

## 要旨

中国経済は1978年の改革・開放政策の導入以来、今日に至るまで約30年以上も持続的な高度成長を維持している。この間、実質GDPは1978年の3605.6億元から2009年の67154.3億元まで増加しており、その年平均成長率は9.9%に達している<sup>1</sup>。また、同期間に貿易規模も拡大しつづけ、外貨準備は2006年にすでに1兆ドルを突破し世界第1位になった。さらに、2009年には2.4兆ドルまで増加し、以降引き続き世界第1位を保っている。世界経済はもはや中国経済を抜きにして論じることができない。

しかし、このような持続的な高度成長も、順風満帆なものではなく、時には過熱に見舞われ、時には沈滞状況に陥る景気循環局面を繰り返す中で、激しい物価変動を経験している。たとえば、消費者物価を用いてみると、1990年代に発生したインフレーションは1994年には24.1%というピークを記録しているが、その後、1996年には実質GDPの成長率を下回る水準まで沈静化するものの、1998年からはGDPと物価はともに減速局面に入り、2002年まで5年間にわたるデフレ状態に陥る。そして、2003年からはようやくそこからの脱出には成功するものの、再びインフレーション問題に悩まされるようになった。このような激しい物価変動に直面する度に、中国政府や中国人民銀行は物価安定化のために、利子率の変更や貨幣供給量の調整という一連の金融政策を打ち出されてきたが、それが物価安定に与えた影響については必ずしもコンセンサスが得られていない。

中国の物価変動と金融政策についてはすでに多くの研究がある。先行研究を見ると、金融政策による物価安定化効果を肯定する観点と否定する観点が存在するが、これらの多くの文献ではその分析にあたって、単一の金融政策変数を用いている。しかし、貨幣供給量を中間目標としながら、利子率も金融政策の操作変数として用いられている中国では、単一の金融政策変数を用いた分析は限定的であると言わざるを得ない。

したがって、本論文では貨幣供給量と利子率をそれぞれ中国の金融政策手段と考え、近代経済学意味での金融政策が実施し始めた1994年から2009年までを分析期間として、金融政策が物価変動に与えた影響を多変量自己回帰モデル(Vector Autoregressive:VAR)を利用して分析し、物価安定の観点から金融政策の役割を明らかにすることをその目的とする。

キーワード

1.物価安定 2.金融政策 3.VARモデル

---

<sup>1</sup>実質GDPは1978年を基準年度として換算したものである。

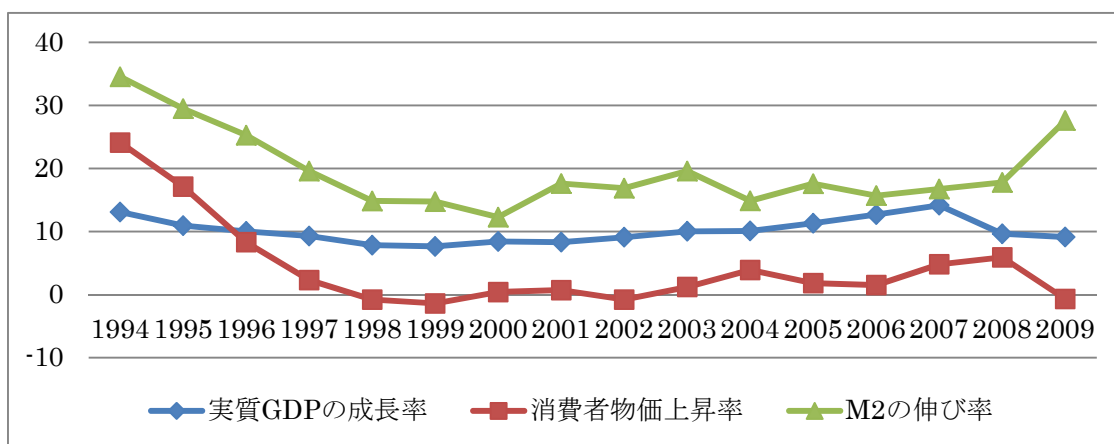
## 中国の物価安定と金融政策の役割

### はじめに

中央銀行が「物価の番人」と呼ばれるように、物価安定が金融政策の最終目標であることは異論のないところである。インフレーションは資産や負債の再配分を生み出すことにより、経済主体に不必要なリスクをもたらす。インフレーションは経済成長を阻害するだけでなく、時には政治不安をもたらす。1978年、社会主義経済体制から市場主義経済体制へと政策転換を移行し始めた中国経済も30数年にわたる高度経済成長過程で、激しい物価変動を経験している。

たとえば、図3-1をみると、1990年代に始まったインフレーションは1994年には13.1%という実質GDPの成長率に対して、24.1%というピークを記録している。その後、1996年には実質GDPの成長率を下回る水準まで沈静化するものの、1998年からはGDPと物価はともに減速局面に入り、2002年まで5年間にわたるデフレ状態に陥る。そして、2003年からようやくそこからの脱出に成功するものの、再びインフレーション問題に悩まされるようになった。

図3-1 実質GDPの成長率、消費者物価上昇率とM2の伸び率（単位：%）



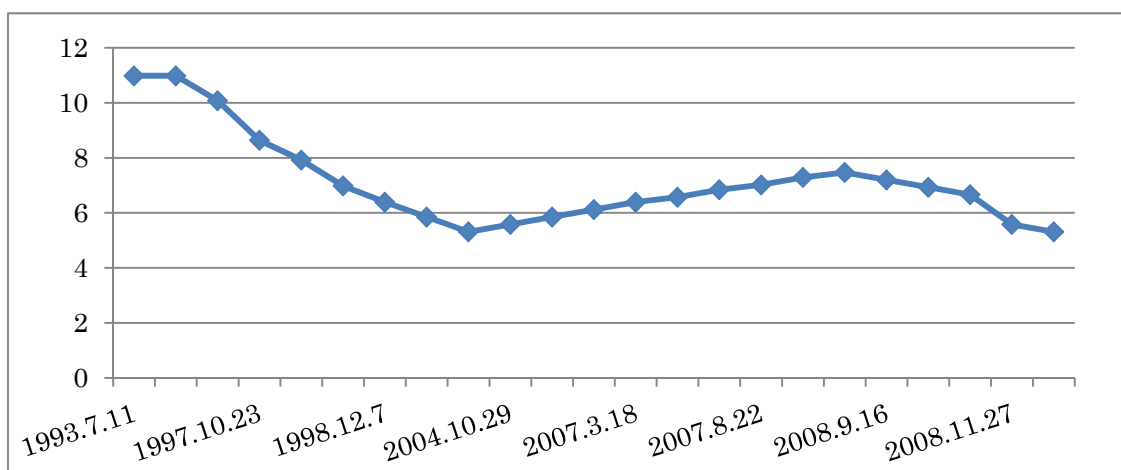
(出所)中華人民共和国国家統計局(<http://www.stats.gov.cn>)より作成。

このような激しい物価変動に直面する度に、中国政府や中国人民銀行は物価安定化のために、利子率の変更や貨幣供給量の調整という一連の金融政策を採用してきているが、それが物価安定に与えた影響については必ずしも一定のコンセンサスを得られたわけではない(図3-1と図3-2)。

方先明と裴平など(2006)は、金融政策によるインフレ抑制効果を肯定しているものの、外貨準備の増加に伴う貨幣供給量の増加に注目し、金融政策によるインフレ抑制効果がある程度損なわれていると主張している。馮春平(2002)は、Rolling VARモデルを用いて貨幣供給量の調整による金融政策が生産や物価に与える影響について実証分析を行い、貨幣ショックが物価に与える影響は不規則な変動をしながら中長期的には強くなる結果を報告

している。また、劉金全(2002)と呉軍(2001)は金融政策の非対称性を強調し、デフレ期における拡張政策より、インフレ期の抑制効果を評価している。一方、謝平・羅雄(2002)は、中国の金融政策について、一般化積率法(GMM)による実証分析を行い、利率のインフレ反応係数が 1 より小さいことを究明し、インフレとデフレの発生と進展は自己実現(self-fulfilling)規則に従って達成されると主張した。また、夏斌・廖強(2001)は、貨幣供給量のコントロールが容易ではないため、金融政策の効果には否定的である。

図 3-2 貸出利率の推移(1 年物) (単位：%)



(出所)図 3-1 と同じ。

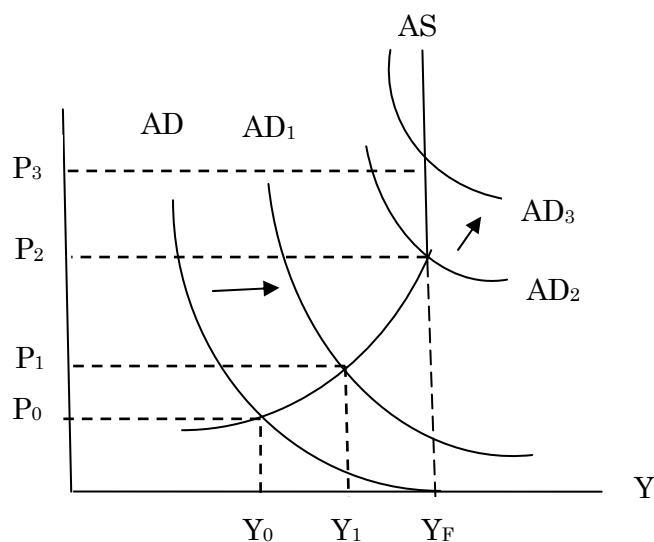
このように物価変動における金融政策の役割に関してはいくつかの研究分析が存在するが、これらの多くの文献ではその分析にあたって、単一な金融政策変数を用いている。しかし、貨幣供給量を中間目標としながら、利率も金融政策の操作変数として用いられている中国では、単一の金融政策変数を用いた分析は限定的であると言わざるを得ない。

したがって、本論文では貨幣供給量と利率をそれぞれ中国の金融政策手段と考え、金融政策が物価変動に与える影響を多変量自己回帰モデル(Vector Autoregressive:VAR)を利用して分析し、物価安定の観点から金融政策の役割を明らかにすることをその目的とする。

### 3.1 金融政策が物価変動に与える影響

金融政策がどのようにして物価変動に影響を与えるかについての理論的根拠はフィリップス曲線と貨幣数量説を用いて説明することができる。物価安定のために用いられる金融政策もこれら二つ理論的根拠に基づいて運営されている。1958年、イギリスの経済学者フィリップスは過去100年間のイギリスのデータに基づいて、名目賃金の変化率と失業率の間に「トレード・オフ」の関係があることを発見した。そして、その関係は発見者の名に因んでフィリップス曲線と呼ばれた。その後、サミュエルソンとソローは価格決定における「マークアップ」<sup>2</sup>原理を利用し、賃金が労働市場の需給ギャップを反映して変化すると、製品の価格である物価も同率で変化することを想定し、賃金の変化率を物価水準の変化率に置き換え、「物価版のフィリップス曲線」を作り出した。さらに、その後、フィリップス曲線には、フリードマンの批判<sup>3</sup>から期待が考慮されるようになる。そして、労働市場の需給関係と財市場の需給関係の間の逆相関関係として知られている「オークンの法則」によって、失業率が財市場の需給ギャップに置き換えられ、物価水準の変化率と需給ギャップの関係を表す右上がりの曲線として表現されている。これが、今日われわれが物価変動分析に用いられている総供給曲線であり、物価変動の主な原因は実体経済の基本面を表す需給ギャップであることは言うまでもない。総需要管理政策としての金融政策は当然ながら利子率の変化を通して総需要に影響を与え、総需要の変化は需給ギャップを変化させ、やがて物価変動に影響を与える（図3-3のAD~AD<sub>1</sub>の変化）。

図3-3 総需要曲線の移動による物価変動



<sup>2</sup>「マークアップ」原理とは、コストに一定の利潤を上乗せして価格を付ける企業の行動を指す。

<sup>3</sup>フリードマン[1968]は、長期的なフィリップ曲線は自然失業率の水準で垂直になるという自然失業率仮説を提唱し、現実の物価上昇率と期待物価上昇率が乖離している（＝貨幣錯覚に陥っている）短期の間においてのみフィリップス曲線のトレード・オフ関係を認めている。

これに対し、物価変動を貨幣的現象と看做している貨幣数量説では、金融政策はフィリップス曲線とは異なるルートを通して物価変動に影響を与えている。今、流通過程にある貨幣数量を  $M$ 、貨幣の流通速度を  $V$ 、一般物価水準を  $P$ 、一年間の生産量を  $Y$  とするならば、以下のような交換方程式が得られる。

$$MV = PY \quad (1)$$

ここで、(1)式はさらにマーシャルにより以下のような現金残高方程式として導き出されている。

$$M = \kappa PY \quad (2)$$

(2)式において $\kappa$ は1年間の所得のうち貨幣形態で保有される比率で「マーシャル $\kappa$ 」と呼ばれているが、(1)式の $V$ の逆数である。短期的に $V$ は所与と考えられているので、当然 $\kappa$ も所与である。しかし、(2)式と(1)式は経済的に異なる意味合いを持っている。つまり、(1)式は単なる恒等関係式を表すのに対して、(2)式は貨幣供給が貨幣需要に等しくなるという均等条件を表している。金融政策による貨幣供給量の変動は(2)式における貨幣の需給バランスの崩れを通して物価に影響を与えている。具体的にいうと、金融当局が何らかの理由で貨幣供給量を増加させた場合、価格が一定である限り経済主体は必要以上の貨幣をもつようになる。必要以上の貨幣をもつ経済主体はその超過分の貨幣を支出しようとする。なぜならば、貨幣供給量の増加により、貨幣保有の限界効用が財や他の資産の保有から得る限界効用を下回っているからである。そして、各々経済主体の超過貨幣の支出行動は、財やサービス需要の増加をもたらす、やがて価格が上昇し、生産の増加をもたらす。しかし、完全雇用を想定する古典派経済学では貨幣供給量の変動が比例的な物価変動をもたらすことは言うまでもない。このように、貨幣数量説に基づいて言えば、金融政策は貨幣供給量の変化を通して物価変動をもたらすので、フリードマンは金融政策運営にあたって  $K\%$ ルールを提唱した<sup>4</sup> (図3-3の  $AD_2 \sim AD_3$  の変化)。

現在、先進諸国の多くはフィリップス曲線に依拠して利子率を金融政策変数として政策運営を行っているが、市場経済体制への変換期にある中国では、利子率の規制とともに貨幣供給量をもコントロールしている。そのため、単一政策変数による分析だけでは、中国の金融政策のスタンスを全面的にとらえることができない。したがって、二つの金融政策変数による総合的な分析が必要であることは言うまでもない。

### 3.2 多変量自己回帰モデル(VARモデル)

本論文で採用する分析手法は、時系列分析の中で「多変量自己回帰モデル」(Vector Autoregressive: 以下「VARモデル」と呼ぶ)である。1950年代のL.Kleinなどによって発展してきたマクロ計量経済モデルは、70年代前半まで経済予測や政策効果の分析に盛ん

<sup>4</sup>現金残高メカニズムは、ケインジアンからは、上空のヘリコプターから撒かれた貨幣とみなされ、それが総需要に対する効果において、公開市場操作を通じて供給される貨幣と同一であるとするマネタリストの考え方を強く非難した。

に用いられた。しかし、その後、識別制約に対する Sims の批判がなされ、その中から標準的な VAR モデルが開発された。標準的な VAR モデルの最大の特徴は、分析者が恣意的に行う先験的な制約をできるだけ排除し、内生変数の動学的な動きを内生変数自身の過去の値を用いて説明しようとするものである。以下では、まず分析に必要な範囲で VAR モデルを 2 変数を用いて説明する<sup>5</sup>。VAR の枠組みは以下の(3)式と(4)式で表すことができる。

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + b_1 Y_{t-1} + b_2 Y_{t-2} + \dots + \mu_{xt} \quad (3)$$

$$Y_t = c_1 X_{t-1} + c_2 X_{t-2} + \dots + d_1 Y_{t-1} + d_2 Y_{t-2} + \dots + \mu_{yt} \quad (4)$$

ここで、(3)式と(4)式は確率的な攪乱項( $\mu_{xt}$ 、 $\mu_{yt}$ )付きの連立差分方程式で、 $X$ 、 $Y$ の  $t$  時点における値が 2 変数の過去の値のみによって十分に説明できることを記述している。われわれは(3)式と(4)式を推計することにより、 $X$ と $Y$ の動学的な関係について様々なインフォメーションを得ることができる。たとえば、 $X$ の動きに $Y$ の過去の値が説明力を持つかという問いに対しては、(3)式の $Y$ の係数である $b_1$ 、 $b_2$ ...に検定を行い、その有意性をチェックすればよい。もし、 $b_1$ 、 $b_2$ ...が全体として有意であれば( $b_1$ 、 $b_2$ ... $\neq 0$ )、 $Y$ が $X$ の過去の値とは別に、 $X$ に影響を与える要因で、 $Y$ は Granger の意味で $X$ と因果関係があるという。同じく、(4)式においては $c_1$ 、 $c_2$ ...=0 が棄却されれば、 $X$ は Granger の意味で $Y$ と因果関係にあることは言うまでもない。

また、攪乱項 $\mu_{xt}$ 、 $\mu_{yt}$ は一般に独立的ではなく、互いに相関をもつので、 $\mu_{xt}$ 、 $\mu_{yt}$ を直ちに真の $X$ ショックと真の $Y$ ショックと解釈できない。しかし、何らかの方法で $\mu_{xt}$ 、 $\mu_{yt}$ を無相関であるようにできれば、ある時点  $t$  期に $\mu_{xt}$ 、 $\mu_{yt}$ に与えられた衝撃は真の $X$ ショックと $Y$ ショックとして、時間の経過とともに $X$ と $Y$ に伝播していく。この動学的伝播過程を追跡するのが、「インパルス応答関数」である。インパルス応答は、VAR 分析において中心的な役割を果たしており、金融政策の場合でも、金融政策のショックの波及過程は「インパルス応答関数」を用いることによって明らかに追跡可能である。

さらに、 $\mu_{xt}$ 、 $\mu_{yt}$ はある時点で単位ショックとして現れるものではなく、それ自体確率変数であるから $X$ と $Y$ の動きは  $a$ 、 $b$ 、 $c$ 、 $d$  という係数関係で決まるラグ関係に基づいて最終的に $\mu_{xt}$ 、 $\mu_{yt}$ の変動に依存する。そして、 $X$ と $Y$ の変動のうち $\mu_{xt}$ 、 $\mu_{yt}$ の変動によって説明される部分は百分比で表わされるが、これを「分散分解」という。「分散分解」はある変数の変動を説明する上で、各種ショックがどれほど寄与したかを測る指標である。以上が VAR モデルに関する簡単な説明で、本論文ではこの手法を用いて分析を行う。

---

<sup>5</sup>VAR モデルに関する具体的な説明と分析は、岩淵[1990]、照山[2001]、宮尾[2006]などがあげられるが、ここでは吉川[1996]に大いに負っている。

### 3.3 利子率と物価変動

まず、利子率を金融政策の手段と捉え、利子率の変動が物価に与える影響を分析する。フィリップス曲線によると物価変動の主な要因は実体経済面を表す需給ギャップである。需給ギャップは文字通り、需要側か供給側のいずれかの変化により引き起こされるが、利子率の変化によって直接的に影響を受けるのは需要側である。つまり、利子率は直接的に投資、消費、純輸出という需要項目に影響を与えることを通して、間接的に物価変動に影響を与えている。以下では利子率と物価、各々の需要項目からなる 5 変数 VAR モデルを構築し、それぞれの変数が物価に与える影響と利子率がこれらの変数と物価に与える影響を明らかにする。推定に用いる変数や使用データの種類、出所は表 1 の通りである。

表 3-1 使用データの情報

変数	使用データ	出所
$i$ (利子率)	貸出 1 年もの	中華人民共和国国家统计局ホームページ( <a href="http://www.stats.gov.cn">http://www.stats.gov.cn</a> )
$P$ (物価)	消費者物価指数前年同月比	同上
$I$ (投資)	民間投資	同上
$C$ (消費)	社会商品小売総額	同上
$NX$ (純輸出)	財、サービス純輸出総額	同上

推定期間は 1994 年 1 月から 2009 年 12 月とし、月次データを使用する。各々の需要項目のデータは季節調整を施し、GDP デフレータで除して実質化した<sup>6</sup>。なお物価上昇率と利子率以外は対数変換を行い、100 をかけている。また、月次データが不足している  $I$ 、 $C$ 、 $NX$ に関しては Quadratic-match average による補間を行った。

#### 3.3.1 単位根検定と共和分検定

「見せかけの回帰」の問題を回避するため、事前の検証として、各変数の時系列定性を調べなければならない。まず、データの定常性検定は標準的な ADF(Augmented Dickey-Fuller)テストと PP(Phillips-Perron)テスト、DF-GLS(Dickey-Fuller Test with GLS Detrending)テストの三つのテストによる単位根検定を行った。結果は表 3-2 のとおりである。表 3-2 に示されているように、レベルでは消費は ADF テストの 10%有意

<sup>6</sup>中国では GDP デフレータが公表されていないので、次のような方法で GDP デフレータの推計を行った。GDP デフレータ=名目 GDP/実質 GDP×100(実質 GDP=1978 年の GDP×1978 年基準の GDP 指数/1978 年 GDP 指数)。

水準、PP テストの 5%有意水準で帰無仮説は棄却され、他の変数ではいずれも帰無仮説は棄却されず、単位根を含むことが示されている(パネル A)。

階差をとると、物価と消費は DF-GIS テストで帰無仮説は棄却されていないが、ADF テストと DF-GIS テストで 5%の有意水準で帰無仮説が棄却される純輸出を除けば、ADF テスト、PP テストでは、いずれの変数も 1%有意水準で帰無仮説は棄却される。したがって、各変数とも単位根を 1 つ含む  $I(1)$ 変数(integrated of order 1)とみなすことが妥当と考えられる(パネル B)。

表 3-2 単位根検定の結果

変数	ADF	PP	DF-GLS
A. レベル変数			
<i>i</i>	-1.64(0)	-1.60(5)	0.71(0)
<i>P</i>	-2.31(1)	-1.85(7)	-0.96(1)
<i>LI</i>	-0.47(0)	-0.48(1)	0.64(0)
<i>LC</i>	-3.31(1)*	-3.89(4)**	-1.97(1)
<i>LNX</i>	-1.11(3)	-1.01(9)	-1.22(3)
B. 階差変数 <sup>7</sup>			
<i>Di</i>	-12.20(0)***	-12.25(5)***	-12.07(0)***
<i>DP</i>	-9.52(0)***	-9.87(5)***	-1.18(4)
<i>DLI</i>	-12.18(0)***	-12.50(6)***	-12.21(0)***
<i>DLC</i>	-16.91(0)***	-17.74(6)***	-0.85(12)
<i>DLNX</i>	-3.00(2)**	-8.61(8)***	-2.37(2)**

(注): 利子率は定数項のみ含むもの、それ以外の変数はレベル変数テストでは、定数項とトレンドを含むもの、階差変数テストでは、定数項のみを含むものの推定を行った。ADF テストと DF-GLS テストのラグ次数はシュワルツ情報量基準(SIC)により、PP テストは Newey-West の分散共分散行列の次数選択基準量をもとに選択した。各々次数は括弧内に示されている。\*は 10%、\*\*は 5%、\*\*\*は 1%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。

つぎは、すべての変数が非定常時系列で、 $I(1)$ 過程に従うという上記の単位根検定結果から、非定常な変数間の長期的安定関係の存在をテストする共和分検定を行わなければならない。ここでは、Johansen の共和分検定を適用した。その結果、表 3-3 にも示しているように、この分野の文献でもしばしば指摘されることであるが、共和分関係の個数が VAR モデルのラグの長さに大きく左右されることが分かった(表 3-3)。さらに、符号条件など解釈が困難なケースも発生した。

<sup>7</sup>本論文では、階差変数についてもレベル変数と同じ呼び方をする。したがって、投資の一階階差変数も投資と呼ぶようにする。また、変数前に L をつけて、その変数の対数変換を表し、D は一階差分を表す。



以上の結果から判断して、本論文では、すべての変数を一回の階差形に直して VAR モデルを計測することにした。

表 3-3 共和分検定の結果(Johansen テスト)

ラグ	トレース検定		共和分 個数	最大固有値検定		共和分 個数
	値	結果		値	結果	
4	73.92(69.82)	None*	1	32.64(33.88)	None	0
6	78.80(69.82)	None*	1	31.17(33.87)	None	0
8	106.24(69.82)	None*	2	53.79(33.88)	None*	1
	52.45(47.86)	At most1*		24.62(27.58)	At most1	
10	141.45(69.82)	None*	5	68.62(33.87)	None*	2
	72.84(47.86)	At most1*		36.55(27.58)	At most1*	
	36.29(29.80)	At most2*		16.74(21.13)	At most2	
	19.54(15.49)	At most3*		12.81(14.26)	At most3	
	6.74(3.84)	At most4*		5.69(3.84)	At most4*	

(注): ラグは多くの文献でよく用いられる次数を適用している。( )内の数値は 5%有意点であり、\*は 5%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを意味する。None、At most1、At most2、At most3、At most4 の順序で、帰無仮説は( $r=0$ 、 $r \leq 1$ 、 $r \leq 2$ 、 $r \leq 3$ 、 $r \leq 4$ )、対立仮説は( $r \geq 1$ 、 $r \geq 2$ 、 $r \geq 3$ 、 $r \geq 4$ 、 $r \geq 5$ )である。

VAR モデル推計に入る前、先 VAR モデルのラグ次数を決める必要がある。ラグ次数の決定にはいくつかの方法があるが、赤池情報基準量(AIC)、シュワルツ情報基準量(SBIC)を用いて判断するのが一般的である。AIC によると 2 期ラグが支持されているが<sup>8</sup>、SBIC

表 3-4 ラグに関する統計量

	AIC	SC
10	15.87455	20.41524
9	15.82657	19.92210
8	15.85031	19.50066
7	15.66414	18.86934
6	15.54172	18.30175
5	15.35261	17.66747
4	15.20791	17.07761
3	15.03697	16.46150
2	14.94456*	15.92393
1	15.06399	15.59819*

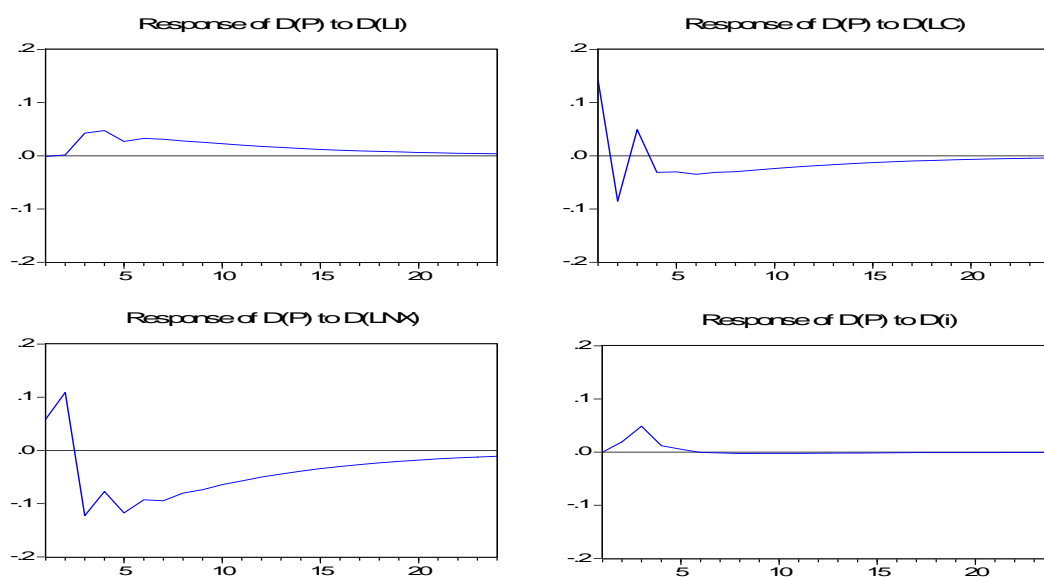
<sup>8</sup>ラグの次数選択において、Lutkepohl によると、一般に AIC 基準は過大推定の傾向があり、モンテカルロ実験では SBIC の精度が高いという結果が得られる。AIC、SBIC のより詳しい説明は山本[1988]、および北坂[1993]を参照されたい。

では1期ラグを支持している(表3-4)。ラグの次数が長い場合、推定しなければならないパラメータ数が多くなり、急速に自由度が低下する側面がある。一方、短いラグ次数は、推定したパラメータの一致性が保たれない側面を持っている。ここでは、推定期間の長さからAICによるラグ次数を用いて計測を行う。

### 3.3.2 インパルス応答

VARモデルにおいて、各変数間の影響を分析するために、インパルス応答の分析が行われる。インパルス応答とは、ある式の攪乱項に与えられた衝撃が時間の経過とともに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ものである。ここでは分析目的から、物価のインパルス応答と金融政策の手段として、利子率ショックに対する各変数のインパルス応答について検討する。図3-4は各変数の1標準偏差分のショックに対する物価のインパルス応答を示しており、図3-5は利子率の1標準偏差分のショックに対する各変数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%である。横軸は月次単位の時間である。

図3-4 物価のインパルス応答



まず、図3-4の投資ショックの効果を見ると、物価はショックの2か月後から上昇し始め4か月後にピークを打つが、その後はゆっくり減少し続け、約20か月頃には消失する形となっている。しかも、その効果は決して大きくない。これは、正の投資ショックは物価を上昇させるものの、投資の物価変動に対する効果は限定的で、推定期間中投資は主な物価変動要因として機能していないことを示唆する。

次に、消費ショックの効果は、1期目から3期目までは正と負の交錯した不規則な反応を表しているが、4期目からはその効果は僅かながら負となっており、その影響は1年半ごろまで続いている。この結果は、正の消費ショックによる物価の短期反応ははっきりしないが、中長期的にはむしろ物価を引き下げる効果をもつと解釈できる。これについては、

以下のように考えられる。正の消費ショックは遅れた農業に体表されるボトルネック部門の価格上昇を通して、短期的には物価を上昇させるが、技術革新がもたらした生産効率性の上昇による電気製品や生活必需品などは過剰供給状態にあり、価格の値下がり相次ぎ発生するため、消費ショックの物価反応は短期的には不規則であるが、中長期的には後者の影響が強いため、消費が増加しても物価の上昇にはつながっていないと考えられる。

これに対し、純輸出ショックに対する物価の反応は、投資ショックや消費ショックよりはるかに有意である。純輸出ショックは2期目まで物価を引き上げるものの、3期目程度を境に負となっており、その影響も長期に及んで2年後にも続いている。このことは、正の純輸出ショックは、短期的には需要の増加による物価上昇をもたらすが、中長期的には為替レートを増価させる。為替レートの増価は価格の高騰が激しい原油、トウモロコシなど一次産品の輸入価格を安くすることを通して物価を引き下げていると考えられる<sup>9</sup>。

一方、正の利率ショックの効果は、半年にわたって正の値を示した後、7期目から負の影響を表している。しかし、その影響はわずかである。これは、利率の物価変動に対する効果は長いラグをもって物価変動に影響を与えているが、その影響の大きさから、分析期間中金融政策の手段としてそれほど機能しないと解釈できる<sup>10</sup>。

以上の結果から、消費は短期的に、投資と純輸出は中長期的に物価変動に影響を与えているが、金融政策の操作変数である利率はこれらの変数にどれぐらいの影響力を持っているのか、図3-5の各変数のインパルス応答から検討する。

まず、正の利率ショックの効果は、縦軸のスケールに注目すれば、図3-4の利率ショックに対する物価のインパルス反応図であることは言うまでもない。繰り返しになるが、分析期間中利率は物価安定化効果において、それほど機能していない。

次に、投資のインパルス反応をみると、3期目を除き、全期間にわたって負の影響が続いているが、その効果は顕著とはいえない。この結果は、利率の上昇は投資の減少をもたらすという理論と整合的ではあるが、その効果は限定的であることを示唆する。

続いて、利率ショックの消費に対する効果をみると、約7か月ラグを伴って消費を引き下げるが、その効果もわずかである。このことは、利率は消費に引き起こされる短期の物価変動には機能しないことを意味する。

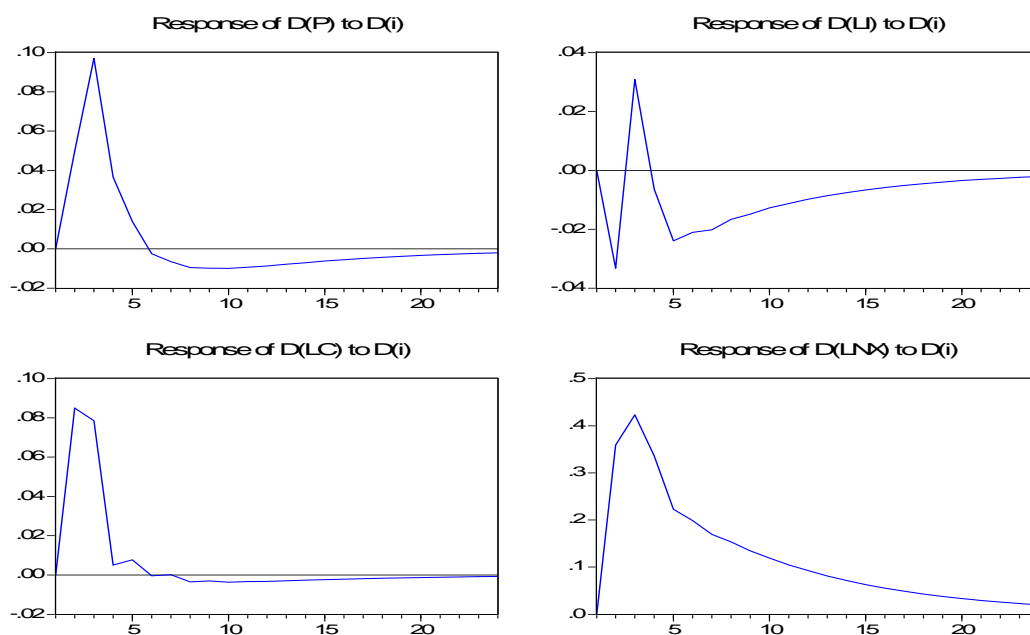
これらと対照的に、純輸出のインパルス反応は、利率ショックに対して、3期目をピークにして減少していくが、その効果は長期にわたって正の影響を及ぼしている。この結果は、以下のように考えられる。変動相場制の下では、利率の上昇は資本の流入をもたらす、その結果、為替レートが増価し、貿易収支が悪化する。しかし、自由な資本取引規制を行っている中国では、上述のルートによる影響は少ない。逆に、利率の上昇は、景

---

<sup>9</sup>中国は、1994年1月に「市場の需給を基礎にした単一的かつ管理された変動為替制度」を採用し、2005年7月には「通貨バスケットを参考にした市場の需給に基づく管理フロート制」への移行を通して、ここ十数年間、人民元は大幅に切り上げられた。

<sup>10</sup>正の利率ショックによる物価の正の反応は、「物価パズル」と呼ばれ、多くの先行文献で検出されている。これについて、本論文では多数の文献と同じように標準的な考え方に従って説明しているが、Barth and Ramey[2000]は利率ショックが「生産費用面」から波及すると考え、「物価パズル」は「パズル」ではないと主張している。

図 3-5 利子率ショックに対する各変数のインパルス応答



気過熱を懸念する経済引き締め政策として、需要を抑制し、それがさらに輸入の減少をもたらすことによって、かえって貿易収支は改善されると考えられる。以下では、予測分散分解により上記の結果をさらに検討することにする。

### 3.3.3 各変数の分散分解

各変数の  $n$  期先予測の分散に対して各ショックが相対的にどの程説明力を持っているかという点を示す予測分散分解によって、ある変数の変動に対する各変数の相対的な影響度を明らかにすることができる。ここでは、36 期のラグをもって各変数の分散分解を行った。結果は表 3-5 のとおりである。表 3-5 の分散分解の結果からもわかるように、物価の変動に対して、36 期先では 76.97% が自己のショックによるが、ほかの変数の中では、純輸出のショックが 14.55% と最も高く、物価の変動に大きく寄与している。これに対し、利子率は 2.13% で、影響力はわずかしかなことが読み取れる。しかも、純輸出変動に対す

表 3-5 各変数の分散分解(36 期先)

	$\mu_i$	$\mu_p$	$\mu_I$	$\mu_C$	$\mu_{NX}$
$i$	95.11	2.62	0.66	1.14	0.47
$P$	2.13	76.97	1.61	4.73	14.55
$I$	0.66	0.88	92.26	2.34	4.36
$C$	0.28	3.09	31.79	64.46	0.37
$NX$	1.64	0.74	8.69	4.80	84.13

る利子率ショックの寄与は1.64%で、金融政策の利子率変更は純輸出の変動にそれほど影響していないことがわかる。これは、純輸出が分析期間中主な物価変動であるという上述の分析からしても、利子率を用いた金融政策の物価安定化効果は決して大きいとは言えない。なお、分析期間中純輸出が主な物価変動と言えるものの、36期先での寄与から見れば、何か別の要因が物価変動に大いに影響を与えている可能性をも示唆しているといえる。

### 3.4 貨幣供給量と物価変動

次は、貨幣供給量の調整を金融政策の手段として用いた場合、金融政策の物価変動に与える影響を分析する。貨幣供給量は貨幣数量説を経済分析の基本とするマネタリスト世界では物価変動の唯一の説明変数である。中国の物価変動も貨幣供給量の変動により説明可能であろうか。公開市場操作や預金準備率変更などによる、金融政策の貨幣供給量の調整は、物価変動に影響を与えているのか。ここでは、マネタリスト立場に立って、これらの問題を考察することにする。κを一定であると仮定して、(2)式の両辺に自然対数を取り、時間tで微分すると次式になる。

$$m_t = p_t + y_t \quad (5)$$

さらに(5)式を変形することにより、

$$p_t = m_t - y_t \quad (6)$$

という式が得られる。すなわち、経済成長率を上回るような貨幣供給量の増加率は物価上昇率の要因である。図3-6は1994年以後の $m_t - y_t$ と消費者物価上昇率をプロットしたものである<sup>11</sup>。

図3-6 ユニット・マネーサプライと消費者物価上昇率

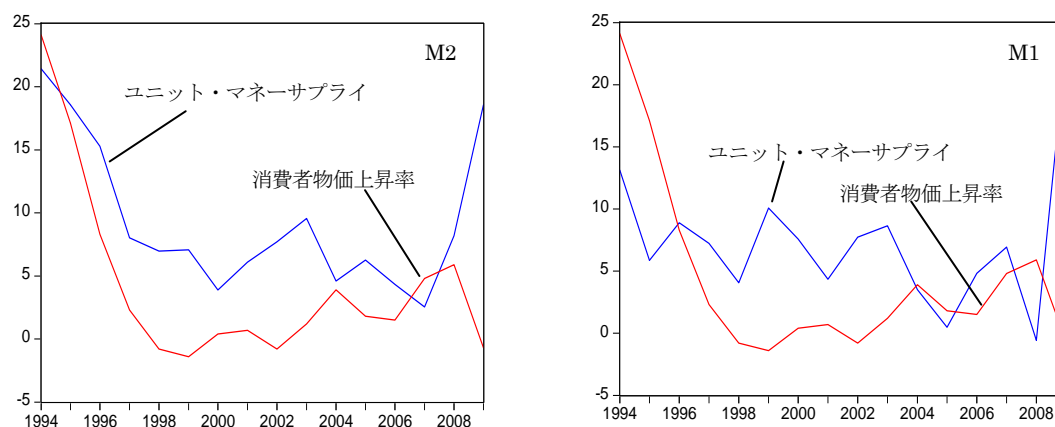


図3-6 からわかるように、ユニット・

<sup>11</sup>ここで、 $m_t - y_t$ をユニット・マネーサプライと名づけ、M2、M1両方を用いて推計した。

図3-6からわかるように、ユニット・マネーサプライ(M2)と消費者物価上昇率は1994年から2003年までは時間的ラグも考慮すれば、かなり同調的な動きを見せているが、その後、はっきりした相関はみられない。しかも、同調的な動きが見られた期間においても、ユニット・マネーサプライ(M2)が消費者物価に先行したという関係は、必ずしもはっきり読み取れない。これに対し、ユニット・マネーサプライ(M1)と消費者物価は1994年から2004年の間には無相関な関係が見られるものの、2005年から2008年の間には明確な先行関係が覗える。

そこで、ユニット・マネーサプライと物価変動の関係をより詳しく分析するために、両者の関係を上述の分析と同じ分析手法であるVARモデルによって分析した<sup>12</sup>。データは中国人民銀行と中華人民共和国国家統計局のホームページから入手し、国内総生産の四半期データが入手できることから、四半期データを用いた<sup>13</sup>。

まず、変数の定常性を調べるために、単位根検定を行った。結果は表3-6のとおりである。

表3-6 単位根検定の結果

変数	ADF	PP	DF-GLS
(ケース1)			
A. レベル変数			
M2	-6.89(0)***	-6.89(4)***	-2.24(1)
CPI	-3.07(4)	-2.05(2)	-0.97(5)
B. 階差変数			
DM2	-9.42(1)***	-37.23(4)***	-1.67(3)
DCPI	-5.44(3)***	-4.35(1)***	-5.49(3)***
(ケース2)			
A. レベル変数			
M1	-6.51(0)***	-6.63(3)***	-3.53(0)**
CPI	-3.07(4)	-2.05(2)	-0.97(5)
B. 階差変数			
DM1	-12.07(0)***	-18.39(8)***	-1.92(7)
DCPI	-5.44(3)***	-4.35(1)***	-5.49(3)***

(注)：レベル変数テストでは、定数項とトレンドを含むもの、階差変数テストでは、定数項のみを含むものの推定を行った。行ったテストの種類やラグ次数の選択、棄却される帰無仮説の有意水準は表3-2と同じである。

<sup>12</sup>中国では、1997年、商業銀行の不動産貸出部、国際業務部、クレジット部のデータを貨幣供給量の統計に加算した。なお、2001年6月には証券会社の顧客の保証金もM2に含まれ、2002年には、外資銀行、合資銀行、外国銀行の支店、外資財務公司、外資企業グループの財務公司などの人民元業務も各範囲の貨幣供給量に含まれるようになった。したがって、データの不連続性から推計に影響を与えている可能性について予め指摘しておきたい。

<sup>13</sup> M2、M1については、2000～2009年間には既存のデータからAverage observationによる月次の四半期化を行い、1994～1999年間にはQuadratic-match averageによる年次四半期化を行った。なお消費者物価指数についても、M2、M1と同じ手法で月次の四半期化を施した。

表 3-6 からわかるように、ユニット・マネーサプライ(M2)と(M1)は、いずれもレベル変数で、ADF と PP の両テストにおいて、1%有意水準で帰無仮説が棄却されるものの、消費者物価は一階階差をとることで定常になる。したかつて、ユニット・マネーサプライ(M2)と(M1)はレベル変数、消費者物価は一階階差変数を用いて VAR モデルによる推計を行った<sup>14</sup>。

図 3-7 ユニット・マネーサプライと消費者物価の応答関数  
 ケース 1(M2)  
 (限界的インパルス)

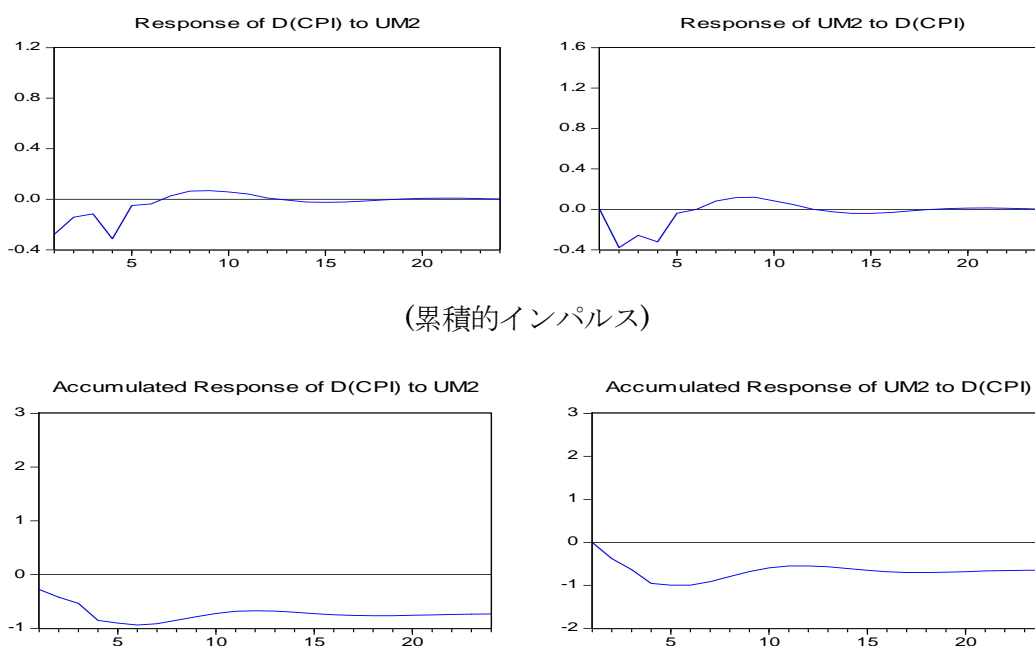


図 3-7 は、それぞれケース 1(M2)とケース 2(M1)のユニット・マネーサプライと消費者物価のインパルス応答を表している。

まず、ケース 1 から検討する。ユニット・マネーサプライ(M2)が物価に与える影響は限界的インパルスでは負の反応と正の反応が交差しながら現れており、理論と整合的であると言えない。そこで、24 期までの累積的インパルス効果をみると貨幣ショックの物価反応は負の値となっており、それに、その効果も 10 期頃には消失していく。この結果については、再び貨幣数量説を用いて解釈することができる。つまり、(1)式において、左辺の中央銀行により供給される貨幣が、右辺の実体経済の財・サービス市場に流れ込むだけではなく、株式市場に代表される資産市場にも流れ込むとすれば、(1)式は(7)式のような関係式に書き直すことができる。

<sup>14</sup>ラグ次数は、ケース 1 では AIC は 5 次ラグを SC は 1 次ラグが支持され、ケース 2 では AIC は 5 次ラグを SC は 2 次ラグを支持していることから両方において、ともに AIC に基づいて 5 次ラグを用いることにした。

$$MV = P_1Y + P_2T \quad (7)$$

ここで、 $P_1$ と $Y$ は財・サービス市場での物価と生産量、 $P_2$ と $T$ は資産市場の価格と取引量を表している。そして、左辺は中央銀行による貨幣供給量である。(7)式からわかるように、もし、中央銀行が景気の刺激策として貨幣供給量を増加させた場合、それが実体経済に流れ込むのではなく、資産市場に流れてしまえば、資産市場では活発な取引が行われると同時に資産の価格上昇が起こる。一方、実体経済では物価は安定するが、資産価格の上昇により一部の資金が資産市場に流れ込むことを通して、物価の下落さえ起こりかねないと考えられる。逆に、資産市場に流れ込んだ流動性は、資産市場での収益性が低下すると、いつでも実体経済に逆流し、実体経済の物価上昇をもたらさう。したがって、前述のとおり、中国では2001年6月から証券会社の保険金もM2の統計に加味するようにしたもの、広義的な統計量であるM2と一般物価水準の間の理論的相関は分析期間中見られない。

また、物価のインパルスに対する貨幣供給量の反応をみると、波及効果の大きさや時間の程度の差はあるものの、物価の反応と同じ動きを見せている。すなわち、限界的インパルスではその相関関係ははっきりしないが、累積的インパルスでは物価の上昇が貨幣供給量の減少をもたらしている。これは、物価の上昇に対する貨幣供給量の調整による金融政策は引き締めのものと解釈できる。なぜならば、もし、実体経済の活動から生じる貨幣需要に合わせて貨幣が供給されているとすれば、物価の上昇は(貨幣価値の減少)、貨幣の需要量の増加をもたらすために、貨幣供給量は増えるはずである。しかし、物価と貨幣供給量は逆の動きをしており、物価変動において金融政策は貨幣供給量の調整により対応していると言える。とはいえ、両者の間の理論的相関が見られないという上述の分析結果からすれば、その効果は否定的なものである。

これに対し、ケース2のユニット・マネーサプライ(M1)のインパルスをみると、限界的なインパルスではケース1と同じような不規則な効果が表れるが、累積的インパルスでは貨幣供給量ショックの物価の反応は確かに正の効果を表している。しかも、その効果は長期に及ぶ。M1の内訳が現金と企業の流動性預金であることから、この結果は、貨幣の流動性が高いほどそれが実体経済に与える影響が大きいことを示唆している。つまり、企業は十分な流動性資金の下で生産拡大を行い、生産の拡大はさらに投資の増加と所得の増加をもたらす、それらの一連の効果が相俟って、物価の上昇をもたらしていると考えられる。また、先進諸国よりインフラ設備がまだ遅れている中国では家計の決済手段は主に現金により行われているため、手元の現金が増えた家計は消費支出を増やし、それが短期的ではあるものの、物価の上昇をもたらすことは、上述の消費ショックの物価に与える分析でも明らかにされている。

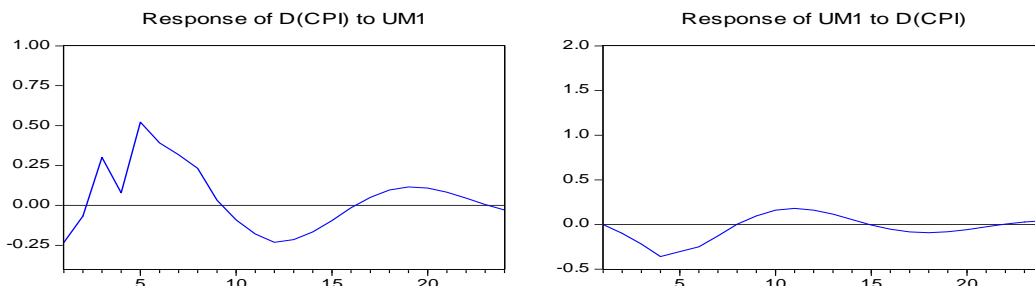
一方、物価ショックに対する貨幣供給量のインパルス反応をみると、ユニット・マネーサプライ(M2)の場合と同じ効果が現われている。すなわち、限界的インパルスでははっきりした影響は見られないものの、累積的インパルスでは負の反応を表している。言うまでもなく、物価の上昇に対する引き締めの金融政策のスタンスを反映している。しかも、M1の物価に対する正の影響からすると、M1の調整による物価変動への対応は大きな影響を与えていることがわかる。

以上のインパルス応答から得られた結果は各ケースの分散分解における各変数の変動の

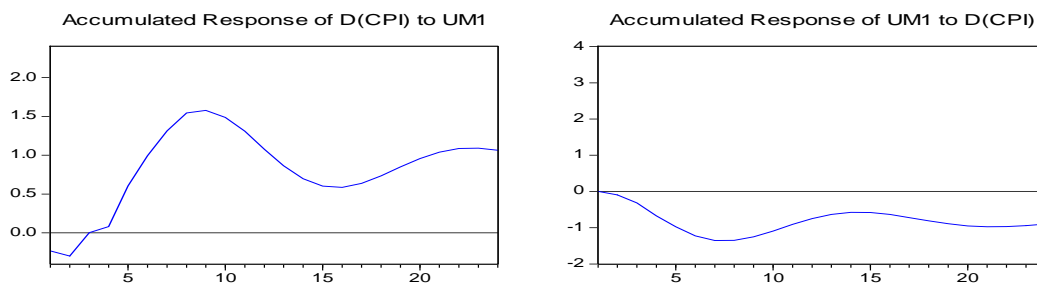


うち自らのショックで説明される各々比率からも読み取ることができる(表 3-8)。

ケース 2(M1)  
(限界的インパルス)



(累積的インパルス)



### 3.4.1 分散分解

表 3-7 をみるとケース 1 では、60 期先ユニット・マネーサプライは 76.58%、物価は 87.33%が自己ショックによって説明される。つまり、両変数ともに他の変数から受ける影響は少なく、独立的な動きをしているといえる。特に、物価変動の自己ショックによる割合がもっと高く、ユニット・マネーサプライ(M2)は物価変動にほとんど影響を与えていないことがわかる。それに対して、ケース 2 では、物価変動の自己ショックによる説明力は 6 期先ですでに 69.95%にまで低下しており、60 期先では 63.62%となっている。これ

表 3-7 各変数の分散分解の内自己ショックの比率

	ケース 1		ケース 2	
	$\mu_{M2}$	$\mu_p$	$\mu_{M1}$	$\mu_p$
1 期先	91.75	91.75	92.77	92.97
6 "	77.87	87.05	85.65	69.95
12 "	76.74	87.30	84.08	66.01
24 "	76.58	87.33	83.60	63.87
48 "	76.58	87.33	83.51	63.62
60 "	76.58	87.33	83.51	63.62

はユニット・マネーサプライ(M1)の83.51%のそれより、はるかに低く、ユニット・マネーサプライ(M1)は物価変動にかなりの影響を与えることが読み取れる。この結果は、上述の利子率の変化の意味での金融政策分析結果とも整合的といえる。

### 3.5 むすび

本論文では、VAR モデルを利用して、中国の物価変動における金融政策の役割を、インパルス応答、分散分解などの分析を行った。そして、本論文で明らかになったのは、中国の主な物価変動原因は実体的側面と金融面の両方にあり、金融政策は分析期間中、物価安定化に一定の役割を果たしたということである。これまでの分析で得られた結果を整理すると、

- ① インパルス応答では、实体经济面の純輸出は、他の需要項目よりはるかに有意に、しかも長い期間にわたって物価変動に影響を与えている。同じく金融面の狭義の貨幣供給量 M1 を用いたユニット・マネーサプライも物価変動にかなりの影響を与えている。
- ② 利子率の物価変動に対する影響は 7 期目から効果が表れるものの、極めて小さい。したがって、利子率の調整による金融政策は物価安定にそれほど寄与していない。しかし、貨幣供給量の調整(M1)による金融政策は物価安定に大きな影響を与えている。
- ③ 分散分解では、物価変動のうち 3 年先で 76.97%が自己ショックにより説明され、純輸出の説明力は 14.55%、利子率の説明力は 2.13%である。一方、M1 を用いたケース 2 においては、自己の説明力は 66.01%、ユニット・マネーサプライによる説明力は 33.99%とかなり高い割合を占めている。

以上の分析結果から、以下のいくつかの重要なインプリケーションを得ることができた。

まず、分析期間中、主な物価変動は純輸出と貨幣供給量 M1 によってもたらしている。純輸出は短期的には需要の増加による物価上昇をもたらすが、中長期的には為替レートを増価させる。為替レートの増価は輸入価格を安くすることを通して物価を引き下げることができる。利子率の変更による金融政策は自由な資本流動を通して、為替レートに影響を与え、さらに物価に影響を与えることができる。よって、自由な資本取引規制と固定相場制に近い為替相場制を維持している中国では、利子率の変更の意味での金融政策をさらに機能させるためには、これらの規制のさらなる緩和が必要であることは言うまでもない。しかし、漸進的な経済改革スタンスからすれば、当面人民元の切り上げが最も重要であると思われる。

次は、貨幣供給量 M1 が物価に与える影響から、貨幣供給量の調整という意味での金融政策は物価安定に大きな役割を果たしている。しかし、如何に M1 をコントロールするかが重要な課題である。特に、現金と企業の流動性預金からなる M1 の内訳からすると、M1 と M2 の間の円滑な移動を促すためには、預金金利の調整と資本市場の促進が必要であるが、利子率がまた規制されている中国では、健全な資本市場の育成が最も重要であると言える。

なお、本論文では、利子率と貨幣供給量が完全には連動されていない現状から、金融政策を利子率の変更と貨幣供給量の調整という意味において分けてその分析を行っているが、預金金利と貸出金利が規制されているものの、その他の金利は自由化されていることから、必ずしも全面的とはいえきれない。また、分析期間中構造変化を考慮していないことから、VARモデルと同様にルーカス批判も免れない。しかも、補間法による不足データの補間も計測結果に一定の影響を与える可能性についても指摘しなければならない。これらの問題については、今後の研究課題としたい。