

# 地域景気動向の MS モデル推計

— 鉱工業生産指数 (近畿・全国) による分析 —

桃山学院大学経済学部 荒木英一\*

マルコフスイッチング自己回帰モデル (Hamilton[1989][1990],Krolzig[1998], 以下 MS モデル) の枠組みで、地域経済変数の動きを分析する。いわゆる官庁統計は、一般に、地域の景気変動を全国のそれに同期するものとしてとらえる傾向があるが、地域ごとに存在する独特の「景気実感」との齟齬が指摘される場合も多い。小論の目的は、MS モデルの適用によって、こうした齟齬の存在を実証的に明らかにすることである。本文では、まず MSMH モデルの概略を要約した後にこれを近畿経済の分析に応用し、鉱工業生産指数の AR 推計と VAR 推計によって、近畿経済の長期低落傾向と景気変動の特徴を浮彫りにする。

- 1 はじめに
- 2 MSMH モデルの概略
- 3 鉱工業生産指数 (近畿・全国) の分析
  - 3.1 MSMH-AR
  - 3.2 MSMH-VAR
- 4 結びにかえて

## An Analysis of Regional Business Fluctuations with Markov Switching Autoregressions

With the framework of Markov Switching Autoregressions (Hamilton[1989][1990],Krolzig[1998]), we analyse some regional economic variables. Our purpose is to evaluate the gap between government's official statistics and people's feeling about business fluctuations, rejecting the official methodology which views regional economic movements as mostly synchronized with the national one. After summarizing some important features of the MSMH model, we estimate some AR/VAR models of the Index of industrial production in the Kinki regional economy. Its declining trend and characteristics of fluctuations over the last several decades will be shown.

---

\*小論の草稿は、本学共研プロジェクト (99 共 125) および金曜セミナー (大阪市大) で報告された。西川憲二氏 (本学)、中川満氏 (大阪市大) をはじめ参加者各位の有益なアドバイスに謝意を表す。なお、言うまでもないが、本文中に含まれうる過ちはすべて筆者の責に帰す。

## 1 はじめに

図 1 は、近畿製造業と全国製造業に関する日銀短観業況判断 DI をプロットしたものである。

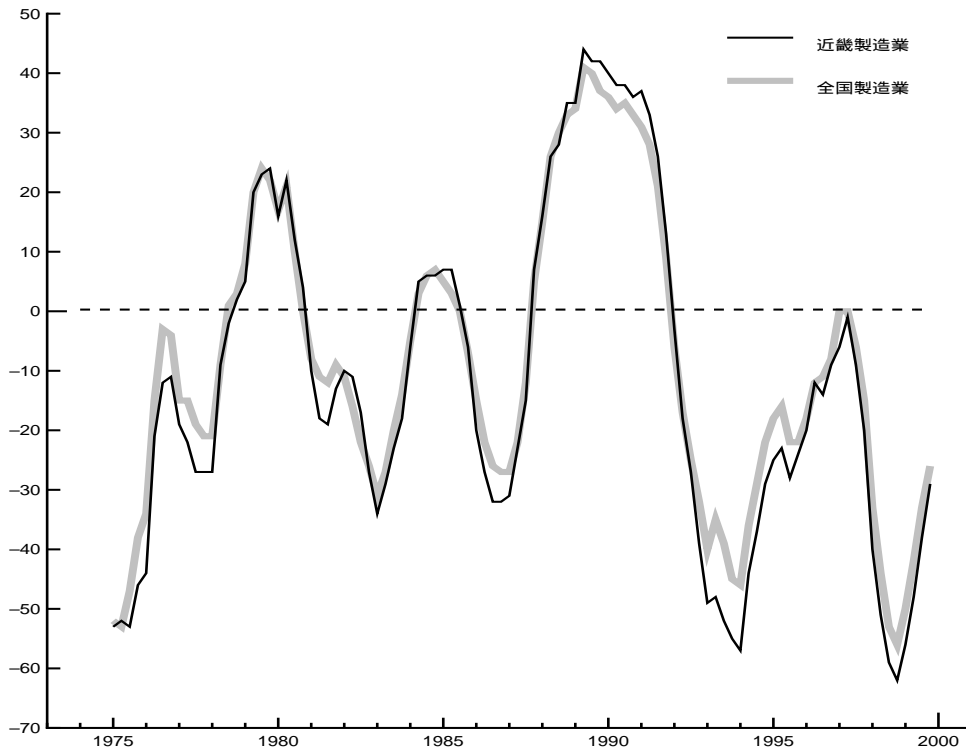


図 1: 日銀短観業況判断 DI

日銀短観は、主要企業 70 社を中心に全国 10000 社以上を対象にした標本調査であり、景気動向をはかる代表的な指標とされているが、図では、近畿地域の景気動向が全国のそれとほぼ平行に推移している。不況期に近畿は全国より若干落ち込みが大きくなる様子が見えるが、好況期には逆に近畿が全国を上回る場合もあり、全体として景況の山と谷はほぼ一致している。図 1 を見るかぎり、近畿製造業の景況は全国のそれに同期していると言えそうである。

また、短観と並んで公式景気指標の代表例とされる地域四半期 GRP 速報 (地域 QE) は、基本的には地域の景況が全国のそれに同期するという想定のもとに作成される統計資料と見ることができる。府民総生産 (Gross Regional Product) などの四半期速報値は、通常、リン・チャウ法 (Chow-Lin[1971]) と呼ばれる方法によって、次のように算定されている。すなわち、 $Y$  を観測不能の四半期 GRP、 $X_i$  を観測可能の関連指標として、(1) まず  $X_i$  を年次集計したものを  $\tilde{X}_i$  とおき、これを、観測可能の年次 GRP ( $\tilde{Y}$ ) に回帰する。

$$\tilde{Y} = \beta_0 + \beta_1 \tilde{X}_1 + \beta_2 \tilde{X}_2 + \cdots + \beta_k \tilde{X}_k + u$$

(2) 上の回帰で得た係数推定値 ( $\hat{\beta}_i$ ) を用いて、次式で  $Y$  を算定する。

$$Y = \frac{\hat{\beta}_0}{4} + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \cdots + \hat{\beta}_k X_k$$

この方法では、ほとんどの場合、もっとも説明力の高い関連指標  $X$  として、全国同変数 (算定対象が GRP ならば GNP) が用いられるから、このようにして算定された地域四半期値  $Y$  は、全国同変数と平行に動く傾向を持つ。

しかし、こうした公式指標は、地域の景気実感にそぐわないという指摘が従来からなされてきた。たとえば、大阪や近畿に関しては、長期的な「地盤沈下」の傾向を反映して、図 2 のようなイメージで、「大阪経済は飛行機の尾」といった喩えが用いられることがある。そこでは、近畿と全国の景況に山と谷の一致は必ずしもなく、また QE が想定するような線形関係ではなく好不況で非対称な関係、あるいは全国とは異なる独自の動きとして、地域の景気動向が表現されている。

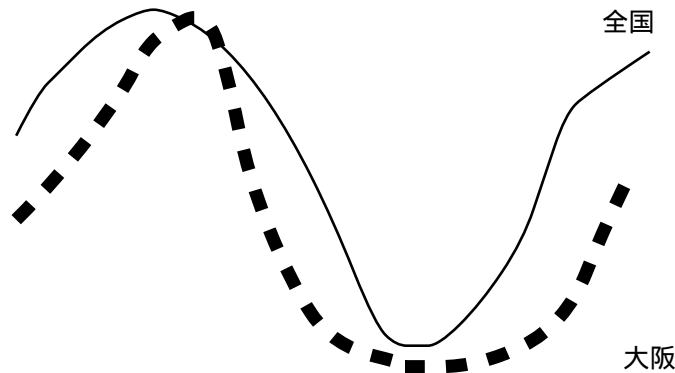


図 2: 「大阪経済は飛行機の尾」のイメージ図

小論の目的は、このような「景気実感」を、MS モデルの枠組みで具体的に計量し、短観などの公式指標とこうした「実感」との齟齬を確認してみることである。

## 2 MSMH モデルの概略

ある地域の景気動向を、次のような MSMH (Markov Switching Mean with Heteroskedastic variance) モデルでとらえてみよう。

$$\phi(L)(y_t - \mu(s_t)) = e_t, \quad e_t \sim NID(0, \sigma^2(s_t)) \quad (2.1)$$

ここに、 $y_t$  は景気動向に一致して動くと考えられる変数 (ベクトル)、 $\mu$  はその平均、 $\phi(L)$  は  $y - \mu$  の自己回帰を表すラグ多項式、 $e_t$  はその誤差項で、平均 0 分散  $\sigma^2(s_t)$  の独立な正規分布から生じると想定する。さらに、 $s_t$  を景気の状態を表す観測不能の状態変数で、0 か 1 のいずれかの値をとる確率変数とする。 $Pr[A|B]$  を条件付き確率の表記として、

$$\begin{aligned} Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 1] &= p, & Pr[s_t = 0 | s_{t-1} = 1] &= 1 - p \\ Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 0] &= 1 - q, & Pr[s_t = 0 | s_{t-1} = 0] &= q \end{aligned} \quad (2.2)$$

$s_t = 0$  のときを不況局面、 $s_t = 1$  のときを好況局面と呼ぶ。モデルでは、好不況の局面に応じて、 $y_t$  の平均  $\mu$  と、誤差項の分散  $\sigma^2$  が変わることになる。一変数 (AR) の場合にこのモデルが描く景気変動の様子を単純化して示すと、図 3 のようである。

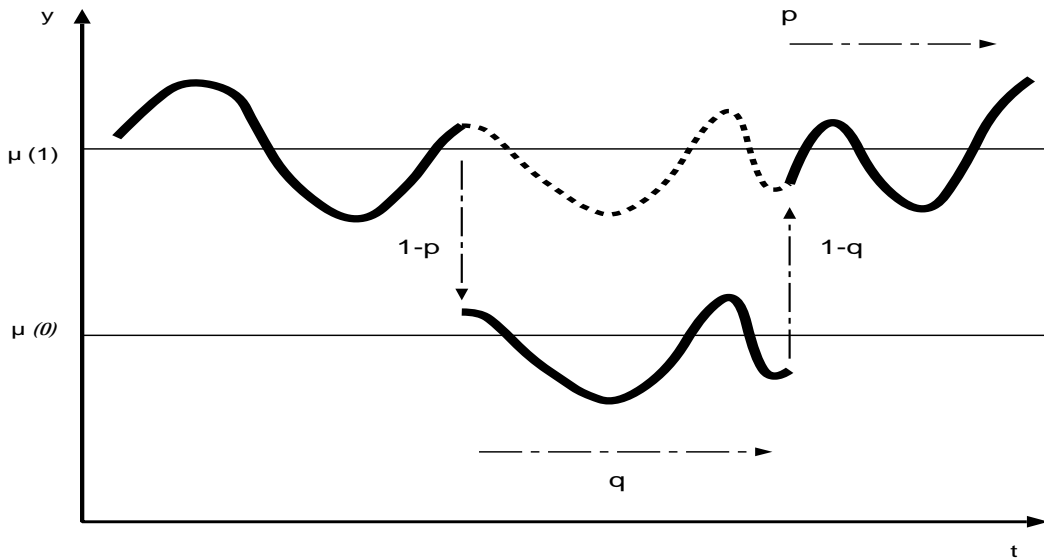


図 3: MSMH-AR モデル

ある地域経済は、それに固有の好況時平均成長率  $\mu(1)$  と不況時平均成長率  $\mu(0)$  を有しており、 $y$  はこの二つの基準線の周囲を変動する。好不況局面の転換は、外生的な需要ショックなどを起因として、(2.2) にしたがって生じ、転換の都度  $y$  は上下にジャンプして基準線を切り替える。この転換を左右する (2.2) の遷移確率 (好況の持続確率  $p$  や不況の持続確率  $q$ ) もその経済に固有の値をとり、モデル内で推計される。さらに、後述のように、好不況の平均持続期間や生起確率の長期予想、経済の長期期待成長率を、これらの推定値より定めることができる。

適切な一致指標  $y$  を選択しこのモデルを推計することで、地域経済固有の景気変動の一面を析出することができるであろう。標本観測値  $Y_T = (y_1, y_2, \dots, y_T)$  に基づいて推計されるモデルのパラメータは、 $\mu(0), \mu(1), \sigma(0), \sigma(1), p, q$  と自己回帰係数、そして  $Pr[s_t = 0 | Y_T]$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) すなわち  $T$  期までの情報から判断して  $t$  期が不況であった確率である。これらが、Hamilton[1990] の示した (MS モデル推計のための) EM アルゴリズムにより、最尤推定される<sup>1</sup>。

### 3 鉱工業生産指数 (近畿・全国) の分析

前節の MSMH モデルに、鉱工業生産指数をあてはめてみよう。

地域経済統計では GRP などのマクロ指標が四半期ベースでは利用できないが、これに代わる有力な一致指標として地域景気動向指数に採用されている一連の月次指標が利用可能であり、そのなかで

<sup>1</sup> 好不況の転換のタイミングを推計に先立ってアприオリに決めておく必要等はなく、その意味で MS モデルは構造変化を内生化したモデルとも言えるが、モデルの推計によって求まるのは、「構造変化」の時点ではなく、現時点 ( $T$ ) から遡って過去のある時点 ( $t$ ) が不況であった確率  $Pr[s_t = 0 | Y_T]$  である。これは smoother probability と呼ばれ、 $\omega_t = Pr[s_t = 0 | Y_T]$  とおくと、単純化して描かれた図 3 における  $t$  時点での「基準線」は、実は、 $(1 - \omega_t)\mu(1) + \omega_t\mu(0)$  であり、 $y$  の  $t-1$  期から  $t$  期にかけての「ジャンプ」は  $(\mu(1) - \mu(0))(\omega_t - \omega_{t-1})$  となる。

なお、Hamilton[1990] の EM アルゴリズムでは、(1) smoother probability 以外のパラメータに任意の初期値を与える、(2) 所与のパラメータのもとで smoother probability を算定する、(3) 所与の smoother probability のもとでの最尤解を新たなパラメータとして (2) に戻す、といった幾分煩雑な反復計算が行われる。これに関連して、中川 [1997] は、独自の Gauss プログラムによって、複数の局所解の可能性を示唆している。

小論のモデル推計部分の計算では、インターネット上で公開されている MSVAR パッケージ (Krolzig[1998]) を用いている。

も鉱工業生産指数は代表的な一致指標である。

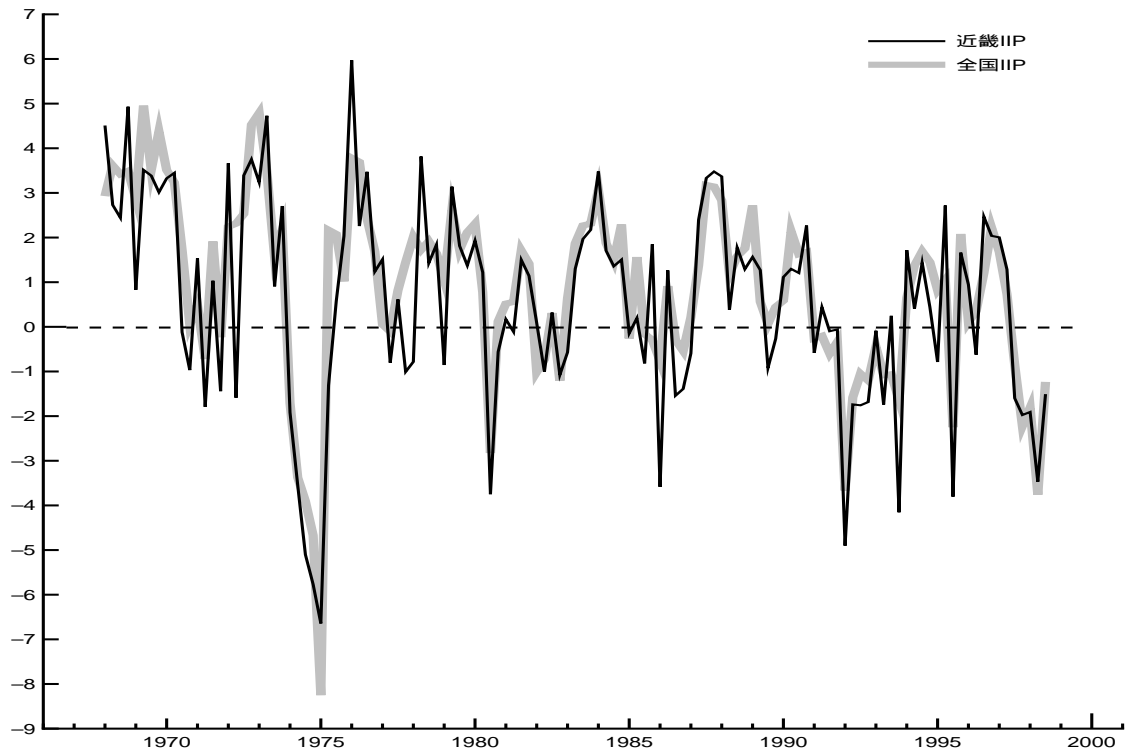


図 4: 鉱工業生産指数 (四半期季節調整済系列の対数階差)

図 4 は、分析対象となる近畿・全国の鉱工業生産指数の四半期季節調整済系列の対数階差、すなわち季節調整済み前期比成長率 (を 100 倍したもの)<sup>2</sup> をプロットしたものである。標本期間は、1968 年第 1 四半期から 1998 年第 3 四半期までとする。

以下では、まず、この二変数を、それぞれ独立に一変数 MSMH モデル (MSMH-AR) として推計し、結果を比較することにより、近畿経済の成長と景気変動の特徴を浮彫りにしてみよう。

ついで、これらを二変数 MSMH モデル (MSMH-VAR) として推計してみる。上の AR では近畿モデルのすべてのパラメータは全国のそれから独立であるが、VAR では景況の状態変数 ( $s_t$ 、したがって  $Pr[s_t = 0|Y_T]$ ) を近畿と全国で共通とする。このとき、その他のパラメータ推定値が AR の場合とどのように異なってくるかを見ることにしよう。

### 3.1 MSMH-AR

まず、近畿と全国に関して、それぞれ別個に、鉱工業生産指数の MSMH-AR モデルを推計した。ラグ次数の選択は AIC により、近畿・全国ともに AR(4) とした。推計結果をまとめて、表に示す。

<sup>2</sup>対数をとることで (原系列の水準に依存する) 不均一分散を除去し、階差をとって定常化する。対数階差は、「成長率」という明快な意味を有しており、分析結果の解釈も容易となる。なお、二変数の基本統計量はつぎのとおりである。

	平均	中央値	標準偏差	分散	変動係数	尖度	歪度	範囲	最大	最小	標本数
近畿	0.581	1.033	2.309	5.332	3.975	0.503	-0.565	12.616	5.973	-6.643	123
全国	0.877	1.200	2.058	4.235	2.347	2.313	-1.029	13.206	4.955	-8.251	123

表中の  $D(0), D(1)$  は好不況の平均持続期間、 $\pi(0), \pi(1)$  は好不況の「定常確率」であり、これらはいずれも  $p, q$  の推定値より定めることができる<sup>3</sup>。「定常確率」 $\pi$  は、長期で見た場合の好不況の発生確率と考えることができるだろう。これを用いて、さらに  $\mu^* = \pi(0)\mu(0) + \pi(1)\mu(1)$  を定義できる。これを、この地域経済固有の「長期期待成長率」と考えよう。

また、図 5 に近畿・全国それぞれの  $Pr[s_t = 0|Y_T]$  を、さらに、図 6 に近畿モデル・全国モデルそれぞれのあてはまり (観測値に対する予測値の Fit) の様子を示す。

	対数尤度	AIC	$q$	$p$	$D(0)$	$D(1)$	$\pi(0)$	$\pi(1)$	$\mu^*$
近畿	-246.7	4.175	0.7045	0.7334	3.3838	3.7512	0.474	0.526	0.53
全国	-212.3	3.615	0.6292	0.9456	2.6965	18.380	0.128	0.872	0.86

	$\mu(0)$	$\mu(1)$	$\phi(1)$	$\phi(2)$	$\phi(3)$	$\phi(4)$	$\sigma^2(0)$	$\sigma^2(1)$
近畿	-0.1135 (0.1296)	1.1200 (2.4767)	0.3043 (3.5927)	0.4727 (4.5507)	0.0032 (0.0373)	-0.2817 (3.11930)	4.7397	1.4513
全国	-0.4364 (0.3504)	1.0460 (2.3860)	0.5991 (7.2140)	0.2027 (1.8596)	0.0025 (0.0209)	-0.1217 (1.51760)	8.1822	1.1437

( ) 内は t 値 (絶対値)

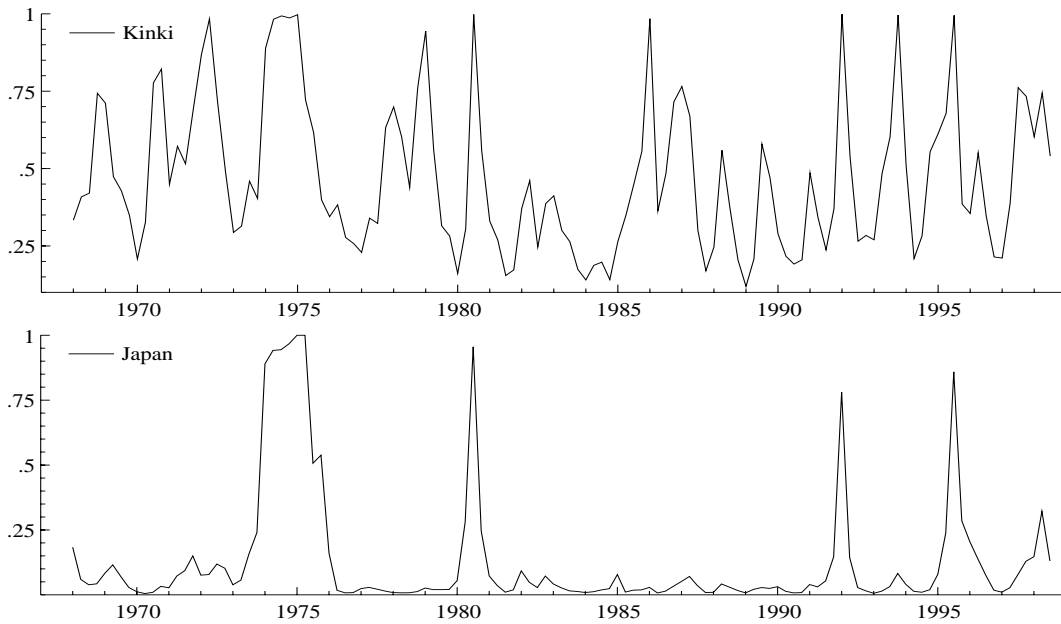


図 5:  $Pr[s_t = 0|Y_T]$  ( AR )

<sup>3</sup>たとえば好況の持続期間を  $D$  とすると、 $Pr[D = 1] = Pr[s_t = 1, s_{t+1} = 0] = 1 - p$ ,  $Pr[D = 2] = Pr[s_t = s_{t+1} = 1, s_{t+2} = 0] = p(1 - p)$ ,  $Pr[D = 3] = Pr[s_t = s_{t+1} = 1, s_{t+2} = 1, s_{t+3} = 0] = p^2(1 - p)$ , ... であるから、 $E[D] = \sum_{j=1}^{\infty} j \cdot Pr[D = j] = \sum_{j=1}^{\infty} j p^{j-1} (1 - p) = 1/(1 - p)$  となる。また、 $t$  時点に立って将来の好不況確率を予測する場合を想定すると、任意の初期値  $Pr[s_t = 0|Y_T]$  から出発して  $\begin{pmatrix} Pr[s_{t+h} = 0|Y_T] \\ Pr[s_{t+h} = 1|Y_T] \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} q & 1-p \\ 1-q & p \end{pmatrix}^h \begin{pmatrix} Pr[s_t = 0|Y_T] \\ Pr[s_t = 1|Y_T] \end{pmatrix}$ 。この  $Pr[s_{t+h} = j|Y_T]$  は収束し、その収束値を定常確率  $\pi(j)$  とすると、 $\begin{pmatrix} \pi(0) \\ \pi(1) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} q & 1-p \\ 1-q & p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi(0) \\ \pi(1) \end{pmatrix}$ 。したがって、定常確率は  $\pi(0) = (1 - p)/(2 - p - q)$ ,  $\pi(1) = (1 - q)/(2 - p - q)$  となる。

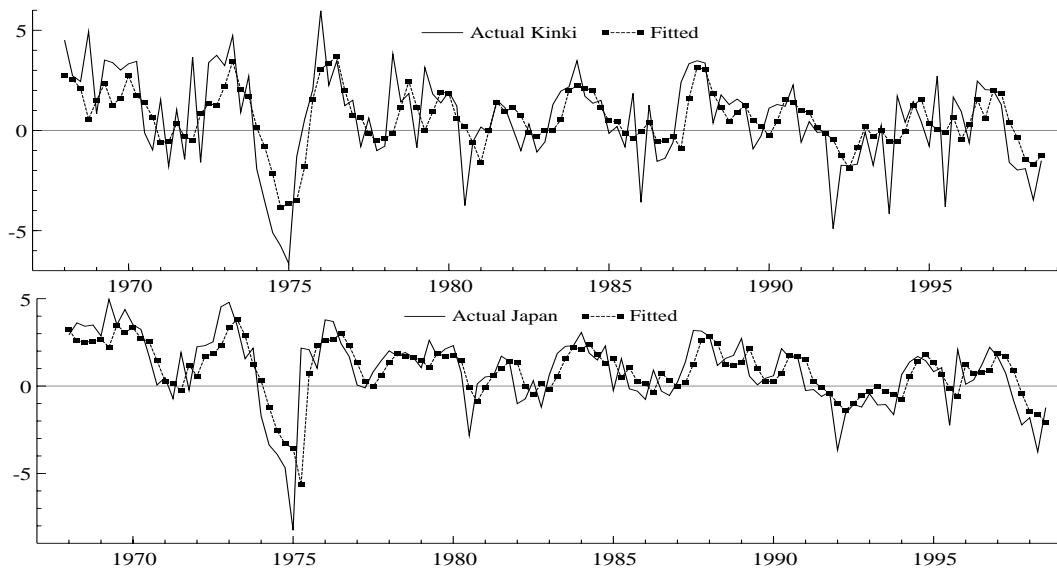


図 6: モデルの Fit ( AR )

まず、表の  $p, q, D(0), D(1)$  に着目しよう。近畿は、全国に比して、好況の持続確率  $p$  が低く、不況の持続確率  $q$  が高い。これが好況の平均持続期間  $D(1)$  を小さくしており、近畿では好況が長続きしないことが示されている。このことは、図 5 から確認でき、全国の場合には好不況の波が明瞭で息の長い好況が続くのに対して、近畿の場合には好況か不況かを判別できない期間が多いことがわかる。

定常確率  $\pi(0), \pi(1)$  を見ると、近畿の場合にはほぼ五分五分の割合で好不況が生じると予想されるのに対して、全国の場合は好況の確率が 9 割弱となっている。これを反映して、長期期待成長率は、近畿が 0.53%、全国が 0.86% となっている。こうした推計結果は、近畿の長期的な「地盤沈下」傾向を示すものと考えうるだろう<sup>4</sup>。

### 3.2 MSMH-VAR

次に、近畿鋳工業生産指数を  $O$  (その平均を  $\mu_O$ )、全国鋳工業生産指数を  $J$  (その平均を  $\mu_J$ ) とし、次のような MSMH-VAR モデルを推計した。この VAR では、近畿と全国の  $s_t$ 、つまり景気の状態を共通にしている。好不況の波を全国と共通のものにした場合、その他のパラメータ推定値は AR の場合に比べてどのようになるだろうか。

$$\Phi(L) \begin{pmatrix} O_t - \mu_O(s_t) \\ J_t - \mu_J(s_t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix}, \quad \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim NID \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{uv} \\ \sigma_{uv} & \sigma_v^2 \end{pmatrix} \right]$$

推定結果は不安定であったが、AIC より VAR(1) を選択した<sup>5</sup>。推計結果の数表を以下に示す。ま

<sup>4</sup>しかし、季節調整 (X12ARIMA) の際に除去されずに残った季節変動要素が、モデルの推計結果に影響を与えている可能性を付記しておきたい。実際、原系列の前年同期比成長率を用いて、同じ標本期間内でモデルを再推計すると、近畿の場合には、局面転換のない線形の平坦な AR(4) モデルに帰着するという帰無仮説を棄却できない。また、全国の場合、前年同期比成長率を用いた推計では、第一次石油危機以後はモデルが好況局面 ( $s_t = 1$  の状態) に貼付いてしまう。この点は、より詳細な検討が必要である。

なお、両者の長期期待成長率の数値は、先の脚注に示した基本統計量 (平均値) に見合う妥当な値となっている。

<sup>5</sup>モデルの次数を増減するとパラメータ推定値が大きく変わるといった VAR 推計に特有の不安定性が見られた。

た、図 7 に近畿・全国共通とした景況 ( $Pr[s_t = 0|Y_T]$ ) の推計結果を、さらに、図 8 に近畿変数 ( $O$ )、全国変数 ( $J$ ) それぞれのあてはまり (観測値に対する予測値の Fit) の様子を示す。

	対数尤度	AIC	$q$	$p$	$D(0)$	$D(1)$	$\pi(0)$	$\pi(1)$	$\mu^*$
$O$	-388.062	6.570	0.5782	0.9393	2.371	16.474	0.126	0.874	0.34
$J$									0.63

	$\mu(0)$	$\mu(1)$	$O_{-1}$	$J_{-1}$
$O$	-2.4233 (2.635)	0.7405 (1.595)	-0.3986 (3.267)	1.1451 (8.149)
$J$	-1.7905 (1.914)	0.9829 (2.109)	-0.0899 (0.895)	0.8202 (6.919)

	$\Sigma(0)$	$O$	$J$	$\Sigma(1)$	$O$	$J$
$O$		5.215	6.057	$O$	1.771	0.889
$J$		6.057	8.212	$J$	0.889	1.006

( ) 内は t 値 (絶対値)

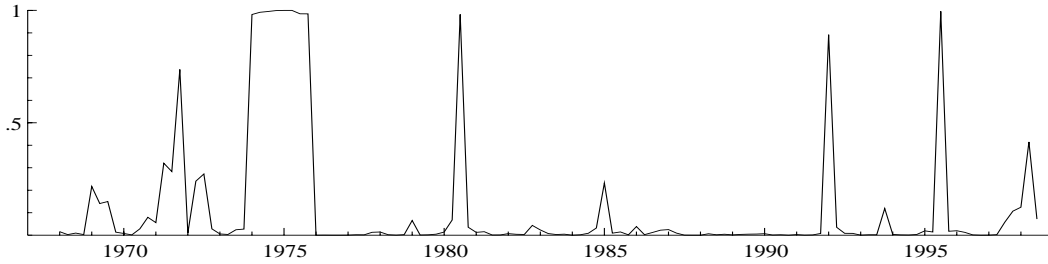


図 7:  $Pr[s_t = 0|Y_T]$  ( VAR )

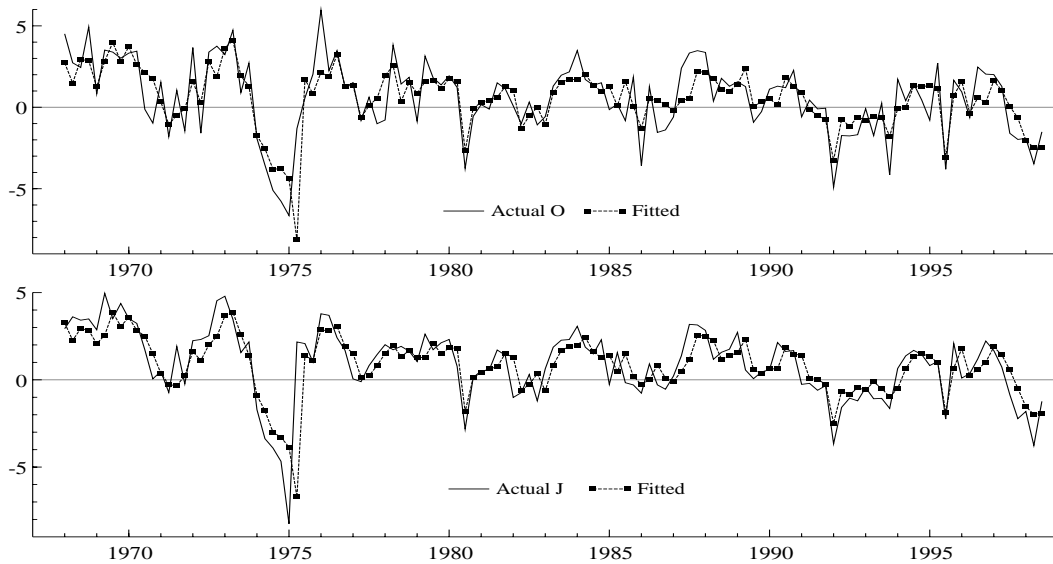


図 8: モデルの Fit ( VAR )



図 7 より、景況は先の全国 AR モデルの場合とほぼ同様となり、好不況の波が明瞭で好況が長続きするかたちとなっている。

しかし、表中の  $\mu(0), \mu(1)$  の推計値から、近畿と全国の景気の波が共通ならば (局面分けを同じにすると)、近畿は、不況において全国よりさらに深く落ち込み、好況においては全国ほどに成長率が伸びないことが示されている。

以上を要するに、今回の MSMH AR/VAR 推計からは、次のようなことを推量しうるであろう。

- 近畿では、全国ほど好況が長続きせず、全国より不況が長期化する傾向がある。特に、好況の平均持続期間は全国に比べてかなり小さく、好況か不況かを判別しかねる局面が多い。
- 全国と同じ景気日付で見た場合、近畿では、不況期における成長率の落ち込みが全国より大きく、好況期における成長率の伸びは全国より小さい。
- 近畿の長期期待成長率は、全国のそれをかなり下回る。たとえば AR 推計の場合には 0.53 % (年率 2.14 %) と予測されるが、これは全国の 0.86 % (年率 3.48 %) を下回っている。

## 4 結びにかえて

小論では、MS モデルによって地域経済における成長と景気変動の特質を抽出する方法を考察した。代表的な景気の一致指標である鉱工業生産指数の AR/VAR 推計により、短観や QE などの公式指標が示すものより、むしろ「景気実感」に近い推計結果が得られたのではないかと考える。

しかし、小論では、鉱工業生産指数一変数のみから景気動向全体を推量してきたことに留意すべきである。モデルに他のいくつかの変数をさらに加えて、より精緻な VAR 推計に発展させる必要があるだろう。そうした拡張によって、MS モデルによる分析は景気動向指数などの補完指標になりうるものと思われる。なお、こうした MS モデルを予測に活用しようとする際には、遷移確率一定の基本的仮定が制約となる。Filardo-Gordon[1998] などに見られるように、状態の遷移確率を何らかの leading indicator に依存させるといった方向でも、モデルの拡張をはかっていきたい。

また、小論の分析をより意味のある時系列分析に発展させるためには、地域経済の特質を規定する産業構造や企業規模構造に関する考察が不可欠と思われる。小論で適用した MS モデルの枠組みは、企業規模別の推計や産業別の推計にも応用が可能なものと考えている。

## 参考文献

- [1] G.C.Chow and A-L.Lin, "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series," *Review of Economics and Statistics*, 53, 372-375, 1971
- [2] M.P.Clements and H.M.Krolzig, "A comparison of the forecast performance of Markov-switching and threshold autoregressive models of US GNP," *Econometrics Journal*, 1, 47-75, 1998
- [3] A.J.Filardo and S.F.Gordon, "Business cycle durations," *Journal of Econometrics*, 85, 99-123, 1998
- [4] J.D.Hamilton, "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, 57, 357-384, 1989
- [5] J.D.Hamilton, "Analysis of Time Series subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 45, 39-70, 1990
- [6] J.D.Hamilton, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994
- [7] C.J.Kim and C.R.Nelson, *State Space Models with Regime Switching*, The MIT Press, 1999
- [8] H.M.Krolzig, "Econometric Modelling of Markov Switching Vector Autoregressions using MSVAR for OX," 1998
- [9] 中川満, 「Markov Switching Model を用いた日米の景気循環分析」, *経済論叢*, 159, 71-86, 1997