

電力供給地域別景気指数の開発

財団法人電力中央研究所 社会経済研究所 林田 元就

2007年12月8日

第21回応用地域学会 発表原稿

概要

Since the industrial demand of electricity is strongly influenced by the business cycles, the power company has to capture the business conditions in the power supply area in order to estimate the demand of electricity. Actually, some electric power companies utilize the regional business index to grasp the change of the regional economy in the short-run. The purpose of this paper is to measure the regional business cycles by Japanese power supply area using economic multivariate time series, and identify the turning points in regional business cycles.

Although several studies have been made on the regional business cycles in Japan, their business indices rely on one series, typically an index of industrial production in manufacturing sectors, and neglect the performance of the other sectors in the region. Burns and Mitchell (1946) defined that business cycles consist of the pattern of recurrent, serially correlated and cross-correlated movements in many economic activities. Therefore it is necessary to implement the information of the other sectors than the manufacturing in order to measure the whole business cycles of the region. Specifically, we extracted each regional business index from four business indicators using the principal components method, and applied the regime switching model to identify the turning points in regional business cycles.

Our result shows that the sector which relatively gives a great influence on the business cycles is different by region. Chubu, Chugoku, Kyushu and Hokuriku areas are relatively influenced by production activity and consumption change. On the other hand, Tohoku, Kanto and Shikoku areas are relatively influenced by production activity and employment situation. Furthermore, the contraction phases in early 1990s are detected in Hokkaido, Chugoku and Shikoku areas, while they have not been detected in the previous studies.

Keywords : Regional business cycles, Principal component analysis, Regime switching model

1 はじめに

地域の景気動向は、これまで全国の景気動向に概ね同期するものとみなされ、特に景気動向を観察するエコノミストの間では関心が薄かった。しかし、近年、地域間の景気動向にばらつきが生じていることが指摘されるなど、地域経済の景気動向分析に対する関心が高まっている。

例えば、内閣府による「2004年度年次経済財政報告（経済財政白書）」では、地域別の鉱工業生産指数、完全失業率などのデータの観察から地域間の景気回復度合いにばらつきがみられることを明らかにしている。図1は、地域景気のばらつきが直近でも観察できるかどうかを確認するために、地域ごとの鉱工業生産指数（IIP）と有効求人倍率（EJR）の景気局面ごとの伸びをグラフ化したものである。内閣府が定めている全国の景気基準日付における第14循環の景気拡張局面（2002年1月から現在）と第13循環の景気拡張局面（1999年1月から2000年11月）について、鉱工業生産指数（横軸）と有効求人倍率（縦軸）のその局面における上昇率あ

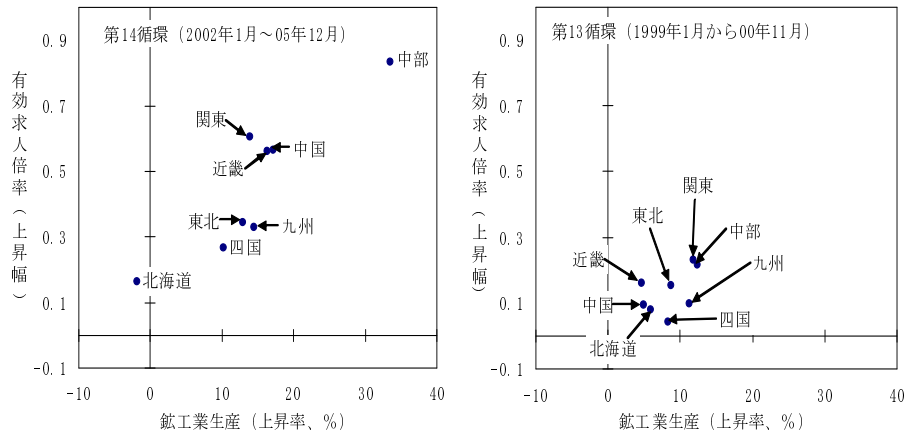


図 1: 鉱工業生産と有効求人倍率

るいは上昇幅がプロットされている。それらの図より両変数の成長度合いのばらつきは第 13 循環よりも第 14 循環で大きいことが読み取れ、引き続き、地域間の景気動向のばらつきが拡大していることが確認できる。こうした事実が地域の景気動向あるいは経済動向を的確に判断する必要性を高めていると言える。

一方、こうした状況下、日本の地域景気動向に関する学術研究は景気循環の計測の観点から少ないながらも行われている。その最近の研究として 奥村・谷崎 (2004)、林田 (2005)、Wall (2006) があり、いずれも地域間あるいは全国と地域間の景気循環には大きな相違があることを明らかにしている。奥村・谷崎 (2004) は、1973 年 7～9 月期から 2000 年 10～12 月期の地域別 IIP の四半期データに Hamilton (1989) により提案された レジーム・スイッチング・モデルを適用し、地域ごとに景気転換点を推定した。全国の景気基準日付では 1980 年代、1990 年代ともにそれぞれ 2 回の景気後退局面が記録されているのに対し、彼らの分析では、80 年代の 2 回の景気後退局面が北海道、関東、中国、四国地域では観測されていない。また、90 年代の 2 回の景気後退局面も北海道、中国、四国地域では観測されていない。

Wall (2006) も 1976 年 4～6 月期から 2005 年 4～6 月期までの地域ごとの四半期別 IIP に 奥村・谷崎 (2004) と同様にレジーム・スイッチング・モデルを適用して景気転換点の推定を行っている。ただし、彼はデータの生成過程 (data generating process) における構造変化を考慮し、1992 年以前と 1993 年以降ですべての地域の IIP 平均成長率が変化したと仮定して、推定を行ったところが 奥村・谷崎 (2004) の研究とは異なる点である。その結果、多くの地域の景気転換点が全国ベースの景気基準日付と対応するようになるとしているが、なお、Wall (2006) の分析結果においても、全国ベースの 1991 年から 93 年の景気後退期が北海道と四国地域では観測されなかった。

一方、林田 (2005) は 1990 年以降の北海道地域と全国の景気一致指数を複数の月次経済変数から主成分分析の方法で抽出し、抽出された景気指数に Bry and Boschan (1971) 法を適用して、景気転換点を特定した^{*1}。その上で、それぞれの景気循環の振幅、転換点のタイミングについて比較した結果、北海道地域と全国では景気循環の転換点のタイミングが異なること、北海道地域の景気循環の振幅が後退局面においても拡張局面においても全国の景気循環よりも小さいことを指摘している。

^{*1} Bry and Boschan 法とは景気指数あるいは景気指標における循環変動の転換点 (山, 谷) を客観的に特定するために開発された移動平均法を利用した手法のこと。内閣府は個別景気指標の景気転換点を決定する際にこの手法を用いている。

しかし、景気循環分析の観点から判断すると、奥村・谷崎(2004)とWall(2006)による先行研究は十分に満足できるものと言えない。その第1の理由として、彼らは地域の景気循環を鉱工業生産指数という単一の指標のみで捉えていることである。Burns and Mitchell(1947)では、「景気循環は多くの経済活動あるいは多くの経済変数に、ほぼ同時に、そして、繰り返して起こる変動の形である」と定義している。この定義にしたがえば、代表的な景気指標であるとは言え、鉱工業生産指数の動きのみで当該地域の景気動向を代表させることはその結果に偏りが生じる可能性がある。第2は、分析に四半期データを利用していることである。景気動向の把握という実際の観点からすると、速報性があり、かつ、月次といった短い周期で公表されるデータの利用が望ましい。

本稿では上記の問題点を踏まえ、Burns and Mitchell(1947)の定義に基づき、複数の月次経済変数を用いて各地域の景気循環の特徴、相違について検証を行う。なお、こうした問題意識に基づく地域の景気循環の実証分析例は現在のところ日本では存在しない。以下では、Stock and Watson(1998)の方法を用いて地域ごとの景気指数を推定した後、Hamilton(1989)により提案されたレジーム・スイッチング・モデルを推定された景気指数に適用して各地域の景気転換点の推定を行う。これにより、より広い範囲の経済分野を踏まえた地域別景気循環の相違を明らかにするとともに地域ごとの景気循環の特性について類型化を試みる。

本稿のもう1つの目的として挙げられるのは、地域ごとの景気循環に差異が計測された場合にその経済的解釈を行うことである。Hitomi, Okuyama and Hewings(2000)では、輸入を内生化した地域間産業連関表を用い、日本国内9地域における地域ごとの産出量成長に対する寄与を輸出要因(E)、輸出を除いた域内最終需要要因(DomFD)、国内購入係数要因(D)、投入係数要因(A)、地域間交易係数要因(T)の5つに要因分解して分析を行っている。彼らの分析によれば、1985年から1990年の間における域内産出量の成長にもっとも寄与が大きかったのは輸出を除いた最終需要要因(DomFD)の拡大であったのに対し、輸入浸透度の高まりを反映し、国内購入係数要因(D)の寄与は大幅なマイナス要因として作用したとしている。ただし、これら2つの要因の地域ごとの差異は小さく、各地域の産出量成長に「ばらつき」をもたらす主要因ではなかったと結論づけている。一方、投入係数要因(A)の寄与率は関東と近畿地域ではプラス寄与であったものの、その他の地域ではすべてマイナス寄与となっており、投入係数要因の産出量に与える影響は地域により「ばらつき」がみられるとしている。その理由として、この時期に関東、近畿地域では、特に調査・情報加工関連産業を中心とした非製造業が集積し、域内の投入係数を引き上げた可能性を指摘している。他方、域内投入係数要因がマイナス寄与となった中国地域では、域内の主要産業である一次金属の投入係数が大幅に低下するなど技術変化に伴う大幅な産出量の減少を経験したためとしている。また、地域間交易係数要因(T)についてもその寄与には「ばらつき」がみられ、投入係数の変化と同様、もしくは、それ以上の影響を産出量に対して与えていたとしている。さらに、明示的には述べられていないが、彼らの要因分解の結果からは、輸出要因(E)も各地域の産出量成長に「ばらつき」をもたらす要因として重要な役割を果たしていたとみられる。

表1は彼らの分析結果に基づき1985-1990年における輸出、地域間交易、投入係数の各地域の産出量成長に対するインパクトを地域別にまとめたものである。この表によれば、投入係数の産出量成長に対する寄与がマイナスである地域は北海道、東北、中部、中国、九州、四国地域であり、これらの地域では域内需要が域内産出量に影響を与える直接効果が産出量成長に対し押し下げ要因として作用したことを示している。これらの地域はさらに4つのグループに分類することが可能であり、輸出要因と地域間交易要因がいずれもプラスに作用した北海道、東北、中部地域(交易型)、輸出要因はマイナスだが、地域間交易要因がプラスに作用した中国地域(地域間交易型)、地域間交易要因はマイナスだが、輸出要因がプラスに作用した九州地域(国際間交易型)、輸出要因と地域間交易要因がいずれもマイナスに作用した四国地域に分類できることがわかる。一方、投入係数要因がプラス寄与であったのは関東地域と近畿地域であり、同時に、関東地域は輸出要因、近畿地域

表 1: 地域別産出量成長率の要因分解 (1985-90 年)

分類	特徴 (1)	特徴 (2)	産出量成長率に対する寄与率の符号		
			投入係数 要因 (A)	輸出要因 (E)	地域間交易 係数要因 (T)
北海道、東北、中部地域 中国地域 九州地域 四国地域	直接効果低下	交易型	-	+	+
		地域間交易型	-	-	+
		国際間交易型	-	+	-
			-	-	-
関東地域 近畿地域	直接効果上昇	国際間交易型	+	+	-
		地域間交易型	+	-	+

(注) Hitomi et al. (2000) に基づき筆者が分類した。特徴 (1) の直接効果低下とは産出量の成長に対し域内投入係数要因がマイナス寄与であることを示す。これは自地域内の需要が当該地域の産出量に及ぼす直接効果が押し下げ要因として作用していることを示す。特徴 (2) の地域間交易型は地域間交易係数要因がプラス寄与していることを示し、国際間交易型は輸出要因がプラス寄与していることを示す。交易型は両者がプラス寄与していることを示す。

は地域間交易係数要因がプラス寄与を示している。

以上の分類結果に基づき以下の仮説を導いた。第 1 に、各地域の景気循環がその地域の産出量の動向に強く影響を受けると仮定した場合、関東、近畿地域では産出量成長に対する投入係数要因がプラスに働いていることから (自地域内の需要変動に基づく直接効果がプラスに作用していることを示す) 両地域の景気循環は自律的な変動を示すことが予想される。かつ、関東、近畿地域で生じた変動は日本全体の産出量変動の約 66 % を説明するという彼らの分析結果をあわせて考えると、両地域の景気循環変動は全国の景気循環変動のかなりの部分を支配していると考えられる。第 2 に、投入係数がマイナス要因として作用した地域のうち、輸出要因と地域間交易要因の両者が域内の産出量成長に対しプラスに作用している北海道、東北、中部地域の景気循環は、海外経済や域外経済の動向に依存する傾向を持つと考えられる。また、地域間交易要因がプラスに作用している中国地域の景気循環は国内のその他地域の経済動向に依存するのに対し、輸出要因がプラスに作用している九州地域の景気循環は海外経済動向に依存する傾向を持つと考えられる。これらの仮説については、最終節において、景気転換点の観点からみた地域別景気循環の類型化と比較・検討がなされる^{*2}。

2 データ

2.1 景気指標の選択方法

本節では、地域別景気指数の推定に用いたデータについて説明する前に、データの選択方法、採用した地域区分について紹介する。一般的に、景気指数の作成に利用される経済データ、あるいは、景気に敏感に反応する経済データは景気指標と呼ばれる。景気循環分析の分野において、多くの経済変数の中からこの景気指標を選択するという作業はもっとも重要かつ困難な作業の 1 つであり、このための多くの先行研究が存在する^{*3}。それらの結果から景気指標の選択方法として一般に一致した理解となっているのは、すべての経済変数を経済プロセス別、転換点のタイミング別に分類した上で、その中から景気指標を選択するという方法である。具体

^{*2} 本稿はイリノイ大学地域経済応用研究所との共同研究の成果の一部である。イリノイ大学 Geoffrey J.D. Hewings 教授をはじめ、研究所所属の研究者の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記してお礼を申し上げる。もちろん、残された誤りはすべて筆者の責任である

^{*3} 詳細は Zarnowitz (1992) を参照されたい。なお、日本語文献では森 (1997) において詳しく解説されている。

表 2: 内閣府の景気一致指標

	景気一致指標	分類
C1	鉱工業生産指数	(2)
C2	鉱工業生産財出荷指数	(2)
C3	大口電力使用量	(2)
C4	稼働率指数(製造業)	(2)
C5	所定外労働時間指数(製造業)	(1)
C6	投資財出荷指数(輸送機械を除く)	(4)
C7	商業販売額(小売業)(前年同月比)	(3)
C8	商業販売額(卸売業)(前年同月比)	(3)
C9	営業利益(全産業)	(6)
C10	中小企業売上高(製造業)	(6)
C11	有効求人倍率(学卒を除く)	(1)

(出所) 内閣府 経済社会総合研究所

的には、全米経済研究所(NBER)による以下の分類が一般的に利用されている。

- 経済プロセスによる分類
 1. 雇用と失業
 2. 生産と所得
 3. 消費と商業, 受注および引渡し
 4. 固定資本投資
 5. 在庫品と在庫投資
 6. 価格, 費用, 利益
 7. 貨幣と信用
- 転換点のタイミングによる分類
 1. 景気先行指標
 2. 景気一致指標
 3. 景気遅行指標

内閣府においても、全国ベースの景気指数を作成するために、景気指標の選択を行う際、上記と同様の分類を用いている^{*4}。内閣府の景気一致指数を構成する11系列の景気指標が表2に示されている。内訳を確認すると、「雇用と失業」分野から「所定外労働時間指数」と「有効求人倍率」の2系列、「生産と所得」分野から「鉱工業生産指数」、「鉱工業生産財出荷指数」、「大口電力使用量」、「稼働率指数」の4系列、「消費と商業」分野から「小売業販売額」、「卸売業販売額」の2系列、「固定資本投資」分野から「投資財出荷指数」の1系列、「価格、費用、利益」分野から「全産業営業利益」と「中小企業売上高」の2系列がそれぞれ選択されている。なお、内閣府の景気一致指標では、景気に一致して動く適当な指標がみあたらないという理由から、「在庫品と在庫投資」、「貨幣と信用」の2つの分野から景気一致指標は選択されていない。

^{*4} 内閣府は定期的に景気指標の見直しを行っている。具体例としては森他(2001)などが挙げられる。内閣府による景気動向指数の採用指標の最近3回の改訂における変遷については内閣府(2006)を参照されたい。

2.2 採用する地域区分

本節では本稿で採用した地域区分および日本における地域区分について説明する。本稿では販売電力量データを重要な景気指標として利用するため、電力供給地域^{*5}に基づく北海道、関東、北陸、中部、関西、中国、四国、九州、沖縄の10地域区分を採用することにした。販売電力量データは景気指標として他の月次経済統計にはみられないいくつかの特徴を持ち合わせている。その第1は、カバーする経済分野が広いことである。家庭用の電灯から産業用の電力まで用途が幅広いため、その需要を捉えることにより広範囲の経済動向を把握することが可能である。第2は、他の景気指標に比べ速報性に勝ることである。電力需要は前月分の集計値が、10電力会社ベースでは毎月20日前後に公表され、他の指標に比べ公表が早い。その他、サンプル調査でなく全量調査であるという意味で推計を含まない正確な統計であることも指摘できる。

しかし、分析に電力供給地域を採用する場合、統計の作成官庁により地域区分が異なるため、販売電力量以外のデータは都道府県データをその地域区分に再集計する必要が生じる。表3は代表的な統計出所による地域区分をまとめたものである。経済産業省区分と日本銀行区分は9地域に区分されているのに対し、電力供給地域と総務省区分は10地域に区分されている。これらの相違のほとんどは、沖縄県を九州地域に含むか含まないかという点を除いて、関東、中部、北陸地域の区分の仕方の違いにある。

最初に関東地域からみていこう。関東地域では、それぞれの区分に共通の都県は茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県である。しかし、新潟県と山梨県の取り扱いがそれぞれの区分で異なる。新潟県は電力供給地域では東北地域の一部、経済産業省区分では関東地域の一部、総務省区分、日本銀行区分では北陸地域の一部に属する。一方、山梨県は電力供給地域、経済産業省区分、総務省区分では関東地域の一部、日本銀行区分では中部地域の一部に含まれる。

次に中部地域と北陸地域についてみると、中部地域では、それぞれの区分に共通の県は岐阜県、愛知県、三重県であるが、富山県、石川県、長野県、静岡県の実扱いが異なる。経済産業省区分では北陸地域が定義されていないので、他の区分では北陸地域に含まれる富山県と石川県が中部地域の一部に属する。長野県は電力供給地域と日本銀行区分では中部地域に区分されるのに対し、経済産業省区分と総務省区分では関東地域に区分される。また、静岡県は経済産業省区分では関東地域に含まれるのに対し、電力供給地域、総務省区分、日本銀行区分では中部地域に含まれる。

本稿では、販売電力量以外のデータについては各統計のブロック別のデータと区分の異なる県のデータを収集し、以下の通り電力供給地域別に再統合した。

量的データの場合は、それらの単純合計により集計できるが、有効求人倍率や鉱工業生産指数のような比率データや指数データの場合は若干の加工が必要になる。比率データはその分母、分子となる原データを電力供給地域に集計し、比率を算出し直した。例えば、有効求人倍率であれば、分母となるのは有効求職者数であり、分子となるのは有効求人数である。一方、指数データは実質付加価値額の加重平均により算出している。鉱工業生産指数の中部地域の算出例を以下に示した。

$$ICB^* = \frac{WCB}{WCB^*} \times ICB - \frac{WT}{WCB^*} \times IT - \frac{WI}{WCB^*} \times II + \frac{WN}{WCB^*} \times IN + \frac{WS}{WCB^*} \times IS, \quad (1)$$

ここで、 ICB^* は電力供給地域の中部地域鉱工業生産指数、 ICB は経済産業省区分の鉱工業生産指数、 IT 、 II 、

^{*5} 電力供給地域は県域によって厳密に区分できない地域がある。静岡県（東京と中部）、岐阜県（中部と北陸）、三重県（中部と関西）、兵庫県（関西と中国）、香川県（中国と四国）、愛媛県（中国と四国）では複数の一般電気事業者が電力を供給している。本稿では、電中研地域経済データベースと同様に表3の区分に従い集計を行った。

表 3: 地域区分の定義

	都道府県	電力供給地域	経済産業省区分	総務省区分	日銀区分
1	北海道	北海道	北海道	北海道	北海道
2	青森県	東北	東北	東北	東北
3	岩手県	"	"	"	"
4	宮城県	"	"	"	"
5	秋田県	"	"	"	"
6	山形県	"	"	"	"
7	福島県	"	"	"	"
15	新潟県	"	関東	北陸	北陸
8	茨城県	東京	"	関東	関東
9	栃木県	"	"	"	"
10	群馬県	"	"	"	"
11	埼玉県	"	"	"	"
12	千葉県	"	"	"	"
13	東京都	"	"	"	"
14	神奈川県	"	"	"	"
19	山梨県	"	"	"	中部
16	富山県	北陸	中部	北陸	北陸
17	石川県	"	"	"	"
18	福井県	"	近畿	"	"
20	長野県	中部	関東	関東	中部
22	静岡県	"	"	東海	"
21	岐阜県	"	中部	"	"
23	愛知県	"	"	"	"
24	三重県	"	"	"	"
25	滋賀県	関西	近畿	近畿	近畿
26	京都府	"	"	"	"
27	大阪府	"	"	"	"
28	兵庫県	"	"	"	"
29	奈良県	"	"	"	"
30	和歌山県	"	"	"	"
31	鳥取県	中国	中国	中国	中国
32	島根県	"	"	"	"
33	岡山県	"	"	"	"
34	広島県	"	"	"	"
35	山口県	"	"	"	"
36	徳島県	四国	四国	四国	四国
37	香川県	"	"	"	"
38	愛媛県	"	"	"	"
39	高知県	"	"	"	"
40	福岡県	九州	九州	九州	九州
41	佐賀県	"	"	"	"
42	長崎県	"	"	"	"
43	熊本県	"	"	"	"
44	大分県	"	"	"	"
45	宮崎県	"	"	"	"
46	鹿児島県	"	"	"	"
47	沖縄県	沖縄	沖縄	沖縄	"

(注) 1. 電力供給地域は国内に 10 ある一般電気事業者の供給地域による区分である。それぞれの電力会社は当該地域の販売電力量を公表しており、特に大口電力販売量は内閣府の景気一致指標に採用されている重要な景気指標の 1 つである。2. 経済産業省は「鉱工業生産・在庫・出荷指数」「商業販売統計」など景気指標として重要な統計を公表している。3. 総務省は日本における政府統計の窓口機関であり、総務省が作成元である統計として「労働力調査」「家計調査」などがある。4. 日本銀行は「企業物価指数」や金融市場関連統計などの統計を中心に公表している。

表 4: 地域別景気一致指標の選択

分類		内閣府景気一致指標	利用可能性		電力供給地域データ
(1)	C5	所定外労働時間指数（製造業）	*1		-
	C11	有効求人倍率（学卒を除く）		NC4	有効求人倍率
(2)	C1	鉱工業生産指数		NC1	鉱工業生産指数
	C2	鉱工業生産財出荷指数	N/A		-
	C3	大口電力販売量		NC2	大口電力販売量
	C4	稼働率指数（製造業）	N/A		-
(3)	C7	商業販売額（小売業）（前年同月比）	*2	NC3	大型小売店販売額
	C8	商業販売額（卸売業）（前年同月比）	N/A		-
(4)	C6	投資財出荷指数（輸送機械を除く）	N/A		-
	C9	営業利益（全産業）	N/A		-
(5)	C10	中小企業売上高（製造業）	N/A		-

（出所）内閣府 経済社会総合研究所，電力中央研究所「地域経済月次データベース」，九州経済調査協会

（注）*1 所定外労働時間は都道府県別データが存在するが，1人あたり平均時間であるため直接に電力供給地域別に集計できない。*2 小売業販売額，卸売業販売額は地域別データは存在しないが，小売業販売額の代替として都道府県別データが存在する大型小売店販売額を利用した。分類は(1)雇用と失業，(2)生産と所得，(3)消費と商業，受注および引渡し，(4)固定資本投資，(5)在庫品と在庫投資，(6)価格，費用，利益，(7)貨幣と信用を示す。

IN，*IS* はそれぞれ富山県，石川県，新潟県，静岡県の鉱工業生産指数，*WCB** は電力供給地域の中部地域の実質付加価値額，*WCB* は経済産業省区分の中部地域の実質付加価値額，*WT*，*WI*，*WN*，*WS* はそれぞれ富山県，石川県，新潟県，静岡県の実質付加価値額である。

2.3 地域別景気指標の選択

ここでは地域別景気指数の作成のために利用する地域別景気指標について説明する。

本稿では，2.1 節にて説明した内閣府の景気一致指標 11 系列と同じ指標を可能な限り地域別の景気一致指標にも採用すること，そして，すべての地域で同じ景気指標を採用すること，の 2 つの方針により指標選択を行った。こうした方針を採用する理由は，内閣府の個々の景気一致指標が過去の景気循環との対応について十分に吟味されていると考えられるためだ。また，地域固有の経済・産業構造に基づき，地域ごとに採用する指標を変更する方法も考えられるが，地域間の景気循環を比較する上では採用指標を固定の方がより合理的である。

表 4 は内閣府景気一致指標と地域データの対応関係を示したものである。有効求人倍率（C5），鉱工業生産指数（C1），大口電力販売量（C3）の 3 指標は全国ベースと同じデータが電力供給地域別データとして利用可能であった。一方，都道府県データは存在するものの，電力供給地域区分への集計が不可能であった指標が鉱工業生産財出荷指数（C2），所定外労働時間（C5），投資財出荷指数（C6）の 3 指標^{*6}，全国ベースのデータしか公表されていない指標が稼働率指数（C4），小売業販売額（C7），卸売業販売額（C8），営業利益（C9），中小企業売上高（C10）の 5 指標であった。これら 5 指標のうち，小売業販売額（C7）については，地域ベースでは同種のデータとして公表されている大型小売店販売額を代用することにした。

^{*6} 電力供給地域別にデータを集計ができなかった理由は，鉱工業生産財出荷指数，投資財出荷指数では出荷指数の都道府県別出荷額ウェイトが公表されていないこと，所定外労働時間では都道府県別雇用者数の月次データが得られなかったこと，による。

この結果、電力供給地域別の景気一致指標として採用した指標は、鉱工業生産指数 (NC1)、大口電力販売量 (NC2)、大型小売店販売額 (NC3)、有効求人倍率 (NC4) の 4 系列となった。

3 モデル

3.1 景気指数構築のモデル

本節では本稿の分析で用いられる景気指数の推定法について簡単なレビューを行う。

Burns and Mitchell (1947) 以来、「多くの経済変数に共通する動きを景気循環とみなす」という景気循環の定義は景気循環の計測の分野ではコンセンサスとなっている。この定義に従って、Stock and Watson (1988) は、米国商務省 (Department of Commerce) が作成していた景気一致指数 (Composite index) を構成する (1) 実質個人所得、(2) 製造業販売額、(3) 小売業販売額、(4) 非農業雇用者数の 4 つの景気指標から景気循環を観測できない共通の動きとみなした上で、時系列モデルの 1 つであるダイナミック・ファクター・モデルにより景気指数を抽出した。Stock and Watson (1988) が提案した景気指数の構築法は、景気循環の計測に計量経済学的手法を利用しようと試みた点で Diffusion index や Composite index などの従来型の景気指数の構築法から進化したものと評価されている。

Stock and Watson (1988) モデルのもっとも単純なケースは以下のように与えられる。

$$y_{it} = \lambda_i c_t + e_{it}, \quad (2)$$

$$c_t = \phi c_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim i.i.d.N(0, 1), \quad (3)$$

$$e_{it} = \gamma_i e_{i,t-1} + u_{it}, \quad u_{it} \sim i.i.d.N(0, \Sigma). \quad (4)$$

ここで、 y_{it} は n 個の観測可能な景気指標であり、パラメーターの数を減らすために平均偏差に変換されている。 λ_i は i 番目の景気指標 y_{it} と観測できないそれぞれの景気指標に共通の動き c_t を関係づける係数である。このモデルでは、この c_t が景気循環あるいは景気指数とみなされ、 y_{it} の変化が観測できない景気循環 c_t と景気指標に固有の変動 e_{it} の変化の加重平均で構成されるという定式化がなされる。そして、(3)、(4) 式で c_t と e_{it} の確率過程が表現される。なお、 ϵ_t の分散は景気指数を基準化するために 1 に固定される点には注意が必要である。

Stock and Watson (1988) ではカルマン・フィルターを組み合わせた最尤法によるパラメータと景気指数の推定が提案されているが、Stock and Watson (1998) では代替的な方法として以下の 2 段階推定を提案しており、本稿では後者の方法を用いて景気指数とパラメータの推定を行った。具体的には、第 1 段階で主成分分析の手法により (2) 式の c_t と λ_i を推定し、第 2 段階で (3) 式の時系列モデルを推定する、というものである。この方法の利点は、景気指数に採用する景気指標の系列数が増加したとき (データ期間よりも多くなったとき) でも、パラメータと景気指数の一致推定量が得られる点にある。

Park, Seo and Hewings (2002) はシカゴ地域の経済活動を示す指数を作成するためにこの主成分分析の手法を用いている。彼らは地域の経済変動を全国の経済変動に影響される要素、地域経済変動に固有の要素、確率的ショック要素の 3 つから構成されるとみなし、地域の景気変動を分解した。地域経済変動に固有の要素を抽出するために、彼らは Stock and Watson (1998) と同様に主成分分析の手法を用いている。その他、主成分分析の手法を用いて実用化されている景気指数としては、シカゴ連邦準備銀行の CFNAI (Chicago Federal Reserve Bank National Activity Index) がある。CFNAI は全米ベースの 85 個の月次景気指標から景気変動を抽出し、米国全体の経済活動を計測する景気指数として利用されている。本稿においても主成分分析の方法を用いて、景気指数 c_t と景気指数と個別の景気指標を関係づける係数 λ_i の推定を行った。なお、その推定結果

については 4.1 節で詳細に分析する。

3.2 景気転換点推定のモデル

本稿では、前節で紹介した主成分分析の手法により地域別の景気指数を推定した後、Hamilton (1989) により提案された統計モデルを用いて各地域の景気転換点を推定する。そのため、本節ではこの景気転換点を推定するためのモデルについて説明する。

Hamilton (1989) は多くのマクロ経済変数の平均成長率が景気後退局面よりも景気拡張局面で高いことに着目し、景気局面に応じて成長率の平均がスイッチするメカニズムを組み込んだモデルを提案した。こうしたモデルは一般にレジーム・スイッチング・モデルと呼ばれる。このモデルでは各期の景気が後退期にある、あるいは、拡張期にある、という確率を推定することが可能であり、この確率から景気の状態、あるいは、局面を判断することができる。

レジーム・スイッチング・モデルは主成分分析を用いて推定された景気指数の 1 次階差を Δc_t として以下のように与えられる。なお、データに 1 次階差を用いるのは景気指数の変化の平均が景気局面ごとにスイッチすることを仮定しているためである。

$$S_t = \begin{cases} 1 & : \text{景気拡張局面,} \\ 0 & : \text{景気後退局面,} \end{cases} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] &= p, \\ Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] &= q, \end{aligned} \quad (6)$$

$$(\Delta c_t - \mu_{S_t}) = \phi_1(\Delta c_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) + \dots + \phi_r(\Delta c_{t-r} - \mu_{S_{t-r}}) + e_t, \quad (7)$$

$$e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2), \quad (8)$$

$$\mu_{S_t} = \mu_0(1 - S_t) + \mu_1 S_t. \quad (9)$$

ここで、 S_t は景気が拡張局面にあるか、後退局面にあるかを示す離散変数であり、 S_t の変化は (6) の推移確率に基づいたマルコフ・スイッチング過程に従う。(7) は $(\Delta c_t - \mu_{S_t})$ が自己回帰過程に従うことを示すが、景気局面ごとの平均成長 μ_{S_t} は (9) のように景気局面 S_t の状態により変化する。

このモデルは Hamilton (1989) により提案されているフィルターを適用すると、尤度の計算が可能となり、最尤法によるパラメーター推定が可能となる。さらに、そのパラメーターを最尤推定値として Kim (1994) により提案されているスムーザーを適用すれば、平滑化確率 $P(S_t = 1 | y_1, \dots, y_T)$ および $P(S_t = 0 | y_1, \dots, y_T)$ を計算することができる。Hamilton (1989) はこの景気後退確率が 0.5 以上にある期間を景気後退局面と判断しており、本稿においても景気局面の判断は Hamilton (1989) と同様の方法を用いた。なお、本稿で推定した電力供給地域別の景気転換点の推定結果の解釈とその分析は 4.2 節でなされる。

4 推定結果

4.1 電力供給地域別景気指数

本節では、3.1 節で説明した主成分分析を地域別景気指標に適用して抽出した電力供給地域別景気指数の推定結果について説明する。なお、全国と各地域の景気循環を比較するために、同様の方法で全国ベースの景気指数も推定している。2.3 節で紹介した通り、景気指数を推定するための個別の景気指標は鉱工業生産指数

(NC1), 大口電力販売量 (NC2), 大型小売店販売額 (NC3), 有効求人倍率 (NC4) の 4 指標である。データは 1986 年 3 月から 2006 年 3 月までの月次データであり, 米国センサス局の X12-ARIMA 法 (X11 default) により季節調整が施されている。

景気指数の推定に主成分分析を用いた場合, 抽出された複数の主成分の中から景気循環を示す主成分を選択する必要がある。本稿ではその選択にあたり, 構成要素となる景気指標の景気指数への影響度を示す因子負荷量の符号条件を満たし, かつ, その主成分が循環変動を示すものを選択するという方針を採用した。ここで, 符号条件とは, 例えば, 生産動向と景気動向は同方向に動くことが想定されるので, 鉱工業生産にかかる因子負荷量の符号はプラスとなるという条件のことである。本稿で採用した景気指標はすべて景気動向と同方向に動くことが想定されるので, すべての符号がプラスとなることを条件とした。

図 2 は沖縄を除く 9 つの電力供給地域別景気指数と全国の景気指数の推移を示したものである^{*7}。なお, 推定期間は 1986 年 3 月から 2006 年 3 月までの 216 ヶ月, 縦軸で示される各期の景気指数の値は, 推定期間において平均が 0, 分散が 1 となるように基準化されている。主成分の選択方針に基づいた結果, 東北地域と関東地域の景気指数は第 2 主成分が, 全国とその他の地域はすべて第 1 主成分が採用された。この図を観察すると, すべての地域で循環変動が抽出できていることが確認できるが, 循環変動の振幅は地域ごとに違いがあることがわかる。東北, 関東, 関西地域は全国あるいはその他の地域に比べて拡張期, 後退期ともに振幅が大きい。

表 5 は主成分分析の推定結果を示したものである。因子負荷量, 固有値, 寄与率が地域別景気指数ごとに表示されている。本稿の定式化では, 因子負荷量の値は当該地域の景気指数に対する個別景気指標の影響度を示している。したがって, この値を検討することにより, 全国あるいは地域ごとの景気循環がどの経済分野から相対的に大きな影響を受けているかを推測することができる。また, 寄与率とは採用された 4 つの個別景気指標の全変動のうち景気指数の変動比率のことである。本稿では主成分として景気の循環変動を抽出していることから, 寄与率はそれぞれの地域経済の全変動のうち循環変動がどの程度の割合を占めるかを示すものと解釈することができる。それぞれの寄与率をみると, 全国指数は 65.8 % であるのに対し, 各地域別景気指数の寄与率は 42.8 % から 61.1 % の間に分布しており, 景気循環は日本経済全体と同様にすべての地域の経済動向に大きな影響を及ぼしていることがわかる。

それでは全国, 地域別景気指数の因子負荷量について詳細に検討しよう。はじめに, 全国の景気指数からみると, 鉱工業生産指数, 大口電力販売量, 大型小売店販売額にかかる因子負荷量はそれぞれ 0.91, 0.97, 0.93 といずれも 0.9 を超え, 生産と消費の動向が日本全体の景気循環に大きな影響を与えていることがわかる。一方, 有効求人倍率にかかる因子負荷量は 0.05 であり, 雇用変動が日本全体の景気循環に与える影響は僅少であることがわかる。

次に全国ベースの景気指数とそれぞれの地域別景気指数を比較しよう。鉱工業生産指数と大口電力販売量を生産活動に関係する指標とすると, すべての地域において因子負荷量はいずれかの指標で 0.74 以上となり, 地域の景気循環に与える生産活動の影響は全国の景気循環と同様に総じて大きい。ただし, その影響度は中部, 中国, 九州地域でより大きく, 東北, 関東地域でより小さい。一方, 消費動向に関係する大型小売店販売額にかかる因子負荷量は, 相対的に中部, 北海道, 中国, 北陸, 関西, 九州地域では 0.92 から 0.76 と大きく, 四国, 関東, 東北地域では 0.13 から 0.35 と小さい。消費の景気循環に対する影響度は全国ベースでは強いことが示されたが, 地域別にはその影響度の強い地域と弱い地域でかなりの差が存在することがわかる。また,

^{*7} 本稿では沖縄地域が分析対象から除外されている。その理由は主成分を選択する際に用いた符号条件と循環変動という 2 つの基準を満たす主成分を抽出できなかったためである。

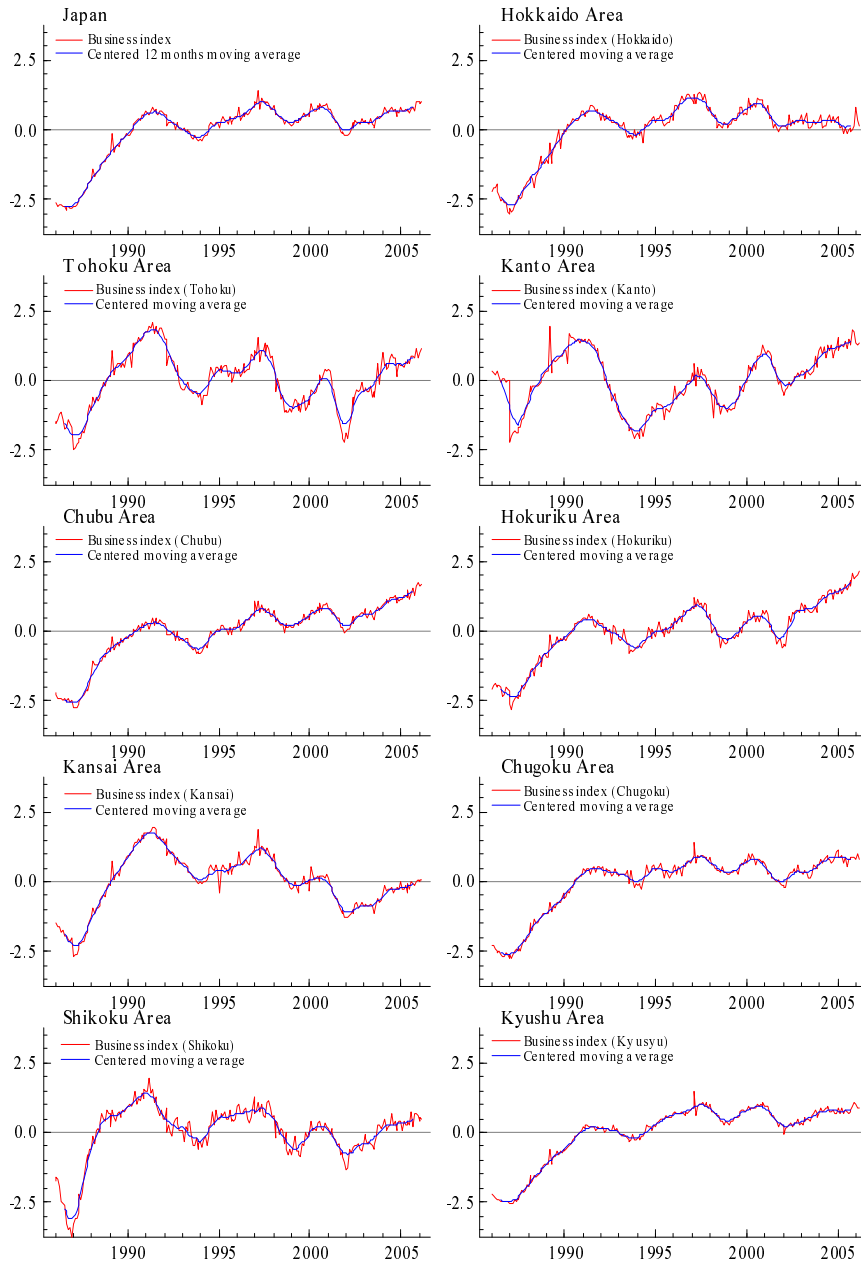


図 2: 主成分分析による電力供給地域別景気指数

表 5: 地域別景気指数推定のための主成分分析の結果

	因子負荷量				固有値	寄与率 (%)
	鉱工業 生産	大口電力 販売量	大型小売 店販売額	有効求人 倍率		
全国	0.908	0.971	0.928	0.050	2.631	65.8
北海道	0.842	0.742	0.908	0.460	2.296	57.4
東北	0.799	0.308	0.348	0.753	1.421	49.5
関東	0.742	0.274	0.274	0.592	1.051	50.6
中部	0.915	0.973	0.920	0.242	2.689	67.2
北陸	0.841	0.972	0.823	0.023	2.332	58.3
関西	0.658	0.911	0.808	0.462	2.130	53.3
中国	0.935	0.933	0.826	0.139	2.445	61.1
四国	0.795	0.801	0.126	0.651	1.713	42.8
九州	0.951	0.954	0.761	0.206	2.438	60.9

(注) 各地域の景気指数は以下のように計算される。

$$c_t = \beta_1 \cdot y_{1t} + \beta_2 \cdot y_{2t} + \beta_3 \cdot y_{3t} + \beta_4 \cdot y_{4t},$$

$$\beta_i = f_i e^{-1}, \quad f_i = v_i \sqrt{e}, \quad i = 1, \dots, 4,$$

ここで、 c_t は t 期の景気指数、 y_{1t} , y_{2t} , y_{3t} , y_{4t} は t 期の景気指数を構成する個別の景気指標であり、それぞれ、鉱工業生産指数、大口電力販売量、大型小売店販売額、有効求人倍率である。 f_i は因子負荷量、 v_i は固有ベクトルの i 番目の要素、 e は景気指数に用いられている主成分に対応する固有値である。寄与率は $(e_i / \sum_{i=1}^4 e_i)$ により計算されている。

雇用動向に関係する有効求人倍率にかかる因子負荷量は、北陸地域の 0.02 を除き、中国地域の 0.13 から東北地域の 0.75 の間に分布しており、全国の 0.05 よりも大きい。このことから、全国の景気循環に比べ、地域の景気循環では雇用変動の役割が相対的に重要であることがわかる。

以上の比較を要約すると、地域別の景気循環の特性は以下の 3 つに分類することができる。

生産活動と消費動向の影響が大きい地域: 中部地域、中国地域、九州地域、北陸地域では生産活動と消費動向が地域の景気循環に対して大きな影響を与えている。

生産活動と雇用動向の影響が大きい地域: 東北地域、関東地域、四国地域では生産動向だけでなく雇用動向も景気循環に対して相対的に大きな影響を与えている。

生産、消費、雇用の影響が大きい地域: 関西地域と北海道地域では生産動向に加え、消費動向と雇用動向も景気循環に対して相対的に大きな影響を与えている。

4.2 電力供給地域別の景気転換点

本節では、前節で計算された地域別景気指数にレジーム・スイッチング・モデルを適用して推定した各地域の景気転換点から、地域ごとの景気循環の特徴について説明する。

4.2.1 各地域の景気循環の特徴

地域別のレジーム・スイッチング・モデルの推定結果は表 6 に示されている。なお、推定には 1989 年 7 月から 2006 年 3 月までのそれぞれの地域別景気指数の前月差を用いている。自己回帰 (AR) 過程のラグ次数は各パラメーターの統計的有意性と情報量基準 (SBIC, AIC) に基づいて選択した。この結果、全国の景気指数は AR(1)、四国地域は AR(4)、その他の地域ではすべて AR(2) が選択されている。これらの自己回帰係数の推定値は表中の $\phi_1 \sim \phi_4$ に示されている。 p, q はそれぞれ景気拡張局面が持続する推移確率 ($Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1]$)、後退局面が持続する推移確率 ($Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0]$) を示し、これらの確率から景気拡張と後退局面の平均継続月数が $(1-p)^{-1}, (1-q)^{-1}$ により計算される。一方、 π_0, π_1 はそれぞれ景気後退局面と景気拡張局面の定常確率であり^{*8}、長期でみた場合の景気拡張、後退の発生確率を示している。 μ_0, μ_1 はそれぞれ景気後退局面、拡張局面の平均成長を、 μ^* は長期の平均成長を示す^{*9}。以下では、レジーム・スイッチング・モデルの推定結果にしたがい、各地域の景気循環の特徴について検討する。

北海道地域 北海道地域における景気拡大局面の持続確率 p は 0.939、景気後退局面の持続確率 q は 0.844 であり、いずれも全国の 0.967、0.921 よりも低い。この結果、景気拡大の平均持続期間 $(1-p)^{-1}$ は 16.3 カ月、景気後退の平均継続期間 $(1-q)^{-1}$ は 6.4 カ月と全国の 30.4 カ月、12.7 カ月の約半分である。このことから北海道の景気循環は全国よりも 1 循環の周期が短く小刻みであることがわかる。これを景気後退の平滑化確率をプロットした図 3 の北海道地域のグラフで確認すると、全国では第 12 循環の景気後退局面 (28 カ月間) とされる 1991 年から 93 年の期間に、北海道地域では 3 回の景気拡張局面が、全国では第 14 循環の景気拡張局面 (2006 年 3 月で 63 カ月) とされる 2001 年以降の期間に、北海道地域では 1 回の景気後退局面が観察される。ただし、北海道地域の景気後退局面の定常確率 π_0 は 0.281、景気拡張局面の定常確率 π_1 は 0.719 であり、全国の 0.295、0.705 と同程度である。なお、景気後退局面の平均成長 μ_0 は -0.060、景気拡張局面の平均成長 μ_1 は 0.027 である。長期の平均成長 μ^* は 0.003 と全国の 0.007 よりも低い。

東北地域 東北地域の景気拡張局面の持続確率 p は 0.971 と全国よりも高く、このため、拡大局面の平均継続月数 $(1-p)^{-1}$ も 35.1 カ月と全国よりも 2 カ月程度長い。一方、景気後退局面の持続確率 q は 0.872 と全国よりも低く、後退局面の平均継続月数 $(1-q)^{-1}$ は 7.8 カ月と全国より 5 カ月程度短い。定常確率 π_0, π_1 についても 0.182、0.818 と全国 (0.295、0.705) に比べ景気後退で低く、景気拡大で高い。これらは図 3 の東北地域のグラフからも確認できる。なお、景気後退の平均成長 μ_0 は -0.192、景気拡張局面の平均成長 μ_1 は 0.048

^{*8} 将来の景気拡張、後退を予測する場合を考える。任意の時点 t から始め、 t 期の景気拡張、後退確率と h 期先の $t+h$ 期の景気拡張、後退確率との関係は以下のように与えられる。

$$\begin{bmatrix} Pr(S_{t+h} = 0 | \Psi_t) \\ Pr(S_{t+h} = 1 | \Psi_t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} q & 1-q \\ 1-p & p \end{bmatrix}^h \begin{bmatrix} Pr(S_t = 0 | \Psi_t) \\ Pr(S_t = 1 | \Psi_t) \end{bmatrix},$$

ここで、 Ψ_t は t 期までに利用可能な情報を表すものとする。 h が大きくなるにつれて、 $Pr(S_{t+h} | \Psi_t)$ は収束する。その収束値が定常確率 π_j となる。すなわち、 $h=1$ として $Pr(S_{t+h} = j | \Psi_t) = Pr(S_t = j | \Psi_t) = \pi_j$ を代入すると、景気拡張と後退の定常確率 π_0, π_1 は、

$$\begin{bmatrix} \pi_0 \\ \pi_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} q & 1-q \\ 1-p & p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_0 \\ \pi_1 \end{bmatrix},$$

を解くことによって得ることができる。したがって、それぞれの定常確率は $\pi_0 = (1-p)/(2-p-q), \pi_1 = (1-q)/(2-p-q)$ となる。

^{*9} t 期の期待成長率は $\sum_{j=0}^1 \mu_j Pr(S_t = j | \Psi_t)$ として計算される。ここで、 Ψ_T は全標本期間 (y_1, \dots, y_T) で利用可能な情報を表す。 $Pr(S_t = j | \Psi_T)$ を定常確率 π_j で置き換えたものを、ここでは長期の平均成長とする。すなわち、長期の平均成長は $\sum_{j=0}^1 \pi_j \mu_j$ となる。

表 6: レジーム・スイッチング・モデルの推定結果

	全国 AR(1)	北海道地域 AR(2)	東北地域 AR(2)	関東地域 AR(2)	中部地域 AR(2)
p	0.967 (0.0201)	0.939 (0.0718)	0.971 (0.0245)	0.969 (0.0150)	0.941 (0.0239)
q	0.921 (0.029)	0.844 (0.117)	0.872 (0.048)	0.924 (0.025)	0.895 (0.026)
ϕ_1	-0.505 (0.0041)	-0.561 (0.0098)	-0.497 (0.0064)	-0.598 (0.0063)	-0.792 (0.0064)
ϕ_2	-	-0.143 (0.0093)	-0.186 (0.0062)	-0.204 (0.0062)	-0.387 (0.0062)
σ	0.122 (0.0001)	0.172 (0.0005)	0.248 (0.0003)	0.215 (0.0002)	0.123 (0.0002)
μ_0	-0.046 (0.0005)	-0.060 (0.0062)	-0.192 (0.0015)	-0.112 (0.0008)	-0.048 (0.0003)
μ_1	0.030 (0.0003)	0.027 (0.0031)	0.048 (0.0006)	0.050 (0.0005)	0.044 (0.0005)
$\ln L$	122.05	57.03	-20.94	8.82	110.76
SBIC	-212.46	-77.16	78.79	19.27	-184.62
π_0	0.295	0.281	0.182	0.291	0.358
π_1	0.705	0.719	0.818	0.709	0.642
μ^*	0.007	0.003	0.004	0.003	0.011
$(1-p)^{-1}$	30.4	16.3	35.1	32.3	17.0
$(1-q)^{-1}$	12.7	6.4	7.8	13.2	9.5

	北陸地域 AR(2)	関西地域 AR(2)	中国地域 AR(2)	四国地域 AR(4)	九州地域 AR(2)
p	0.957 (0.0482)	0.963 (0.0236)	0.816 (0.1159)	0.955 (0.0411)	0.969 (0.0311)
q	0.816 (0.0859)	0.926 (0.0262)	0.904 (0.0445)	0.870 (0.0668)	0.875 (0.0502)
ϕ_1	-0.560 (0.0078)	-0.563 (0.0062)	-0.503 (0.0081)	-0.492 (0.0086)	-0.582 (0.0066)
ϕ_2	-0.298 (0.0072)	-0.256 (0.0060)	-0.249 (0.0075)	-0.215 (0.0110)	-0.202 (0.0065)
ϕ_3	-	-	-	-0.169 (0.0100)	-
ϕ_4	-	-	-	-0.203 (0.0069)	-
σ	0.168 (0.0005)	0.177 (0.0002)	0.138 (0.0004)	0.241 (0.0006)	0.113 (0.0001)
μ_0	-0.105 (0.0036)	-0.073 (0.0005)	-0.023 (0.0022)	-0.094 (0.0034)	-0.051 (0.0009)
μ_1	0.040 (0.0009)	0.035 (0.0007)	0.063 (0.0052)	0.033 (0.0012)	0.023 (0.0005)
$\ln L$	54.85	46.49	94.12	-10.97	137.37
SBIC	-72.79	-56.08	-151.33	69.39	-237.84
π_0	0.190	0.337	0.658	0.259	0.199
π_1	0.810	0.663	0.342	0.741	0.801
μ^*	0.013	-0.001	0.007	0.000	0.008
$(1-p)^{-1}$	23.2	26.8	5.4	22.0	32.3
$(1-q)^{-1}$	5.4	13.6	10.5	7.7	8.0

(注) () 内の値はパラメーターの標準誤差を示す。

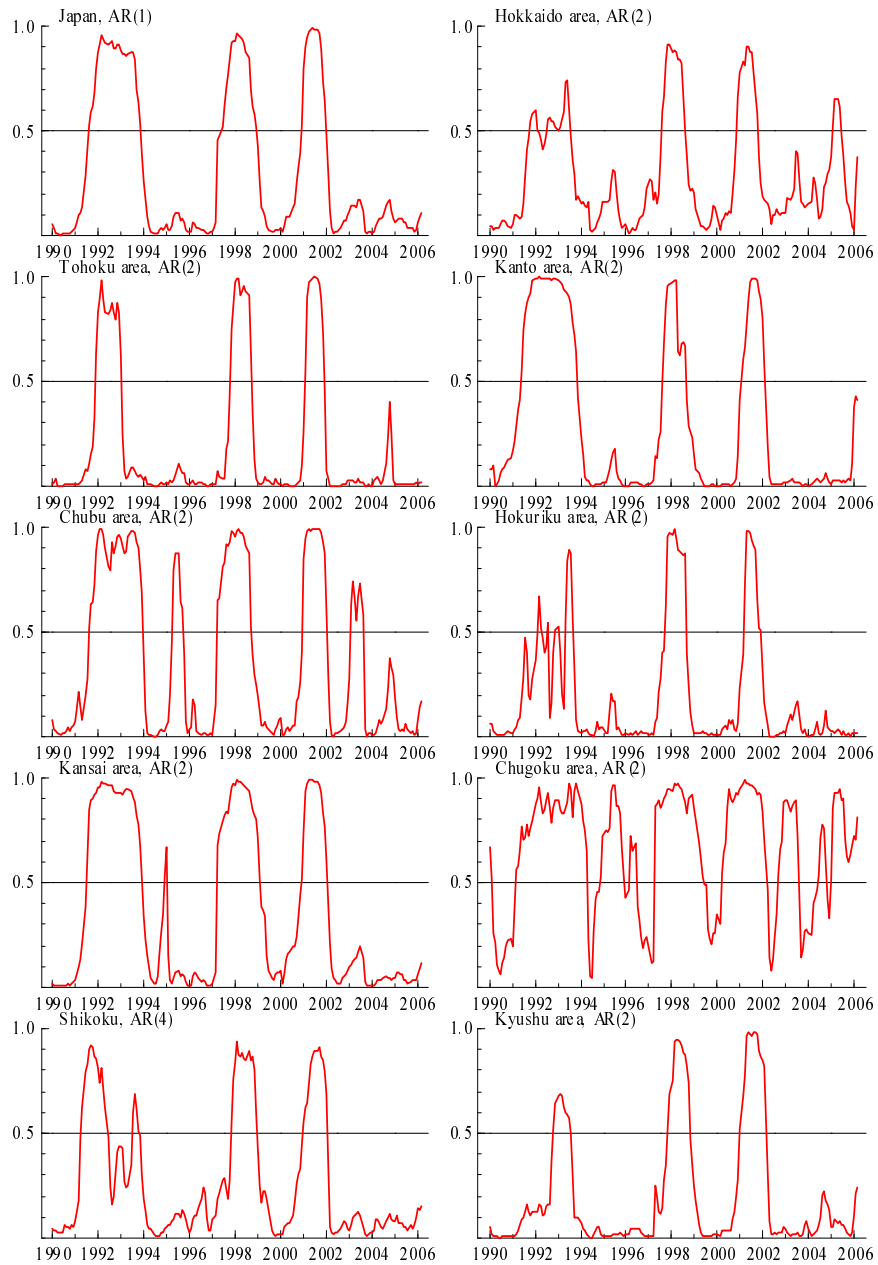


図 3: 電力供給地域別の景気後退確率の推移 ($Pr[S_t = 0 | \Psi_T]$)

とそれぞれの局面の平均成長の絶対値は全国よりも高く、特に景気後退局面では全国の約4倍に達する。このため、景気拡大の定常確率が全国よりも高いにもかかわらず、長期の平均成長 μ^* は0.004と全国の0.007よりも低くなっている。

関東地域 関東地域の景気拡張局面の持続確率 p は0.969、景気後退局面の持続確率 q は0.924といずれも全国(0.967, 0.921)並みとなり、この結果、景気拡大局面と後退局面の平均継続月数 $(1-p)^{-1}$ 、 $(1-q)^{-1}$ もそれぞれ32.3ヵ月、13.2ヵ月と全国(30.4ヵ月、12.7ヵ月)と同程度の継続月数である。また、景気後退と拡張の定常確率 π_0 、 π_1 も0.291、0.709と全国(0.295, 0.705)並みである。これらの結果から、関東地域の景気循環は全国に類似した特徴を持つと言える。ただし、景気後退局面、景気拡張局面の平均成長 μ_0 、 μ_1 はそれぞれ-0.112、0.050であり、後退、拡大のスピードは全国よりも速い。しかし、長期の平均成長 μ^* は0.003と全国の0.007よりも低い。

中部地域 中部地域の景気拡張局面の持続確率 p は0.941、景気後退の持続確率 q は0.895といずれも全国(0.967, 0.921)より低い。この結果、景気局面の平均継続月数も景気拡張局面 $(1-p)^{-1}$ で17.0ヵ月、景気後退局面 $(1-q)^{-1}$ で9.5ヵ月といずれも全国(30.4ヵ月、12.7ヵ月)より短い。一方、景気後退と景気拡張の定常確率 π_0 、 π_1 は0.358、0.642と全国(0.295, 0.705)よりも景気後退で高く、景気拡張で低い。このことから、中部地域の景気循環は全国に比べ1循環の周期が短く、かつ、景気拡張局面が途切れやすい傾向があることを示している。これを図3の中部地域のグラフで確認すると、全国では第12循環の拡張局面とされる1994年から1995年の間、そして、第14循環の拡張局面とされる2002年以降にそれぞれ短い後退局面が1回ずつ計測されている^{*10}。なお、景気後退局面、景気拡大局面の平均成長 μ_0 、 μ_1 は-0.048、0.044と拡大局面の平均成長が全国の0.030を上回る。このため、長期の平均成長 μ^* は0.011と全国の0.007を上回る。

北陸地域 北陸地域の景気拡張局面と後退局面の持続確率 p 、 q は0.957、0.816といずれも全国(0.967, 0.921)より低い。この結果、景気拡張局面と後退局面の平均継続月数 $(1-p)^{-1}$ 、 $(1-q)^{-1}$ も23.2ヵ月、5.4ヵ月と全国(30.4ヵ月、12.7ヵ月)より短い。一方、景気後退と景気拡張の定常確率 π_0 、 π_1 は0.190、0.810と全国(0.295, 0.705)に比べて景気後退で低く、景気拡大で高い。このことから、全国に比べ、北陸地域の景気循環は全国に比べ1循環の周期が短いものの、中部地域とは異なり、景気拡張局面が持続しやすい傾向を持つと言える。これを図3の北陸地域のグラフで確認すると、全国では第11循環の景気後退局面とされる1991年から93年の期間に、北陸地域では小刻みなサイクルが入り込んでいることが循環の周期を短期化させる原因となっている。なお、景気後退局面と拡張局面の平均成長 μ_0 、 μ_1 は-0.105、0.040である。景気後退のスピードは全国よりも大きいものの、景気後退の定常確率が小さいことから、長期の平均成長 μ^* は0.013と全国の0.007よりも高い。

関西地域 関西地域の景気拡張局面の持続確率 p は0.963、景気後退局面の持続確率 q は0.926と全国(0.967, 0.921)並みである。この結果、景気拡張局面の平均継続月数 $(1-p)^{-1}$ は26.8ヵ月、景気後退の平均継続月数 $(1-q)^{-1}$ は13.6ヵ月と景気拡張局面の平均継続月数が全国(30.4ヵ月)に比べやや短いものの、他地域との比較では全国と類似しているとみることができる。また、景気後退と拡張の定常確率 π_0 、 π_1 も0.337、0.663と全国(0.295, 0.705)も同程度である。これを図3の関西地域のグラフで確認すると、景気転

^{*10} 1994年から1995年の時期は阪神淡路大震災、米国経済の減速と急速な円高などにより、また、2003年の時期はイラク戦争、輸出の減速などにより、景気が後退局面入りしたのではないかという議論がエコノミストの間でなされた。しかし、その後、内閣府による全国ベースの景気基準日付ではいずれの時期も景気後退局面とは判定されていない。地域別に景気転換点を推定した本稿の分析では、それらの時期に中部、関西、中国地域で景気後退局面が観察される。

換点のタイミングは総じて全国と同様であるが、全国では第 12 循環の拡大局面に位置する 1995 年 1 月前後に全国ベースでは観測されない景気後退を示している。なお、景気後退、拡大局面の平均成長 μ_0 、 μ_1 は -0.073、0.035 となり、長期の平均成長は μ^* は -0.001 と僅かながらマイナスとなった。

中国地域 中国地域の景気拡張の持続確率 p は 0.816、景気後退の持続確率 q は 0.904 となり、いずれも全国 (0.967, 0.921) よりも低く、かつ、景気後退の持続確率が景気拡張の持続確率を上回っている。この結果、景気拡張の平均継続月数 $(1-p)^{-1}$ は 5.4 カ月、景気後退の平均継続月数 $(1-q)^{-1}$ は 10.5 カ月と局面の平均継続月数は景気後退局面が景気拡張局面よりも長い。景気後退と拡張の定常確率 π_0 、 π_1 も 0.658、0.342 と景気後退が景気拡張を上回っている。これは、全国の景気循環に比べ、中国地域の景気循環は 1 循環の周期が短く、かつ、1 循環に占める景気後退局面の比率が景気拡張局面よりも高いことを示している。この特徴はその他の地域ではみられない中国地域特有のものである。これを図 3 の中国地域のグラフで確認すると、全国では第 12 循環の景気拡張局面とされる 1994 年から 1996 年にかけての期間に 2 回の後退局面が、第 14 循環の景気拡張局面とされている 2002 年以降の期間にも 2 回の後退局面がそれぞれ観測される。また、全国における第 13 循環の景気拡張局面とされている 1999 年から 2000 年にかけての期間 (23 カ月) に対応する中国地域の景気拡張局面は 9 カ月と全国に比べ極端に短いことがわかる。なお、景気後退の平均成長 μ_0 は -0.023、景気拡大局面の平均成長 μ_1 は 0.063、長期の平均成長 μ^* は 0.007 と全国並みである。

四国地域 四国地域の景気拡張の持続確率 p は 0.955、景気後退の持続確率 q は 0.870 といずれも全国 (0.967, 0.921) よりも低い。この結果、景気拡張局面と後退局面の平均継続月数 $(1-p)^{-1}$ 、 $(1-q)^{-1}$ も 22.0 カ月、7.7 カ月といずれも全国 (30.4 カ月、12.7 カ月) より短い。一方、景気後退と拡張の定常確率 π_0 、 π_1 は 0.259、0.741 と全国 (0.295, 0.705) と同程度である。このことを図 3 の四国地域のグラフで確認すると、全国では第 11 循環の景気後退局面とされる 1991 年から 1993 年の期間に、四国地域では 1 回の景気拡張局面が観測されている。これにより北陸地域の拡大局面、後退局面の平均継続期間が全国よりも短くなっている。なお、景気後退の平均成長 μ_0 は -0.094、景気拡張局面の平均成長 μ_1 は 0.033、長期の平均成長 μ^* は 0.000 と全国の 0.007 よりも低い。

九州地域 九州地域は景気拡大の持続確率 p は 0.969 と全国よりも高く、このため、拡大局面の平均継続月数も 32.3 カ月と全国よりも 2 カ月程度長い。一方、景気後退の持続確率 q は 0.875 と全国よりも低く、後退局面の平均継続月数は 8.0 カ月と全国よりも 5 カ月程度短い。景気後退の定常確率 π_0 は 0.199 と全国 (0.295) よりも低く、景気拡大の定常確率 π_1 は 0.801 と全国 (0.705) よりも高い。これらを図 3 の九州地域のグラフから確認すると、全国では第 11 循環の景気後退局面とされる 1991 年から 93 年の景気後退期間 (28 カ月) が、九州地域では 9 カ月と短いこと、全国では第 12 循環の景気後退局面とされる 1997 年から 99 年にかけての景気後退期間 (19 カ月) が、九州地域では 12 カ月と短いこと、などが景気後退期間が全国よりも短い原因となっている。景気後退局面の平均成長 μ_0 は -0.051、景気拡張局面の平均成長 μ_1 は 0.023、長期の平均成長 μ^* は 0.008 と全国 (0.007) 並みである。

4.2.2 各地域の景気転換点

各地域別の景気転換点をその特徴ごとに分類したものが表 7 である。この表では前節で考察した結果も踏まえ、地域ごとの景気循環の特徴を以下の 4 つに分類した。

全国の景気循環と類似する地域 関東地域と関西地域は景気拡張局面の平均持続期間、景気後退局面の平均持続期間がいずれも全国に近い値を示す。関西地域で景気拡張局面の平均継続期間がやや短いのは阪神淡路大

表 7: 電力供給地域別の景気転換点

景気日付	全国平均		全国の景気循環と類似する地域				拡張局面比率の高い地域			
	山	谷	関東地域		関西地域		東北地域		九州地域	
			山	谷	山	谷	山	谷	山	谷
11 循環	91 年 07 月	93 年 11 月	91 年 05 月	93 年 11 月	91 年 06 月	93 年 12 月	91 年 11 月	93 年 01 月	92 年 10 月	93 年 07 月
12 循環	97 年 05 月	98 年 12 月	97 年 08 月	98 年 08 月	94 年 11 月	95 年 01 月	97 年 10 月	98 年 09 月	97 年 10 月	98 年 10 月
13 循環	00 年 11 月	01 年 12 月	01 年 01 月	02 年 02 月	00 年 11 月	02 年 01 月	01 年 01 月	01 年 11 月	00 年 12 月	02 年 02 月
継続期間	拡張局面	後退局面	拡張局面	後退局面	拡張局面	後退局面	拡張局面	後退局面	拡張局面	後退局面
11 循環	-	28	-	30	-	30	-	14	-	9
12 循環	42	19	45	12	26	23	57	11	51	12
13 循環	23	13	29	13	21	14	28	10	26	14
*1	30.4	12.7	32.3	13.2	26.8	13.6	35.1	7.8	32.3	8.0
*2	43.0		45.6		40.3		42.9		40.3	
*3	0.030	-0.046	0.044	-0.048	0.035	-0.073	0.048	-0.192	0.023	-0.051
*4	0.705	0.295	0.709	0.291	0.663	0.337	0.818	0.182	0.801	0.199
*5	0.007		0.003		-0.001		0.004		0.008	

景気日付	短期サイクルを持つ地域								後退局面比率の高い地域	
	北海道地域		中部地域		北陸地域		四国地域		中国地域	
	山	谷	山	谷	山	谷	山	谷	山	谷
11 循環	91 年 10 月	92 年 01 月	91 年 07 月	93 年 12 月	92 年 02 月	92 年 04 月	91 年 04 月	92 年 05 月	91 年 02 月	94 年 04 月
	92 年 07 月	93 年 01 月			92 年 07 月	92 年 08 月	93 年 06 月	93 年 10 月	94 年 11 月	95 年 12 月
	93 年 01 月	93 年 07 月			92 年 11 月	93 年 01 月	93 年 04 月	93 年 09 月	96 年 02 月	96 年 06 月
12 循環	97 年 07 月	98 年 07 月	95 年 04 月	95 年 09 月	97 年 09 月	98 年 09 月	97 年 10 月	98 年 12 月	97 年 03 月	99 年 05 月
13 循環	00 年 11 月	01 年 10 月	97 年 03 月	98 年 09 月	00 年 12 月	02 年 01 月	01 年 02 月	01 年 12 月	00 年 02 月	02 年 02 月
	05 年 01 月	05 年 05 月	03 年 01 月	03 年 08 月	01 年 02 月	01 年 12 月	00 年 12 月	02 年 01 月	02 年 08 月	03 年 07 月
									04 年 05 月	04 年 10 月
									04 年 12 月	
継続期間	拡張局面	後退局面	拡張局面	後退局面	拡張局面	後退局面	拡張局面	後退局面	拡張局面	後退局面
11 循環	-	3	-	29	-	2	-	13	-	38
	6	6			3	1	13	4	7	13
	0	6			3	2			2	4
					3	5			9	26
			16	5					9	24
12 循環	48	12	18	18	48	12	48	14	6	11
13 循環	28	11	27	13	29	10	24	13	10	5
	39	4	12	7					2	
*1	16.3	6.4	17.0	9.5	23.2	5.4	22.0	7.7	5.4	10.5
*2	22.7		26.5		28.6		29.7		15.9	
*3	0.027	-0.060	0.044	-0.048	0.040	-0.105	0.033	-0.094	0.063	-0.023
*4	0.719	0.281	0.642	0.358	0.810	0.190	0.741	0.259	0.342	0.658
*5	0.007		0.011		0.013		0.000		0.007	

(注) *1 平均継続期間、*2 拡張局面と後退局面の平均継続期間の合計、*3 局面ごとの平均成長、*4 局面ごとの定常確率、*5 長期の平均成長。

震災の起きた 1995 年 1 月の近辺に関西地域で景気後退局面入りしている点が影響しており、これを除けば、関西地域の継続期間も全国とほぼ一致する。ただし、長期の平均成長は関東地域が 0.003 と全国の 0.007 を下回り、関西地域は -0.001 とマイナスを示す。

短期サイクルを持つ地域 北海道、中部、北陸、四国地域は景気拡張局面の平均継続期間、景気後退局面の平均継続期間がともに全国よりも短い。この結果、景気拡張局面と後退局面をあわせた 1 循環の平均継続期間も全国の 43 ヶ月に比べ 22 ヶ月から 30 ヶ月と短い。ただし、景気拡張の定常確率は、北海道、四国地域は

全国並みであるが、北陸地域では全国よりも高く、中部地域では全国よりも低い。一方、長期の平均成長は四国地域が 0.000 と全国を下回るが、北海道地域が 0.007 と全国に並び、北陸地域と中部地域はそれぞれ 0.013、0.011 と全国を上回る。

拡張局面比率が高い地域 東北地域と九州地域は、景気拡張局面と後退局面をあわせた 1 循環の平均継続期間が東北地域で 42.9 ヶ月、九州地域で 40.3 ヶ月と全国（43.0 ヶ月）並みであるが、景気拡張局面の平均継続期間が全国（30.4 ヶ月）に比べ長く（東北地域が 35.1 ヶ月、九州地域が 32.3 ヶ月）、景気後退局面の平均継続期間が全国（12.7 ヶ月）に比べ短い（東北地域が 7.8 ヶ月、九州地域が 8.0 ヶ月）。また、景気拡張の定常確率も東北地域が 0.818、九州地域が 0.801 と全国（0.705）よりも高い。なお、長期の平均成長は東北が 0.004、九州が 0.008 である。

後退局面比率が高い地域 中国地域は景気拡張局面の平均継続期間が 5.4 ヶ月、景気後退局面の平均継続期間が 10.5 ヶ月と平均継続期間は後退局面が拡張局面よりも長い。景気拡張の定常確率は 0.342、景気後退の定常確率は 0.658 である。また、景気拡張局面と後退局面をあわせた 1 循環の平均継続期間は 15.9 ヶ月であり、中国地域は短期サイクル型にも属すると言える。なお、長期の平均成長は 0.007 と全国並みである。

5 おわりに

日本における地域の景気循環、あるいは、景気転換点に関する先行研究は少ないながら存在するものの、それらは鉱工業生産指数などの単一の景気指標のみに基づいたものがほとんどである。それに対し、本稿では Burns and Mitchell (1947) の景気循環の定義に従い、より広い範囲の経済分野を捉えるために、代表的な 4 つの景気指標から主成分分析の方法により電力供給地域別景気指数を抽出し、その後、レジーム・スイッチング・モデルを用いて各地域の景気転換点の推定を行った。得られた結果は以下の 2 点である。

第 1 に、複数の指標から主成分分析の手法を用いて景気指数を抽出することにより、各地域の景気循環がどの景気指標から、あるいは、どの経済分野から強い影響を受けているのかを確認した。これにより各地域の景気循環の特徴は大きく次の 3 つに分類することができた。

1. 生産の影響を強く受ける地域
中部、中国、九州、北陸地域
2. 生産と雇用の影響を強く受ける地域
東北、関東、四国地域
3. 生産、消費、雇用の影響を受ける地域
関西、北海道地域

各地域の景気循環の特徴にこうした差異が生じる理由の 1 つとして各地域の産業構造の相違が挙げられる。実質付加価値額ベースで各地域の産業構造を比較すると、生産の影響を強く受ける地域では相対的に製造業のウェイトが大きく、雇用、消費の影響を強く受ける地域では相対的にサービス業のウェイトが大きいという傾向がみられる。

第 2 に、レジーム・スイッチング・モデルによる景気転換点の推定結果から各地域の景気循環の特徴は大きく次の 4 つに分類できた。

1. 全国と類似する地域
関東、関西地域

2. 全国よりも短いサイクルを持つ地域
北海道，中部，北陸，四国地域
3. 拡張局面比率が高い地域
東北，九州地域
4. 後退局面比率が高い地域
中国地域

このように景気転換点の観点からも、景気循環は地域ごとに特徴を持つことが明らかになった。とりわけ、先行研究によれば、1990年代において北海道、中国、四国地域では景気後退局面がまったく記録されていないのに対し、本稿の結果では、全国と同様にそれらの3つの地域についても景気後退局面が計測された。本稿の分析結果は、先行研究が単一の景気指標で景気を表現しているのに対し、景気循環の定義に基づき複数の景気指標を用いて景気を表現しているという意味でより包括的なものと言える。

本稿冒頭でまとめた表1では、地域間産業連関表の枠組みを利用して、地域の産出量成長に影響を与える要因の相違に基づき国内各地域の分類を行った。表1での分類と本稿で示された景気転換点による分類とを比較すると、地域ごとの景気局面の継続期間を特徴付けた背景として以下の点を挙げる事ができる。第1に、全国の景気循環に類似する地域に分類された関東と関西地域は、地域間産業連関表の枠組みに基づく分類では当該地域の需要が域内の産出量に与える直接効果がプラスに作用した地域であり、かつ、日本全体の産出量への寄与もこれら地域の経済規模以上に高い地域であった。この結果、これらの地域の景気循環は、自律的な変化を示す傾向を持つと同時に、自地域以外の地域の景気循環へも大きな影響を及ぼすと考えることができる。第2に、拡張局面比率が高い地域に分類された東北と九州地域は、地域間産業連関表による分類では当該地域の需要が域内産出量に与える直接効果がマイナスに作用する一方、輸出要因がプラスに作用した地域である。1990年以降観察されている3回の景気拡張局面は、国内需要の低迷が続く状況下、主に輸出主導で達成された点を考慮すると、域内産出量に対する輸出要因の寄与の大きいこれらの地域の景気拡張局面比率が高かったというのは理解しやすい事実である。一方、全国よりも短いサイクルを示す地域（北海道、中部、北陸、四国）と後退局面比率が高く、かつ、全国より短いサイクルを示す地域（中国）では、いずれの地域も当該地域の需要が域内産出量に与える直接効果がマイナスに作用したという共通点はあるものの、輸出要因、地域間交易要因における共通点は明確に見いだすことはできなかった。しかし、これらの5地域のうち北海道、中部、中国、北陸地域の4地域は地域間交易要因が域内産出量にプラス効果を与えている地域であり、景気の1循環の期間が全国よりも短い原因は地域間交易要因の影響にある可能性が指摘できる。ただし、以上の考察ではいくつかの留意すべき点がある。第1は、表1における地域区分は経済産業省区分であるのに対し、本稿では電力供給地域区分を利用している点である。第2は、本稿で推定した景気後退確率は1990年以降の景気動向を捉えたものであるのに対し、表1における分類は1985-90年における産業連関構造の変化に基づいたものである。1990年以降もこれら地域の投入構造、輸出構造、地域連関構造は変化を続けていると考えるのが当然である。例えば、各地域の景気転換点を示す表7をみると、1990年代後半以降では1990年代前半に比べ景気転換点の地域間連動性が強まっている様子が確認でき、この10年弱の間に地域間交易要因が高まっている可能性を示唆している。

最後に本稿の分析の今後の展開について示す。第1は、本稿ではより広い範囲の経済活動を反映させるため、複数の景気指標を利用して景気指数を算出した。しかし、内閣府が作成している全国ベースの景気動向指数（一致指数）では11系列の景気指標が利用されているのに対し、本稿で利用した景気指標の系列数はその半以下である。Zarnowitz (1992) は複数の景気指標を用いて景気判断を行う必要がある理由として、(1) 複

数の景気指標の共通の動きそれ自身が景気循環の主要な特徴であること、(2) 長期にわたって整合的に利用できる単一の経済データは存在しないこと、(3) 誤差の存在が前提となる経済統計は単一指標からの情報よりも複数の指標からの情報の方がより信頼性が高い、の3点を挙げている。このことからより精密性と信頼性を満たす景気循環の計測を行うためにはより多くの景気指標を使用することが要請される。しかし、景気に敏感に反応し、かつ、地域間の整合性を満たす地域の月次経済データはそれほど多くなく、現在、これらの条件を満たす電力供給地域別の月次経済データは本稿で用いた4系列に限られる。地方分権が推し進められようとする状況下、地域経済の自主性、自律性が高まるに伴い、全国と地域、あるいは、地域間の景気動向の踏行性が今まで以上に大きくなる可能性がある。こうした傾向が強まれば、地方自治体や地域経済に地盤を置く企業経営者にとって、当該地域の景気動向をできるだけ的確に、かつ、早期に把握することがますます重要になる。こうした観点から、地域の景気動向把握の基礎情報となる地域の月次経済データの整備がより一層進展することが望まれる。

第2は、全国ベースで観察されている1990年代前半における「バブル経済崩壊」後の景気後退局面は、地域ごとの景気循環を計測した先行研究では、北海道、中国、四国地域では観察されなかったとしているが、本稿の分析結果では、この時期に上記3地域においても景気後退局面を観察することができた。この結果は、各道府県が公表している景気基準日付ではこの時期に景気後退局面が認められている点などを考慮すると、本稿の分析結果は地域の景気実感により近いものであると考えられる。ただし、1990年代前半におけるこれらの地域の景気後退確率をみると、景気局面の転換点を示す0.5の近傍での変動が目立ち、1990年代後半以降に比べ景気局面のスイッチが明確に現れなかった。これは1990年代の前半と後半で景気循環変動に構造変化があった可能性を示唆しており、北海道、中国、四国地域については構造変化を考慮したモデルを再構築する必要があると考える。この結果はWall (2006)の分析を正当化するものであるが、Wall (2006)は構造変化の時期を全地域一律にアドホックに決めている。地域により景気循環の特徴が異なるということであれば、構造変化の時期も地域ごとに考慮する必要がある。

最後は、Anselin (1988)以来、様々な経済変数の因果関係を考える際には経済活動の空間的依存関係を考慮する必要があることが認識されている。地域間産業連関表に基づいた分類との比較から、各地域の景気循環、特に、全国より短いサイクルを示す北海道、中部、中国、四国地域の景気循環は、地域間取引の影響が少なからず影響を与えている可能性が示唆された。景気循環の分析においても、このような地域間の景気動向の相違、地域間の景気動向の波及関係を考えていくためには、こうした考えを導入して分析を進める必要がある。

参考文献

- Anselin, L. (1988) *Spatial econometrics : methods and models*, Studies in operational regional science: Dordrecht;Kluwer Academic.
- Bry, G. and C. Boschan (1971) "Cyclical Analysis of Time Series : Selected Procedures and Computing Programs", Technical Paper No.20, NBER.
- Burns, A. F. and W. C. Mitchell (1947) *Measuring Business Cycles*: National Bureau of Economic Research. (春日薫訳『景気循環 景気循環の測定』文雅堂書店,1962).
- Hamilton, J. D. (1989) "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, Vol. 57, pp. 357-384, Mar.
- Hitomi, K., Y. Okuyama, and G. J. D. Hewings (2000) "The Role of Interregional Trade in Generating Change in the Regional Economies of Japan, 1980-1990", *Economic Systems Research*, Vol. 12, No. 4, pp. 515-537.

- Kim, C.-J. (1994) “Dynamic Linear Models with Markov-Switching”, *Journal of Econometrics*, Vol. 60, pp. 7–22, Feb.
- Park, Y., J. Seo, and G. J. D. Hewings (2002) “Development of a Regional Economic Activity Index For the Chicago Metropolitan Area”, Discussion Paper REAL 02-T-5, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1988) “A Probability Model of Coincident Economic Indicators”, Working Paper 2770, National Bureau of Economic Research.
- (1998) “Diffusion Index”, Working Paper 6702, National Bureau of Economic Research.
- Wall, H. J. (2006) “Regional Business Cycle Phase in Japan”, Working Paper Series 2006-053A, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Zarnowitz, V. (1992) *Business cycles: theory, history, indicators and index*: The University of Chicago Press.
- 奥村拓史・谷崎久志 (2004) 「マルコフ・スイッチング・モデルによる我が国地域経済別景気の転換点の推定」, 『国民経済雑誌』, 第 190 巻, 第 2 号, 45–59 頁 .
- 内閣府 (2006) 「景気動向指数の見方、使い方」, パンフレット, 内閣府経済社会総合研究所 .
- 林田元就 (2005) 「北海道地域景気指数の開発」, 『景気とサイクル』, 第 40 巻, 3–20 頁, 10 月 .
- 森一夫 (1997) 『日本の景気サイクル』, 東洋経済新報社 .
- 森一夫他 (2001) 「景気動向指数の改善に関する調査」, 平成 12 年度内閣府委託調査報告書, 三井情報開発株式会社 .