

## 地域別確率的景気指数と地域間景気連動性\*

### —状態空間モデルとLA-VARによる接近—

福井 紳也

1. はじめに
2. 景気動向判断のモデル
3. 先行研究
4. ダイナミック・ファクター・モデル
5. 地域における Stock and Watson 型指数
6. 地域間の景気連動性
7. おわりに

#### 1. はじめに

適切な景気動向の判断は国・地方によらず重要である。真の景気動向を知ることは企業や行政の政策判断にとって重要な材料となりうる。例えば民間企業にとり、設備投資を行うか否かの判断や、政府・自治体が行う政策・施策の発動内容、タイミングに関わってくる。

田原（1998）によれば、全国と地域、あるいは地域間では景気の状態が異なる。また、いくつかの先行文献においても、地域間あるいは全国との景気の跛行性が指摘されている。地域景気は、全国の景気と同じ変化方向を持ちながらも、若干のラグやリードを伴っており、景気の強弱も地域間で異なる<sup>1)</sup>。このため、地域別の景気を分析することは重要である。しかし、地域ごとの景気について統計学的に分析された文献は少ない。そこで本稿では、地域別景気を時系列モデルによって分析する。

現在、景気動向を表す指標として国・地方から DI (Diffusion Index、景気動向指数)・CI (Composite Index、景気総合指数) が公表されている。主に、DI は、景気局面の把握、CI は、景気変動の大きさや量感の把握に用いられる。一般的に、景気判断においては DI が重視されており、CI は、DI と同じ指標を用いて補完的に発表されているのが現状である。また地方レベルでは、CI を公表している地域も少ない。ところが CI は、景気の場合における強弱を把握できるため、米国では景気判断の際に重視されているなど、重要な指標である。

国や地方で作成されている CI は、採用している各系列の変化量を平均し、累積したうえで指数化するものである（表1参照）。ところが、製造業に指標が偏っていることや、簡便な計算によるため統計学的裏づけが少ないこと、不規則変動が含まれること、特に都道府県レベルでは、統計データの制約があり、速報性に欠けること、などの問題がある。これらの問題への対処として、景気を未観測変数と捉え、状態空間モデルによって確率的な景気指数を推定する方法が挙げられる。

しかし、地域別に推定された例はこれまで無かった。

また、地域間で景気の状態が異なるということは、地域間の景気が連動している可能性がある。しかし、地域間の景気連動性について分析された研究は極めて少ない。一般に、変数間の連動性については、VAR (Vector Auto Regression、多変量自己回帰) モデルによる、因果性分析が多く用いられてきた。VAR モデルでは、非定常な変数を定常化するため、通常、変数に階差を取って推定するが、単位根検定や共和分検定の検出力が弱いという指摘がある。LA-VAR は、こうした検定によるバイアスを回避するため、定常、単位根、共和分の過程に関わらず、変数をレベルのまま VAR を推定するモデルである。

そこで、状態空間モデル、LA-VAR モデルといった時系列モデルを用い、地域別の確率的景気指数の推定と地域別景気の連動性を検証することが本稿の狙いである。なお、本稿で地域とは、日本における主要な経済圏である関東、中部、近畿の3地域とした。

本稿の構成は次の通りである。まず、2節において、景気動向判断の統計学的モデルを紹介する。3節は、ダイナミック・ファクター・モデルと地域景気についてのサーベイである。4節では、ダイナミック・ファクター・モデルを説明する。5節では、地域別確率的景気指数を推定する。6節では、5節で推定された地域別確率的景気指数を用い、LA-VAR による地域間の景気連動を分析する。7節は、まとめと今後の課題である。

#### 2. 景気動向判断のモデル

政府等から公表されている景気指標、DI・CI は、比較的簡便な計算によって求められているが、景気動向を統計学的に判断しようとする試みも多くなされてきた。景気の動向を判断するモデルとしては、Nefci モデル、Probit モデル、月次 GDP、主成分分析、VAR モデル、MS (Markov Switching、マ

ルコフ・スイッチング)モデル、DF (Dynamic Factor、ダイナミック・ファクター)モデル、DMSF (Dynamic Markov Switching Factor)モデルなどがあげられる。以下では、主に小巻 (2001)、に基づき各モデルを紹介する。

#### (1) Neftci モデル

Neftci (1982)では、景気の転換点を境に経済変数の動きが異なることに着目し、景気の拡張期と後退期が異なるレジームにあると考え、景気の転換点を予測するモデルを紹介している。転換確率の計算はベイズの定理によって分解される尤度や事前確率について推定値を求め、初期値を設定した上で、逐次的計算を行うことで求められる。しかし、計算の過程においては、確率分布を特定化したり、事前分布を推定したりする必要があり、恣意性が排除できないという問題点がある。また説明変数は1種類であるという欠点もある。

#### (2) Probit モデル

Probit モデルは被説明変数が0、1など質的変数をとるモデルであり、複数の説明変数を用いることができる。複数の経済変数から質的特性を抽出し、景気後退確率の生起確率などを求めることになる。モデルが比較的平易な構造なため、多くの機関で利用されてきた。

#### (3) 月次 GDP

月次 GDP はそれ自体が景気を表すものとして考えられ、日本経済研究センターやニッセイ基礎研究所が1999年から独自の推計値を公表している。推計は回帰分析や補間法による簡便なもので、その推計精度には若干の問題があるとの指摘もある。

#### (4) 主成分分析

未観測変数としての景気をいくつかの経済変数に共通の変動としてとらえ、統計学的に分析する手法である。主成分  $Z_{it}$  は、 $Z_{it} = \beta_{1i}X_{1t} + \beta_{2i}X_{2t} + \dots + \beta_{pi}X_{pt}$  と表現でき、固有ベクトルを表す  $\beta$  が各変数へのウェイトとなる。しかし、主成分  $Z_{it}$  の推計に恣意性が入り込むという指摘もある。また、主成分分析では、同時期の共通変動しかとらえられない。刈屋 (1986)では、この主成分分析に時系列モデルを融合した MTV (Multivariate Time Series Variance Component) モデルが提案されている。

#### (5) VAR モデル

VAR モデルは、多変量の回帰モデルであり、ラグ構造を持つ。先行研究では GDP や消費者物価指数など、複数の説明変数を用いて GDPなどを予測し、景気転換点を求めている。

#### (6) MS モデル

MS モデルは、Hamilton (1989)により提案されたモデルである。MS モデルでは、景気の拡張期と後退期において景気変動のパターンが異なると考え、1変数の時系列モデルによって景気変動をモデル化し、レジームの転換がマルコフ過程に従う、とする。景気局面のスイッチを捉えているモデルで

あるため、DI型のモデルであると言える。

#### (7) DF モデル

DF モデルは Stock and Watson (1988, 1989) によって提案され、経済活動を代表するいくつかの経済変数に共通の変動を、未観測変数である確率的景気指数とし、状態空間モデルを用いて推定する手法である。この未観測変数である確率的景気指数は、Stock and Watson 型指数 (以下、SWI) と呼ばれる。このモデルは時系列的手法によっており、主成分分析におけるモデルの恣意性を排除できる。また、このモデルは景気の趨勢を捉えたものであり、CI型のモデルであると言える。

#### (8) DMSF モデル

このモデルは、Kim and Nelson (1999) によって提案され、MS モデルと DF モデルを融合した、より一般的なモデルである。レジーム転換モデルを用い、景気の拡張・後退のパターンを判断し、さらにレジーム内での景気の強弱を把握する。モデルの構造は複雑であり、MCMC (マルコフ連鎖モンテカルロ法) を用いて解く。日本の景気に適応した例としては、Watanabe (2003) があげられる。

景気は、観測されない潜在変数であるという考えに立てば、複数の経済変数の背後に存在する共通変動を真の景気として推定する方法が求められる。共通変動を抽出する方法として、主成分分析も挙げられるが、景気はラグを伴うと考えられるため、時系列モデルによる推定が望ましい。DF モデルは、主成分分析の時系列版とも言え、生産・需要・所得・雇用など、経済活動全体をバランスよく代表する、いくつかの経済変数に共通の変動である、景気を抽出する方法である。比較的少ない変数で景気指数を推定でき、変数の選び方によっては、速報性が保たれるため、全国レベルと比べ、統計データの制約がある地域別の景気指数の推定に適していると言える。このため、以下では DF モデルを取り上げる。

### 3. 先行研究

ここでは、DF モデルと地域景気、それぞれについての先行研究をサーベイする。

#### (1) 日本における DF モデルの適用

ここでは、DF モデルを日本経済に適用した先行研究を挙げる。大日 (1992)では、鉱工業生産指数、商業販売額指数、電力消費量、労働投入量指数という4系列を用いて SWI を推定している。1974年1月から1991年4月の月次データを用い、季節調整法による時系列データへの歪みを考慮し、季節調整を対前年同期比としている。また、各系列で異なるラグ構造を設定している。推定された SWI は、経済企画庁の CI と相関が非常に高いこと、鉱工業生産指数とは異なる相関構造を持つことを示している。しかし、推定された SWI の不規則変動が大きく、今後の課題としている。森・佐竹・大日 (1993)でも大日 (1992)と同じ系列を用い、SWI を推定している。

期間は1975年1月から1991年10月までであり、季節調整は対前年同月比である。推定されたSWIは経済企画庁のCIと近い動きをしているが、変動が大きく、改良の余地があるとしている。Fukuda and Onodera (2001) では、2タイプの系列選択を行っており、タイプ1では、鉱工業生産指数、商業販売額指数、有効求人倍率、所定外労働時間指数、大口電力使用量、タイプ2では、鉱工業生産指数、中小企業販売額、所定外労働時間指数、稼働率指数、原材料消費指数を用いている。1973年2月から1999年12月までの期間の月次データを用い、季節調整はセンサスX11で行っている。また定常化のため各系列は階差をとって推定しており、景気のラグは3期としている。結果として、推定されたSWIを用いれば、1990年代の公式なCIの予測に有効であることを示している。加納(2002)では、鉱工業生産指数、所定外労働時間指数、商業販売額指数、有効求人倍率、中小企業売上高という5系列を用いてDFモデルを推定している。期間は1979年10月から1999年4月までであり、月次データを用いている。また系列は階差をとって定常化しており、景気のラグは4期を取っている。景気実感のデータとして日銀短観業況判断データを取り込むことでモデルが安定化する、などの結論を得ている。加納・小巻(2003)では、鉱工業生産指数、製造業所定外労働時間、商業販売額指数、有効求人倍率を用い、景気基準日付を推定しているが、系列の選択により景気判断が左右されるとしている。福田・小野・中込(2003)では、鉱工業生産指数、有効求人倍率、所定外労働時間指数、商業販売額を用いており、1973年1月から2001年9月までの月次データを用いている。Fukuda and Onodera (2001) で採用された観測方程式の誤差項を制約する方法と、Kim and Nelson (1999) のGAUSSプログラムによる方法の2つを推計している。いずれも、景気のラグは3期であり、観測方程式の誤差項のラグを4期としている。推計されたSWIは、いずれも現行のCIより不規則変動が少なく、優れているとしている。また、Fukuda and Onodera型のSWIは、現行のCIと比べ、80年代以降、景気変動に伴うアップ・ダウンが若干小さくなっている、としている。

以上、先行研究では、経済活動を代表する系列を、4または5として分析している例が多く、定常化のため階差を取っているケースが多い。また、日本でDFモデルを用いたSWIとして公表されているものとして、日本経済新聞社による日経景気インデックス(日経BI)が代表的であるが、これは、鉱工業生産、商業販売額、所定外労働時間、有効求人倍率の4系列を用いた指数である。

## (2) 地域景気分析

次に地域における景気について分析された先行研究を何点かあげる。地域景気についての研究は、全国と地域との景気に対する実感の違いから、地域間あるいは全国との景気の跛行性に着目したものが多く、井田(1994)では、近畿地区HDI(ヒストリカルDI<sup>2)</sup>)から得られた近畿の景気基準日付は、全国と比べて景気の谷が遅れる、としている。また、近畿地区一致CIと先行CIを用い、VARモデルとロジット・モデルを用いて景気転換点指数を作成している。荒木(2000)では、

地域四半期GRP速報(地域QE)などの公式統計が必ずしも景気の実感にそぐわないことを指摘し、IIPを景気と見なし、MSMH(Marcov Switching Mean with Heteroskedastic Variance)モデルで、地域経済における成長と景気変動の特質を抽出している。結果、近畿では、全国より不況が長期化する傾向があり、不況期における成長率の落ち込みが全国より大きいことなどを結論づけている。また、近畿の長期期待成長率は全国のそれを下回る、としている。奥村・谷崎(2004)では、MSモデルを用い、地域ごとの景気と国全体の景気との間に乖離があるかどうかを、全国と8地域<sup>3)</sup>のIIPを用いて分析している。結果、関東、中部以外の地域は、全国の景気変動とは異なる地域独自の景気変動が存在している、と結論付けている。また近畿については、好不況の転換が頻繁に起こり、好不況期間が短く、長期期待成長率が全国と比べて低いという結果となっている。和合・各務(2005)では、地域間の景気の相互作用を考慮し、地域間の近接性を表すウエイト行列を組み込んだ空間パネル・プロビット・モデルを用い、一人当たり実質県内総生産を景気の変動として、7つの経済変数<sup>4)</sup>を説明変数に用いて分析している。結果として、地域間の景気に正の空間的相互作用が確認されたこと、都道府県ごとに景気が異なっていることなどが明らかになっている。

地域別景気の先行研究では、DFモデルを適用した事例は無く、IIPやGRPを景気と見なし、分析している例が多い。しかし、そもそもこれらの指標が正しく景気を表すとは限らない。サービス経済化が進んでいる昨今、IIPを用いた分析は製造業の生産に偏っており充分でない。また、GRPは年次データであることや、需要サイドの指標であることなどから、景気を捕捉するには限界がある。

## 4. ダイナミック・ファクター・モデル

DFモデルでは真の景気という未観測変数を推定する。未観測変数の推定は、通常のリターン方程式では不可能で、状態空間モデルを用いる。状態空間モデルは元々制御工学の分野で応用されてきたフィルタリングの一種である。フィルタリングとは、観測される変数に含まれる雑音を除去し、信号を取り出すことを言う。状態空間モデルとは、モデルの一表現であり、実際には以下の定式化のもと、カルマン・フィルターを用いる。

### (1) 状態空間表現

複数の観測可能なマクロ経済変数の変動が、未観測変数である景気 $c_t$ の変動から生み出されると考え、以下のような因子モデルを考える。

$$y_{i,t} = \beta_{i,0} + \gamma_i c_t + u_{i,t} \quad (i = 1, 2, \dots, M) \quad (1)$$

$$c_t = \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + \dots + \phi_p c_{t-p} + \eta_t \quad (2)$$

$$u_{i,t} = d_{i,1} u_{i,t-1} + d_{i,2} u_{i,t-2} + \dots + d_{i,q} u_{i,t-q} + \varepsilon_{i,t} \quad (i = 1, 2, \dots, M) \quad (3)$$

ただし、 $y_{i,t} (i=1,2,\dots,M)$  は  $M$  個のマクロ経済変数である。 $c_t$  は景気を表す未観測変数であり、 $u_{i,t}$ 、 $\eta_t$ 、 $\varepsilon_{i,t}$  はそれぞれの式における誤差項である。 $\gamma_i$ 、 $\phi_i$ 、 $d_{i,q}$  は係数パラメータで、 $\beta_{i,0}$  は定数項である。(1)式は  $c_t$  と  $u_{i,t}$  の2つの確率要素を持っている。 $c_t$  は共通の確率要素で  $u_{i,t}$  は各経済変数に固有の確率要素である。各経済変数に不規則変動が含まれている場合、固有の確率要素  $u_{i,t}$  で吸収でき、 $c_t$  は不規則変動の少ない系列となる。(2)、(3)式はそれぞれ  $p$  次と  $q$  次のAR (Autoregressive、自己回帰過程、AR (p)、AR (q)) に従う。 $\eta_t$ 、 $\varepsilon_{i,t}$  はそれぞれ期待値がゼロで独立である。

これを状態空間モデルの形に直す。例えば、 $M=4$ 、 $p=3$ 、 $q=1$  とすると、状態空間表現は、

$$Y_t = \beta + Z\alpha_t + W_t \quad W_t \sim N(0, \sigma^2 H) \quad (4)$$

$$\alpha_t = T\alpha_{t-1} + V_t \quad V_t \sim N(0, \sigma^2 Q) \quad (5)$$

となる。ただし、

$$Y_t = [y_{1,t} \ y_{2,t} \ y_{3,t} \ y_{4,t}]', \quad \beta = [\beta_{1,0} \ \beta_{2,0} \ \beta_{3,0} \ \beta_{4,0}]',$$

$$Z = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \gamma_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

$$\alpha_t = [c_t \ c_{t-1} \ c_{t-2} \ u_{1,t} \ u_{2,t} \ u_{3,t} \ u_{4,t}]',$$

$$W_t = [w_{1,t} \ w_{2,t} \ w_{3,t} \ w_{4,t}]',$$

$$T = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \phi_3 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & d_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & d_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_4 \end{bmatrix},$$

$$V_t = [\eta_t \ 0 \ 0 \ \varepsilon_{1,t} \ \varepsilon_{2,t} \ \varepsilon_{3,t} \ \varepsilon_{4,t}]'$$

である。ここで、 $H$  は  $(4 \times 4)$  の、 $Q$  は  $(7 \times 7)$  の固定した行列である。誤差項  $W_t$  と  $V_t$  は、それぞれ平均がゼロ、分散共分散行列が  $\sigma^2 H$ 、 $\sigma^2 Q$  の多変量正規分布に従う。また  $W_t$  と  $V_t$  は、全ての時点において互いに無相関で、全ての時点において初期値  $\alpha_0$  とも無相関である。

(4) 式を観測方程式、(5) 式を遷移方程式と呼ぶ。モデルが線形であり、誤差項が正規分布に従うので、カルマン・フィルターで  $c_t$  を推定できる。 $c_t$  を推定するということは、 $M$  個のマクロ経済変数、 $y_{it} (i=1,2,\dots,M)$  の共通変動を抽出することを意味する。

## (2) カルマン・フィルター

カルマン・フィルターは、①予測、②更新、③平滑化というプロセスを経て、 $\alpha_t$  の分布を求めることになる。

### ① 予測

今、 $t$  期までに得られる全ての情報のもと、 $a_{t-1}$  を  $\alpha_{t-1}$  の MMS E (最小平均二乗誤差) 推定量とし、 $P_{t-1}$  をその推定誤差の共分散行列、 $P_{t-1} = E[(\alpha_{t-1} - a_{t-1})(\alpha_{t-1} - a_{t-1})']$  とする。 $a_{t-1}$  と  $P_{t-1}$  が与えられると、

$$a_{t|t-1} = Ta_{t-1} \quad (6)$$

となり、推定誤差の共分散行列は、

$$P_{t|t-1} = TP_{t-1}T' + Q \quad (7)$$

となる。(6)式と(7)式を予測方程式と呼ぶ。

### ② 更新

ここで観測誤差  $v_t$  は、

$$v_t = Y_t - Za_{t|t-1} - \beta \quad (8)$$

である。新しい  $Y_t$  の観測値によって、推定量が更新されると、

$$a_{t|t} = a_{t|t-1} + P_{t|t-1}Z'F_t^{-1}v_t \quad (9)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1}Z'F_t^{-1}ZP_{t|t-1} \quad (10)$$

となる。ただし、

$$F_t = \text{Var}(v_t) = E(v_t v_t') = ZP_{t|t-1}Z' + H \quad (t=1,\dots,T) \quad (11)$$

である。(9)、(10)式を更新方程式と呼ぶ。(9)式の  $P_{t|t-1}Z'F_t^{-1}$  はカルマンゲインと呼ばれるが、(9)式は、 $a_{t|t-1}$  をカルマンゲインと  $v_t$  の積によって修正するプロセスである。

### ③ 平滑化

ここでさらに、平滑化と呼ばれる手法を用いる。平滑化とは  $T$  期間の情報を全て用いて再推定を行う方法である。 $T$  期から時点を逆にさかのぼり、 $t=T, T-1, \dots, 2, 1$  という順にフィルタリングを行う<sup>5)</sup>。具体的には以下の式に従う。

$$P_t^* = P_t T' P_{t+1|t}^{-1} \quad (12)$$

$$a_{t|t} = a_t + P_t^* (a_{t+1|T} - Ta_{t|t}) \quad (13)$$

$$P_{t|T} = P_t + P_t^* (P_{t+1|T} - P_{t+1|t}) P_t^* \quad (14)$$

この平滑化により、予測方程式と更新方程式によって逐次推計されてきた  $a_{t|t}$  を推計し直し、よりスムーズな推計値を得ることができる。予測、更新は、限られた時点、 $Y_t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$  の情報に基づくプロセスなため、特に初期の推計については不安定である。しかし、平滑化は、 $Y_T = \{y_1, y_2, \dots, y_T\}$  という全ての期間の情報に基づく推計であるので安定的である。

(3) 最尤推定

今、(4)、(5)式に戻ると、 $Z$ 、 $T$ 、 $\beta$ 、 $H$ 、 $Q$ が未知パラメータ $\theta$ に依存するとき、 $\theta$ は最尤法で推定できる。(8)、(11)式より、予測誤差は $v_t$ 、その分散共分散行列は $F_t$ であるから、 $Y_T = \{y_1, y_2, \dots, y_T\}$ の尤度 $L$ は、

$$L(y) = p(y_1, y_2, \dots, y_T) = \prod_{t=1}^T p(y_t | Y_{t-1})$$

$$= \prod_{t=1}^T (2\pi)^{-\frac{T}{2}} |F_t|^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} v_t' F_t^{-1} v_t\right) \quad (15)$$

となる。よって対数尤度関数は、

$$\log L(y) = -\frac{Tn}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (v_t' F_t^{-1} v_t) \quad (16)$$

となる。この $L$ を最大化することで、パラメータ $\theta$ の推定値が得られる。

以上、(2)、(3)を経て推定された平滑化状態ベクトル $a_{i|T}$ が $\alpha_i$ の推定値であり、これをベクトル要素に分解することで、未観測変数 $c_i$ が得られる。

5. 地域における Stock and Watson 型指数

(1) 採用系列と定常化

ここで、関東、中部、近畿におけるマクロ経済変数を用いて、確率的景気指数であるSWI、つまり未観測変数 $c_i$ を推定する。状態空間モデルでは複雑な計算を行うため、変数 $y_{it}$ はあまり多いとモデルのロバストネスが悪い。しかし変数が少なすぎてもロバストネスが悪くなる。この間を取り、例えば、Stock and Watson(1988,1989)や大日(1992)など多くの文献では変数を4として分析している。そこで、本稿でも採用するマクロ経済変数は4つとする。

表1は、内閣府公表の国全体のCI一致系列、地域景況インデックス<sup>6)</sup>、大阪府公表の近畿地区CI一致系列で採用されている系列の一覧である。近畿地区CIの採用系列は、国全体や地域の採用系列と比べ、独自の指標がいくつか入っている。SWIの推

定に用いる系列は、地域間での統一のため、日経BIの採用系列(鉱工業生産、商業販売額、所定外労働時間、有効求人倍率)と似通った系列を、地域別景況インデックスから選択した。

採用系列は、生産を代表する変数である鉱工業生産指数IIP(原指数、経済産業局別)<sup>7)</sup>、需要を代表する変数である大型小売店販売額SR(百万円、経済産業局別)<sup>7)</sup>、所得を代表すると考えられる変数である所定外労働時間HW(常用労働者一人月間、調査産業計、事業所規模30人以上、大阪府、東京都、愛知県)<sup>7)</sup>、雇用を代表する変数である有効求人倍率EJ(含パート、原数値、南関東、東海、近畿)<sup>7)</sup>、である。これらの変数は、比較的速報性に優れている。期間は1985年1月から2006年8月までの月次データを使用した。

ただし、経済産業局別で入手可能な鉱工業生産指数は、基準年次が異なるため、2000年=100とし、簡単な計算によって便宜的に接続させたものである。また、大型小売店販売額は2005年基準消費者物価接続指数(関東地方、東海地方、近畿地方)<sup>7)</sup>で実質化している。所定外労働時間は、総実労働時間から所定内労働時間を引いたものである。

各変数は季節調整を行った。季節調整は文部科学省統計数理研究所のWeb Decompを用いた。Decompは状態空間モデルを用いた季節調整法であり、Kitagawa and Gersh(1984)によって提案された。Decompにおけるトレンド成分、AR成分の次数はAIC(赤池情報量基準)で選択し<sup>8)</sup>、曜日効果も加えた。図1～図4は季節調整済みの各変数のグラフである。

この季節調整済み変数に対数を取り(ただし、有効求人倍率EJのみはレベルのまま)、ADF(Augmented Dickey Fuller)単位根検定とPP(Phillips Perron)単位根検定、ヨハンセン(Johansen)の共和分検定<sup>9)</sup>を、定数項あり・トレンド項なし(以下、トレンド項なし)と、定数項あり・トレンド項あり(以下、トレンド項あり)のケースで行った。結果は表2-a、bである。PP検定の結果を5%有意水準で見ると、両ケースとも3地域で、全ての変数において、単位根ありという帰無仮説を棄却していない。このため、全ての変数は非定常とみなせる<sup>10)</sup>。ヨハンセンの共和分検定の結果は、トレンド項なしのケースで、中部で、共和分の個数がゼロであるという帰無仮説を棄却していないが、関東と近畿で、それぞれ5%と1%

表1 CI一致系列の採用系列

国全体(内閣府)	地域(内閣府)	近畿(大阪府)
① 鉱工業生産指数	① 鉱工業生産指数	① 鉱工業生産指数(近畿)
② 鉱工業生産財出荷指数	② 大口電力使用量	② 鉱工業出荷指数(近畿)
③ 大口電力使用量	③ 建築着工総床面積	③ 関西産業用大口電力使用量(製造業)
④ 稼働率指数(製造業)	④ 大型小売店販売額 (消費者物価指数で実質化)	④ 大阪ガス商工業用ガス消費量
⑤ 所定外労働時間指数(製造業)	⑤ 有効求人倍率(含パート)	⑤ 百貨店売場面積当たり販売額 (大阪地区、神戸地区、京都地区)
⑥ 投資財出荷指数(除輸送機械)	⑥ 所定外労働時間	⑥ 大阪・神戸税関管内輸入通関額
⑦ 百貨店販売額(前年同月比)		⑦ 有効求人倍率(近畿、除パート)
⑧ 商業販売額 (卸売業、前年同月比)		
⑨ 営業利益(全産業)		
⑩ 中小企業売上高(製造業)		
⑪ 有効求人倍率(除学卒)		

図1 鉱工業生産指数  
(2000年=100、レベル、季節調整済み)

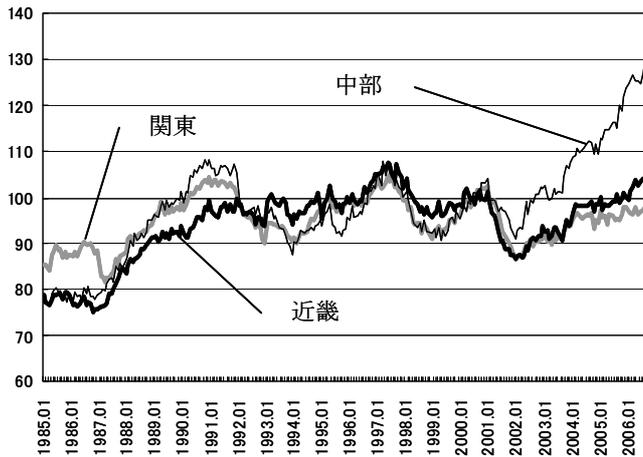


図2 大型小売店販売額  
(百万円、レベル、季節調整済み)

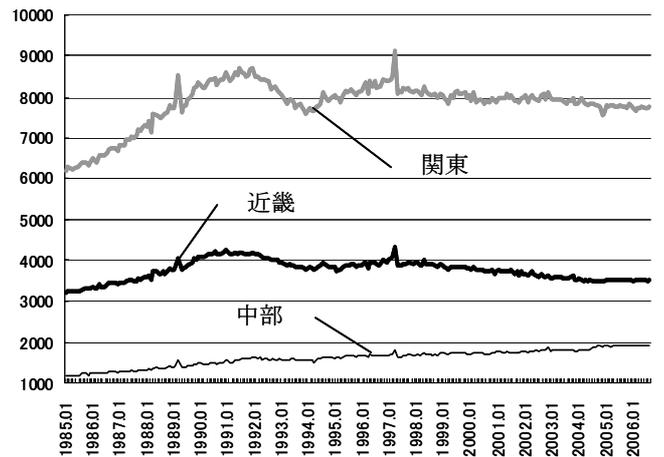


図3 所定外労働時間数  
(常用労働者一人月間、レベル、季節調整済み)

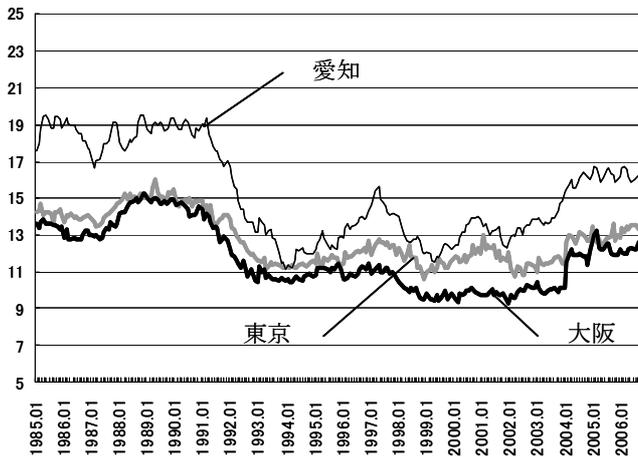


図4 有効求人倍率  
(レベル、季節調整済み)

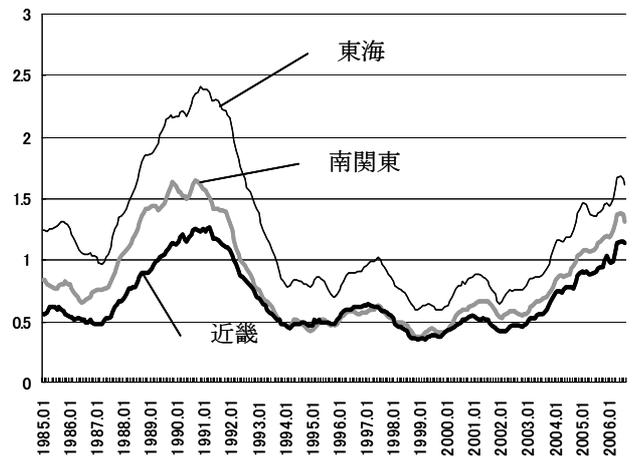


表2-a 季節調整済み系列の単位根検定と共和分検定  
(定数項あり・トレンド項なし)

関東		中部		近畿	
ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量	
IIP	-2.933 **	IIP	-1.278	IIP	-1.948
SR	-3.280 **	SR	-2.614 *	SR	-1.972
HW	-1.569	HW	-1.717	HW	-1.318
EJ	-3.169 **	EJ	-2.586 *	EJ	-2.833 *
PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量	
IIP	-13.140 *	IIP	-2.229	IIP	-4.604
SR	-8.250	SR	-2.106	SR	-6.413
HW	-5.056	HW	-3.218	HW	-3.201
EJ	-2.992	EJ	-3.650	EJ	-3.341
Johansenの共和分検定 H0 固有値 trace		Johansenの共和分検定 H0 固有値 trace		Johansenの共和分検定 H0 固有値 trace	
r=0	0.101 52.355 **	r=0	0.076 37.916	r=0	0.211 72.763 ***
r<=1	0.066 27.207	r<=1	0.035 19.455	r<=1	0.104 26.667
r<=2	0.036 11.163	r<=2	0.028 11.004	r<=2	0.027 5.318
r<=3	0.011 2.584	r<=3	0.018 4.328	r<=3	0.000 0.061

表2-b 季節調整済み系列の単位根検定と共和分検定  
(定数項あり・トレンド項あり)

関東		中部		近畿	
ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量	
IIP	-2.907	IIP	-2.007	IIP	-2.214
SR	-3.014	SR	-2.412	SR	-2.542
HW	-1.725	HW	-1.084	HW	-0.556
EJ	-3.486 **	EJ	-2.949	EJ	-2.852
PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量	
IIP	-13.343	IIP	-6.289	IIP	-6.471
SR	-6.981	SR	-18.021	SR	-5.783
HW	-7.147	HW	-2.633	HW	-2.230
EJ	-2.314	EJ	-3.518	EJ	-2.885
Johansenの共和分検定 H0 固有値 trace		Johansenの共和分検定 H0 固有値 trace		Johansenの共和分検定 H0 固有値 trace	
r=0	0.123 56.843 **	r=0	0.081 43.883	r=0	0.121 53.707 *
r<=1	0.066 26.129	r<=1	0.042 23.668	r<=1	0.093 28.494
r<=2	0.036 10.076	r<=2	0.035 13.318	r<=2	0.040 9.377
r<=3	0.006 1.411	r<=3	0.019 4.654 **	r<=3	0.007 1.433

※ \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準で帰無仮説を棄却。

の有意水準で共和分がゼロであるという帰無仮説を棄却し、共和分が1以下であるという帰無仮説を棄却してない。トレンド項ありのケースでは、中部で、共和分がゼロであるという帰無仮説を棄却していないが、関東と近畿で、それぞれ5%と10%の有意水準で共和分がゼロであるという帰無仮説を棄却し、共和分が1以下であるという帰無仮説を棄却していない。ただし、1%有意水準で見れば、関東と近畿でも、共和分がゼロであるという帰無仮説を棄却していない。この結果、3地域とも、トレンド項ありのケースは全て共和分なしであることがわかる<sup>11)</sup>。以上の結果、変数は全て非定常であるが、共和分関係にはないことが分かる。従って、以下でこれらの変数を定常化する。

定常化には次の2種類の方法を用いた。①1階の階差を取る方法(以下、階差)。②HP(Hodrick-Prescott)フィルターを使用し、長期トレンドを除去する方法(以下、HPデイトレンド)。定常化後の変数の定常性をチェックするため、単位根検定をADF検定とPP検定で、トレンド項なしとありのケースで行った。結果は表3-a、b、表4-a、bである。階差系列のPP検定の結果を見ると、両ケースとも、3地域の全ての変数で、1%有意水準で単位根ありという帰無仮説を棄却している。HPデイトレンドの、トレンド項なしのケースでPP単位根検定の結果を見ると、5%有意水準で、3地域の全変数で単位根ありという帰無仮説を棄却している。トレンド項ありのPP検定は、3地域とも、EJが10%有意水準で単位

根ありという帰無仮説を棄却しており、他の変数では、1%有意水準で見て、単位根ありという帰無仮説を棄却している。以上の結果、階差、HPデイトレンドともに3地域の全変数について、定常過程であると見なせる<sup>12)</sup>。

定常化された各変数の単純相関係数を表5、6に示した。特定の変数間の相関が高いと、未観測変数である景気が、ある変数に引っ張られてしまうというバイアスを引き起こしてしまう。表5をみると、近畿のHWとSRがマイナス値となっている以外は、各地域とも極端な偏りは無く、値は低い正の相関関係にある。表6をみると、IIPとHW、EJとの相関係数と、HWとEJの相関係数が高めであるが、各変数とも緩やかな正の相関関係にある。

## (2) 推定プロセス

(4)、(5)式に基づき、カルマン・フィルターを用いて、景気 $c_t$ を推定する。推定には統計ソフト、TSPを使用した。TSPではカルマン・フィルターを実行するコマンドとして、“KALMAN”があるが、(4)式の観測方程式における固定パラメータ $Z$ や、(5)式の遷移行列における係数行列 $T$ (既定値は単位行列)は事前に設定する必要がある。そこで、山澤・斉藤(2001)を参考に、これらを設定した<sup>13)</sup>。(2)式のAR次数 $p$ の選択はAICとSBIC(シュワルツ・ベイズ情報量基準)で行った。次数は最大12次までをみたが、AIC、SBICとも同じ次数を選択し、階差系列では各地域とも1、HPデイト

表3-a 階差系列の単位根検定と共和分検定

(定数項あり・トレンド項なし)

関東		中部		近畿	
ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量	
IIP	-4.968 ***	IIP	-4.173 ***	IIP	-5.464 ***
SR	-2.493	SR	-4.118 ***	SR	-2.573 *
HW	-4.984 ***	HW	-8.655 ***	HW	-7.781 ***
EJ	-2.227	EJ	-2.981 **	EJ	-2.707 *
PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量	
IIP	-417.852 ***	IIP	-453.923 ***	IIP	-303.263 ***
SR	-338.199 ***	SR	-262.960 ***	SR	-327.302 ***
HW	-325.595 ***	HW	-188.669 ***	HW	-253.433 ***
EJ	-36.786 ***	EJ	-49.986 ***	EJ	-155.434 ***

※ \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準で帰無仮説を棄却。

表3-b 階差系列の単位根検定と共和分検定

(定数項あり・トレンド項あり)

関東		中部		近畿	
ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量	
IIP	-4.977 ***	IIP	-4.171 ***	IIP	-5.476 ***
SR	-2.961	SR	-4.594 ***	SR	-2.894
HW	-7.474 ***	HW	-8.790 ***	HW	-7.901 ***
EJ	-2.185	EJ	-2.961	EJ	-2.711
PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量	
IIP	-416.807 ***	IIP	-452.990 ***	IIP	-301.977 ***
SR	-314.842 ***	SR	-256.871 ***	SR	-302.899 ***
HW	-314.878 ***	HW	-188.896 ***	HW	-252.827 ***
EJ	-36.809 ***	EJ	-50.059 ***	EJ	-156.439 ***

表4-a HPデイトレンド系列の単位根検定と共和分検定

(定数項あり・トレンド項なし)

関東		中部		近畿	
ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量	
IIP	-4.340 ***	IIP	-4.481 ***	IIP	-5.613 ***
SR	-3.218 **	SR	-7.000 ***	SR	-2.744 *
HW	-3.722 ***	HW	-4.304 ***	HW	-4.571 ***
EJ	-5.035 ***	EJ	-4.781 ***	EJ	-4.915 ***
PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量	
IIP	-38.852 ***	IIP	-52.509 ***	IIP	-50.295 ***
SR	-231.117 ***	SR	-145.216 ***	SR	-203.948 ***
HW	-83.273 ***	HW	-37.238 ***	HW	-51.224 ***
EJ	-19.614 **	EJ	-19.082 **	EJ	-19.441 **

※ \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準で帰無仮説を棄却。

表4-b HPデイトレンド系列の単位根検定と共和分検定

(定数項あり・トレンド項あり)

関東		中部		近畿	
ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量	
IIP	-4.332 ***	IIP	-4.478 ***	IIP	-5.621 ***
SR	-3.212 *	SR	-6.985 ***	SR	-2.736
HW	-3.717 **	HW	-4.295 ***	HW	-4.564 ***
EJ	-4.996 ***	EJ	-4.785 ***	EJ	-4.915 ***
PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量	
IIP	-38.737 ***	IIP	-52.230 ***	IIP	-50.055 ***
SR	-230.646 ***	SR	-144.803 ***	SR	-203.538 ***
HW	-82.996 ***	HW	-37.067 ***	HW	-51.037 ***
EJ	-19.443 *	EJ	-19.019 *	EJ	-19.331 *

表5 各変数間の単純相関表 (階差)

関東	IIP	SR	HW	EJ
IIP	1.000			
SR	0.086	1.000		
HW	0.050	0.027	1.000	
EJ	0.172	0.100	0.156	1.000

中部	IIP	SR	HW	EJ
IIP	1.000			
SR	0.119	1.000		
HW	0.375	0.053	1.000	
EJ	0.233	0.074	0.300	1.000

近畿	IIP	SR	HW	EJ
IIP	1.000			
SR	0.098	1.000		
HW	0.285	-0.017	1.000	
EJ	0.179	0.093	0.246	1.000

表6 各変数間の単純相関表 (HP デイトレンド)

関東	IIP	SR	HW	EJ
IIP	1.000			
SR	0.227	1.000		
HW	0.596	0.217	1.000	
EJ	0.575	0.345	0.650	1.000

中部	IIP	SR	HW	EJ
IIP	1.000			
SR	0.109	1.000		
HW	0.751	0.166	1.000	
EJ	0.663	0.249	0.741	1.000

近畿	IIP	SR	HW	EJ
IIP	1.000			
SR	0.040	1.000		
HW	0.511	0.094	1.000	
EJ	0.538	0.393	0.593	1.000

レンドの系列では関東と中部が2、近畿が1となった。また、(3)式のAR次数qは1とした。さらに、より滑らかな推定値を得るため、平滑化も行った。表7、8は推定結果である。

### (3) 推定された $c_t$ について

ここで比較のため、カルマン・フィルタによって推定された $c_t$ を基準化した。階差系列では、先ず $c_t$ に指数(exponential)をとり、毎期の伸び率とした。次に、初期値である1985年2月の値に100を乗じた値に、毎期の伸び率を逐次乗じた上で、2000年=100とした。HPデイトレンドの系列では、 $c_t$ に指数(exponential)をとり、100を乗じた上で、2000年=100とした。また、階差、HPデイトレンドとも、更にKCI(大阪府から公表されている近畿一致CI)の平均と分散で調整した。

各地域のSWIは図5、6であり、影の部分は、内閣府公表の全国の景気後退期で、それ以外が全国の景気拡張期である<sup>14)</sup>。図を見ると、全国景気の拡張・後退と若干のズレを生じながらも、地域ごとで景気の拡張・後退が類似していることが分かる。ただし、景気の強弱は地域間で異なり、景気の山・谷のタイミングも若干異なっている。階差系列によるSWI(以下、SWI(階差))とHPデイトレンド系列によるSWI(以下、SWI(HP))とでは、波の形が異なり、SWI(HP)は不規則変動が多く、不安定である。

さらに推定された近畿のSWI(階差、HP)とKCIとを比較する(図7)。影の部分は、近畿地区における景気後退期で、それ以外が景気拡張期である<sup>15)</sup>。SWI(階差)は、KCIと比べ、短期的な不規則変動が若干少ない。また、長期的な変動はKCIと非常に似通っており、景気の拡張・後退をよく捉えている。景気の山・谷についても、1、2ヶ月程のずれを生じているものの、よく捉えている。ただし、1991年4月の景気の山とは、5ヶ月のズレを生じており、SWI(階差)では、1990年12月に山が来ている。また、2004年2月以降、KCIと異なる変動が見られるが、採用系列の違いによる偏りであると考えられる。一方、SWI(HP)はKCIと同じような景気の拡張・後退をたどっているが、景気の拡張・後退期に入っても不規則で大きな上下変動が多く、不安定である。

以上、地域別SWIは、全国景気の拡張・後退と若干のズレを生じながらも、地域間で同じような拡張・後退を辿っている。

これは、地域別景気が跛行しながらも、同じ変化方向を持っていることを表している。また、SWI(階差)は、長期的な変動がKCIと非常に似通っており、KCIより若干不規則変動が少なく、景気の拡張・後退をよく捉えていることが分かった。ただし、SWI(HP)は不規則変動が大きく、景気指数として余り適していない。結果として、変数に階差を取って定常化すれば、4変数という少ない変数を基に推定したSWIは、地域別の景気指数として有効であると言える。また、推定された景気指数は、現行のKCIなどと比べ、統計学的裏づけを持ち、生産・需要・所得・雇用という経済活動をバランスよく表している。ただし、景気の山・谷とは若干のズレを生じており、不十分な側面もある。

## 6. 地域間の景気連動性

次に地域間での景気の連動性を検証する。株価や通貨の国際間連動性については、Hamori(2003)をはじめとして数多くの文献があるが、景気の連動性についての先行研究は少ない。

国際間の景気連動については、宮川・今村(2003)で論じられている。ここでは、日本とアジア諸国に景気連動性が見られるかどうかを、GDP、消費、投資、について相関性を分析しており、日本の景気循環は他のアジア諸国との連動性が高いという結果が得られている。また、景気の連動性の要因について、貿易取引の緊密性と景気循環の相関について見ている。さらに、日本、米国、韓国の3カ国について、技術ショック、財政ショック、為替レートショックの3つのショックと実質GDPとの関係を、各変数に対数階差を取った上でVARモデルを用いて分析している。技術ショックによる日米間の景気連動は薄く、日韓間では3つのショックによる景気の連動性が見られる、としている。

地域間の景気連動性を分析した文献は極めて少ないが、和合・各務(2005)では、地域間の相互作用を考慮したモデルにおいて、正の空間的相互作用を確認している。しかし、隣接する府県との相互作用を前提としており、距離的に離れた地域同士の連動性は検証されていない。またモデルが複雑であり、計算上の負担が大きいことや、年次データを用いてい

表7 階差系列の推定結果

関東				
変数	定数項	係数	係数の標準誤差	分散
$\Delta IIP$	0.0004	0.6501	0.1155	
$\Delta SR$	0.0008	0.7120	0.1434	
$\Delta HW$	-0.0006	2.1728	0.1702	
$\Delta EJ$	0.0015	2.0816	0.1708	
$\Delta c_{t-1}$		0.4494	0.0560	0.0031
$u_{1,t-1}$		-0.3133	0.0592	0.0035
$u_{2,t-1}$		-0.3731	0.0578	0.0033
$u_{3,t-1}$		-0.5859	0.0505	0.0025
$u_{4,t-1}$		0.8179	0.0363	0.0013
中部				
変数	定数項	係数	係数の標準誤差	分散
$\Delta IIP$	0.0007	0.8570	0.0999	
$\Delta SR$	0.0013	0.3088	0.1061	
$\Delta HW$	-0.0023	1.3280	0.1062	
$\Delta EJ$	-0.0028	2.8238	0.1273	
$\Delta c_{t-1}$		0.6465	0.0475	0.0023
$u_{1,t-1}$		-0.5536	0.0521	0.0027
$u_{2,t-1}$		-0.2648	0.0601	0.0036
$u_{3,t-1}$		0.0186	0.0623	0.0039
$u_{4,t-1}$		0.8563	0.0326	0.0011
近畿				
変数	定数項	係数	係数の標準誤差	分散
$\Delta IIP$	0.0008	0.8285	0.0951	
$\Delta SR$	0.0003	0.3279	0.1095	
$\Delta HW$	-0.0010	2.1002	0.1036	
$\Delta EJ$	0.0016	1.7277	0.1169	
$\Delta c_{t-1}$		0.2704	0.0600	0.0036
$u_{1,t-1}$		-0.1803	0.0612	0.0038
$u_{2,t-1}$		-0.3016	0.0594	0.0035
$u_{3,t-1}$		-0.2635	0.0602	0.0036
$u_{4,t-1}$		0.5904	0.0505	0.0025

表8 HPデイトレンド系列の推定結果

関東				
変数	定数項	係数	係数の標準誤差	分散
IIP	-0.0002	0.6135	0.0368	
SR	0.0000	0.1547	0.0293	
HW	-0.0002	0.7645	0.0347	
EJ	-0.0005	2.0609	0.0509	
$c_{t-1}$		1.6529	0.0460	0.0021
$c_{t-2}$		-0.7030	0.0459	0.0021
$u_{1,t-1}$		0.7720	0.0389	0.0015
$u_{2,t-1}$		0.3996	0.0570	0.0032
$u_{3,t-1}$		0.1928	0.0610	0.0037
$u_{4,t-1}$		0.9526	0.0179	0.0003
中部				
変数	定数項	係数	係数の標準誤差	分散
IIP	-0.0002	0.4693	0.0252	
SR	0.0000	0.0759	0.0209	
HW	-0.0003	0.7944	0.0324	
EJ	-0.0009	2.3184	0.0314	
$c_{t-1}$		1.6781	0.0435	0.0019
$c_{t-2}$		-0.7234	0.0435	0.0019
$u_{1,t-1}$		0.6090	0.0495	0.0024
$u_{2,t-1}$		0.4100	0.0567	0.0032
$u_{3,t-1}$		0.7273	0.0412	0.0017
$u_{4,t-1}$		0.9509	0.0186	0.0003
近畿				
変数	定数項	係数	係数の標準誤差	分散
IIP	-0.0001	0.7209	0.0497	
SR	0.0000	0.1733	0.0372	
HW	-0.0001	1.2058	0.0557	
EJ	-0.0002	2.4481	0.0606	
$c_{t-1}$		0.9526	0.0187	0.0004
$u_{1,t-1}$		0.7420	0.0416	0.0017
$u_{2,t-1}$		0.4185	0.0565	0.0032
$u_{3,t-1}$		0.6036	0.0495	0.0025
$u_{4,t-1}$		0.9365	0.0219	0.0005

ることなどから、地域景気を捕捉するには課題が多い。

1節や3節の(2)で触れたように、景気は地域間で跛行している。景気が跛行しているということは、景気が相互に連動している可能性がある。そこで、地域間の景気に因果関係があるかどうかについて、以下で検証を行なう。

(1) LA-VAR モデル

VARモデルを地域別のSWIに適用すると、ある地域のSWIを、自らの地域の過去におけるSWIと、他地域の過去におけるSWIが説明するという形になる。例えば、ラグ次数を1とすると、

$$c_{t,KI} = \gamma_{0,KI} + \gamma_{1,KI}t + J_{1,KI}c_{t-1,KI} + J_{2,KI}c_{t-1,KA} + w_{t,KI} \tag{17}$$

$$c_{t,KA} = \gamma_{0,KA} + \gamma_{1,KA}t + J_{1,KA}c_{t-1,KI} + J_{2,KA}c_{t-1,KA} + w_{t,KA} \tag{18}$$

という式は、近畿(関東)の景気 $c_{t,KI}$ ( $c_{t,KA}$ )が、自身のラグである1期前の近畿(関東)の景気 $c_{t-1,KI}$ ( $c_{t-1,KA}$ )と、1期前の関東(近畿)の景気 $c_{t-1,KA}$ ( $c_{t-1,KI}$ )とで説明されるモデルである。ただし、 $t$ はタイムトレンド、 $w_t$ は誤差項

である。これを行列で表すと以下のようなVAR(1)モデルになる、

$$C_t = \Gamma T + \Phi C_{t-1} + W_t \tag{19}$$

ただし、

$$C_t = \begin{bmatrix} c_{t,KI} \\ c_{t,KA} \end{bmatrix}, \Gamma = \begin{bmatrix} \gamma_{0,KI} & \gamma_{1,KI} \\ \gamma_{0,KA} & \gamma_{1,KA} \end{bmatrix}, T = \begin{bmatrix} 1 \\ t \end{bmatrix},$$

$$\Phi = \begin{bmatrix} J_{1,KI} & J_{2,KI} \\ J_{1,KA} & J_{2,KA} \end{bmatrix}, W_t = \begin{bmatrix} w_{t,KI} \\ w_{t,KA} \end{bmatrix}$$

である。ここで、各 $c_t$ に階差を取り、(17)式を制約なしモデルとし、 $H_0: J_{2,KI} = 0$ という帰無仮説のもと、制約付きモデルを設定する。制約付き、制約なしモデルそれぞれの残差平方和を用い、F検定によって検定を行なうことを、グランジャーの因果性テストと呼ぶ。これは、予測の概念に基づいたものであり、(19)式の例では、上記の帰無仮説が棄却されれば、関東の1期前の景気の変化が、近畿の今期の景気の変化に、グランジャーの意味で因果性を持つと言う。

LA-VARモデルは、Toda and Yamamoto (1995)によって提唱されたアプローチである。従来、非定常系列への対処として、

変数に単位根があり、共和分関係が無い場合、変数に階差を取って VAR モデルを用いてきた。また、変数が共和分関係にある場合、変数に階差を取り、VECM (Vector Error Correction) モデルを用いてきた。ところが、単位根検定と共和分検定は検出力が弱いことが指摘されており、こうした検定によるバイアスを回避するために、定常、単位根、共和分の過程に関わらず、VAR をレベルで推定するのが LA-VAR モデルである。また、LA-VAR は、レベルで推定するため、階差をとって推定する VAR などと比べ、より長期的な因果関係を検証できる。

(19)式の各  $c_i$  がレベルであるとして、これに和分の最大次数を加えた(20)式が LA-VAR である。LA-VAR は、 $H_0 : f(\phi) = 0$  という帰無仮説をワルド検定によって検定することで、VAR モデルにおけるグランジャーの因果性テストと同様のテストを行なうことができる。ただし、 $f(\phi)$  は、(19)式におけるパラメータのセットである。この帰無仮説を検定するため、レベルの VAR を OLS で推計する。LA-VAR

は、行列で表現すると、

$$C = \hat{\Gamma}T + \hat{\Phi}C_1 + \hat{\Psi}C_2 + \hat{V}_t \quad (20)$$

となる。ただし、

$$C = \begin{bmatrix} c_{t,KI} \\ c_{t,KA} \end{bmatrix}, \quad \hat{\Gamma} = \begin{bmatrix} \hat{\gamma}_{0,KI} & \hat{\gamma}_{1,KI} \\ \hat{\gamma}_{0,KA} & \hat{\gamma}_{1,KA} \end{bmatrix}, \quad T = \begin{bmatrix} 1 \\ t \end{bmatrix},$$

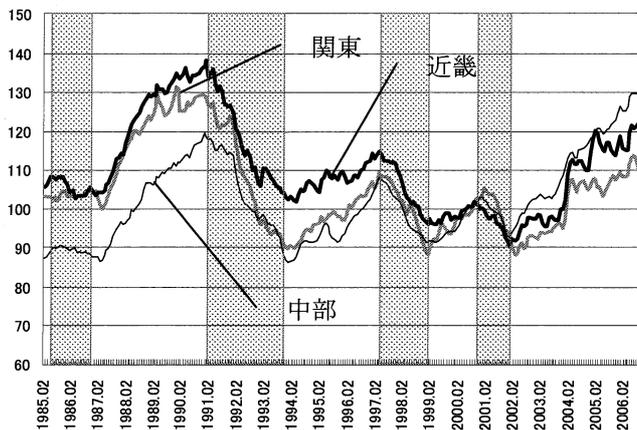
$$\hat{\Phi} = \begin{bmatrix} \hat{j}_{1,KI} & \hat{j}_{2,KI} \\ \hat{j}_{1,KA} & \hat{j}_{2,KA} \end{bmatrix}, \quad C_1 = \begin{bmatrix} c_{t-1,KI} \\ c_{t-1,KA} \end{bmatrix},$$

$$\hat{\Psi} = \begin{bmatrix} \hat{\psi}_{1,KI} & \hat{\psi}_{2,KI} \\ \hat{\psi}_{1,KA} & \hat{\psi}_{2,KA} \end{bmatrix}, \quad C_2 = \begin{bmatrix} c_{t-1-d \max,KI} \\ c_{t-1-d \max,KA} \end{bmatrix},$$

$$\hat{V}_t = \begin{bmatrix} \hat{v}_{t,KI} \\ \hat{v}_{t,KA} \end{bmatrix}$$

図5 地域ごとの SWI (階差)

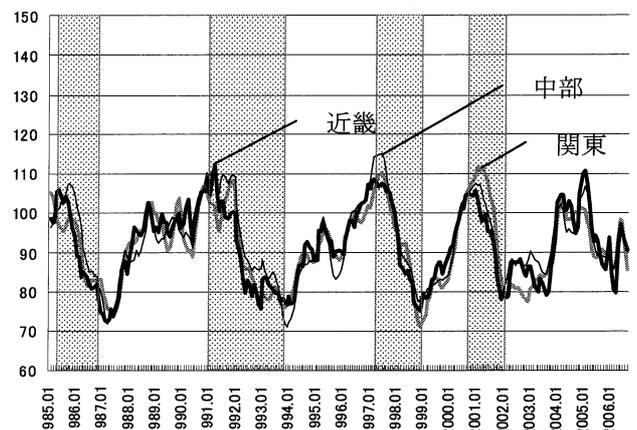
(2000年=100)



※ 影の部分は全国の景気後退期。

図6 地域ごとの SWI (HP)

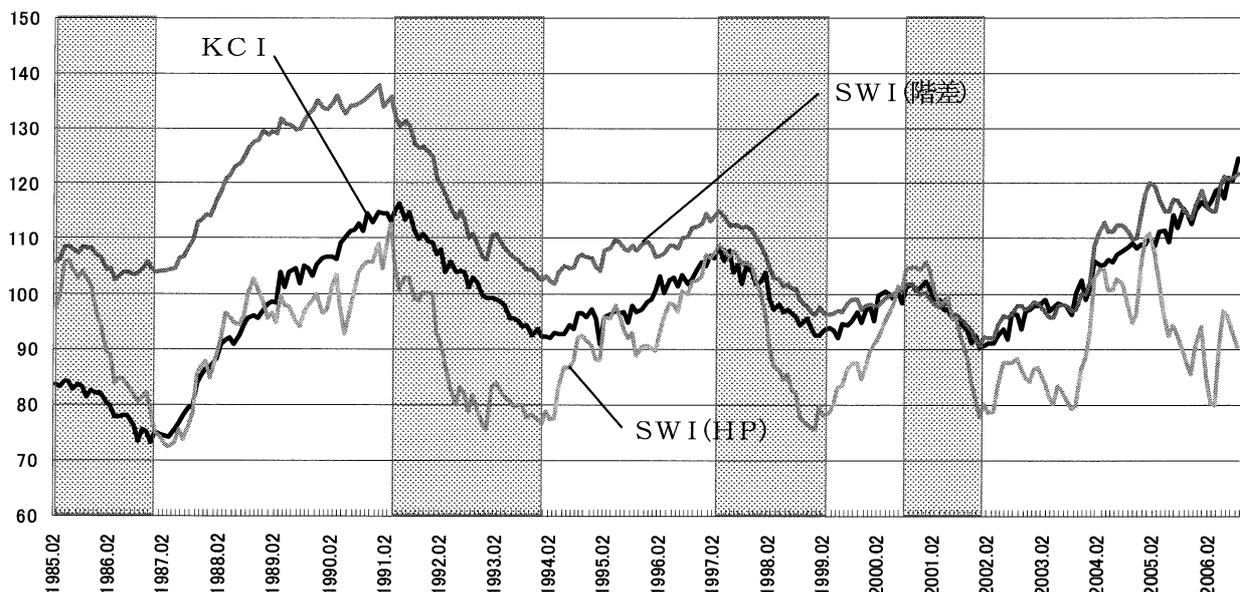
(2000年=100)



※ 影の部分は全国の景気後退期。

図7 近畿 SWI と KCI

(2000年=100)



※ 影の部分は近畿地区の景気後退期。

表9-a 各地域のSWIの単位根検定・共和分検定  
(定数項あり・トレンド項なし)

階差		HP	
ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量	
関東	-2.571 *	関東	-5.144 ***
中部	-1.935	中部	-4.542 ***
近畿	-1.810	近畿	-4.813 ***
PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量	
関東	-6.334	関東	-22.395 ***
中部	-2.658	中部	-20.359 **
近畿	-3.833	近畿	-21.932 ***
Johansenの共和分検定 H0 固有値 trace		Johansenの共和分検定 H0 固有値 trace	
r=0	0.042 13.976	r=0	0.177 72.088 ***
r<=1	0.015 3.697	r<=1	0.084 32.432 ***
r<=2	0.001 0.159	r<=2	0.069 14.639 ***

表9-b 各地域のSWIの単位根検定・共和分検定  
(定数項あり・トレンド項あり)

階差		HP	
ADF検定 検定統計量		ADF検定 検定統計量	
関東	-2.994	関東	-5.116 ***
中部	-2.227	中部	-4.534 ***
近畿	-2.737	近畿	-4.813 ***
PP検定 検定統計量		PP検定 検定統計量	
関東	-7.290	関東	-22.308 **
中部	-4.226	中部	-20.336 *
近畿	-5.250	近畿	-21.842 **
Johansenの共和分検定 H0 固有値 trace		Johansenの共和分検定 H0 固有値 trace	
r=0	0.043 20.445	r=0	0.179 72.108 ***
r<=1	0.030 9.974	r<=1	0.082 31.983 ***
r<=2	0.011 2.586 *	r<=2	0.068 14.442 ***

※ \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準で帰無仮説を棄却。

で、 $v_t$ は誤差項であり、 $d \max$ は和分の最大次数である。また、ハット (^) は、推定値である。

ワルド統計量は、

$$W = f(\hat{\phi})' \left[ \left( \frac{\partial f(\hat{\phi})}{\partial \phi} \right) \left( \hat{\Sigma}_v \otimes (C_1' Q C_1)^{-1} \right) \left( \frac{\partial f(\hat{\phi})}{\partial \phi} \right)' \right]^{-1} f(\hat{\phi}) \quad (21)$$

となる。ここで、

$$\hat{\Sigma}_v = T^{-1} \hat{V}' \hat{V}, \quad Q = Q_r - Q_r C_2 (C_2' Q_r C_2)^{-1} C_2' Q_r,$$

$$Q_r = I_T - T(TT')^{-1} T'$$

である。 $I_T$ は $T \times T$ の単位行列である。帰無仮説が真の場合、ワルド統計量は漸近的に自由度 $k$ の $\chi^2$ 分布に従う。 $k$ は真のラグ次数である。 $\hat{\Psi}$ は定義上ゼロであるので、検定の際には、係数 $\hat{\Phi}$ のみを考慮する。

## (2) LA-VARによる実証分析

ここで、5節で推定された、2種類の地域別SWIについて、定数項あり・トレンド項なし、定数項あり・トレンド項ありのケースで、単位根検定と共和分検定を行なう。ただし、以下で用いる地域別SWIは、5節(3)で基準化されたものであり、KCIの平均と分散で調整する前のものである。結果は、表9-a、bの通りである。SWI(階差)は、ADF検定、PP検定ともに、両ケースとも5%有意水準で、全地域で単位根ありという帰無仮説を棄却していないので、単位根ありとみなせる。ヨハンセンの共和分検定の結果を見ると、両ケースとも5%有意水準で共和分がゼロであるという帰無仮説を棄却していない。SWI(HP)は、ADF検定では1%有意水準で見ても、両ケースとも全地域で単位根ありという帰無仮説を棄却している。PP検定では、トレンド項なしは5%有意水準で単

位根ありという帰無仮説を棄却し、トレンド項ありは10%有意水準で単位根ありという帰無仮説を棄却している。この結果、SWI(HP)は全地域で単位根なしとみなせる。

以下ではレベルのSWIを用いる。まず、通常VARを、定数項ありと定数項・トレンド項ありの2ケースで推計し、ラグを12次までとして、AIC、SBICによってラグ次数を選択した。結果は表10の通りである。これが、真の次数 $k$ である。より長期的な効果を見るため、次数はAICの結果を採用し、定数項ありと定数項・トレンド項ありの2ケースについてLA-VARで推定した。AICを比較したところ、SWI(階差)は定数項・トレンド項あり、SWI(HP)は定数項ありのケースが選択された。なお、単位根検定の結果は、SWI(階差)は単位根あり、SWI(HP)は単位根なしであったので、LA-VARの推定にあたっては、SWI(階差)は最大和分の次数を1、SWI(HP)は最大和分の次数を0とした。

LA-VARによる因果性分析の結果は表11-a、bであり、地域間の景気連動性の分析結果をまとめたものが図8、9である。SWI(階差)は、中部から1%有意水準でみて関東と近畿に因果性があり、10%有意水準で関東から近畿に因果性が認められる。SWI(HP)は、同じく中部は他地域に対して1%有意水準で因果性を持っており、近畿が中部に、関東が近畿にそれぞれ1%有意水準で因果性を持つ。

以上の結果、地域間の景気連動性が認められ、地域景気には、他地域からの景気の波及効果があることが分かる。ただし、地域によって因果関係が異なり、中部から、関東、近畿への景気の波及効果の存在が示唆されたが、近畿から中部、関東から近畿への景気の波及効果の存在については、用いる景気指数によって異なった。地域の景気動向をみる際、他地域からの影響も考慮する必要があると言える。

表 10 VAR のラグ次数

階差	定数項あり		定数項・トレンド項あり	
	AIC	SBIC	AIC	SBIC
関東と近畿	8	2	12	2
近畿と中部	8	2	5	2
関東と中部	12	2	12	2
HP	定数項あり		定数項・トレンド項あり	
	AIC	SBIC	AIC	SBIC
関東と近畿	12	2	12	2
近畿と中部	5	2	5	2
関東と中部	12	2	12	2

表 11-a 地域間景気連動性の推定結果

(階差、定数項・トレンド項あり)

ラグ=13	ワルド統計量
関東⇒近畿	3.802 *
近畿⇒関東	0.139
ラグ=6	ワルド統計量
近畿⇒中部	1.974
中部⇒近畿	19.569 ***
ラグ=13	ワルド統計量
関東⇒中部	1.495
中部⇒関東	7.064 ***

表 11-b 地域間景気連動性の推定結果

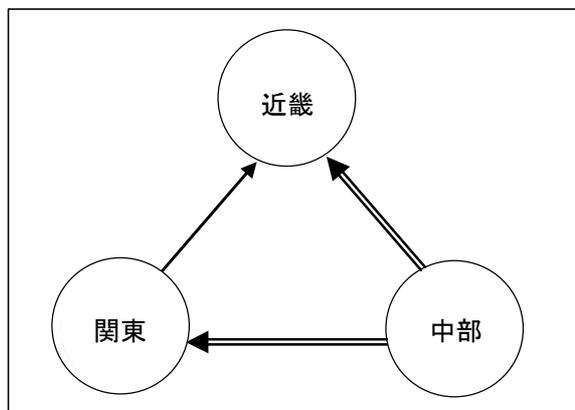
(HP、定数項あり)

ラグ=12	ワルド統計量
関東⇒近畿	7.601 ***
近畿⇒関東	1.458
ラグ=5	ワルド統計量
近畿⇒中部	8.918 ***
中部⇒近畿	49.313 ***
ラグ=12	ワルド統計量
関東⇒中部	0.432
中部⇒関東	21.283 ***

※ \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準で因果性がないという帰無仮説を棄却。

図 8 地域間の景気連動性の分析結果

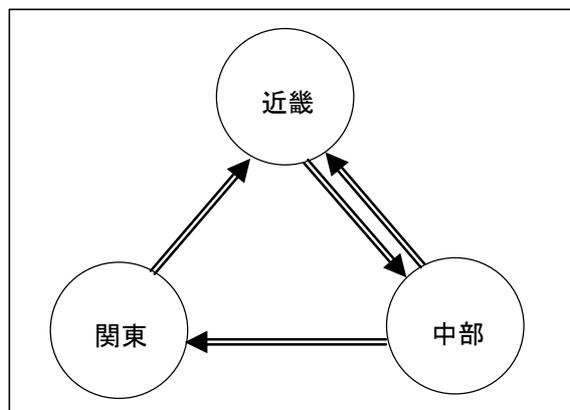
(SWI (階差))



※ ⇒は1%有意水準で因果性ありを、→は10%有意水準で因果性ありを表す。

図 9 地域間の景気連動性の分析結果

(SWI (HP))



※ ⇒は1%有意水準で因果性ありを表す。

## 7. おわりに

本稿では、地域ごとの景気に注目し、時系列モデルを用いて分析した。

DF モデルによる地域別の確率的な景気指数の推定には、カルマン・フィルターを用いたが、変数が定常化されている必要がある。各変数は非定常であったので、定常化に2つの方法を用いた。階差を取る方法と、HP フィルターによるデイトレンドである。

推定結果をみると、SWI は、地域別景気が跛行しながらも、同じ変化方向を持っていることを表していた。また、推定された SWI を KCI と比較すると、SWI (階差) は、長期的な変動が KCI と非常に似通っており、KCI より若干不規則変動が少なく、景気の拡張・後退をよく捉えていることが分かった。ただし、SWI (HP) は不規則変動が大きく、景気指数として余り適していなかった。結果として、変数に階差を取って推定された SWI は、地域別の景気指数として有効であると言える。また、SWI は、現行の KCI などと比べ、統計学的裏づけを持ち、経済活動をバランスよく表しているが、景気の山・谷とは若干のズレを生じており、不十分な側面もある。

次に、5 節で推定された地域別景気指数 (SWI) を用い、

LA-VAR モデルによって地域間の景気連動性を検証した。結果として、地域によって因果関係が異なり、主に中部から、関東、近畿への景気の波及効果の存在が示唆された。また、近畿から中部、関東から近畿への景気の波及効果の存在も示唆されたが、用いる景気指数によって結果が異なった。地域の景気に他地域の景気が波及効果となって作用していることが示され、先行研究であり多く分析されてこなかった地域間の景気連動が示されたことになる。

以下は今後の課題である。今回推定された確率的景気指数を用い、地域ごとの景気転換点の推定や予測も可能である。本稿では立ち入らなかったが、今後の課題としたい。景気指数の推定には、日経BIで用いられているものと似通った4つの系列を用いた。しかし系列の選択には恣意性が残り、さらなる検討の余地はある。また、推定方法や、確率モデルの改良による推定精度の向上は、今後の課題である。推定の際、状態空間モデルには線形ガウスを仮定したが、モデルが非線形・非ガウスに従う可能性も残る。これについては、全国レベルでの分析でも考慮された例は少なく、研究の余地がある。さらに、LA-VAR モデルを用いることで地域間の景気連動が認められたが、あくまで景気が連動しているという結果であり、その要因については本稿では立ち入っていない。個々の経済変数の連動、地理的近接性の寄与、地域間交易の多寡、等々、様々な要因による、地域間景気連動性への説明可能性については、今後の研究課題としたい。

#### [注]

\* 本稿の作成にあたっては、羽森茂之教授（神戸大学）、畔津憲司氏（神戸大学大学院経済学研究科博士課程、大阪府立産業開発研究所客員研究員）から大変貴重なコメントを頂戴した。記して感謝したい。ただし、本稿に残された誤りは全て筆者に属するものである。

- 1) 内閣府発表の地域景況インデックス（後述）を見ても、沖縄を除く全地域で同じ変化方向を持ちながらも、ラグやリードを伴い、強弱も異なっている。
- 2) 毎月発表されるDIから不規則変動を除いたもの。
- 3) 北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州。
- 4) 大型小売店販売額、電力需要、新設着工戸数、金融機関別預貯金残高個人総額、工業製造品年間出荷額、銀行貸出残高、失業率。
- 5) この方法を厳密には固定区間平滑化と呼ぶ。
- 6) CI型の指数で、北海道、東北、関東、東海、北陸、近畿、中国、四国、九州、沖縄の10地域別に作成されている。
- 7) 変数ごとに対象府県が異なるが、統計データ上の制約からこのまま用いた。
- 8) ただし、肥後・中田（1998）によれば、Decompで4次の以上の高次のAR次数を選んだ時、より長周期の成分までAR成分に取り込まれてしまうなど、DecompはAR次数の選択にやや難があることを指摘している。このため、肥後・中田（1998）に従いAR次数は3次までとした。
- 9) 今回行ったのは、トレース（trace）検定である。
- 10) ADF検定は一部の変数で、5%有意水準で単位根ありとい

う帰無仮説を棄却しているが、ここではPP検定の結果を優先する。

- 11) 限定的な解釈ではあるが、共和分がないと判断する。
- 12) ADF検定は、10%有意水準でも、単位根ありという帰無仮説を棄却していない変数があるが、ここでは、PP検定の結果を優先する。
- 13) 具体的なプロセスは、①、行列 $Z$ と $T$ の各要素に適当な値を与え、カルマン・フィルターで一旦推計する。②、一旦推計された平滑化状態ベクトル $a_{i|T}$ をベクトル要素に分解し、 $Z$ 、 $T$ の要素となる係数、 $\gamma_i$ 、 $\phi_p$ を、AR、OLS（最小2乗法）で推計する。③、②をもとに $Z$ 、 $T$ を与えなおし、再びカルマン・フィルターによって、景気 $c_t$ の推定結果を得る、となる。また、山澤・斎藤（2001）に従い、状態方程式の誤差の分散要素を最尤法で決め、観測方程式の誤差の分散要素を、対数尤度が高くなったところで決める、という方法も行なったが、SWIの短期的な不規則変動が大きくなったため、この方法は採用しなかった。しかし、この方法を用いると、モデルの対数尤度は上昇したため、最尤法でハイパーパラメータを推定する方法については、今後の更なる課題としたい。
- 14) 1985年1月以降の内閣府公表の全国の景気の山は、1985年6月、1991年2月、1997年5月、2000年10月（暫定）。景気の谷は、1986年11月、1993年10月、1999年1月、2002年1月（暫定）。
- 15) 大阪府公表の景気基準日付によるもの。1985年1月以降の近畿地区の景気の山は、1985年3月、1991年4月、1997年3月、2000年8月、景気の谷は、1986年12月、1993年12月、1999年2月、2002年1月。

#### 〈参考文献〉

- 浅子和美・加納 悟・和合 肇（2001）、「景気実感と政策効果を反映する景気局面モデル」『景気の転換点予測モデルの有効性—日本経済への適用—』『フィナンシャル・レビュー』第57号、pp.91-102。
- 荒木英一（2000）、「地域景気動向のMSモデル推計」『桃山学院大学経済経営論集』第42巻第1号、pp.1-14。
- 井田憲計（1994）、「地域経済の景気循環と景気転換点の把握—近畿地区景気動向指数による分析—」『産開研論集』第7号、pp.1-23。
- 今村有理子（2000）、「日米間の株価連動性」『経営論集』第52号、pp.75-90。
- 大日康史（1992）、「日本における確率的景気指数の開発」『同志社大学経済学論叢』第44巻第1号、pp.25-60。
- 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の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、pp.45-59。
- 加納 悟（2002）、「景気動向のモデル分析—そのフロンティア—」『経済研究』第53巻第2号、pp.173-187。
- 加納 悟・小巻康之（2003）、「景気動向のモデル分析」、浅子和美・福田慎一編、『景気循環と景気予測』東京大学出版会、pp.75-102。

- 川屋武昭 (1986)、『計量経済分析の考え方と実際』東洋経済新報社。
- 小巻泰之 (2001)、「景気の転換点予測モデルの有効性—日本経済への適用—」『フィナンシャル・レビュー』第 57 号、pp.42-69。
- 谷崎久志 (1993)、『状態空間モデルの経済学への応用』日本評論社。
- 田原昭四 (1998)、『日本と世界の景気』東洋経済新報社。
- 坪内 浩・白石 賢 (2001)、「景気動向を判断する際に用いる総合指標」『フィナンシャル・レビュー』第 57 号、pp.4-21。
- 肥後雅博・中田祥子 (1998)、「経済変数から基調的変動を抽出する時系列的手法について」『金融研究』第 17 巻第 6 号、pp.39-98。
- 廣松 毅・浪花貞夫・高岡 慎 (2006)、『経済時系列分析』多賀出版。
- 福田慎一・小野寺敬・中込一朗 (2003)、「確率的な景気指標の有効性」、浅子和美・福田慎一編、『景気循環と景気予測』東京大学出版会、pp.137-156。
- 宮川努・今村有理子 (2003)、「景気循環の国際的波及—アジア・太平洋諸国における実証分析」、浅子和美・福田慎一編、『景気循環と景気予測』東京大学出版会、pp.337-370。
- 森 一夫・佐竹光彦・大日康史 (1993)、「ストック＝ワトソントタイプの景気指数」『同志社大学経済学論叢』第 45 巻第 1 号、pp.29-50。
- 山澤成康・斎藤卓也 (2001)、「状態空間モデルを使った GDPギャップの推計」、JCER Discussion Paper No.66。
- 和合 肇・各務和彦 (2005)、「空間的相互作用を考慮した地域別景気の動向」『フィナンシャル・レビュー』第 78 号、pp.71-84。
- 和合 肇・伴 金美 (1995)、『TSPによる経済データの分析 [第 2 版]』東京大学出版会。
- 渡部敏明 (2000)、『ボラティリティ変動モデル』朝倉書店。
- Durbin, J. and Koopman, S.J. (2001), *time series analysis by state space Methods*, Oxford University Press (和合 肇・松田安昌訳 (2004)、『状態空間モデリングによる時系列分析入門』シーエーピー出版。)
- Fukuda, S. and Onodera (2001), “A New Composite Index of Coincident Economic Indicators in Japan: How Can We Improve the Forecast Performance?” *International Journal of Forecasting*, Vol.17, pp.483-498.
- Harvey, A.C. (1981), *Time Series Models*, Philip Allan Publishers (国友直人・山本拓訳 (1985)、『時系列モデル入門』東京大学出版会。)
- Harvey, A.C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Hamilton, J. (1989), “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and Business Cycle,” *Econometrica*, Vol.57, pp.357-384.
- Hamori, S. (2003), *An Empirical Investigation of Stock Markets: the CCF Approach*, Kluwer Academic Publishers.
- Kim and Nelson (1999), *State-Space Models with Regime Switching*, MIT Press.
- Kitagawa, G. and Gersh, W. (1984), “A Smoothness Priors-State Space Approach to the Modeling of Time Series with Trend and Seasonality,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol.79, No.386, pp.378-389.
- Neftci, S. N. (1982), “Optimal Prediction of Cyclical Downturns,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.4, pp.25-241.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (1988), “A Probability Model of the Coincident Economic Indicators,” *NBER Working Paper*, No.2772.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (1989), “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators,” *NBER Macroeconomic Annual:1989*, pp.351-394.
- Toda, H. and Yamamoto, T. (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Near Integrated Processes,” *Journal of Econometrics*, Vol.66, pp.225-250.
- Watanabe, T. (2003), “Measuring Business Cycle Turning Points in Japan with a Dynamic Markov Switching Factor Model,” *Monetary and Economic Studies (Bank of Japan)*, Vol.21, pp. 35-68.

#### 〈参考資料〉

- 大阪府立産業開発研究所経済調査部動向調査課、「大阪府 DI・CI の作成について」『おおさか経済の動き』No.435、2001 年夏季号、pp.10-13。
- 大阪府立産業開発研究所経済調査部動向調査課、「大阪府 DI 及び近畿地区 DI による景気基準日付の設定について」『おおさか経済の動き』No.438、2002 年春季号、pp.8-9。
- 関東経済産業局「鉱工業生産の動向」関東経済産業局ホームページ (<http://www.kanto.meti.go.jp/tokei/kokogyo/index.html>)。
- 近畿経済産業局「鉱工業生産動向」近畿経済産業局ホームページ (<http://www.kansai.meti.go.jp/1-7research/IIP/koukougou.html>)。
- 経済産業省「各年版、商業販売統計年報」経済産業省調査統計部。
- 経済産業省「商業販売統計」経済産業省ホームページ (<http://www.meti.go.jp/statistics/index.html>)。
- 厚生労働省「毎月勤労統計調査」独立行政法人労働政策研究・研修機構ホームページ (<http://stat.jil.go.jp/>)。
- 厚生労働省「毎月勤労統計調査」厚生労働省ホームページ (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/tyouusa.html>)。
- 厚生労働省「職業安定業務統計」厚生労働省ホームページ (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/ippan/detail/index.html>)。
- 総務省「平成 17 年基準消費者物価接続指数」総務省統計局ホームページ (<http://www.stat.go.jp/data/cpi/index.htm>)。
- 中部経済産業局「管内鉱工業生産指数」中部経済産業局ホームページ (<http://www.chubu.meti.go.jp/tyosa/iip.htm>)。

通商産業省「各年版、鉱工業指数年報」通商産業大臣官房調査統計部。

通商産業省「各年版、商業動態統計年報」通商産業大臣官房調査統計部。

通商産業省「各年版、商業販売統計年報」通商産業大臣官房調査統計部。

内閣府「地域経済動向」内閣府ホームページ(<http://www.cao.go.jp/>)。

日本経済新聞社ホームページ(<http://www.nikkei.co.jp/>)。