

構造型 VAR による中国の物価変動分析*

張 艶

目 次

1. はじめに
2. 構造型 VAR モデルの先行研究
3. 構造型 VAR モデルの構築
4. 構造型 VAR モデルに関する実証分析
5. 結び

1. はじめに

現在、中国は高い経済成長率を維持しながら、物価は1998年からマイナスにまで下落し、経済改革後はじめてデフレーションに直面している⁽¹⁾。中国特有のデフレーションは何が原因で生じたのか。この問題意識を念頭に置き、本論文では、需給条件の変化を反映する物価と産出量の2変数構造型 VAR (ベクトル自己回帰)(structural vector autoregression) モデルを利用して、中国の物価と産出量の変動を需要面と供給面に要因分解し、実証分析を行う。

* 本論文は、早稲田大学2003年度特定課題研究助成費(課題番号:2003A-864)を受けている。

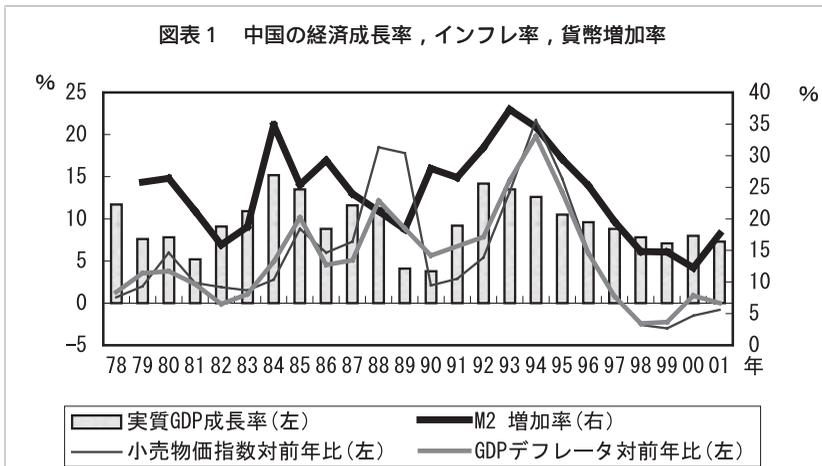
(1) デフレーションは、物価の下落と景気の低迷が同時に起こることを意味する場合もあるが、ここでは、現在の一般的な定義にしたがい、「持続的な物価の下落」と解釈する。中国では、1998年から物価上昇率が連続してマイナスになり、それまでのインフレーションに対して、デフレーションの状況にあると見なせる。ただし、中国政府は公式には、最近の状況に対してデフレーションという言葉は使っていない。

本論文の構成としては、まず、現在の中国の経済状況を概観したあと、VAR モデルに関する先行研究を簡単にサーベイする。次に、中国の物価と産出量の2変数構造型 VAR モデルを構築する。そして、中国における物価と産出量を、需要面と供給面の要因に分解し、インパルス応答と分散分解の分析を試みる。最後に、その分析結果に基づき、中国のデフレーションの原因とマクロ政策の方向性について指摘する。

2. 構造型 VAR モデルの先行研究

中国は、1978年に経済改革と対外開放政策を打ち出してから、計画経済から次第に市場経済に転換しつつ、経済の拡張期と調整期を繰り返しながら、著しい経済成長を遂げた。こうした高成長を維持する中で、物価の変動はとても激しく、1997年まで4回のインフレーションを経験した(図表1)。ところが、1998年から物価上昇率はマイナスにまで下落し、デフレーションの時期に入った(1996年以降の各経済指標については、図表2を参照)。現在の中国におけ

図表1 中国の経済成長率、インフレ率、貨幣増加率



注：『中国統計年鑑』1990年，2002年，『中国金融年鑑』1992年などを参照

図表 2 1996年以降の各経済指標

年	インフレ率		実質 GDP 成長率	各構成要素の変化率			M2 増加率
	小売物価指数	GDP デフレーター		消費	投資	輸出	
1996	6.1	5.9	9.6	9.1	14.8	1.0	25.3
1997	0.8	0.8	8.8	4.2	8.8	20.5	19.6
1998	-2.6	-2.4	7.8	5.5	13.9	0.5	14.8
1999	-3.0	-2.2	7.1	7.9	5.1	6.1	14.7
2000	-1.5	0.9	8.0	8.3	10.3	27.7	12.3
2001	-0.8	0.0	7.3	5.4	13.0	6.8	17.6
2002	-1.3	-1.4	8.0		16.1	22.3	16.9

注：『中国統計年鑑』2002年、『中国統計摘要』2003年を参照

るデフレーションは、需要を大幅に超過する供給能力の過剰によるものと考えられる⁽²⁾。ただ、マクロ経済分析では、総需要曲線と総供給曲線の交点により、産出量と物価が決定されるということから、本論文では、総需要と総供給を表す産出量と物価の2変数構造型 VAR モデルを用いて、デフレーションの原因を明らかにする。

1980年代以降、時系列分析において、Sims によって提唱されたベクトル自己回帰モデル (VAR) が、よく用いられるようになった。VAR モデルは変数間の経済理論的な関係を先験的に仮定せず、データに忠実な分析を行う方法である。VAR モデルをさらに発展させた構造型 VAR モデルは、経済理論に即した識別制約を利用し、経済理論を加味することで、実証分析に利用されるようになった。

構造型 VAR モデルのうち、産出量と物価の2変数構造型 VAR モデルは、釜 (1990)、西村・照山 (1990)、Quah and Vahey (1995)、三尾 (2001) など

(2) 以下、本論文では、モデル分析により、中国のデフレーションについて検討する。中国の経済状況を具体的に説明することによって、デフレーションの要因を明らかにするのは、別の機会にしたい。張 (2003a) (2003b) を参照。

の分析で使われている⁽³⁾。中国の産出量と物価による 2 変数構造型 VAR の分析は、劉・張 (2002) により行われたが、利用された四半期データについて、1992年以前の産出量を表す名目 GDP は未公開のため、工業総生産と GDP の相関関係に基づき、工業総生産から GDP が推計された。さらに、実質 GDP は名目 GDP と実際の累積増加率により推計され、これにより、GDP デフレータが求められた。本論文では、できるだけこうした推計を避け、一貫性のある公開された月次データを代理変数として用い、分析を行う予定である。

3 . 構造型 VAR モデルの構築

3.1 2 変数構造型 VAR モデル

上述のように、中国の物価変動の要因を分析するため、総需要 総供給曲線を構成する産出量と物価の 2 変数構造型 VAR を用いる。まず、基本的な構造型 VAR モデルは (1) 式ようになる。

$$A_0 X_t = c + A(L)X_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. (0, I) \quad (1)$$

ここで、 X は内生変数を表すベクトル、 A は係数行列、 L はラグオペレータである。また、 c は定数項ベクトル、 ε_t は構造ショックを表すベクトルで、分散・共分散行列を単位行列と仮定する⁽⁴⁾。より詳しくいうと、構造ショックはいずれも平均は 0、分散は 1 で、系列相関がなく、相互にも相関がないと仮定する。

本論文では、内生変数 X を産出量 Y 、物価 P という 2 変数とし、係数行列

(3) 構造型 VAR モデルには、産出量と物価の 2 変数構造型 VAR モデルのほか、Blanchard and Quah (1989) による産出量と失業の 2 変数構造型 VAR モデル、岩淵 (1990)、北坂 (1993)、照山 (2001)、杉原・三平・高橋・武田 (2000) などの多変数構造型 VAR モデルなど、いろいろある。

(4) 構造型 VAR 誤差項の分散・共分散行列を単位行列ではなく、対角行列と仮定する場合もある。この場合、同時点係数行列の対角要素は 1 である。すなわち、2 変数構造 VAR の場合、

A の各要素を小文字 a で表し、ラグ次数を q として、行列表示すると、(1) 式に対応する本論文の 2 変数構造型 VAR モデル (1)' 式が得られる。

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} a^Y & a^Y \\ a^P & a^P \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ P_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} c^Y \\ c^P \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^Y & a_{21}^Y \\ a_{11}^P & a_{21}^P \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ P_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} a_{12}^Y & a_{22}^Y \\ a_{12}^P & a_{22}^P \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-2} \\ P_{t-2} \end{pmatrix} \\ &+ \dots + \begin{bmatrix} a_{1q}^Y & a_{2q}^Y \\ a_{1q}^P & a_{2q}^P \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-q} \\ P_{t-q} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{YS} \\ \varepsilon_t^{PD} \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (1)'$$

ここで、 Y_t, P_t はそれぞれ t 期の産出量と物価、 $\varepsilon_t^{YS}, \varepsilon_t^{PD}$ は、それぞれ t 期の供給面、需要面への外生的なショックを示す誤差項である。このモデルにおいて、 t 期の内生変数 (Y_t, P_t) の変動は、同時点の他の内生変数 (P_t, Y_t) の変動、過去の内生変数 ($Y_{t-1}, P_{t-1}, Y_{t-2}, P_{t-2}, \dots, Y_{t-q}, P_{t-q}$) の変動、同時点のショック ($\varepsilon_t^{YS}, \varepsilon_t^{PD}$)、という 3 つの要素で説明される。また、 $\varepsilon_t^{YS}, \varepsilon_t^{PD}$ からなる構造ショックの分散・共分散行列は、単位行列 I と仮定されるから、具体的には、以下のように示される。

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \begin{bmatrix} E(\varepsilon_t^{YS})^2 & E(\varepsilon_t^{YS} \varepsilon_t^{PD}) \\ E(\varepsilon_t^{PD} \varepsilon_t^{YS}) & E(\varepsilon_t^{PD})^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} = I$$

実際に推計するにあたって、構造型 VAR モデルを直接に推計できないため、まず誘導形 VAR を推計する必要がある。(1) 式の両辺に A_0^{-1} をかける

$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & a_0^Y \\ a_0^P & 1 \end{bmatrix}$ である。杉原・三平・高橋・武田 (2000)、三尾 (2001) など、多くの先行研究はこのケースで推計する。すなわち、本論文との違いは、同時点係数行列の対角要素を 1 に固定し、分散・共分散行列の対角要素を free parameter として推定するか (多くの先行研究)、分散・共分散行列の対角要素を 1 に固定し、同時点係数行列の対角要素を free parameter とするか (本論文) の違いである。

と、次のような誘導形 VAR が得られる。

$$X_t = A_0^{-1}c + A_0^{-1}A(L)X_t + A_0^{-1}\varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. (0, I) \quad (2)$$

パラメータを置き換え、次のように表す。

$$X_t = k + [B(L)]X_t + u_t \quad u_t \sim i.i.d. (0, \Sigma_u) \quad (3)$$

ここで、(1) 式の構造型 VAR と (3) 式の誘導形 VAR のパラメータ間の関係は、次の (4)、(5) 式ようになる。

$$c = A_0 k \quad A(L) = A_0 B(L) \quad (4)$$

$$\varepsilon_t = A_0 u_t \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I = A_0 E(u_t u_t') A_0' = A_0 \Sigma_u A_0' \quad (5)$$

なお、基本的な誘導形 VAR モデル (3) 式に対応し、本論文のような 2 変数の場合、誘導形 VAR モデルは以下の (3)' 式になる。

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} Y_t \\ P_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} k^Y \\ k^P \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11}^Y & b_{21}^Y \\ b_{11}^P & b_{21}^P \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ P_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} b_{12}^Y & b_{22}^Y \\ b_{12}^P & b_{22}^P \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-2} \\ P_{t-2} \end{pmatrix} \\ &+ \dots + \begin{bmatrix} b_{1q}^Y & b_{2q}^Y \\ b_{1q}^P & b_{2q}^P \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-q} \\ P_{t-q} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^{YS} \\ u_t^{PD} \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (3)'$$

(1) 式の構造型 VAR モデルでは、 X 変数について単位根検定や共和分検定を行い、単位根が存在しないか、たとえ単位根が存在しても X 変数間に共和分関係がないといった条件が満たされる場合、(1) 式の構造型 VAR は、

構造型ショック ε_t による構造型無限 VMA (Vector Moving Average) に変換できる⁽⁵⁾。具体的に示すと、内生変数 X は (3), (4) 式より、以下の (6) 式のように表される。

$$\begin{aligned}
 X_t &= [I - B(1)]^{-1} A_0^{-1} c + [I - B(L)]^{-1} A_0^{-1} \varepsilon_t \\
 &= \tilde{c} + \Phi_0 A_0^{-1} \varepsilon_t + \Phi_1 A_0^{-1} \varepsilon_{t-1} + \Phi_2 A_0^{-1} \varepsilon_{t-2} + \dots \\
 &= \tilde{c} + \Gamma_0 \varepsilon_t + \Gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \Gamma_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \\
 &= \tilde{c} + [\Gamma(L)] \varepsilon_t \tag{6}
 \end{aligned}$$

前述した条件が満たされる場合、(1) 式の構造型 VAR は、(6) 式に対応して、以下の (6) 式で示されるラグ次数が無限大の構造型 VMA に変形できる。

$$\begin{aligned}
 \begin{pmatrix} Y_t \\ P_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \tilde{c}^Y \\ \tilde{c}^P \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{10}^Y & \Gamma_{20}^Y \\ \Gamma_{10}^P & \Gamma_{20}^P \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{YS} \\ \varepsilon_t^{PD} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{11}^Y & \Gamma_{21}^Y \\ \Gamma_{11}^P & \Gamma_{21}^P \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{YS} \\ \varepsilon_t^{PD} \end{pmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \Gamma_{12}^Y & \Gamma_{22}^Y \\ \Gamma_{12}^P & \Gamma_{22}^P \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{YS} \\ \varepsilon_t^{PD} \end{pmatrix} + \dots \tag{6}'
 \end{aligned}$$

構造型 VMA では、 t 期の内生変数 (Y_t, P_t) の変動は、ショックの無限の過去から t 期に至るまでの累積的影響のみで説明される。したがって、一定の条件が満たされる場合、構造型 VAR を構造型 VMA に変形し、観察されたインフレ率を、「供給ショックで説明されるインフレ率」(ε^{YS}) と「需要ショックで説明されるインフレ率」(ε^{PD}) に分解することができる。

(5) 共和分関係がある場合、誤差修正モデル (Error Correction Model) を用いることになる。

3.2 識別制約

2変数構造型VARモデルの分析では、前述したモデルに関する仮定に、(1)式の係数に対する識別制約(先験的な仮定)を1つ加えて、モデルを識別する。これには2種類の方法が存在する。1つは、同時点制約を用いる方法で、もう1つは、長期制約を用いる方法である。詳しくは以下のとおりである。

A. 同時点制約

同時点制約とは、モデルの各変数が逐次的に決定される構造を仮定するもので、たとえば、需要ショックは、同時点の産出量変動に影響を及ぼさないという制約である。この制約を式で示すと、次の(7-1)式のとおりである。

$$\begin{bmatrix} a^Y & a_0^Y \\ a^P & a^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} + & 0 \\ + & + \end{bmatrix} \quad (7-1)$$

B. 長期制約

長期制約とは、需要ショックが長期的には産出量変動に対して影響を及ぼさない(需要ショックの長期中立性)という制約である。この制約を利用すると、産出量変動に対して長期的には影響を及ぼさないショックは、すべて「需要ショック」として識別されることになる。需要ショックの長期中立性条件を識別条件とし、2変数構造型VARモデルの推定を試みた各ショックの長期的影響のパターンは、(6)式に対応させると、以下の(7-2)式のとおりになる。

$$\begin{aligned} & \begin{bmatrix} \Gamma_{10}^Y & \Gamma_{20}^Y \\ \Gamma_{10}^P & \Gamma_{20}^P \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{11}^Y & \Gamma_{21}^Y \\ \Gamma_{11}^P & \Gamma_{21}^P \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{12}^Y & \Gamma_{22}^Y \\ \Gamma_{12}^P & \Gamma_{22}^P \end{bmatrix} + \dots \\ & = [I - B(1)]^{-1} A_0^{-1} = \begin{bmatrix} + & 0 \\ + & + \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (7-2)$$

同時点制約に比べ、長期制約は経済理論上異論の少ない制約なので、本論文では長期制約(7-2)式を用いて分析を進める。

4. 構造型 VAR モデルに関する実証分析

4.1 使用データ

以下の構造型 VAR モデルの実証分析では、月次データを使用する。物価 P のデータについては、1983年以後、中国国家统计局より『中国統計月報』において公表されている社会商品小売物価上昇率を用いる⁽⁶⁾。産出量 Y のデータについては、GDP デフレーターと上記の『中国統計月報』において公表されている名目工業総生産により、求める。中国の GDP デフレーターは年次データしかないが、X-11 季節調整法により、月次データに分割する。名目工業総生産は季節未調整なので、まず X-12 季節調整法で季節変動を調整する。そして、X-12 季節調整済みの工業総生産を GDP デフレーターで割って、実質工業総生産を求め、それを対数化して分析を進める。推測期間は、1983年1月から2001年12月までである。

4.2 単位根検定と共和分検定

VAR モデルの経済的な解釈は、因果性の検定やインパルス反応関数、分散分解などで行われる。これらの分析に入る前に、まず構造型 VAR モデルを推

(6) 1990年から、『中国統計月報』は『中国統計』に変わった。

測できる前提条件が満たされなければならない。そのために、 Y と P の単位根検定と共和分検定を行う。

まず、単位根検定をする。ここでは、ADF（拡張 Dickey-Fuller）テストと PP（Phillips-Perron）テストを使用し、ドリフト項付きを前提に検定を行う。ここで、ラグは 4 期とする。検定結果は、以下の図表 3 のとおりである。

図表 3 単位根検定の結果

	ADF		PP	
	トレンドあり	トレンドなし	トレンドあり	トレンドなし
Y	-1.931222	-0.639035	-1.882832	-0.644683
ΔY	-6.328327***	-6.332989***	-12.02023***	-12.03656***
ラグ	4	4	4	4
P	-2.835951	-2.584812*	-1.936035	-1.681494
ΔP	-4.002034**	-3.977132***	-12.40957***	-12.38241***
ラグ	4	4	4	4

注：***は 1%，**は 5%，*は 10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

図表 3 では、 Δ は 1 回の階差を示す。検定の結果、産出量 Y と物価 P は、ともに次数が 1 の和分 $I(1)$ であることが分かった。次に、これらの変数が共和分関係にあるかどうかを調べてみる。ここではヨハンセンテストを用いる。その結果は図表 4 のとおりである。

図表 4 共和分検定の結果（Johansen の尤度比検定）

H_0 （帰無仮説）	トレース検定	最大固有値検定
H_0 : 共和分の関係がない	8.714318 (15.41)	8.197521 (14.07)

注：() 内の数値は 5% 有意点

図表 4 から分かるように、トレース検定でも最大固有値検定でも帰無仮説は棄却されず、 Y と P の間に共和分が存在しない。以上の結果は、産出量と物価がそれぞれ $I(1)$ 過程に従っており、両者の間に共和分関係がない、という構造型 VAR を構造型 VMA に変形する際の条件が満たされることを示している。

単位根検定の結果から、以下の推定では、産出量 Y に関しては、 $\Delta Y_t = (\log Y_t - \log Y_{t-1}) \times 100$ と変化率に変換して使用し、物価 P に関しては、 $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ という差分形式で分析を進めていくことにする。

4.3 ラグの決定

VAR モデルのラグ次数の決定方法については、検討の余地が大きい。テクニカル的には、赤池の情報量基準 (AIC)、シュバルツの情報量基準 (SC) などで判断するのが一般的であり、AIC または SC の値を最小にするラグの長さを選べばよい。ここでは、AIC により 2 期ラグ、SC により 1 期ラグが妥当であるが、以下では、AIC により 2 期ラグを選ぶ⁽⁷⁾。具体的な結果については、図表 5 のとおりである。

図表 5 ラグに関する統計量

lag	AIC	SC
12	7.530020	8.313889
11	7.713021	8.431831
10	7.769132	8.423306
9	7.721477	8.311435
8	7.667783	8.193940
7	7.631936	8.094703
6	7.592592	7.992376
5	7.552011	7.889214
4	7.502409	7.777428
3	7.502308	7.715535
2	7.451132	7.602959
1	7.493782	7.584593

4.4 構造型 VAR の推計

構造型 VAR の推計手順として、まず、(3) 式の誘導形を最小二乗法で推計する。次に、その推計結果に基づき、構造型誤差項の分

(7) SC に比べて AIC は、係数の多いモデルを選択する傾向がある。詳しくは、松浦・マッケンジー (2001, 87 ページ) を参照。

散・共分散行列が単位行列という仮定と、(7)式の需要ショックの長期中立性という識別制約を用いて、同時点係数行列 A_0 、すなわち、(1)式の

$$\begin{bmatrix} a^y & a_j^y \\ a^p & a^p \end{bmatrix} \text{ を求める。最後に、得られた } A_0 \text{ と誘導形のパラメータから、}$$

(4)式を用いて構造型 VAR(1)式のパラメータを回復するといった手順がとられる。

具体的に示すと、まず、(3)式の誘導形の結果は次のとおりである。

$$\begin{pmatrix} Y \\ P \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.4774 \\ -0.0582 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} 0.1851 & -0.2442 \\ 0.0028 & 0.1707 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_1 \\ P_1 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} 0.1760 & 0.0180 \\ 0.0684 & 0.2462 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_2 \\ P_2 \end{pmatrix}$$

次に、(7-2)式の長期制約に基づき、推定された識別制約(長期累積応答行列 $[I - B(L)]^{-1}A_0^{-1}$)と同時点係数行列 A_0 は、以下の図表6のように示せる。

図表6 識別制約と A_0 の推計結果

識別制約の推計結果		A_0 の推計結果	
2.940258	0	0.510268	-0.19794
-0.165976	2.033572	0.131786	0.792183

最後に、AICによる2期ラグの構造型 VARの推計結果は、以下のとおりである。

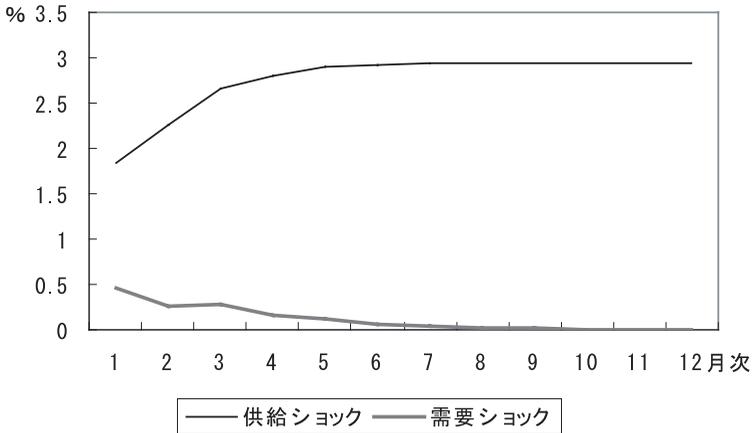
$$\begin{bmatrix} 0.5103 & -0.1980 \\ 0.1318 & 0.7922 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y \\ P \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.2551 \\ 0.0168 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} 0.0939 & -0.1584 \\ 0.0267 & 0.1030 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_1 \\ P_1 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} 0.0763 & -0.0395 \\ 0.0774 & 0.1974 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} Y_2 \\ P_2 \end{pmatrix}$$

4.5 インパルス応答

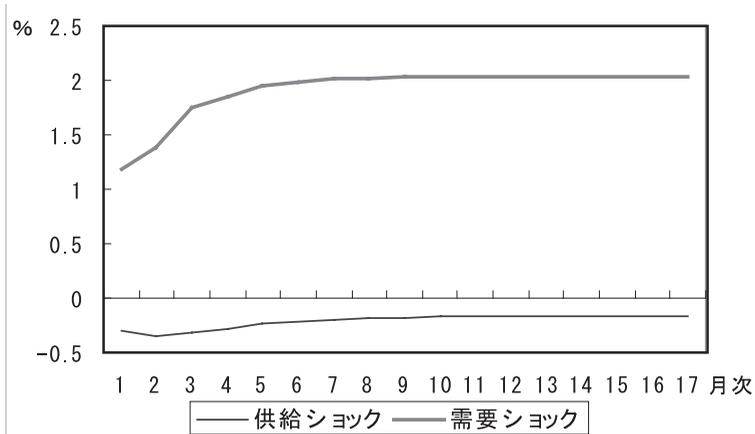
構造型 VAR モデルで識別された、ある「構造ショック」に与えられた衝撃（イノベーション, innovation）が、時間を通じてその変数や他の変数にどのように波及していくかを示す指標が、「インパルス応答関数」である。ここでは、識別された構造ショックに対する各変数の累積インパルス応答をみる。すなわち、1 標準偏差のプラスの供給ショック、需要ショックに対して、産出量 Y と物価 P がそれぞれ累積的にどのように反応するのかを調べてみる。結果は図表 7、図表 8 のとおりである。

図表 7、8 は、それぞれ 1 標準偏差のショックに対する産出量と物価のインパルス応答を示している。縦軸はトレンドからの乖離を表し、単位はパーセントである。横軸は時間で単位は月次である。まず、図表 7 の産出量 Y の反応については、全体的に見て、産出量 Y の供給ショックと需要ショックに対する反応はそれぞれプラスであり、これは経済理論と整合的である⁽⁸⁾。ただし、

図表 7 Y のインパルス応答



(8) 総供給曲線の右方シフトの効果、および総需要曲線の右方シフトの効果に、それぞれ対応する。

図表 8 P のインパルス応答

供給ショックと需要ショックに対する産出量の反応の大きさはだいぶ違う。具体的にいうと、1標準偏差の供給ショックに対して、産出量は最初1.8%増加し、2期後さらに大きくなり、6期に入ってから、2.9%水準に落ち着く。すなわち、供給ショックの影響は永続的で、石油価格の低下や技術進歩はGDPのトレンドを押し上げる作用があるといえる。一方、需要ショックに対しては、供給ショックに比べ、産出量の反応は極めて小さく、最初0.46%しか増加せず、そのあと時間とともに低下して7期から無限にトレンド水準に近づく。これは識別条件「需要ショックが産出量変動に対して長期的には影響を及ぼさない」と整合的であるといえる。

次に、図表8の物価 P の反応については、供給ショックに対してはマイナス、需要ショックに対してはプラスの反応を示しており、これも経済理論と整合的である。物価 P の反応の大きさから見ると、供給ショックに対するマイナス反応に比べ、需要ショックに対するプラス反応のほうがはるかに大きい。具体的にいうと、供給ショックに対して、物価は最初0.31%減少し、1期後、さらに-0.35%に下落し、そのあと徐々に増加し、7期から-0.2%の反応に

落ち着く。一方、物価は需要ショックに対して、最初1.19%増加し、そのあと上昇しつづけ、7期からトレンドを2%引き上げるという水準に落ち着く。

4.6 分散分解

以上の累積インパルス応答関数では、各変数に与えられた構造ショックがどのように波及するかを見た。この変動に、どの変数がどれだけ寄与しているかを知ることができれば、変数間の相互関係をより詳しく見ることができるであろう。各変数の変動に対する各「構造ショック」の寄与度の指標としては、「予測誤差分散分解」がしばしば用いられる。予測誤差分散分解とは、変数の t 期の情報に基づく h 期先の予測誤差の分散（すなわち、予測の平均 2 乗誤差）である予測誤差分散を、各「構造ショック」の相対的貢献度（予測誤差の原因である各「構造ショック」が、その分散の何パーセントを説明するか）に振り分けたものである。ここで、構造型 VAR で識別された供給ショックと需要ショックが、産出量 Y と物価 P の予測誤差分散の何パーセントを説明するのかを見てみる。

予測誤差の分散分解の結果（図表 9）から、供給ショックが産出量の変動に影響する主な要因で、1期先から36期先まで、93～94%台を占めるのに対し、

図表 9 分散分解の結果 %

	産出量		物価	
	供給ショック	需要ショック	供給ショック	需要ショック
1期先	94.12348	5.876519	6.253159	93.74684
4期先	93.33998	6.660018	5.854328	94.14567
8期先	93.24397	6.756029	5.974616	94.02538
12期先	93.24050	6.759496	5.979934	94.02007
24期先	93.24047	6.759531	5.979996	94.02
36期先	93.24047	6.759531	5.979996	94.02

需要ショックは 6 ~ 7 % 台を占めるにすぎず、産出量の変動に影響する度合いは非常に小さい。一方、物価の変動に関しては、需要ショックが 36 期先まで一貫して 94 % 前後を占めているのに対し、供給ショックは 6 % 台を占めるにすぎず、需要ショックが物価の変動に影響する主な要因であることが確認できる。

5 . 結び

本論文では、構造型 VAR モデルとその推定方法について検討し、その後、中国について、産出量 Y と物価 P の 2 変数構造型 VAR モデルを推計し、それに基づきインパルス応答と分散分解の分析を行った。インパルスの結果を要約すると、需要ショックは、最初の半年は産出量の増加をもたらすが、その後トレンド水準にもどる。また供給ショックは、産出量のレベルを大きく押し上げ、半年後、恒常的な高水準に落ち着く。一方では、需要ショックは物価を大きく押し上げ、およそ半年後、恒常的な高水準に落ち着き、供給ショックは物価を引き下げ、半年後、恒常的なマイナス水準に落ち着く。反応の方向を具体的にいうと、産出量 Y は供給ショックと需要ショックに対して、ともにプラスに反応し、一方、物価は供給ショックに対してマイナスに反応し、需要ショックに対してプラスに反応する、ということも確かめられた。さらに、分散分解の結果から見ると、産出量にとっては供給ショックの占める割合は 90 % 以上であり、物価にとっては需要ショックの割合が 90 % 以上となっている。それに、この割合は期間と関係なく、ほとんど変わらない。分散の説明力という観点からみて、供給ショックが中国の産出量の変動に影響する主な要因で、需要ショックは物価の変動に影響する主な要因であることが確認できた。

以上の分析結果から、現在の中国のデフレーションについて、重要なインプリケーションが得られる。1990 年代の後半になると、長年の投資により、供給能力は拡大したが、その一方、需要は低迷し、1998 年にデフレーションがはじまった。これに対して、政府は内需拡大を目指した積極的財政政策をとり、同

時に、国有企業の生産効率の向上、人員削減を含むコストの削減などに力を入れた結果、いっそう産出量を増加させた反面、物価を下落させたのである。これが、現在の中国において、高い経済成長率を維持しながら物価が下落している主な原因と思われる。

ところで、中国にとって、経済発展は今後とも最優先されるべき国家目標であり、経済発展の阻害要因となりうるデフレーションの進行を防止することは、重要な政策課題である。その際、供給を抑制する形でデフレーションに対処するのは、決して好ましいことではない。本論文の分析結果より、マイナスの供給ショックは中国の産出量を大きく減少させる懸念があるからである。中国の経済成長にマイナスとならないように、むしろ、持続的な需要創出をはかることによって、デフレ圧力を和らげる政策が望まれる。需要ショックは物価変動の主な要因で産出量にプラスの効果をもつ、という本論文の分析結果からも、需要創出によるデフレ防止が、中国にとって適切な方法と考えられる。

参考文献

- 岩淵純一(1990)「金融変数が実体変数に与える影響について Structural VAR モデルによる再検証」『金融研究』1990年10月、日本銀行金融研究所、第9巻第3号、pp. 79-118
- 釜国男(1990)「AD/ASによる景気変動の分析」『創価経済論集』1990年6月、創価大学経済学会、VOL. XIX NO. 4、pp. 95-109
- 北坂真一(1993)「日本経済における構造変化と景気変動 Structural VAR Model による分析」『The Economic Studies Quarterly』Vol. 44, No. 2, June 1993、pp. 142-158
- 張艶(2003a)「高成長続く中国経済と低物価水準の要因(上)」『世界経済評論』11月号、社団法人世界経済研究協会、pp. 63-65
- (2003b)「高成長続く中国経済と低物価水準の要因(下)」『世界経済評論』12月号、社団法人世界経済研究協会、近刊
- 杉原茂・三平剛・高橋吾行・武田光滋(2000)「金融政策の波及経路と政策手段」『経済分析』平成12年11月、第162号、経済企画庁経済研究所、pp. 344-403
- 照山博司(2001)「VARによる金融政策の分析:展望」『フィナンシャル・レビュー』2001年9月、財務省財務総合政策研究所、第59号、pp. 74-140
- 西村清彦・照山博司(1990)「価格と数量 日本と米国の100年」『経済理論への歴史的パースペクティブ』第5章、吉川洋・岡崎哲二編、東京大学出版会
- 松浦克己・コリン・マッケンジー(2001)『EViewsによる計量経済分析』東洋経済新報社、第9章「時系列モデル」pp. 263-301
- 三尾仁志(2001)「インフレ率の要因分解:構造型VARによる需要・供給要因の識別」『金融研究』

- 2001年12月, 日本銀行金融研究所, pp. 99-135
- 劉斌・張懷清 (2002) 「衝擊, 經濟波動及政策」『金融研究』2002年第2期, 總260期, pp. 10-20
- 中国金融学会 『中国金融年鑑』1992年, 中国金融出版社
- 中国国家統計局 『中国統計年鑑』1990年, 2002年, 『中国統計摘要』2003年, 『中国統計』(元 『中国統計月報』) 各年, 中国統計出版社
- Blanchard, O. J. and Danny Quah (1989) "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review* 79, 1989, pp. 655-673
- Quah, Danny and Shaun P. Vahey (1995) "Measuring Core Inflation", *Economic Journal*, 105, pp. 1130-1144