

【論文】

## 地域の景気循環の性質

村上 敬進\*

### 要旨

本稿は、地域景気の全国景気に対する遅行・悪化を分析することを目的とする。ポートフォリオ理論を基に地域経済を分析した研究や、地域の経済成長の収束に関する実証研究から、全国景気に対する地方景気の先行・遅行と、所得水準や経済成長率の分散との間にどのような関係が存在するかを検討した。具体的には、分析期間中の経済成長率の分散は地域景気の先行・遅行を説明できなかったが、景気の谷におけるクロスセクションの1人当たり県内GDPの分散と各地域の景気の先行・遅行度の(クロスセクションの)分散には有意な正の相関関係が存在することが明らかになった。更に、2地域間の経済成長率の差が2地域間の所得格差の変化率に還元できることに注目した分析も行った。その結果、経済(所得)水準と地域景気の遅行には有意な負の相関関係が存在し、所得水準が高い大都市圏と低い地方圏と比べると、地方圏の遅行確率が高まることを示した記述統計やプロビット分析の結果とも一致した。

キーワード 地域景気の先行・遅行、クロスセクションおよび期間中の分散、所得水準

### 1 はじめに

地域経済学の分野では、地域の経済成長とその分散について、産業の多様性の観点から多くの研究が行われている(安藤・中村(2004)、Chandra(2002、2003)、Kort(1981)、Wanger and Deller(1998)等)。ところが、景気循環理論の分野で、地域の景気分析に注目した研究は少ない。田原(1983、1998)では、独自に作成した各県の簡易DIや地域別鉱工業生産指数等を利用して、全国景気に対する地域景気の進行具合は一様ではないことを、循環ごとに観察している。その他の地域の景気研究は、デジタル家電の工場がどの県にあるか、円高の影響を受けやすい産業が集中している地域がどこか、といった具体例に基づく景気分析ばかりである。

地域景気分析の第1の問題点は、一般的に、「大都市圏または全国の景気に対する地域景気の遅行・悪化」が言われているだけで、実際にどの地域の景気が、どの程度、どのように全国景気に対して遅行しているかは、ほとんど研究されていないことである。第2の問題点は、なぜ地域の景気が遅行するのかの実証研究や理論研究も存在しない。第3に、地域景気の全国景気に対する先行・遅行が、一国の景気変動や資源配分の効率性に与える影響は、何も研究されていないことである。

本稿の目的は、第1の問題点に対して、記述統計の整理、プロビットモデル、パネルによる分析から、地域景気の遅行傾向の答えを導き出すことである。そして、第2の問題点である遅行原因についても一部調査をしている。

資料1 景気動向指数を作成している道府県（内閣府調べ）を基に、景気基準日付を作成している道府県および地域を調査。

作成（29道府県＋1地域）	北海道、青森、岩手、秋田、宮城、山形、福島、茨城、栃木、群馬、神奈川、新潟、石川、福井、静岡、愛知、岐阜、三重、奈良、大阪府、近畿、兵庫、岡山、広島、山口、島根、福岡、佐賀、宮崎、鹿児島
未作成	和歌山、長崎、鳥取
不明（回答が得られなかった県）	長野、大分、熊本

本稿の構成は次の通りである。2節では、地域景気の先行・遅行に関する記述統計の整理を行う、3節ではプロビットモデルを利用して地域ごとに全国景気に対する先行・遅行の程度を明らかにする。4節では、所得水準、期間中の成長率分散、クロスセクション（地域間）の所得の分散が地域景気の先行・遅行に与える影響を先行研究から整理する。5節では、4節の仮説を用いて、パネルを利用した実証分析を行う。6節が本稿の結論である。

## 2 記述統計

地域の経済・景気統計は全国の統計と比べると整備が遅れている。このため、本節では、各道府県の景気基準日付および各地域の鉱工業生産指数を利用して、地域景気の先行・遅行に関する基礎的な統計の整理をし、分析の展望をする。

### 2-1 景気基準日付

わが国における景気変動の山と谷の判定は内閣府が作成する景気基準日付で行われる。県レベルでは、内閣府の調べによると、現在33道府県がDI、CIなどの景気指標を作成している。その中の多くの県が国と同様の方法を利用して景気の高と谷を調査している（資料1）。地方の経済状態を表す代表的指標である県内GDPは年次データしか作成されていないため、各道府県が作成する景気基準日付は、地方経済の状態を月次単位で示す貴重な総合指標である。

しかしながら、景気基準日付による分析には幾つかの問題が存在する。地域の景気を体系的に分析するにあたり特に問題なのが、47都道府県の全てが景気基準日付を作成していない点である。また、景気基準日付を作成し始めた時期も県によって異なるという問題もある。このような問題が存在するものの、地方の景況を測る物差しとして利用する利点も大きいため、公表されている各道府県の景気基準日付を基に地方の景況の遅れを調査した。比較的多くの県の日付が揃う国の景気でいう第7循環から第13循環までのデータで分析を行う。

収集した景気基準日付から表1、2、3が作成されている<sup>12</sup>。表1では、各道府県の景気基準日付を地域別に分類し、各循環の山と谷における地域平均の先行・遅行度を求めている。表2では、「山における各地域の先行確率＝全国景気に対して先行した循環数／7」と「谷における各地域の遅行確率＝全国景気に対して遅行した循環数／7」を計算している。表1の各循環平均の先行・遅行度が0.5ヶ月未満の場合は、先行にも遅行にも含めていない。更に、大都市圏（関東、東海、近畿）と地方（北海道、東北、北陸・静岡、中国、四国、九州）に分けて、平均先行・遅行確率を計算したものが表3である。

以上の分析から、次のことが確認できる。第1に、地方は、大都市圏と比べると、谷における遅

表1 循環ごとの地域別先行・遅行

(単位 月数)

北海道

	山	谷
7循環	1	2
8循環	1	3
9循環	0	8
10循環	-6	0
11循環	3	2
12循環	2	-3
13循環	-3	3
全循環平均	-0.29	2.14

東北

	山	谷
7循環	-0.19	2.46
8循環	-2.32	2.89
9循環	-0.53	-2.91
10循環	-1.11	1.57
11循環	2.63	2.69
12循環	-0.93	2.54
13循環	0.02	0.99
全循環平均	-0.34714	1.461429

関東

	山	谷
7循環	-0.25	0
8循環	-1.75	-0.25
9循環	1	-2.5
10循環	0	1.25
11循環	1	3.75
12循環	-1	1.5
13循環	1.5	1.25
全循環平均	0.071429	0.714286

北陸・静岡

	山	谷
7循環	-0.5	3.5
8循環	-2.75	1.5
9循環	1	-6.25
10循環	-0.5	10.25
11循環	3.25	9
12循環	-1.5	-2.75
13循環	-1	2
全循環平均	-0.28571	2.464286

東海(3県)

	山	谷
7循環	0.69	2.15
8循環	0.46	-0.06
9循環	0.77	0.48
10循環	-0.68	4.04
11循環	3.55	2.16
12循環	0.15	3
13循環	1.85	-0.1
全循環平均	0.97	1.667143

近畿

	山	谷
7循環	0	3
8循環	-2	2
9循環	2	1
10循環	-3	1
11循環	2	2
12循環	-2	1
13循環	-2	0
全循環平均	-0.71	1.43

中国

	山	谷
7循環	0.25	3.5
8循環	-0.75	4.25
9循環	1.5	4
10循環	1.5	3.75
11循環	2	2.75
12循環	0.75	3.25
13循環	1	0.75
全循環平均	0.892857	3.178571

四国

	山	谷
7循環	2	1
8循環	-2	4
9循環	0	3
10循環	2	7
11循環	5	5
12循環	2	2
13循環	0	4
全循環平均	1.29	3.71

九州

	山	谷
7循環	-0.5	0.25
8循環	0.5	3.5
9循環	0.25	-1
10循環	0.25	2
11循環	0.75	2.25
12循環	1.25	-0.5
13循環	-1.75	-0.5
全循環平均	0.107143	0.857143

注 各地域の各循環における平均先行(遅行)月数を循環ごとに計算する。全県が揃っている東北と東海は、名目県内 GDP による加重平均であり、その他の地域は全県が揃っていないため単純平均計算している。採用した名目 GDP は、多くの地域で各循環の山に相当する年の名目 GDP (昭和48年、昭和51年、昭和55年、昭和60年、平成3年、平成9年、平成12年)である。

表2 各地域の谷の遅行確率と山の先行確率

	山の先行確率	谷の遅行確率
北海道	0.285714286	0.714285714
東北	0.571428571	0.857142857
関東	0.285714286	0.571428571
北陸・静岡	0.714285714	0.714285714
東海	0.142857143	0.571428571
近畿	0.571428571	0.857142857
中国	0.142857143	1
四国	0.142857143	1
九州	0.285714286	0.428571429

注 各地域の山における先行確率=全国景気に対して先行した循環数/7  
各地域の谷における遅行確率=全国景気に対して遅行した循環数/7

表3 大都市圏と地方圏の先行・遅行確率の差異（日付版）

大都市圏	
山の先行確率	谷の遅行確率
0.3333333333	0.6666666667
地方圏	
山の先行確率	谷の遅行確率
0.357142857	0.785714286

注 大都市圏は関東、東海、近畿。地方圏はそれ以外の地域。確率は各地域の単純平均。

遅行確率が高い。各地域を個別に見ても、近畿と九州を除けば、大都市圏よりも地方の各地域の方が、遅行確率が上昇する傾向にある<sup>3</sup>。第2に、山では、大都市圏も地方も先行確率が近接している。地方の谷に関する遅行確率はかなり高いので、大都市圏と比べれば、地方景気が谷において遅行する傾向が存在するようである。第3に、景気が遅行する地域の特徴として、谷の遅行の度合いと比べて山の遅行の度合いは小さい場合が多く、更に、谷が遅行していても山に関しては先行するケースも存在した。

## 2-2 地域別鉱工業生産指数

各道府県の景気基準日付から、ある程度の全国の景気に対する先行・遅行関係を読み取ることができたが、この分析は幾つかの問題も抱えていた。そこで、他の統計指標を利用して先行・遅行関係を確認してみよう。県内GDPは、残念ながら年次データしか存在しないため、月次単位での景気の先行・遅行が分析できない。このため、経済産業省の地域別鉱工業生産指数による分析を試みた。鉱工業生産指数は、景気動向指数の一致指数の中でも重要な景気指標であるため、この分析から、地域の景況の先行・遅行の傾向が明らかになるであろう。

表4では、1994年～2004年2月までの前年同月比（平成12年基準）のデータで、全国と他地域の時差相関を求めている。景気基準日付と比べて遅行する地域が少ない理由は、地域景気の波の歪な遅行が主原因であろう。景気基準日付の分析から、景気が遅行する地域の特徴として、谷の遅行の度合いと比べて山の遅行の度合いは小さい場合が多く、更に、谷が遅行していても山に関しては先行するケースも存在した。すなわち、全国景気の波に対して地方の景気の波は、位相同型で数ヶ月ずれているのではなく、歪にずれている可能性が存在する。したがって、複数の循環をまとめて時差相関を求めると、先行か遅行かの判別が明確にできない可能性が存在する。このため、各循環の山と谷を中心に約4年分のデータで時差相関係数を確認した<sup>4</sup>。

谷では、第6循環から第13循環までの8つの循環で各地域の全国に対する時差相関係数を調べた。そして、地域ごとの「先行（遅行）確率＝先行した循環の数／8」を求めたものが表5である。一方、山では、第7循環から第13循環までの7つの循環で各地域の全国に対する時差相関係数を調べた。その結果の各地域ごとの先行・遅行確率は表6にまとめられている。

以上の準備から、表7では、大都市圏（関東、中部（東海）、近畿）と地方圏（北海道、東北、中国、四国、九州）に分けて、各圏の平均的な先行（遅行）確率を求めている。谷では、大都市圏と比べて地方の方が遅行確率が高いことが、山では地方の先行確率が若干高いことが特徴として示される。

景気基準日付と地域別鉱工業生産指数の時差相関係数の整理から、大都市圏と地方圏では地方圏の方が谷における遅行確率が大きい傾向が現れた。少なくとも両方の圏の遅行確率が同一であるとは言えないようだ。

表4 全国景気に対する時差相関 前年同月比の時系列データ1994年～2004年2月

単位 月数	北海道	東北	関東	東海	近畿	中国	四国	九州
+3	0.481517	0.766945	0.708331	0.723797	0.749105	0.609982	0.629942	0.804873
+2	0.588668	0.820805	0.813755	0.799993	0.828854	0.705556	0.701509	0.845058
+1	0.685752	0.847371	0.885762	0.829165	0.877706	0.784024	0.749821	0.857473
0	0.775144	0.859134	0.960153	0.887616	0.92134	0.854944	0.799043	0.868181
-1	0.802336	0.792312	0.940478	0.806336	0.872988	0.82009	0.758648	0.789551
-2	0.814383	0.746325	0.923679	0.764285	0.822872	0.794011	0.743168	0.724565
-3	0.7935	0.630305	0.861872	0.654345	0.742332	0.722961	0.662838	0.631233

注 プラスは全国に対して遅行、マイナスは全国に対して先行

表5 各地域景気の全国景気に対する谷の先行・遅行確率 第6循環～第13循環

	先行確率	遅行確率
北海道	0.125	0.375
東北	0.125	0.375
関東	0.125	0.125
中部(東海)	0	0
近畿	0	0
中国	0.125	0.375
四国	0.125	0.625
九州	0.125	0.375

注1 表4のような時差相関係数を各循環で計算して導出。先行(遅行)確率=先行(遅行)した循環の数/8

注2 1994年からは東海地域のデータを、それ以前は中部の生産指数データを利用している。以下の分析も同様である。

表6 各地域景気の全国景気に対する山の先行・遅行確率 第7循環～第13循環

	先行確率	遅行確率
北海道	0.428571	0
東北	0.285714	0.428571
関東	0	0
中部(東海)	0	0
近畿	0	0
中国	0	0.142857
四国	0	0.428571
九州	0.142857	0.285714

注 先行(遅行)確率=先行(遅行)した循環の数/7

表7 大都市圏と地方圏の先行・遅行確率の差異(時差相関版)

	山		谷	
	先行確率	遅行確率	先行確率	遅行確率
大都市圏	0	0	0.041667	0.041667
地方圏	0.171429	0.257143	0.125	0.425

注 大都市圏は関東、東海、近畿。地方圏はそれ以外の地域。確率は各地域の単純平均。

### 3 プロビットモデルによる先行・遅行の分析

記述統計を整理した前節の分析から、谷における遅行確率は、大都市圏と比べると地方圏の方が高いようである（少なくとも遅行確率が両地域で同一とは断定できない）。そこで、本節では、景気基準日付から得られた先行・遅行の結果を地域ごとにまとめ、プロビットモデルで推定することを試みる。プロビットモデルを利用して経済変数間の先行・遅行関係を調べた代表的な先行研究には Estrella and Mishkin (1998) がある。この研究では、株価と景気（基準日付）の先行・遅行関係を調べている。また、原田 (2003) では Estrella and Mishkin (1998) を参考に、東証株価指数の前年同月比を説明変数とするプロビットモデルの推定が行われ、景気の先行指標としての株価は安定的であるという結論を出している。

本節の分析では、説明変数は全国版の鉱工業生産指数の前年同月比（平成12年基準）であり、被説明変数は景気拡張期 = 1、後退期 = 0 と設定した 1、0 のデータである。分析期間は国の景気の第 7 循環から第 13 循環をカバーする 1973 年 1 月から 2002 年 12 月である。推定の手順は次のように行った。①推定式は以下のようである。

$$\text{Prob}(\text{Recovery} = 1) = F[\alpha_0 + \alpha_1 \text{DOT}(IIP_t)]; -n < t < n. \quad (1)$$

$\text{DOT}(IIP_t)$  は、 $n$  ヶ月まで先行（負）または遅行（正）させた全国鉱工業生産指数の前年同月比（%）、 $F[\ ]$  は標準正規分布の累積密度関数である。②この推定式で、生産指数前年同月比のデータを 1 ヶ月ずつ先行または遅行させていった結果、説明変数の  $t$  値が 2 より大きく有意で、McFadden の  $R^2$  が一番大きくなる先行・遅行月を求める。

分析結果は表 8 にまとめられている。負（正）の値が大きいほど、全国と比べて先行（遅行）している地域ということになる。全期間の推定では、各地域がほぼ同じ次数に固まって存在していることがわかる<sup>5</sup>。すなわち、全国景気に対する大幅な遅れや先行は、どの地域にも認められなかった。ところが、的中率を見ると、景気後退期的中率が低いことが示されている。これは、景気の波が三角関数のような綺麗な波ではなく、歪な波である可能性を示す。前節の時差相関の分析でも、期間を長く取った例では（表 4）、地域の先行・遅行がほとんど現れなかった。時差相関係数の分析結果及び日付の結果も考慮に入れると、歪な波の可能性は強い。

そこで、各循環の谷周辺での推定も試みた。サンプル数は谷を中心に 51 日分である。プロビットモデルの性質上、本来はもっとサンプル数を増やした方がよいであろうが、サンプル数を増加させると、次の循環にかかってしまい、循環毎の独立した分析が不可能になってしまうため、このような方法を採用している。その結果、以下のことが明らかになった。関東は多くの循環の谷で先行していることがわかる。近畿は、関東と比べると、循環によって大きく遅行することもあるようだが、他地域よりも景気が先行するケースもある。地方圏の中でもたまたま先行するケースもあるが、概して関東と比べると遅行するようである。

記述統計でもプロビットでも、景気の進展具合は各地域で一様ではなく、大都市圏（特に関東）と地方圏では動きが異なり、大都市圏と比べると地方圏は景気が遅行しやすい傾向が示されている。以上の分析で得られた先行・遅行のデータと他の経済変数の関係を考察していくことで、更に、地域景気の遅行の特徴が明らかになっていくであろう。

表8 プロビットモデルの結果：全国鉱工業生産指数に対する各地域の景気の先行・遅行度

1) 全期間 1973：1～2002：12 全期間ケースのみの中率を掲載

	北海道	東北	関東	北陸・静岡	東海	近畿	中国	四国	九州
ラグ次数	-4	-5	-5	-5	-5	-5	-4	-4	-5
McFadden $R^2$	0.40314	0.607326	0.557158	0.592916	0.578252	0.595492	0.532813	0.465825	0.542445
t 値	10.06617	9.621565	10.23074	9.55078	9.681514	9.549456	9.900307	10.25582	10.2923
的中率拡張期	84.21	89.85	89.86	88.18	87.68	88.78	87.31	85.79	88.73
的中率後退期	72.79	85.44	82.43	82.89	81.58	83.65	81.13	78.92	82.12

2) 第7循環谷 1973：2～1977：4

	北海道	東北	関東	北陸・静岡	東海	近畿	中国	四国	九州
ラグ次数	-5	-6	-8	-6	-6	-5	-5	-6	-8
McFadden $R^2$	0.808812	0.832534	0.756603	0.832534	0.829647	0.851191	0.762214	0.693097	0.806059
t 値	2.690404	2.058067	2.653856	2.048067	2.249344	2.084238	3.142364	3.23944	2.525076

3) 第8循環谷 1975：9～1979：11

	北海道	東北	関東	北陸・静岡	東海	近畿	中国	四国	九州
ラグ次数	-6	-6	-8	-7	-6	-6	-5	-7	-2
McFadden $R^2$	0.389159	0.610712	0.444433	0.642515	0.55193	0.691458	0.507389	0.435635	0.211005
t 値	3.258659	3.666379	3.256217	3.603271	3.354271	3.594521	3.520967	3.444087	3.16822

4) 第9循環谷 1981：1～1985：3

	北海道	東北	関東	北陸・静岡	東海	近畿	中国	四国	九州
ラグ次数	2	-8	-8	-7	-6	-5	-2	-3	-7
McFadden $R^2$	0.8925	0.8925	0.8925	0.8925	0.8925	0.8925	0.8925	0.8925	0.8925
t 値	2.075543	2.075543	2.075543	2.075543	2.075543	2.075543	2.075543	2.075543	2.075543

5) 第10循環谷 1984：10～1988：12

	北海道	東北	関東	北陸・静岡	東海	近畿	中国	四国	九州
ラグ次数	0	-5	-5	-4	-1	-4	-3	2	-4
McFadden $R^2$	0.51172	0.835068	0.772363	0.835068	0.713981	0.713981	0.835068	0.653788	0.835068
t 値	2.644256	2.66912	2.707658	2.669129	3.589398	3.589398	2.669129	4.062384	2.669129

6) 第11循環谷 1991：9～1995：11

	北海道	東北	関東	北陸・静岡	東海	近畿	中国	四国	九州
ラグ次数	-5	-2	-1	-1	-2	-2	-2	-1	-2
McFadden $R^2$	0.796131	0.778037	0.778037	0.778037	0.778037	0.778037	0.778037	0.754626	0.778037
t 値	3.053564	3.186933	3.186933	3.186933	3.186933	3.186933	3.186933	3.074353	3.186933

7) 第12循環谷 1996：12～2001：2

	北海道	東北	関東	北陸・静岡	東海	近畿	中国	四国	九州
ラグ次数	-6	-5	-6	-5	-3	-6	-3	-5	-4
McFadden $R^2$	0.845267	0.836241	0.836241	0.897889	0.880362	0.842272	0.880362	0.813053	0.789548
t 値	2.511467	2.910938	2.910938	2.175781	2.486657	2.779155	2.486657	2.758055	3.06295

8) 第13循環谷 1999：5～2002：12

	北海道	東北	関東	北陸・静岡	東海	近畿	中国	四国	九州
ラグ次数	0	-3	-3	-4	-3	-6	-3	-3	-4
McFadden $R^2$	0.731096	0.729661	0.824139	0.718577	0.754915	0.795978	0.754915	0.778626	0.718577
t 値	3.058174	2.946469	2.151387	2.88709	2.666849	2.886541	2.066849	2.871296	2.88709

注 ラグ次数は、係数の符号条件を満たし有意であり、最も説明力が高い次数である。次数の負（正）は生産指数前年同月比に対して先行（遅行）していることを示す。

#### 4 分散、成長率および所得水準が地域景気の先行・遅行に与える影響

直感的に、地域景気の先行・遅行は、地域の経済成長率の分散で全ての説明が付くのではないかと考えられるかも知れない。もしそうだとしたら、本稿の分析や内閣府、各県庁統計課で行われている景気の先行・遅行の調査は意味が無く、各地域の成長率の分散のみを調査すればよいことになる。

また、地方で景気が遅行しているとよくいわれるが、景気の水準が全国と比べて低いため、全国景気に対して遅れていると錯覚しているのでは、と考える人や、地域経済で重要なのは多少の遅れではなく「水準」の低さであると考え人もいるかも知れない。本節では所得や成長率の分散、平均成長率、所得水準によって、地域景気の先行・遅行が説明可能かどうかを、先行研究を紹介しながら検討する。

##### 4-1 経済成長率と分散の長期的関係

安藤・中村（2004）では、ポートフォリオ理論を地域経済の分析に利用した Chandra（2002、2003）等の研究を日本に適用し実証研究をしている。この理論では、経済成長率を CAPM におけるリターン、成長率の分散をリスクと置き換え、各県の成長率は県内各産業の成長率に分解することに注目した。そして、目標の経済成長率を達成するのに最小となる分散を求める（分散が最小となる産業の組み合わせを求める）ことを目的としている。そして、安藤・中村（2004）では、岡山県についての効率性フロンティアを推定し、効率的な産業の組み合わせが達成されているかを検討している。

安藤・中村（2004）では、幾つかの発見があるが、その中の1つに、各県の1955年から2001年までの県民経済計算のデータを利用して長期的な平均経済成長率とその標準偏差の関係を調べたところ、期間中の成長率（リターン）が大きいほど期間中の分散（リスク）も大きいという結果が得られている。長期的には、ポートフォリオ理論が示すとおりハイリスク・ハイリターンの関係が成立していることが確認されているのである<sup>6</sup>。

この結果から、長期的な経済関係が景気循環にも影響を与えていると考えれば、ある地域の分析期間中の分散が小さい時、経済成長率も低いと考えられるため、地域景気は全国に対して遅行すると予想できるであろう。すなわち、長期的な経済を規定する関係が各循環の景気循環に影響を及ぼしているかどうかを調査する。そこで、期間中の経済成長率の分散が大きい（小さい）地域は、地域景気が先行（遅行）しやすいか、期間中の成長率が高い（低い）地域は景気の先行（遅行）地域かを確認する。

##### 4-2 産業間の成長率の共分散と地域経済の安定性

景気循環理論や他の経済理論では、（経済成長率の）分散は不安定性を示す指標として扱われてきた。たとえば、Lucas（1987）の方法を応用した Campbell and Cochrane（1994）は、所得の変動によって、消費者は非常に大きい厚生上の費用を負担していることを示しており、分散を景気循環のコストとして捕らえている。

これに対して、安藤・中村（2004）では、経済成長率を産業別の成長率の加重平均であると考え、経済成長率の分散を産業構成の多様性の程度を示す指標として解釈した。産業の多様化



が経済の安定性に寄与することは、地域経済学の分野で多くの研究がなされている (Kort (1981)、Wanger and Deller (1998) 等)。Chandra (2002、2003) や安藤・中村 (2004) 等の地域のポートフォリオ理論に基づいた研究では、(金融の) ポートフォリオ理論から得られる分散の式が、各資産収益率の自己分散と資産間の共分散に分解されることに着目した。ポートフォリオ理論を地域のポートフォリオ理論に置き換えると、各産業の成長率の加重平均として捕らえられる経済成長率の分散は、各産業の成長率の自己分散と各産業の成長率の共分散に分解できることになる。

産業成長率間の共分散の値が負で大きいほど、相互に不安定性を打ち消しあうような産業の多様性が存在すると考えられる。すなわち、産業相互の成長率が地域全体で補完的に機能しあっていると解釈でき、地域経済が多様な産業を有していると考えるのである。

中村・安藤 (2004) では、1990年から2000年度の47都道府県のデータを用いて、毎年の成長率の平均とその標準偏差の関係、産業成長率間の共分散と標準偏差の関係、共分散と成長率の平均の関係を明らかにしている。まず、この時期に成長率平均と標準偏差は係数の有意性は微妙であるし、決定係数の値も低いため、明確な結論は出せないが、負の相関の傾向は示していた。次に産業成長率間の共分散と標準偏差は正の有意な相関が得られている。すなわち、共分散が小さい値 (負に) になるほど標準偏差が小さくなり、産業の多様性が経済変動を小さくしていることが示されている。最後に、共分散と成長率平均の関係は負の有意な相関になり、産業の多様性が成長率を高めるのに寄与していることが示されている。

多様な産業の存在は、経済のどのような需要・供給ショックに対しても直ぐに対応可能にするため、成長率の (分析) 期間中の分散が小さくなり、長期的に見ると成長率も高まると考えられるであろう。すなわち、産業の多様性が経済変動を小さくし、経済成長率をも高める作用がある場合、多様な産業が存在する (存在しない) 地域の分析期間中の分散は小さく (大きく) なり、平均成長率は大きく (小さく) なるはずである。

もし景気の各循環でもこの関係が成立していれば、各循環期間中の成長率の分散が小さく平均成長率が高い地域はどんなショックでも直ぐに吸収できる多様性を有していると考えられるため、景気が遅行しにくいと考えられる。そこで経済成長率の循環期間中分散が大きく平均成長率が低い時に景気が遅行しやすいかを確認する。

#### 4-3 経済成長論からのアプローチ

Solow-Swan モデルや Ramsey の最適成長理論から得られる重要な性質として次の2つの傾向がある。国内各地域の経済成長率の絶対的収束及び地域間の所得の分散の通時的低下である。絶対的収束とは、初期時点所得水準が低い地域 (県) の平均的な経済成長率は、所得水準が高い地域のそれよりも大きく、いずれどの県もほぼ共通した1人当たり所得水準 (定常状態) に収束するという傾向である。この絶対的収束が成立する条件は、各地域の1人当たり定常所得水準がほぼ同一であることである。具体的には、1人当たり定常所得水準を規定する貯蓄率、生産技術、人口増加率が各地域で同一であることが絶対的収束の前提条件である。Barro and Sala-i-Martin (1991、1992) の実証研究によると、日米欧の各国で、経済構造が似ている地域経済では絶対的収束が成立することが確認されている。図1では、1956年から2002年までの期間で沖縄を除く46都道府県の絶対的収束を示している。縦軸はこの期間の平均経済成長率であり、横軸は1956年時点の1人当たり実質県

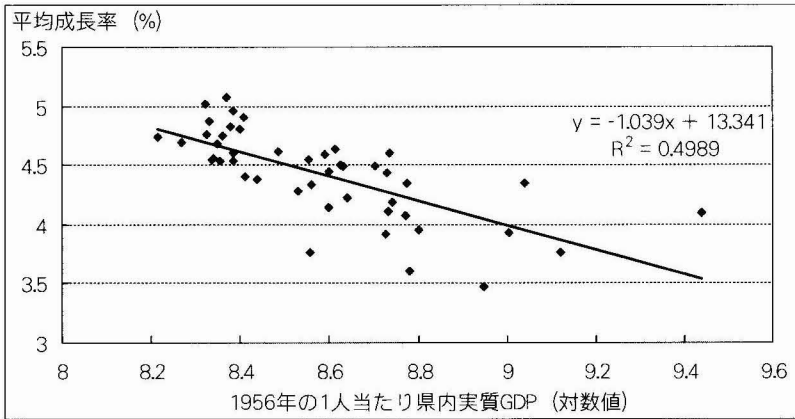


図1 日本における地域経済の絶対的収束

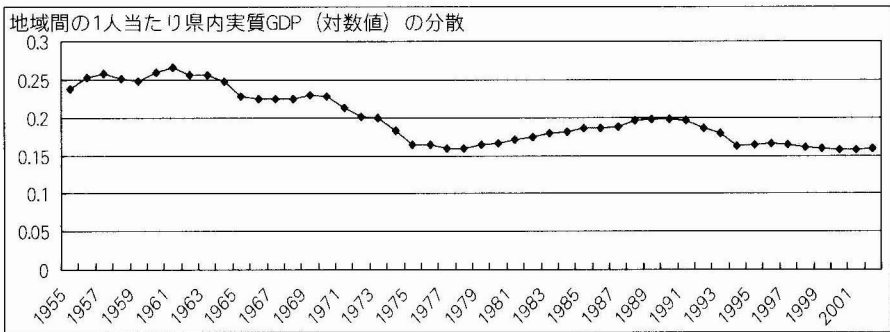


図2 地域間の所得水準の分散の推移

内 GDP の対数値である。図1から、期間中の平均成長率は、1956年の初期時点で所得水準が低い県ほど大きいことが読み取れる。

一方で、Solow-Swan モデルや Ramsey の最適成長理論から、地域間の1人当たり所得（対数値）の分散が通時的に低下するならば、絶対的収束が成立することが知られている。更に、初期の地域間分散が定常状態の分散よりも大きい時、地域間の所得の分散の低下と絶対的収束は必要十分で成立することになる。実際に、日米では、通時的にクロスセクションの分散が低下傾向にあるし、絶対的収束も成立している。図2は、1人当たり実質県内 GDP（対数値）の地域間の分散の推移である。期間を通じて地域間の所得の分散が低下傾向にあることが示されている。各地域の所得水準が定常状態に収束するにつれて、地域間の所得分散が小さくなっていく様子がわかる。

以上の成長理論の結果から、地域間（クロスセクション）の所得の分散が大きい時期は、各地域の景気は全国景気に対して均一に推移しておらず、全国景気に対して先行または遅行が発生しやすいと予測できるであろう。そして、絶対的収束とクロスセクションの分散の通時的低下が成立する日本では、先行・遅行の散らばりは小さくなっていると予想できる。そこで、先行・遅行の散らばりが、地域間の所得の分散と正の相関を有するかどうかを確認する。

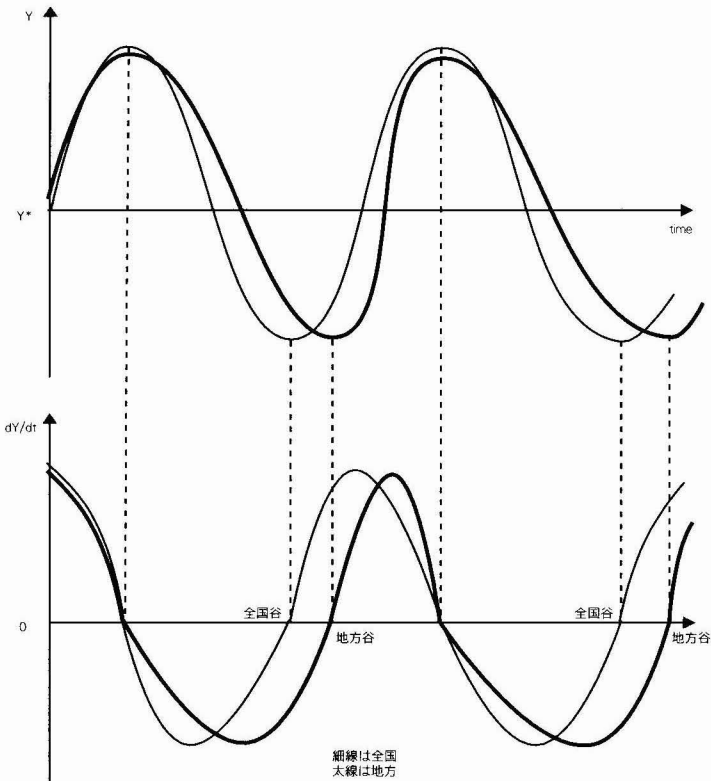


図3 谷における地方景気の運行と経済成長率格差

#### 4-4 景気の運行と所得格差

大都市圏に対する地方の景気水準の悪化を景気の運行と錯覚しているのではないか、地方の景気問題は「景気的水準」の方が重要ではないか、という主張が多いため、実際に、景気の運行具合と所得水準の相関関係を調査することは、事実確認の第一歩として重要な作業である。まず、2地域間での景気の先行・遅行と所得格差の関係を考えるために、2地域間の経済成長率格差を導入する。

2地域間の経済成長率の差は、2地域間の(正規化された)1人当たり所得格差の変化率に同値変形が可能である。 $Y_1$ を地域1(大都市圏)の所得、 $Y_2$ を地域2(地方圏)の所得とする。また、 $N_i$ を地域*i*の人口とし( $i=1, 2$ )、人口は一定と仮定すると、2地域間の経済成長率格差は(2)式のように同値変形される。

$$\dot{Y}_1/Y_1 - \dot{Y}_2/Y_2 > 0 \iff \dot{\chi}/\chi > 0. \tag{2}$$

ここで  $\chi \equiv (y_1 - y_2)/(n_1 y_1 + n_2 y_2)$ ,  $y_i = Y_i/N_i$ ,  $n_i = N_i/(N_1 + N_2)$  である。右側の不等号は正規化された1人当たり所得格差の変化率である。一方で、図3より、全国の谷の時点での地域1(大都市圏)に対する地域2(地方)の景気の遅れは、2地域間の経済成長率格差がプラスの状態を表すことができる。したがって、(2)式より、全国の谷で地域2(地方)の景気が遅行することと、地域間の所得格差が拡大すること(右辺が正)は同値である事がわかる。

この経済成長率格差の同値変形式から、谷で景気が遅行する地域は、景気が遅行しない地域と比べて所得が低いことが示せるはずである。そこで、景気の遅行地域と所得の関係を調査することにする。

先行研究では、Fujita and Takahashi (1992) が、IS-LM モデルを銀行の貸出市場が中心地域と周辺地域で分断されている 2 地域のモデルに拡張し、2 地域間の所得格差と財政・金融政策の効果を各景気局面で分けて分析している。彼等のモデルから、景気局面と都道府県間の県内 GDP 成長率の分散に関して以下のことが示された。クロスセクションの県内 GDP 成長率の分散は、シュンペーターの 4 局面でいう好況期の後退局面で大きくなり、不況期の回復局面で小さくなる<sup>7</sup>。シュンペーターの後退局面で分散が大きくなるということは、この時期に都道府県間の経済成長率格差が拡大するということであり、このことは、(2) 式から所得格差が拡大することを意味しているのである。

彼等のモデルでは、経済主体の最適化を前提としていないこと、景気拡張期と後退期の定義が通常の定義ではないこと、および中心地域と周辺地域で財政・金融政策の感応度の違いを仮定することによって、各景気局面での地域間の所得格差を発生させており、経済の内生的メカニズムによって地域格差が説明されていないこと等の諸問題があり、理論モデルとして多くの課題を抱えている。また、実証的にも、都道府県間の県内 GDP 成長率の分散の推移を景気局面ごとに大まかに確認しているだけで、実際に彼等のモデルが予言する通りに、シュンペーターの後退局面において、中心地域（大都市圏）の成長率の方が周辺地域（地方圏）の成長率よりも高くなっているか（または所得格差がこの局面で拡大しているか）は調べられていない。

そこで、本稿では、全国の山の時点と谷の時点で各地域の所得水準（1 人当たり県内実質 GDP の対数値）と景気の先行・遅行度合いを直接回帰することで、所得水準の高い地域（大都市圏）と低い地域（地方圏）の景気の進行具合を実際に調べることができるのである。

## 5 実証結果

地域景気の先行・遅行の度合いは、表 1 で記した各地域・循環毎の平均的な先行・遅行度を利用する。ただし、本節の分析では、各地域の平均値を少数第 2 位で四捨五入し、その結果の数値を整数にするために、1 未満の数値は切捨てている。先行・遅行度合いは、地域の景気が全国景気に対し先行（遅行）していれば、その先行（遅行）月数で表される（3 ヶ月先行ならば -3、5 ヶ月遅行ならば 5）。また、どの推定結果も分析期間は 1973 年 1 月～2002 年 12 月である。

### 5-1 地域景気の先行・遅行と所得、平均成長率、分散の関係

最初の分析では、この地域毎の先行・遅行月数を被説明変数にし、前節で概観した域内所得水準（1 人当たり域内実質 GDP の対数値）、各循環中の域内生産指数平均成長率、各循環中の域内生産指数標準偏差を説明変数とする<sup>8</sup>。

まず、多重共線性の問題を避けるため、説明変数間の相関を調べる。平均成長率の上昇は将来の所得水準を上昇させるであろうが、本節で扱う対数値の県内 GDP と平均成長率に関しては、両方も各循環内の数値であるため、明確な相関関係は無い。一方で、生産指数の各循環の平均成長率と標準偏差に関しては、4-1 で解説したように、長期的には正の相関関係が存在するようである

表9 生産指数の平均成長率と（各循環の期間中）標準偏差の相関1 プールデータ  
被説明変数：生産指数平均成長率

	係数	標準誤差	t 値
定数項	1.165572	0.89543	1.30169
生産指数標準偏差	0.827111	0.579056	1.428378
自由度修正済み決定係数	0.018563		

表10 生産指数の平均成長率と（各循環の期間中）標準偏差の相関2 固定効果  
被説明変数：生産指数平均成長率

	係数	標準誤差	t 値
定数項			
生産指数標準偏差	0.646335	0.610267	1.059103
北海道	0.138927		
東北	2.361939		
関東	2.391673		
東海(中部)	1.897517		
近畿	1.382868		
中国	1.209816		
四国	0.671421		
九州	1.306262		
自由度修正済み決定係数	-0.04755		

が、期間を縮小すると、その関係（符号条件や決定係数）は不安定なものになった。また、4-2の説明では、平均成長率と標準偏差は負の相関を持つかもしれない。そこで生産指数の平均成長率と標準偏差の関係を表9、10にまとめた。係数の符号は正であり、長期的関係が成立しているようであるが、プールデータでも固定効果でも係数は有意でなく決定係数も低いことがわかる。したがって、両変数の相関は強くは無いようである。この時点で、4-1や4-2で想定された、分散が成長率を通じて景気の先行・遅行に与える影響は少ないと考えられるが、念のため、説明変数に入れておくことにする。

本稿では、地域景気の先行・遅行度合いを左右する各地域・各循環に共通した要因（所得や分散等）が存在すると仮定し、推定を行う。ところが、地域ごとの景気の進展具合を調査するのであるから、推計する際に各地域による違いを考える必要もあるであろう。したがって、全て固定効果で推計を行う。

表11は谷における推計結果である。谷において景気の遅行を説明している変数は、域内所得と域内平均成長率であり、域内生産指数の期間中分散は有意でないことがわかる。また、符号条件は域内所得も域内平均成長率も負であることから、所得や成長率が低いほど遅行度合い（遅行月数）が大きいことが示される。表12は山における推定結果である。山ではどの変数も有意ではない。山における地域景気の先行・遅行を（谷と比べると）どの変数も説明できないということは、山では、所得水準（もしくは平均成長率）が高い地域でも所得水準（もしくは平均成長率）が低い地域でも景気の進み具合はほぼ同じであることを示唆している。この結果は、2節の記述統計でも確認されている。大都市圏と地方圏に分けて先行・遅行確率を見ると、山では（谷と比べると）両圏の差異

表11 各循環の谷における地域別分析1 固定効果

被説明変数：日付から導出した全国景気に対する先行・遅行度

	係数	標準誤差	t 値
各循環の全国谷における1人当たり域内実質 GDP (対数値)	-6.97871	2.110179	-3.30717
域内生産指数平均成長率	-0.51967	0.149946	-3.46571
域内生産指数標準偏差	-0.7965	0.469955	-1.69485
北海道	74.91226		
東北	75.29551		
関東	77.03505		
東海	77.23876		
近畿	76.27711		
中国	77.28604		
四国	76.51803		
九州	74.01613		
決定係数	0.402092		
自由度修正済み決定係数	0.269224		
回帰の標準誤差	1.786977		
誤差の2乗和	143.6979		
ダービンワトソン比	2.65515		

表12 各循環の山における地域別分析1 固定効果

被説明変数：日付から導出した全国景気に対する先行・遅行度

	係数	標準誤差	t 値
各循環の全国山における1人当たり域内実質 GDP (対数値)	-0.8665	2.096078	-0.413389
域内生産指数平均成長率	-0.24031	0.157816	-1.522746
域内生産指数標準偏差	-0.03646	0.415317	-0.087795
北海道	8.845787		
東北	9.298752		
関東	10.05899		
東海	10.7732		
近畿	8.92314		
中国	10.38499		
四国	10.51544		
九州	9.487729		
決定係数	0.215565		
自由度修正済み決定係数	0.041246		
回帰の標準誤差	1.790691		
誤差の2乗和	144.2956		
ダービンワトソン比	2.623391		

はあまり存在しなかった。

最後に、山でも谷でも生産指数の期間中の域内標準偏差は地域景気の遅行を説明できていないということは重要であろう。先行研究で景気循環のコストや地域経済の不安定性の尺度として扱われてきた期間中の分散と地域景気の先行・遅行の間には、直接の関係が存在しないのである。

表13 各循環の谷における地域別分析2 固定効果  
被説明変数：日付から導出した先行・遅行度の標準偏差

	係数	標準誤差	t 値
各循環の全国谷におけるクロスセクションの1人当たり県内GDP (対数値) の標準偏差	26.37951	9.091382	2.901595
北海道+東北	0.335727		
東北	0.143431		
関東	-5.631779		
北陸・静岡	0.752899		
東海	-2.386954		
近畿+中国	-1.921397		
中国	-0.483646		
四国+中国	-0.45129		
九州	-0.136541		
決定係数	0.182546		
自由度修正済み決定係数	0.043733		
回帰の標準誤差	1.122276		
誤差の2乗和	66.7537		
ダービンワトソン比	2.796308		

表14 各循環の山における地域別分析2 固定効果  
被説明変数：日付から導出した先行・遅行度の標準偏差

	係数	標準誤差	t 値
各循環の全国山におけるクロスセクションの1人当たり県内GDP (対数値) の標準偏差	-18.1419	6.584	-2.755444
北海道+東北	3.771586		
東北	3.667573		
関東	7.427863		
北陸・静岡	3.393352		
東海	3.968624		
近畿+中国	5.023736		
中国	4.133165		
四国+中国	3.948991		
九州	3.767715		
決定係数	0.220323		
自由度修正済み決定係数	0.087925		
回帰の標準誤差	1.079442		
誤差の2乗和	61.75539		
ダービンワトソン比	2.009929		

5-2 クロスセクションの先行・遅行月数の散らばりとクロスセクションの所得の散らばり

次に、クロスセクションの景気の先行・遅行月数の分散と、クロスセクションの所得の分散の関係を分析する。景気基準日付から導出した各循環の谷（または山）の各県の先行・遅行度（月数）から、クロスセクションの先行・遅行度の標準偏差を地域ごとに求めた。クロスセクションの所得の散らばりに関しては、各循環の谷（または山）の年の、クロスセクションの1人当たり県内実質

GDP（対数値）の標準偏差を地域ごとに求めている<sup>9</sup>。

4-3の成長理論から、地域間の所得の分散が大きい時期は、各地域の景気は全国景気に対して均一に推移しておらず、全国景気に対して先行または遅行が発生しやすいと予測できるであろう。そして、絶対的収束とクロスセクションの分散の通時的低下が成立する日本では、先行・遅行月数の散らばり具合は小さくなっていると予想できる。そこで地域間の先行・遅行の散らばりが、地域間の所得の分散と正の相関を有するかどうかを確認する。

表13、14はそれぞれ谷と山における結果である。谷では、地域間の所得の散らばりと先行・遅行月数の散らばりは正の相関関係があり、地域間の所得の散らばりが大きければ、景気の進み具合も全国一様でないことがわかる。一方、山では、両者に負の相関関係が認められる。谷では、予想通りの結果が得られたが、山での負の相関は今後の課題として残ることになる。いずれにしても、決定係数は両方とも低いので、限定的な結論になる。

## 6 結論

本稿では、地域景気の全国景気に対する遅行・悪化を分析した。ポートフォリオ理論を基に地域経済を分析した研究や、地域の経済成長の収束に関する実証研究から、全国景気に対する地方景気の先行・遅行と、所得水準や経済成長率の分散との間にどのような関係が存在するかを検討した。

具体的には、分析期間中の経済成長率の分散は地域景気の先行・遅行を説明できなかったが、景気の谷における地域間の1人当たり県内GDPの分散と地域間の景気の先行・遅行の分散には有意な正の相関関係が存在することが明らかになった。更に、2地域間の経済成長率の差が2地域間の所得格差の変化率に還元できることに注目した分析も行った。その結果、経済（所得）水準と地域景気の遅行には有意な負の相関関係が存在し、所得水準が高い大都市圏と低い地方圏を比べると、地方圏の遅行確率が高まることを示した記述統計やプロビット分析の結果とも一致した。

残された課題として次の2点が考えられる。第1に、谷における景気の遅行と所得水準に負の相関が存在するということの経済学的な理解である。谷における景気の遅行が所得を低下させるのか、それとも低所得（低い経済活動の水準）が谷における景気の遅行をもたらすのか、を検討する必要がある。第2に、理論モデルから2地域間の経済成長率格差を求めることができれば、谷における地方景気の遅行原因、及びその影響を社会厚生観点から分析が可能になるであろう。このため、2地域の景気変動モデルを構築する必要がある。

## 注

\* 沖縄大学法経学部 murakami@okinawa-u.ac.jp

- 1 筆者が内閣府作成の資料を元に、各道府県に問い合わせ、回答が得られ、利用可能な資料であった28道府県（近畿地域の日付を含む）についての景気基準日付で分析する。回答が得られなかった県の未公表理由は不明である。データの欠損部分があるところは、先行も遅行もなしとして計算している。また近畿版の日付は大阪府立産業開発研究所が作成したものであり、四国で日付を作成しているのは香川県のみである。
- 2 残念ながら東京、千葉、埼玉が日付を作成していないため確認が困難だが、一国の景気基準日付は経済規模が大きい関東の主要都県に大きく依存していると予想される。したがって、多く



の地域・循環で、全国に対して遅行する結果となっていることに注意されたい。

- 3 近畿は遅行確率が高いが、表1より、全循環平均の遅行月数は、地方の各地域よりも小さい。したがって、実質上の遅行の程度は、地方よりも低いと予想される。
- 4 1994年以前は中部の生産指数のデータを利用している。以下の分析も同様である。また、各循環の生産指数は、各時代の基準年で評価したものである。平成12年基準での接続はしていない。
- 5 本稿では、どの地域・どの期間の分析でも生産指数の谷と比べて大きく各地域が先行している。これは、景気基準日付では3ヶ月前比のデータ（生産指数等）で日付を決定しているのに対して、モデルの説明変数の生産指数は前年同月比のデータを利用しているためである。前年同月比の生産指数を3ヶ月前比に修正し分析しなおせば、異様な先行は消滅する。重要なのは先行の具体的な月数ではなく、各地域の相対的な位置である。
- 6 ただし、期間を短縮して回帰すると、この正の相関関係は不安定になり、負の相関が現れることもあれば、係数が有意でなく決定係数の数値も小さくなる傾向が観察されている。特に、1990年代での分析では負の相関に近い状態であることが示されている。
- 7 通常の景気拡張期（後退期）は谷（山）から山（谷）までで定義されるが、この論文ではシュンペーター流の定義（ある所得水準よりも上方（下方）に経済がある時に好況期（不況期））で分析を行っている。
- 8 東海地域に関して、日付のデータは全期間で東海3県版であるが、生産指数のデータは1994年以前は中部版で分析している。
- 9 近畿地域は近畿版日付で分析しているため、近畿の各府県の先行・遅行月数の散らばり具合（標準偏差）を求めることができなかった。同様に北海道、四国（香川のみの日付で分析）も先行・遅行月数の域内標準偏差が求められない。そこで、北海道と東北を合わせた標準偏差、東北のみの標準偏差、近畿と中国を合わせた標準偏差、中国のみの標準偏差、四国と中国、中国のみ、と各地域を組み合わせている。日付の標準偏差に対応して、県内GDPの地域ごとの標準偏差も日付と同様の地域で導出している。

#### 参考文献

- 安藤浩一・中村良平（2004）「地域経済の成長と安定—多様性ととの関連—」地域政策研究 Vol.13 日本政策投資銀行地域政策研究センター。
- 田原昭四（1983）『景気変動と日本経済』東洋経済新報社。
- 田原昭四（1998）『日本と世界の景気循環』東洋経済新報社。
- 原田信行（2003）「景気指標としての株価」『景気循環と景気予測』浅子和美・福田慎一編 東京大学出版会 第9章、233-256頁。
- Barro, R.J. and X. Sala-i-Martin (1991), "Convergence across States and Regions," *Brooking Paper on Economic Activity* 1, pp.107-182.
- Barro, R.J. and X. Sala-i-Martin (1992), "Convergence," *Journal of Political Economy* 100, pp.223-251.
- Campbell, J. and J. Cochrance (1999), "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior," *Journal of Political Economy* 107, pp.205-252.
- Chandra, S. (2002), "A Test of the Regional Growth-Instability Frontier Using State Data," *Land*

*Economics* 78-3, pp.442-462.

Chandra, S. (2003), "Regional Economic Size and the Growth-Instability Frontier, Evidence from Europe," *Journal of Regional Economics* 43, pp.95-122.

Estrella, A. and F.S. Mishkin (1998), "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators," *Review of Economics and Statistics* 80, pp.45-61.

Fujita, M. and S. Takahashi (1992), "Regional Income Disparity and Fiscal-Monetary Policy," *Regional Science* 26, pp.231-256.

Kort, J.R., (1981), "Regional Economic Instability and Industrial Diversification in the US," *Land Economics* 57, pp.596-608.

Lucas, R.E., (1987), *Models of Business Cycles*, Oxford: Basil Blackwell. (清水啓典訳 (1988) 『マクロ経済学のフロンティア』 東洋経済新報社)

Wagner, J. E. and Deller, S.C. (1998), "Measuring the Effect of Economic Diversity on Growth and Stability," *Land Economics* 74, pp.541-556.