり、九州地方はそれに次ぐ。

つまり、分権的とされた中国地方は、関東、東海、近畿について地方税の割合が高く、歳出

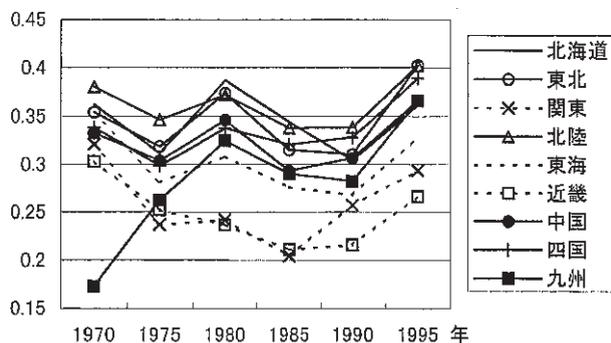


図3 普通建設事業費 (対歳出比)

に占める普通建設事業費の割合が低い。九州は、地方税の割合は高くないが、歳出に占める普通建設事業費の割合も高くない。以上のことは、中国地方、九州地方が、歳出面で中央政府のコントロールを低くしていることを意味していると考えられる。

以上の計量分析の結果から判断する限り、地方税の歳入に占める割合が高ければ地方分権的であるというわけではない。地方税の割合だけにこだわるのではなく、歳出構造、特に歳出に占める普通建設事業費の割合は重要である。

例えば、東海地方は地方税の割合が高いが、地方分権的であるとも中央集権的であるとも明確に言い切ることはできない。その理由として、歳出に占める普通建設事業費の割合が相対的に高いためと考えられる。逆に、歳入に占める地方税の割合が21.5%の中国地方、19%の九州地方が地方分権的であるとされる理由は、普通建設事業費の割合が相対的に低いことに求められる。つまり、中央政府は、普通建設事業費をまかなうための国庫支出金、地方交付税を通じて、地方政府をコントロールしているので、その割合を低めない限り、地方税の割合を高めたとしても地方分権は成立しない可能性がある。

5 ま と め

この論文の目的は、計量データ分析を通じて、地方分権の意味を明確にすることである。

まず、Granger 因果テストから、東北は明らかに中央集権的であるが、そのほかの地方は多少なりとも地方分権的であるという結果を得た。特に、関東、近畿、中国、九州は、歳入から歳出への明確な因果関係があり、地方分権が成立している。

それでは、東北と関東、近畿、中国、九州の違いはどこにあるのであろうか。3-1節における、Wavelet 平滑化法を用いたデータのパターン化により、東北は歳入に比べて歳出の変化が非常に大きいという特徴を持つことがわかった。また、3-2節では、歳入パターンの類似性を持つのは、関東、東海、近畿であることが明確に示された。歳出では、中国地方の特異性が際だっている。また、東海、東北も他の地域との類似性に乏しいことが明らかにされた。

なお、東北地方は自然災害の多い地方であり、そのために歳出の変動が大きくなっているとも考えられる。そこで、歳入の中から国庫支出金のうち災害復旧事業費支出金を差し引き、歳出から災害復旧事業費のデータを差し引いたデータを用いて、Granger 因果テストを行うと、歳出、歳入の両方の因果が存在することが確かめられる。つまり、東北地方が中央集権的であるのは、災害効果による可能性が高い。

次に、4節では、中国、九州のように地方税の歳入に占める割合が20%程度と低い地域でも、Granger 因果テストからは地方分権的と判断される理由としては、歳出に占める普通建設事業費の割合が相対的に低いことが明らかにされた。逆に、地方税比率の高い関東、東海、近畿のうち、一つだけ、地方分権的であると言い切れない東海地方は、相対的に普通建設事業費の割

合が高い。

以上のことを考慮すると、地方分権の成立のためには、歳入に占める地方税収入の割合だけでなく、歳出に占める普通建設事業費の割合も重要である。中央政府は、公共事業をとおして、国庫支出金や地方交付税の形で地方政府をコントロールしようとする。それゆえ、公共事業の割合を低く押さえることが、地方分権を成立させることと深く関連してくる。

最後に、以上の地方分権に関する考察は、歳入、歳出のパターン分析(WISAMによる図示、最適評価関数値、 L^2 -ノルム値)により、可能となった。特に、 L^2 -ノルム値は、データパターンの類似性を知る手段として非常に有用である。

謝辞：本稿は2001年日本財政学会、2003年日本統計学会で報告した論文に加筆修正したものである。学会報告において、戸谷裕之氏(大阪産業大学)、福重元嗣氏(神戸大学)には有益なコメントを頂いた。記して感謝します。

Appendix

ここでのWavelet平滑化法の説明は、森・三澤(2001)、森(1999)に従っている。Wavelet平滑化法は、Meyer wavelet関数の一次結合により時系列データの滑らかな平滑近似を求める方法である。

時間間隔を等間隔とする有限個の時系列データをMeyer wavelet関数系 \mathcal{F} により滑らかに近似する問題を考える。関数系 \mathcal{F} として、関数

$$\psi(T) = \frac{1}{\pi} \int_{\frac{2\pi}{3}}^{\frac{4\pi}{3}} \cos(Tu) \sqrt{1-A(u)} du + \frac{1}{\pi} \int_{\frac{4\pi}{3}}^{\frac{8\pi}{3}} \cos(Tu) \sqrt{A(2u)} du \quad (3)$$

より、スケール変換と平行移動により得られる

$$\psi_{j,k}(T) = C_{\psi} \psi(2^j(T-k))$$

$$\mathcal{F} = \{\psi_{j,k}(T)\}_{j=-5, k=0}^{j=t-1, k=t-1}$$

を設定する。ここで、 C_{ψ} は j, k に依存しない定数である。

t 個の時系列データ f_0, f_1, \dots, f_{t-1} に対して、 \mathcal{F} の関数の一次結合

$$\Phi(T) = \sum_{k=0}^{t-1} \sum_{j=-5}^{-1} \sigma_{j,k} \psi_{j,k}(T) \quad (4)$$

で $\{f_T\}_{T=0}^{t-1}$ を近似するものを求める。ここで、「時系列データの折れ線グラフを近似する」という立場に立ち、次の評価関数を導入する。

$$E(\Phi) = C_1 \sum_{T=0}^{t-1} (\Phi(T) - f_T)^2 + C_2 \sum_{T=0}^{t-2} \sum_{l=0}^{d-1} \left(\Phi\left(T + \frac{l}{d}\right) - (f_{T+1} - f_T) \right)^2 \quad (5)$$

ここでの目標は(5)式の E を最小とする近似関数、つまり、そうなるような(5)式の係数を求め

ることである。このとき得られた近似関数を“最適近似関数”と呼ぶ。この最適近似関数を求める方法は、組み合わせ最小問題の解を求める確率的探索法である“Simulated Annealing”を用いて最適近似関数を求める方法であり、以下のような方法である。

まず、(4)式の係数の値を $-MS$ と MS の間の整数値に制限する。また、元データも値が200以下でかつ最大値が100程度以上になるように補正変換を行う。上記制限のもとで、係数 $\{\sigma_{j,k}\}_{j=-5, k=0}^{t-1}$ は $5t$ 個の整数の組、 $S=[-MS:MS]^{[-5:-1]\times[0:t-1]}$ の元とみなすことができる。ここで、 $[a:b]$ は a と b の間の整数全体を示す。このとき、 $\sigma \in S$ に対して、 $\sigma(j,k)$ を係数とする近似関数を

$$\Phi_{\sigma}(T) = \sum_{k=0}^{t-1} \sum_{j=-5}^{-1} \sigma(j,k) \psi_{j,k}(T)$$

とし、 S 上の関数 $E(\sigma)$ を $E(\Phi_{\sigma})$ で定義する。

ここで、 S の元 $\sigma_{j,k}^{\pm}$ を

$$\sigma_{j,k}^{\pm}(l,m) = \begin{cases} \sigma(j,k) \pm 1 & \text{if } (l,m) = (j,k) \\ \sigma(l,m) & \text{if } (l,m) \neq (j,k) \end{cases}$$

とし、

$$N(\sigma) = \{\sigma_{j,k}^{\pm}, \sigma_{j,k}^{-} \mid j \in [-5:-1], k \in [0:t-1]\}$$

を σ の近傍とする。このとき、本手法による計算は次で与えられる S 上のマルコフ連鎖のsimulationを行うことになる。

1. 初期状態は、全ての係数を0とする。

時刻 n で $X_n = \sigma$ のとき、次のルールで $X_{n+1} = \tau$ を選ぶ

2. $N(\sigma)$ の状態 $\sigma_{j,k}^s$ を等確率で選ぶ。

これは、 $j \in [-5:-1]$ と $k \in [0:t-1]$ 及び符号 $s = “+”$ または“ $-$ ”をそれぞれ等確率で選ぶことで実現される。 $\sigma_{j,k}^s(j,k) > MS$ or $< MS$ の場合は $\tau = \sigma$ とする。

3. $\Delta E = E(\sigma_{j,k}^s) - E(\sigma)$ を計算する。

4. $\Delta E \leq 0$ ならば $\tau = \sigma_{j,k}^s$ とし、 $\Delta E > 0$ ならば確率 $e^{-\beta(n)\Delta E}$ で $\tau = \sigma_{j,k}^s$ とする。ただし、 $\beta(n) = \log([n/C_c] + C_i)$ であり、 $C_c \text{ steps}$ の間は同じ β の値を用いることになる。以後、この $C_c \text{ steps}$ を1cycleと呼ぶ。

このマルコフ連鎖の極限として、最適近似関数を与える係数とそのときの評価関数値の最小値が得られる。森・三澤(2001)によると、この最適評価関数値は“実際の時系列データの変化と、線形的変化との差”を表している。

本稿でのシミュレーションにおいては、反復計算回数を1000cycleとし、 $C_{psi} = 0.1$ 、 $MS = 2000$ 、 $C_1 = 0.2$ 、 $C_2 = 0.1$ 、 $C_3 = 0.9$ 、 $C_c = 100000$ 、 $C_i = 2$ としている。

参考文献

- [1] Doi, T. (1999). Is Japanese Local Finance Really Centralized? : From a Viewpoint of the Revenue-Expenditure Nexus, 名古屋市立大学経済学部附属経済研究所セミナー (99年1月)にて報告.
- [2] 古川章好, 下野恵子(2002). 公共投資の集中・分散政策の選択, 日本経済研究, **45**, 1-22.
- [3] Greene, W. (2000). *Econometric Analysis*, 4th edition, Prentice Hall.
- [4] 林宜嗣(1995). 地方分権の経済学, 日本評論社.
- [5] 堀場勇夫(1990). 地方財政構造と時系列分析—Grangerの因果関係分析を中心として—, 青山経済論集, **42**, 64-78.
- [6] 堀場勇夫(1999). 地方分権の経済分析, 東洋経済新報社.
- [7] 森隆一(1999). シミュレーテッド・アニーリングを用いた時系列データのウェーブレット補間法, 京都産業大学論集自然科学系列 I, **28**, 30-45.
- [8] 森隆一・三澤哲也(2001). ウェーブレット関数系による時系列データの平滑化, 計算機統計学, **14**, 3-16.
- [9] 森隆一・三澤哲也(2003). Analysis of Time Series Data by Smooth Fitting with Meyer Wavelets, 名古屋市立大学経済学部 Discussion Paper No. 344, 名古屋市立大学経済学部.
- [10] 西村紀三郎(1988). 地方財政構造分析, 白桃書房.
- [11] 西村紀三郎(1997). 地方財政構造分析総合—西高東低型の構造解明のまとめ, 駒沢大学経済学部研究紀要, **77-78**, 1-39.

(2004年12月8日受領)