

## 国内地域における主要国・地域との景気連動\*

福井 紳也

1. はじめに
2. ストック=ワトソン型指数の算出
3. 景気連動性の検証
4. おわりに

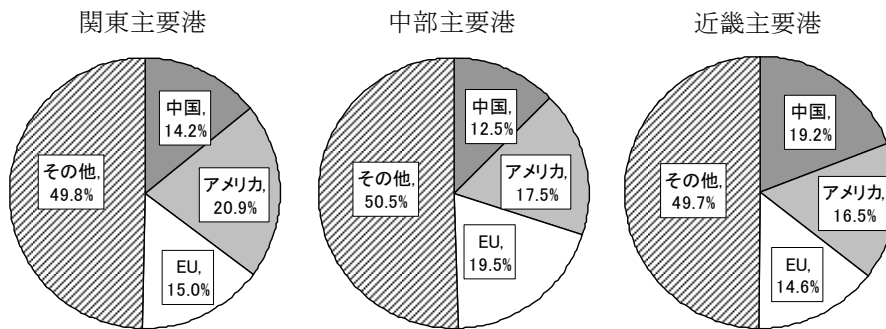
### 1. はじめに

通常、景気は、国や地域ごと或いは国内地域ごとで測られるが、経済交流がある限り、景気は相互に連動していると考えられる。

国内の主要地域に着目すると、一般的に近畿圏は、アジア、中国との経済交流が強いと言われている。図 1-1、1-2 は、関東、中部、近畿の主要港における、アメリカ、EU、中国との輸出入額が輸出入の全体額に占める割合である。図 1-1、1-2 とも、近

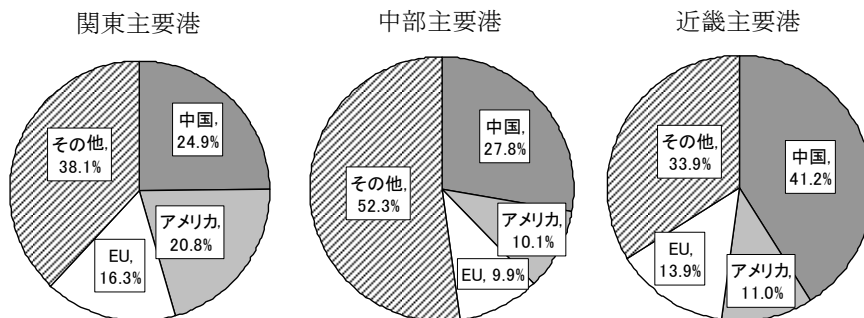
畿は中国との輸出入額のシェアが他の地域と比べて高い。因みに関東は、輸出入額とも、アメリカの占める割合が高い<sup>1)</sup>。特定の国や地域との貿易が盛んであるほど、その国や地域との景気の連動性が高いのではないかと。つまり、関東や中部と比べ、近畿の景気は中国の景気により強く影響され、また連動している可能性がある、と言える。同じことが、関東とアメリカにも言える。そこで本稿では、時系列分析の手法を用いて、景気の国際間における連動が、国内主要地域によって異なるのではないかと、ということを検証する。

図 1-1 地域別主要港における国別輸出額シェア（平成 18 年分）



※ 関東主要港：東京港、成田空港、横浜港。中部主要港：名古屋港、中部国際空港。近畿主要港：大阪港、関西国際空港、神戸港。

図 1-2 地域別主要港における国別輸入額シェア（平成 18 年分）



※ 関東主要港：東京港、成田空港、横浜港。中部主要港：名古屋港、中部国際空港。近畿主要港：大阪港、関西国際空港、神戸港。

国際間における景気連動については、いくつかの先行研究がある。以下では、時系列モデルを用いた文献を中心に取り上げる。

日米間の景気連動性は一般的に多く指摘される場所であり、これを時系列モデルによって検証した文献として、Selover(1997)、Hamori, et al. (2006)などが挙げられる。Selover(1997)では、鉱工業生産指数、金利、消費者物価、為替レートの月次データを含んだVEC (Vector error correction) モデルで、日米間の景気波及効果について検証している。結果として、2国間の景気波及効果は低く、アメリカは日本の経済を牽引しているとは言えない、としている。Hamori, et al. (2006)では、日本とアメリカの鉱工業生産指数月次データを用い、Cheng and Ng(1996)で紹介されたCCF (Cross correlation function) によって平均と分散の因果性を検証している。結果として、両国間に平均の因果性は認められたが、分散の因果性は見られなかったとしている。

一方Selover(2004)では、日韓の経済関係に着目している。日韓間に景気の連動が生じているか、また時期によってそれが変化しているかを、鉱工業生産指数、物価、金利、マネーサプライ、為替レートといった月次データを用い、構造VARモデルなどで分析している。結果、日本の景気は緩やかに韓国に影響しており、その影響は増大している、としている。

景気連動性はしばしば通貨統合の条件とされる。こうした観点から、アジア地域の景気連動に着目した文献も挙げられる。Selover(1999)は、ASEANとASEANの主要貿易相手国であるアメリカ、オーストラリア、日本、EUといった各国・地域間の景気連動について、年次GDPを用いて分析している。VARモデルの推定結果によれば、貿易量が増大しているにも関わらずASEAN諸国間には強い景気の連動性が見られず、また、先進諸国とASEAN諸国との間における景気の連動性も弱いものであった。

Crosby(2003)では、アジア太平洋地域に着目している。二国間のGDPの相関を被説明変数とし、説明変数に、貿易の対GDP比の他、短期金利スプレッドの平均、為替レートの標準偏差、また、製造業のシェア、技術進歩、経済の自由度、二国間の距離、地理的近接性など経済構造の類似性を表すデータを加え、OLS (最小2乗法) で分析している。1980年から1999年のGDP年次データを用いており、結果として、GDP (景気) の連動性と二国間の貿易関係とは関連性が薄く、技術進歩など経済構造の類似性を表す指標との関連性が見出された。

また、先進国間の景気連動性を検証している文献もいくつかある。Hamori(2000)では、鉱工業生産指数の月次データを用いて、日本、アメリカ、ドイツ、イギ

リスの間における景気の関係性を検証している。用いているのはLA-VARモデルであり、相互依存関係は弱いながらも、アメリカから日本、日本からドイツへの景気の因果性が見られる、としている。また景気の波及効果は第一次オイルショック時に変化しているという結果を得ている。Stock and Watson(2005)では、G7の四半期GDPデータを用いて、G7諸国間の景気連動について分析している。結果として、G7諸国間の景気連動性は増大していないが、ユーロ圏や英語圏といったグループにおける相関が見られること、また、ファクター・構造VARモデルを用いて、国際間で共通の経済ショックが縮小しているのは、G7経済における共通ショックのボラティリティーが縮小しているためである、という結果を得ている。

以上を概観すると、貿易の依存関係と景気の連動性との間に関係性はあまり強く見られない、ということがいくつかの先行文献に共通した結論である。

国・地域間の景気連動に関する文献は多くあるが、国内地域における国際間連動に着目した文献は少ない。そこで、本稿では、国内の地域ごとに見た各国・地域との景気連動性を検証する。まず、各国・地域、各国内地域の景気は、経済活動を代表するいくつかの経済変数に共通の変動(ストック=ワトソン型指数)を、ダイナミック・ファクター(DF)モデルを用いて推定する。景気の連動性については、VAR (Vector Autoregressive) モデルとLA-VAR (Lag Augmented Vector Autoregressive) モデルを用いた因果性分析を行い検証する。なお、本稿における国内地域とは、日本における主要な経済圏である関東、中部、近畿の3地域を指し(以下、3地域)、主要国・地域として、アメリカ、EU、中国を取り上げる。実際の推定にあたっては、データの制約上、EUはEA (Euro Area) 13カ国とする。

本稿の構成は次の通りである。2節ではストック=ワトソン型指数を算出し、3節では3地域と国・地域間の景気連動性についての実証を行う。4節はまとめと今後の課題である。

## 2. スtock=ワトソン型指数の算出

### (1) ダイナミック・ファクター・モデル

一般に、景気とは、経済の総合的な勢いを表し、単一の経済変数で表しうるものではない。景気は、生産、消費、雇用、所得、投資、価格、金融など様々な経済分野の共通変動と言える。ただし、「真の景気」という変数は存在せず、各変数を合成して導き出すしかない。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景気指数は、ストック＝ワトソン型指数と呼ばれる。状態空間モデルの推定には、カルマン・フィルターを用いる。

ここで、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、一因子モデルを考える。 $y_t$  は  $n \times 1$  ベクトルで、対数をとった  $n$  個のマクロ経済変数である。各変数は単位根を持ち、共和分関係に無いものとし、変化率の形にする。モデルは以下のように定式化される。

$$Y_t = \beta + \gamma C_t + u_t \quad (1)$$

$$\phi(L)c_t = \eta_t \quad (2)$$

$$D(L)u_t = \varepsilon_t \quad (3)$$

ただし、 $Y_t = y_t - y_{t-1}$ 、 $C_t = c_t - c_{t-1}$ 。 $L$  はラグオペレーターで、 $\phi(L)$  は  $p$  次のラグ多項式、 $D(L)$  は  $q$  次のラグ多項式行列である。 $D(L)$  は対角行列で、 $\eta_t$ 、 $\varepsilon_t$  は互いに独立で *i.i.d.* である。(1)式は  $C_t$  と  $u_t$  の2つの確率要素を持っている。 $C_t$  は景気を表す未観測変数であり、共通の確率要素で、 $u_t$  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  $u_t$  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AR (Autoregressive) 過程に従う。

これを状態空間モデルの形に直すと、状態変数  $\alpha_t$  を、

$$\alpha_t = [C_t \ \cdots \ C_{t-p+1} \ u_t \ \cdots \ u_{t-q+1}]$$

とし、

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

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

となる。ただし、

$$Z = [\gamma \ O_{n \times (p-1)} \ I_n \ O_{n \times (q-1)n}]$$

$$T = \left[ \begin{array}{ccccc|ccccc} \phi_1 & \phi_2 & \cdots & \phi_{p-1} & \phi_p & & & & & \\ 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & & & & & \\ 0 & 1 & \cdots & 0 & 0 & & & & & \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots & & & & & \\ 0 & 0 & \cdots & 1 & 0 & & & & & \\ \hline & & & & & D_1 & D_2 & \cdots & D_{q-1} & D_q \\ & & & & & I_n & O_n & \cdots & O_n & O_n \\ & & & & & O_n & I_n & \cdots & O_n & O_n \\ & & & & & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ & & & & & O_n & O_n & \cdots & I_n & O_n \end{array} \right] \quad O_{p \times nq}$$

である。ここで、 $H$ 、 $Q$  は対角行列である。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関係で、全ての時点において初期値  $\alpha_0$  とも無関係である。

(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、 $n$  個のマクロ経済変数  $y_t$  の共通変動を抽出することを意味する。

## (2) 景気指数の算出

### ①採用系列と定常化

Stock and Watson (1988, 1989) や大日 (1992) などに従い、変数は4とする。採用系列は、生産、消費、雇用、所得の各分野を代表する変数を用いた。変数名はそれぞれ、生産はIIP、消費はSR、雇用はEM、所得はINと表す。

近畿、関東、中部では、鉱工業生産指数 (原指数、経済産業局別)、大型小売店販売額 (十億円、原数値、経済産業局別)、有効求人倍率 (含パート、原数値、南関東、東海、近畿)、所定外労働時間 (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) を用いた。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) で実質化した。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。

アメリカは、鉱工業生産指数 (2002年=100)、小売販売額指数 (2000年=100、実質)、個人所得額 (兆ドル)、総従業者数 (除農業従事者、百万人) とした。個人所得額は個人消費支出価格指数 (2000年=100) で除して実質化した。変数は全て季節調整済みのものである。

EUは、鉱工業生産指数 (除建設業、2000年=100)、小売販売額指数 (2000年=100)、失業率、EU景況調査の消費者購買態度指数である。所得に関して、適切な変数が月次で入手できなかったため、EU経済金融常任理事会が実施している景況調査 (Business and Consumer Surveys) の内、消費者の購買態度に関する指数を代理変数として用いている。このデータはマイナス値も取るため、便宜上100を加算した。変数は全て季節調整済みのものである。

中国に関しては、個別の月次系列が入手困難なため、中国国家统计局より発表されている、一致C I (Macro-economic Climate Indices) を景気データの

として使用した。

中国の一致C Iのデータが入手できる期間が、1991年1月からであるため、期間は1991年1月から2007年7月までとした。変数は全て月次である。原系列の基本統計量を表1に示した。

近畿、関東、中部における各変数は季節調整を行った。季節調整には、アメリカセンサス局のX-12-ARIMAを使用した。季節調整済みの各変数に自然対数を取ったのが図2-1～8である。

対数変換後の各変数の定常性をみるため、ADF (Augmented Dickey Fuller) 単位根検定とPP (Phillips Perron) 単位根検定を、それぞれ定数項を入れたケースで行った。結果は表2-1である<sup>2)</sup>。

ADF検定とPP検定とで結果にばらつきがあるが、PP検定の結果を5%有意水準で見ると、全ての国・地域、3地域で単位根ありという帰無仮説を棄却せず、

非定常であると言える。

全系列で非定常であったので、定常化のため階差を取り、再び単位根検定を行った。ここで、EUの失業率は景気と逆行する系列なので、階差を取った上で符号を反転させた。結果は表2-2である。ADF検定とPP検定とで結果にばらつきがあるが、PP検定の結果を優先すると、1%有意水準で単位根ありという帰無仮説を棄却し、全ての系列において、単位根なしという結果となった。

表1 原系列の基本統計量 (季節調整済、自然対数変換済)

アメリカ							
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	分散	歪度	尖度
IIP	4.498	0.183	4.148	4.759	0.033	-0.515	-1.146
SR	4.528	0.135	4.277	4.732	0.018	-0.319	-1.093
EM	4.820	0.077	4.684	4.928	0.006	-0.546	-1.109
IN	2.045	0.153	1.793	2.299	0.024	-0.152	-1.350
EU							
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	分散	歪度	尖度
IIP	4.540	0.097	4.369	4.720	0.009	-0.070	-1.269
SR	4.587	0.064	4.494	4.706	0.004	0.261	-1.388
EM	2.206	0.115	2.001	2.380	0.013	0.131	-1.371
IN	4.431	0.110	4.270	4.652	0.012	0.547	-0.987
関東							
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	分散	歪度	尖度
IIP	4.566	0.043	4.439	4.667	0.002	-0.127	-0.414
SR	2.081	0.034	2.021	2.272	0.001	1.328	4.280
EM	-0.371	0.387	-0.934	0.428	0.150	0.535	-1.011
IN	2.500	0.073	2.379	2.685	0.005	0.622	-0.572
中部							
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	分散	歪度	尖度
IIP	4.627	0.103	4.471	4.907	0.011	1.171	0.624
SR	0.546	0.070	0.410	0.659	0.005	-0.005	-1.146
EM	0.021	0.369	-0.528	0.867	0.136	0.651	-0.603
IN	2.641	0.121	2.416	2.970	0.015	0.361	-0.751
近畿							
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	分散	歪度	尖度
IIP	4.585	0.046	4.459	4.687	0.002	-0.481	0.411
SR	1.329	0.055	1.219	1.550	0.003	0.337	0.151
EM	-0.473	0.354	-1.020	0.212	0.125	0.490	-1.016
IN	2.392	0.099	2.225	2.655	0.010	0.472	-0.636

図2-1 3地域（関東、中部、近畿）の  
鉱工業生産指数推移

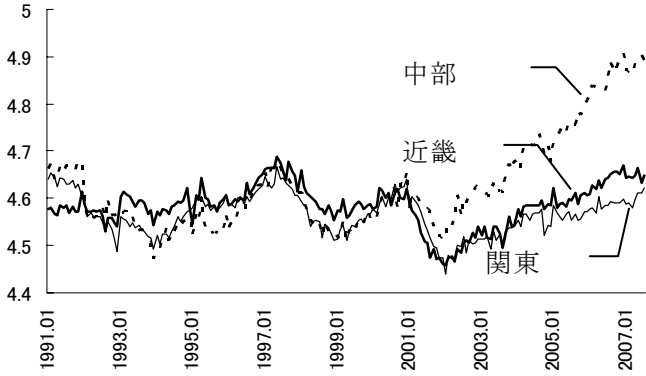


図2-2 3地域の大型小売店販売額推移

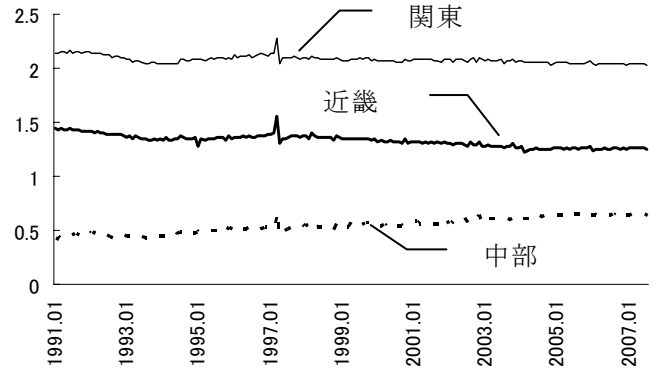


図2-3 3地域の有効求人倍率推移

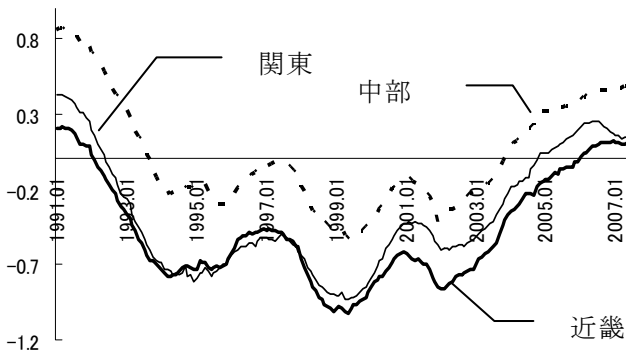


図2-4 3地域の所定外労働時間推移

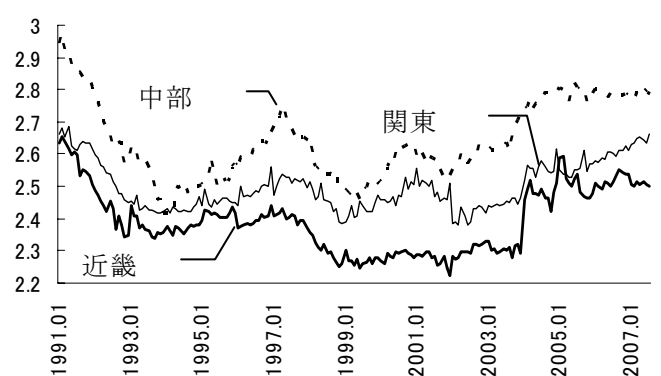


図2-5 アメリカ・EUの鉱工業生産指数推移

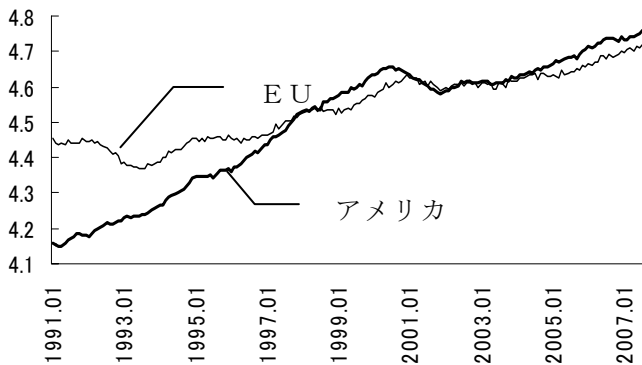


図2-6 アメリカ・EUの小売販売額指数推移

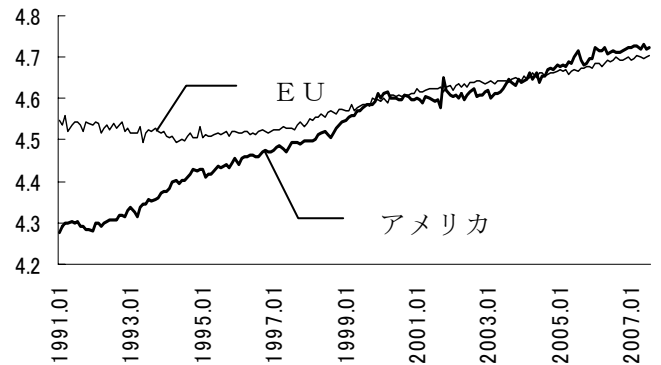


図2-7 アメリカの雇用者数・EUの失業率の推移

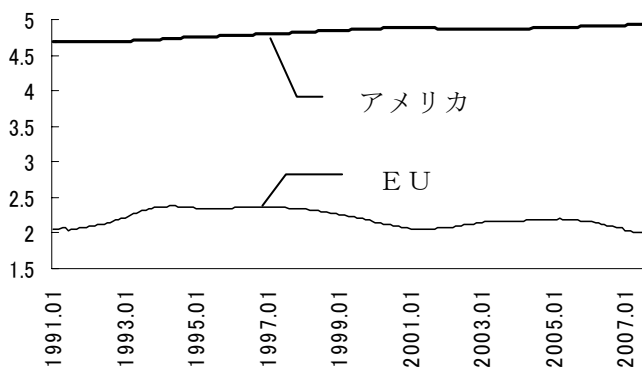


図2-8 アメリカの個人所得額・EUの  
購買態度指数の推移

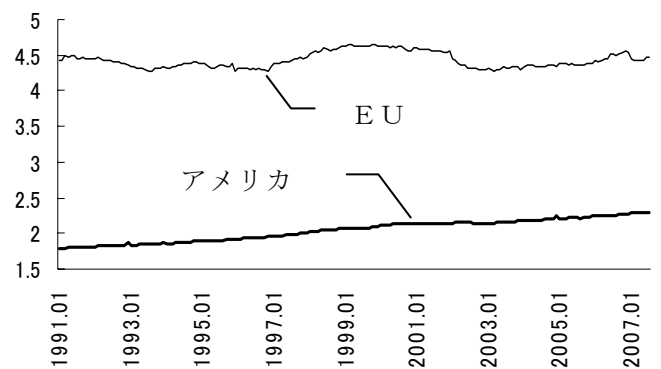


表 2-1 季節調整済み自然対数変換系列の  
単位根検定 (定数項あり、トレンド項なし)

アメリカ	検定統計量		ラグ	
	ADF検定	PP検定	ADF検定	PP検定
IIP	-1.218	-0.853	5	5
SR	-1.436	-0.878	7	7
EM	-2.296	-0.603	8	8
IN	-0.471	-0.078	12	12
EU	検定統計量		ラグ	
	ADF検定	PP検定	ADF検定	PP検定
IIP	0.515	0.587	12	12
SR	0.614	1.027	12	12
EM	-2.778	-2.310	9	9
IN	-1.502	-4.343	2	2
関東	検定統計量		ラグ	
	ADF検定	PP検定	ADF検定	PP検定
IIP	-2.730	-13.863	7	7
SR	-3.825 **	-12.363	6	6
EM	-2.349	-2.615	9	9
IN	-1.938	-5.179	11	11
中部	検定統計量		Lag	
	ADF検定	PP検定	ADF検定	PP検定
IIP	-1.117	-2.020	10	10
SR	-2.857	-3.015	6	6
EM	-2.006	-2.456	7	7
IN	-1.737	-3.198	5	5
近畿	検定統計量		Lag	
	ADF検定	PP検定	ADF検定	PP検定
IIP	-2.460	-5.993	13	13
SR	-2.037	-13.048	6	6
EM	-2.537	-2.446	8	8
IN	-1.405	-3.604	2	2

表 2-2 階差系列の単位根検定  
(定数項あり、トレンド項なし)

アメリカ	検定統計量		ラグ	
	ADF検定	PP検定	ADF検定	PP検定
IIP	-4.191 **	-226.519 **	4	4
SR	-3.431 *	-225.234 **	11	11
EM	-2.548	-113.988 **	12	12
IN	-2.962 *	-258.890 **	12	12
EU	検定統計量		ラグ	
	ADF検定	PP検定	ADF検定	PP検定
IIP	-4.180 **	-380.259 **	12	12
SR	-2.957 *	-264.529 **	12	12
EM	-1.588	-245.573 **	7	7
IN	-6.993 **	-212.616 **	2	2
関東	検定統計量		ラグ	
	ADF検定	PP検定	ADF検定	PP検定
IIP	-5.232 **	-404.849 **	6	6
SR	-7.899 **	-360.359 **	5	5
EM	-2.494	-166.773 **	6	6
IN	-3.268 *	-380.864 **	10	10
中部	検定統計量		Lag	
	ADF検定	PP検定	ADF検定	PP検定
IIP	-4.146 **	-428.848 **	9	9
SR	-9.622 **	-342.300 **	5	5
EM	-3.304 *	-89.601 **	6	6
IN	-6.289 **	-261.084 **	4	4
近畿	検定統計量		Lag	
	ADF検定	PP検定	ADF検定	PP検定
IIP	-4.636 **	-399.347 **	13	13
SR	-8.590 **	-352.245 **	5	5
EM	-2.809	-86.215 **	5	5
IN	-8.218 **	-284.184 **	3	3

※ \*\*は1%有意水準、\*は5%有意水準で帰無仮説を棄却。

### (3) カルマン・フィルターによる推定

ここからは、(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。(2)式のAR次数 $p$ の選択はAIC(赤池情報量基準)で行い、次数は最大12次までをみた。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、カルマン・フィルターの平滑化も行った。(2)式のAR次数 $p$ は、全ての国・地域、3地域で1次であった。

カルマン・フィルターによって推定された $c_t$ は以下の手順で基準化した。まずexponentialをとり指数化し、毎期の伸び率とした。次に、初期値である1991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。中国の景気CIについても同様に基準化した。各国・地域、3地域の景気一致指数は図3-1、3-2に図示した。

### 3. 景気連動性の検証

さて、以上推定された景気指数を用いて、3地域と国・地域間の景気連動性を検証する。

まず、各景気指数が定常であるかを単位根検定によって調べる。先ほどと同様、ADF検定とPP検定を、定数項あり・トレンド項なしと定数項あり・トレンド項ありのケースで行った。景気指数は自然対数で変換した。結果は表3-1、3-2である。全ての景気指数が単位根を持つという帰無仮説を棄却せず、非定常であることが分かる。次に共和分関係について検証するため、JOHANSENの共和分検定を行った。結果は表4-1、4-2である。定数項あり・トレンド項なしと定数項あり・トレンド項ありの両ケースとも共和分がゼロであるという帰無仮説を棄却してはならず、各景気指数は共和分関係に無いことが分かる。続いて、各景気指数に階差を取り単位根検定を行った。結果は表5-1、5-2であり、PP検定の結果を優先すると、1%有意水準で単位根ありという帰無仮説を棄却し、全ての系列において、定常であるという結果となった。

図3-1 アメリカ・EUのストック=ワトソン型景気一致指数の推定結果と中国の景気一致CI  
(2000年=100)

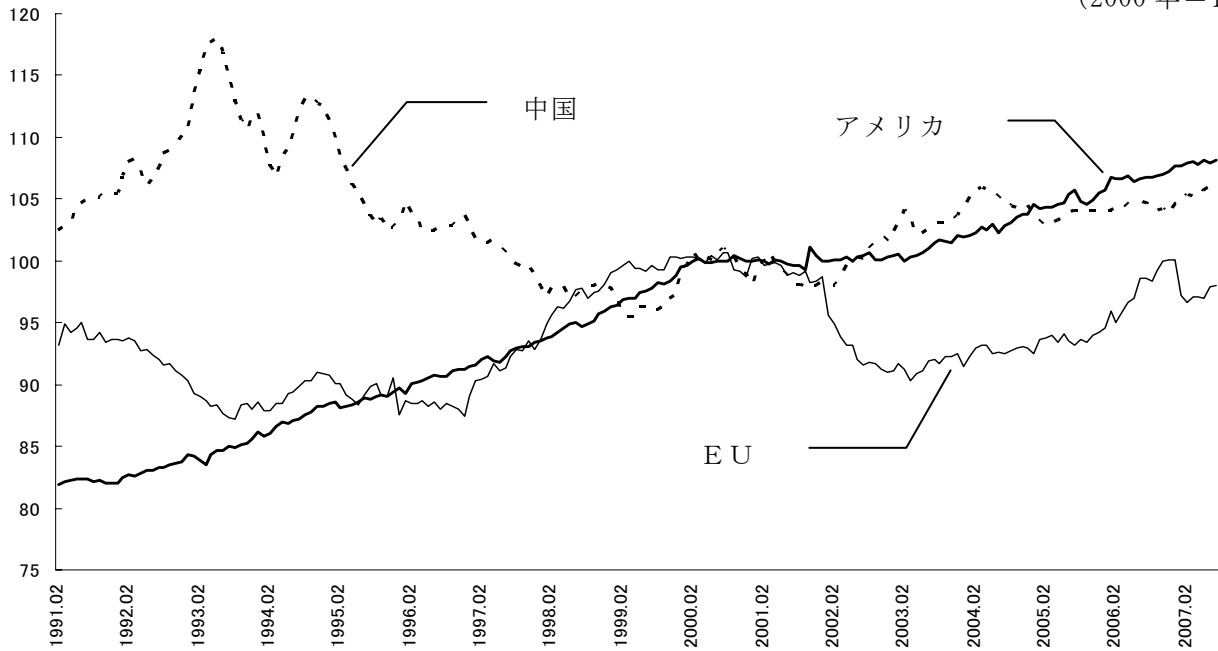


図3-2 関東・中部・近畿のストック=ワトソン型景気一致指数の推定結果 (2000年=100)

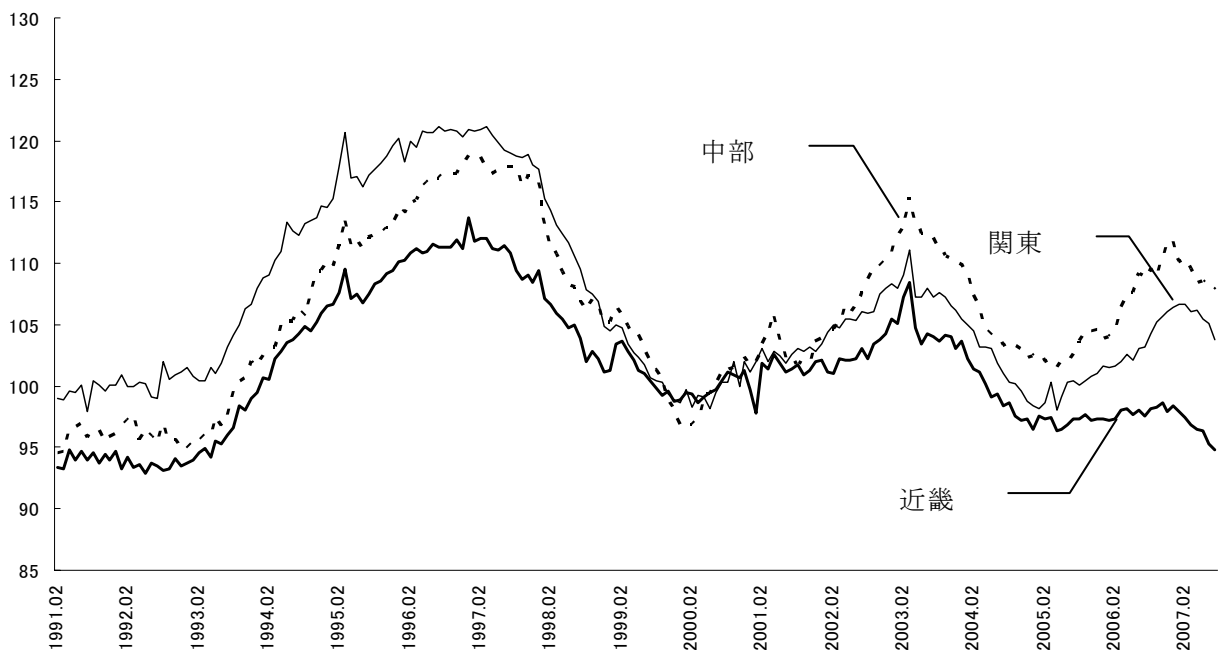


表3-1 単位根検定

(定数項あり、トレンド項なし)

	検定統計量		ラグ	
	ADF	PP	ADF	PP
アメリカ	-1.241	-0.492	4	4
EU	-1.612	-3.619	7	7
中国	-1.329	-5.117	10	10
関東	-2.192	-3.845	7	7
中部	-2.548	-5.974	7	7
近畿	-2.268	-4.578	11	11

表3-2 単位根検定

(定数項あり、トレンド項あり)

	検定統計量		ラグ	
	ADF	PP	ADF	PP
アメリカ	-0.912	-3.183	4	4
EU	-2.191	-5.471	7	7
中国	-1.242	-5.618	10	10
関東	-2.550	-4.538	7	7
中部	-2.459	-5.631	7	7
近畿	-2.470	-4.068	11	11

※ \*\*は1%有意水準、\*は5%有意水準で帰無仮説を棄却。

表 4-1 JOHANSEN の共和分検定  
(定数項あり、トレンド項なし)

関東	固有値	帰無仮説	trace	ラグ=4
Eigval1	0.088	H0:r=0	34.241	
Eigval2	0.057	H0:r<=1	18.359	
Eigval3	0.030	H0:r<=2	8.220	
Eigval4	0.016	H0:r<=3	2.870	
中部	固有値	帰無仮説	trace	ラグ=3
Eigval1	0.075	H0:r=0	30.804	
Eigval2	0.054	H0:r<=1	16.953	
Eigval3	0.025	H0:r<=2	7.099	
Eigval4	0.014	H0:r<=3	2.523	
近畿	固有値	帰無仮説	trace	ラグ=4
Eigval1	0.104	H0:r=0	37.574	
Eigval2	0.063	H0:r<=1	18.663	
Eigval3	0.034	H0:r<=2	7.326	
Eigval4	0.007	H0:r<=3	1.292	

表 4-2 JOHANSEN の共和分検定  
(定数項あり、トレンド項あり)

関東	固有値	帰無仮説	trace	ラグ=4
Eigval1	0.137	H0:r=0	42.358	
Eigval2	0.055	H0:r<=1	16.917	
Eigval3	0.030	H0:r<=2	7.146	
Eigval4	0.011	H0:r<=3	1.867	
中部	固有値	帰無仮説	trace	ラグ=3
Eigval1	0.096	H0:r=0	37.781	
Eigval2	0.072	H0:r<=1	19.911	
Eigval3	0.029	H0:r<=2	6.577	
Eigval4	0.007	H0:r<=3	1.250	
近畿	固有値	帰無仮説	trace	ラグ=4
Eigval1	0.136	H0:r=0	49.424	
Eigval2	0.097	H0:r<=1	24.041	
Eigval3	0.028	H0:r<=2	6.361	
Eigval4	0.008	H0:r<=3	1.463	

※ \*\*は 1% 有意水準、\*は 5% 有意水準で帰無仮説を棄却。

表 5-1 単位根検定  
(定数項あり、トレンド項なし)

	検定統計量		ラグ	
	ADF	PP	ADF	PP
アメリカ	-8.144 **	-206.981 **	3	3
EU	-3.938 **	-246.260 **	6	6
中国	-3.533 **	-75.638 **	12	12
関東	-2.816	-293.284 **	6	6
中部	-3.408 *	-209.689 **	6	6
近畿	-3.888 **	-260.479 **	5	5

表 5-2 単位根検定  
(定数項あり、トレンド項あり)

	検定統計量		ラグ	
	ADF	PP	ADF	PP
アメリカ	-8.223 **	-206.403 **	3	3
EU	-3.980 **	-244.804 **	6	6
中国	-3.596 *	-74.961 **	12	12
関東	-2.897	-292.683 **	6	6
中部	-3.454 *	-210.422 **	6	6
近畿	-7.609 **	-236.063 **	2	2

※ \*\*は 1% 有意水準、\*は 5% 有意水準で帰無仮説を棄却。

次に、景気の連動性を検証するため、多変量時系列モデルによる因果性分析の方法を用いる。

(1) VARモデル

例えば近畿地域における 4 変数の VAR (1) モデルは、

$$C_t = \Gamma T + \Phi C_{t-1} + W_t \quad (6)$$

となる。ただし、

$$C_t = \begin{bmatrix} c_{t,KI} \\ c_{t,US} \\ c_{t,EU} \\ c_{t,CHI} \end{bmatrix}, \quad \Gamma = \begin{bmatrix} \gamma_{0,KI} & \gamma_{1,KI} \\ \gamma_{0,US} & \gamma_{1,US} \\ \gamma_{0,EU} & \gamma_{1,EU} \\ \gamma_{0,CHI} & \gamma_{1,CHI} \end{bmatrix}, \quad T = \begin{bmatrix} 1 \\ t \end{bmatrix},$$

$$\Phi = \begin{bmatrix} J_{1,KI} & J_{2,KI} & J_{3,KI} & J_{4,KI} \\ J_{1,US} & J_{2,US} & J_{3,US} & J_{4,US} \\ J_{1,EU} & J_{2,EU} & J_{3,EU} & J_{4,EU} \\ J_{1,CHI} & J_{2,CHI} & J_{3,CHI} & J_{4,CHI} \end{bmatrix},$$

$$W_t = \begin{bmatrix} w_{t,KI} \\ w_{t,US} \\ w_{t,EU} \\ w_{t,CHI} \end{bmatrix}$$

である。 $c_t$  は 3 地域および各国・地域の景気、 $t$  はタイムトレンド、 $w_t$  は誤差項である。ここで例えば、 $H_0: J_{4,KI} = 0$  という帰無仮説のもと、制約付きモデルを設定し、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、グレ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、上記の帰無仮説が棄却さ



れば、中国の1期前の景気の変化率が、近畿の今期の景気の変化率に、グレンジャーの意味で因果性を持つと言う。

## (2) LA-VARモデル

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。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問題を回避するために、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。

(6)式の各 $c_t$ がレベルであるとして、これに和分の最大次数を加えた(7)式がLA-VARモデルである。 $H_0: f(\phi) = 0$ という帰無仮説をWald検定によって検定することで、VARモデルにおけるグレンジャーの因果性テストと同様のテストを行うことができる。ただし、 $\phi = \text{vec}(\Phi)$ で、 $\Phi = (J_1, \dots, J_k)$ である。 $k$ は真のラグ次数である。 $f(\cdot)$ は、 $m$ 次ベクトル値関数で、真のパラメータ $\phi$ の近傍で、 $C^2$ 級であり、 $\text{rank}(F(\cdot)) = m$ 、という仮定を満たす。ただし、 $F(\theta) = \partial f(\theta) / \partial \theta'$ 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。

近畿地域における4変数のLA-VARは、

$$C = \hat{\Gamma}T + \hat{\Phi}C_1 + \hat{\Psi}C_2 + \hat{V}_t \quad (7)$$

となる。ただし、

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

$$\hat{\Phi} = \begin{bmatrix} \hat{J}_{1,KI} & \hat{J}_{2,KI} & \hat{J}_{3,KI} & \hat{J}_{4,KI} \\ \hat{J}_{1,US} & \hat{J}_{2,US} & \hat{J}_{3,US} & \hat{J}_{4,US} \\ \hat{J}_{1,EU} & \hat{J}_{2,EU} & \hat{J}_{3,EU} & \hat{J}_{4,EU} \\ \hat{J}_{1,CHI} & \hat{J}_{2,CHI} & \hat{J}_{3,CHI} & \hat{J}_{4,CHI} \end{bmatrix},$$

$$C_1 = \begin{bmatrix} c_{t-1,KI} \\ c_{t-1,US} \\ c_{t-1,EU} \\ c_{t-1,CHI} \end{bmatrix},$$

$$\hat{\Psi} = \begin{bmatrix} \hat{\psi}_{1,KI} & \hat{\psi}_{2,KI} & \hat{\psi}_{3,KI} & \hat{\psi}_{4,KI} \\ \hat{\psi}_{1,US} & \hat{\psi}_{2,US} & \hat{\psi}_{3,US} & \hat{\psi}_{4,US} \\ \hat{\psi}_{1,EU} & \hat{\psi}_{2,EU} & \hat{\psi}_{3,EU} & \hat{\psi}_{4,EU} \\ \hat{\psi}_{1,CHI} & \hat{\psi}_{2,CHI} & \hat{\psi}_{3,CHI} & \hat{\psi}_{4,CHI} \end{bmatrix},$$

$$C_2 = \begin{bmatrix} c_{t-1-d \max, KI} \\ c_{t-1-d \max, US} \\ c_{t-1-d \max, EU} \\ c_{t-1-d \max, CHI} \end{bmatrix}, \quad \hat{V}_t = \begin{bmatrix} \hat{v}_{t,KI} \\ \hat{v}_{t,US} \\ \hat{v}_{t,EU} \\ \hat{v}_{t,CHI} \end{bmatrix}$$

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。

推定されたパラメータ $\hat{\phi} = \text{vec}(\hat{\Phi})$ をもとに、帰無仮説を検定するため、Wald統計量を構成する。

$$W = f(\hat{\phi})' \left[ \left( \frac{\partial f(\hat{\phi})}{\partial \phi} \right) \hat{\Sigma}_v \otimes (C_1 Q C_1)^{-1} \left( \frac{\partial f(\hat{\phi})}{\partial \phi} \right)' \right]^{-1} f(\hat{\phi}) \quad (8)$$

ここで、

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

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

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、Wald統計量は漸近的に自由度 $m$ の $\chi^2$ 分布に従う。真のラグ次数は $k$ であるので、検定の際には、係数 $\hat{\Phi}$ のみを考慮する。

## (3) 実証分析

### ① グレンジャーの因果性

関東、中部、近畿それぞれを中心に見たときのアメリカ、EU、中国との景気連動性を検証するため、VARモデルによるグレンジャーの因果性分析を行った。例えば、近畿では、近畿、アメリカ、EU、中国のストック=ワトソン型指数からなる4変数のVARモデルによって、アメリカ、EU、中国からの景気の波及効果があるかどうかを検証する。3地域および各国・地域の景気指数は自然対数で変換した。また、VARモデルでは、変数の定常性が求められるため、単位根検定の結果より、各変数とも階差を取った。月次データでの分析であることや、景気は長期の波及効果が考えられることなどから、モデルの次数は6次とした。また、モデルには定数項とトレンド項を含めた。結果は表6-1であるが、どの地域においても他国からの景気の因果性は認められない。

### ② LA-VARによる因果性

次に、L A - V A Rモデルによって因果性分析を行った。V A Rモデルと同様に、4変数で、定数項、トレンド項を含め、6次のラグで検証した。3地域および各国・地域の景気は自然対数変換済みである。また、

表6-1 グレンジャーの因果性検定

(ラグ=6、定数項あり、トレンド項あり)

関東	検定統計量
アメリカ⇒関東	0.461
EU⇒関東	1.704
中国⇒関東	0.782
<hr/>	
中部	検定統計量
アメリカ⇒中部	0.192
EU⇒中部	0.058
中国⇒中部	0.034
<hr/>	
近畿	検定統計量
アメリカ⇒近畿	0.237
EU⇒近畿	0.603
中国⇒近畿	1.322

単位根検定の結果より、最大和分の次数は1とした。結果は表6-2であり、10%有意水準でEUから関東に因果性が見られる。

表6-2 L A - V A Rによる因果性検定

(ラグ=6、定数項あり、トレンド項あり)

関東	検定統計量
アメリカ⇒関東	2.576
EU⇒関東	3.984 *
中国⇒関東	0.287
<hr/>	
中部	検定統計量
アメリカ⇒中部	0.073
EU⇒中部	0.139
中国⇒中部	0.404
<hr/>	
近畿	検定統計量
アメリカ⇒近畿	0.297
EU⇒近畿	0.007
中国⇒近畿	2.180

※ \*\*\*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。

以上の因果性分析の結果より、L A - V A RのケースのみEUから関東に因果性が見られたが、これは図1で見た貿易の多寡とは異なる。貿易の増大が景気連動の増大につながらないことはいくつかの先行研究で指摘されているが、同様の結果となった。

#### 4. おわりに

本稿では、国内地域ごとに見た他国・地域からの景気の影響に注目し、国内地域ごとに見た国際間の景気連動性を、時系列モデルを用いて分析した。

結果として、L A - V A Rモデルの場合、10%有意水準でEUから関東への因果性が見られた。また、中国から近畿に、あるいは、アメリカから関東に景気の因果性があるという結果は得られなかった。この結果は、図1で見た貿易の多寡とは異なるものである。先行研究における結果同様、本稿における分析でも貿易の多寡と、景気の因果関係とは一致しない結果となった。

以下は今後の課題である。因果性検定の結果、V A RとL A - V A Rとで、因果性が若干異なった。どちらの結果を優先すべきか検討の余地がある。また、モデルの変数選択に改善の余地がある可能性もある。V A RやL A - V A Rはモデルの平均で見た因果性検定であるが、C C Fアプローチなど、モデ

ルの分散で見た因果性も検証してみる価値がある。また、そもそも景気に構造変化が生じている可能性があり、この存否を検証してみることも、有意義であると考えられる。これらは今後の課題としたい。

#### 〔注〕

\* 本稿の作成にあたっては、羽森茂之教授(神戸大学)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) 地域を代表する主要港における輸出入の通関額で見た数値であり、地域における実際の輸出入額を表すものではない。
- 2) 1991年1月から2007年7月までのデータによるP P単位根検定の結果、関東については定数項あり・トレンド項なし、定数項あり・トレンド項ありの両ケースで、また、中部、近畿については、定数項あり・トレンド項ありのケースで、S Rが1%有意水準で単位根ありという帰無仮説を棄却し定常であり、他の変数は単位根ありという帰無仮説を棄却せず非定常であった。共変動である景気の算出上、4変数ともレベルで推定するか、4変数とも階差を取り、成長率として割り戻すか、どちらかの手段を取ることになる。このため、例えば、4変数に階差をと

って推定すると、SRのみ定常過程に階差をとることになり、変数の持つ情報が失われる可能性がある。このため、関東、中部、近畿については、単位根、共和分検定の結果より、1985年1月から2007年7月のデータを用いて景気指数を算出した上で1991年1月以降の景気指数を用いた。従って表2-1、2-2の結果は、関東、中部、近畿に関しては、1985年1月から2007年7月のデータによるものである。

#### 〈参考文献〉

- 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。
- 廣松 毅・浪花貞夫・高岡 慎 (2006)、『経済時系列分析』多賀出版。
- 福井紳也 (2007)、「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—」『産開研論集』第19号、pp. 7-21。
- 村澤康友 (2007)、「景気指数の統計的基礎」、浅子和美・宮川 努編、『日本経済の構造変化と景気循環』東京大学出版会、pp. 8-28。
- 森 一夫・佐竹光彦・大日康史 (1993)、「ストック＝ワトソンタイプの景気指数」『同志社大学経済学論叢』第45巻第1号、pp. 29-50。
- 山澤成康・斉藤卓也 (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・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。
- Cheung, Y.W. and Ng, L.K. (1996), “A causality in variance test and its application to financial market prices,” *Journal of Econometrics*, Vol. 72, pp. 33-48.
- Crosby, M. (2003), “Business cycle correlations in Asia-Pacific,” *Economics Letters*, Vol. 80, Issue 1, pp. 35-44.
- Fukuda, S. and Onodera, T. (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.
- Hamori, S. (2000), “The Transmission Mechanism of Business Cycles among Germany, Japan, the UK and the USA,” *Applied Economics*, Vol. 32, pp. 405-410.
- Hamori, S., Tanizaki, H. and Matsubayashi, Y. (2006), “An Empirical Analysis on the Business Cycle Transmission between Japan and the United States,” *The Eurasian Review*

*of Economics and Finance*, Vol. 2, No. 2, pp. 1-8.

- 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.
- Selover, D. D. (1997) “Business cycle transmission between the United States and Japan: a vector error correction approach,” *Japan and World Economy*, Vol. 9, pp. 385-411.
- Selover, D. D. (1999) “International Interdependence and Business Cycle Transmission in ASEAN,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 13, Issue 3, pp. 230-253.
- Selover, D. D. (2004), “International co-movements and business cycle transmission between Korea and Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 18, Issue 1, pp. 57-83.
- 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.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (2005), “Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics,” *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3, No. 5, pp. 968-1006.

#### 〈参考資料〉

- 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/koukougyou.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/tyousa.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>)。

中華人民共和国国家統計局「宏观经济景气指数(2007 年 7 月)」中華人民共和国国家統計局ホームページ([www.stats.gov.cn](http://www.stats.gov.cn))。

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。

Board of Governors of the Federal Reserve System  
(<http://www.federalreserve.gov/econresdata/default.htm>)。

Economic and Financial Affairs, Business and Consumer Survey  
([http://ec.europa.eu/economy\\_finance/indicators/businessandconsumersurveys\\_en.htm](http://ec.europa.eu/economy_finance/indicators/businessandconsumersurveys_en.htm))。

OECD Statistics  
(<http://stats.oecd.org/wbos/default.aspx>)。

U.S. Department of Commerce Bureau of Economic Analysis, Interactive Data Tables  
(<http://www.bea.gov/>)。

U.S. Department of Labor Bureau of Labor Statistics  
(<http://stats.bls.gov/ces/home.htm>)。