

中国の物価安定と金融政策の役割

金 貞 玉[†]

キーワード：物価安定，金融政策，VAR モデル

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ことである。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、経済主体に不要なリスクをもたらすとともに経済成長を阻害するだけではなく、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を転換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で明らかなように，1990年代に始まったインフレーションは1994年には24.1%という高い上昇率を記録している。その後，1996年には実質 GDP の成長率を

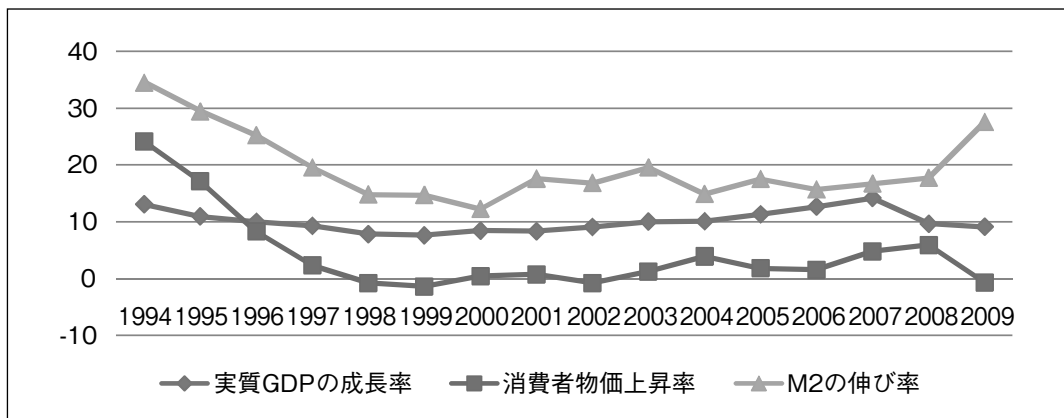


図3-1 実質 GDP 成長率，消費者物価上昇率及び M2 の伸び率（単位：％）

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

[†]大阪産業大学 経済学研究科 アジア地域経済専攻博士後期課程

草稿提出日 12月20日

最終原稿提出日 2月14日

下回る水準まで沈静化し、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ーション状態に陥った。そして、2003年からようやくデフレーション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。

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が得られているとは言えない（図3-1と図3-2）。

方先明と裴平など（2006）は、金融引締め政策によるインフレーションの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ーションの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繰り返しながら、とりわけ中長期的には強い影響を与えると報告している。また、劉金全（2002）と呉軍（2001）は金融政策の非対称性を強調し、デフレーション期における金融緩和政策より、インフレーション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、利子率のインフレーション反応係数が1より小さいことを究明し、インフレーションとデフレーション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ている¹⁾。また、夏斌・

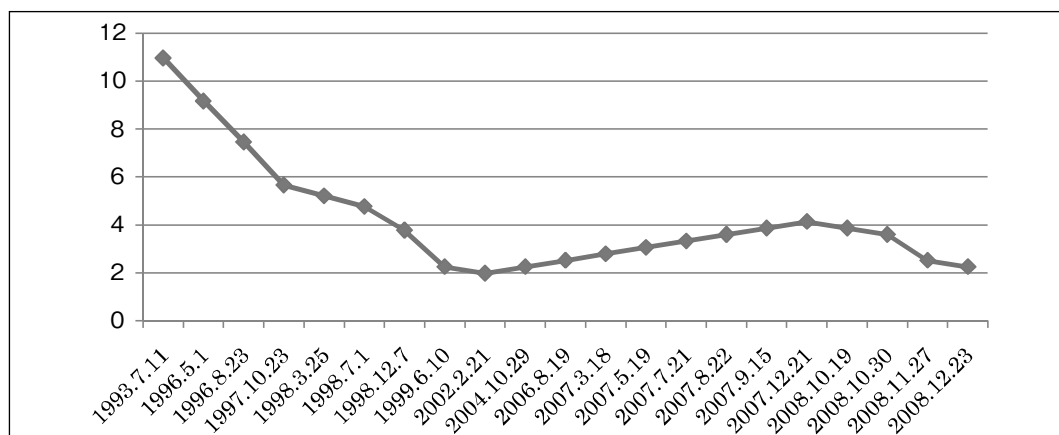


図3-2 預金金利の推移（1年物）（単位：％）

（出所）図3-1と同じ。

1) 自己実現（self-fulfilling）規則とは、ある状況が起こりそうだと考えて人々が行動すると、その状況が実際に実現してしまうことを指す。

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。

このように物価変動における金融政策の役割に関してすでにいくつかの研究分析が存在するが、ほとんどの研究は貨幣供給量か利子率かという、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、本論文の目的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、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: 以下「VAR」モデルと呼ぶ）を利用し、物価安定の観点から金融政策の役割を究明することにある。

3.1 金融政策が物価変動に与える影響

金融政策が物価変動にどのような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は、この二つの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ている。その後、サミュエルソンとソローは価格決定における「マークアップ原理」²⁾ 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、フィリップス曲線は、フリードマンの批判³⁾ 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に逆相関関係が存在するもの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示されている。

2) 「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。

3) フリードマン [1968] は、長期的なフィリップス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。

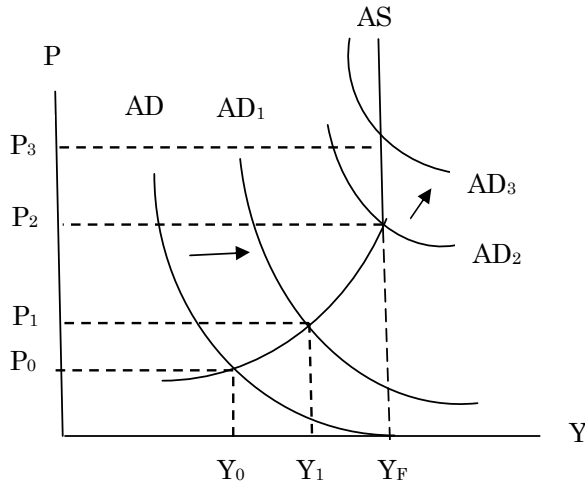


図3-3 総需要曲線の移動による物価変動

これが、今日われわれの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实体经济の需給ギャップによるものであることは言うまでもない。当然ながら、総需要管理政策としての金融政策は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のである（図3-3のAD～AD₁の変化）。

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ると主張している。仮に、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、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)式はさらに以下のような「現金残高方程式」⁴⁾として導き出すことができる。

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

(2)式の κ は1年間の所得のうち貨幣形態で保有される比率のいわゆる「マーシャル

4) フィッシャーの交換方程式から導き出したもので、「ケンブリッジ方程式」ともいう古典派の貨幣需要式である。

の κ 」であるが、(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 κ 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、(2) 式は貨幣供給が貨幣需要に等しくなる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不均衡を通して物価に影響を与えている。たとえば、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に物価変動をもたらすことになる。このように、貨幣数量説に依拠すれば、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⁵⁾ (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はできない。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 VAR モデル

本論文では、VAR モデルを用いて金融政策の物価安定効果を分析する。まず、ここで採用する VAR モデルについて簡単に紹介する。1950年代の L. Klein などによって進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に用い

5) 古典派の考え方である現金残高メカニズムは、ケインジアンが主張しているように、ヘリコプターから撒かれた貨幣と見做される。したがって、ケインジアンは公開市場操作を通じて供給される貨幣とは同一でない、古典派の考え方には批判的である。

られるようになった。しかし、その後、「識別制約」⁶⁾に対する Sims の批判がなされ、いわゆる標準的な 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内で2変数を用いて VAR モデルを説明する⁷⁾。VAR モデルの枠組みは以下の(3)式と(4)式で表すことができる。

$$X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + b_1 Y_{t-1} + b_2 Y_{t-2} + \dots + \mu_{xt} \quad (3)$$

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

ここで、(3)式と(4)式は確率的な攪乱項(μ_{xt} , μ_{yt})つ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。(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どう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 …が有意であれば(b_1 , b_2 … $\neq 0$)、 Y は X の過去の値とは別に、 X に影響を与える要因であり、 Y は Granger の意味で X と因果関係があると認められる。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 μ_{xt} , μ_{yt} は一般に独立的ではなく、互いに相関をもつので、 μ_{xt} , μ_{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 μ_{xt} , μ_{yt} を無相関であるようにすれば、ある時点 t 期における μ_{xt} , μ_{yt} の衝撃は真の 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ものが、「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、金融政策によるショックの波及過程

6) マクロ計量経済モデルを構成する連立方程式は構造方程式と呼ばれ、その構造方程式を解いた式を誘導方程式という。一般的に、一つの構造方程式の体系と一つの誘導方程式の体系は常に1対1に対応しているわけではない。つまり、一つの誘導方程式の体系から無数の構造方程式の体系が得られる。そのため、誘導方程式の体系から元の構造方程式の体系を識別するためには、構造方程式にいくつかの制約を課す必要がある。マクロ計量経済モデルでは、先決変数(外生変数や内生変数のラグ変数)を増やすことで識別を可能にしようとするが、ほとんどすべての経済変数は内生変数で、構造方程式の体系を識別することは不可能に近いとシムズは主張している。

7) 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]などが代表的なものとしてあげられるが、ここでは吉川[1996]に大いに負っている。

は「インパルス応答関数」を用いることによって明確に追跡することが可能である。

さらに、 μ_{xt} 、 μ_{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 μ_{xt} 、 μ_{yt} の変動に依存する。そして、 X と Y の変動のうち μ_{xt} 、 μ_{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、本論文ではこのモデルに依拠して金融政策の物価安定効果を分析する。

3.3 利子率と物価変動

まず、利子率を金融政策の手段として捉え、利子率の変動が物価変動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实体经济の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）式のような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3-1の通りである。

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^N A_i Y_{t-i} + \mu_t \quad (5)$$

ここで、 Y_t 、 A_0 、 μ_t はそれぞれ (5×1) の変数、定数項、攪乱項のベクトルで、 N は VAR モデルのラグ次数、 A_i は (5×5) の係数パラメータの行列である。

表3-1 使用データの情報

| 変数 | 使用データ | 出所 |
|------------|--------------|---|
| i (利子率) | 預金1年物 | 中華人民共和国国家統計局 (URL: http://www.stats.gov.cn) |
| 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デフレータを用いて実質化した⁸⁾。なお物価上昇率と利率以外の変数は対数変換を行って計測した。また、月次データが不足している I 、 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)。

表3-2 単位根検定の結果

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

(注)：利率は定数項のみ含むもの、それ以外の変数に関しては、①レベル変数テストでは、定数項とトレンドを含むもの、②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。

8) 中国では GDP デフレータが公表されていないため、次のような方法で GDP デフレータの推計を行った。
 $GDP \text{ デフレータ} = \text{名目 } GDP_t / \text{実質 } GDP_t \times 100$ (実質 $GDP_t = GDP_{1978} \times GDP \text{ 指数}_t / GDP \text{ 指数}_{1978}$)。

9) 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とする。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。

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)。

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。その結果は、表 3-3 にも示されているように、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明らかになった (表 3-3)。さらに、符号条件などの解釈が困難なケースも発生した。

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 |
|----|----------------|-----------|-----------|---------------|-----------|-----------|
| | | | | | | |
| 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に 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 (以下:「AIC」と呼ぶ)、シュワルツ情報基準量 (以下:「SBIC」と呼ぶ) 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¹⁰⁾、SBIC では 1 期ラグを支持している (表 3-4)。ラグの

10) 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。

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。本稿では、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った。

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* |

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必要である。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。ここでは分析の目的から、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。

まず、図3-4の投資ショックの効果(図①)をみると、物価は投資ショックの2期目後から上昇し始め4期目にピークに達する。その後はゆっくり減少し続け、約20期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。つまり、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(図②)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期目からその効果は僅かながら負となっており、その影響は18期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。

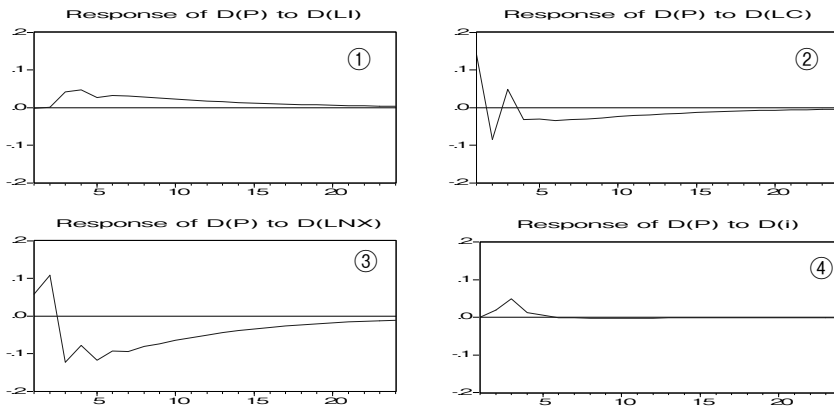


図3-4 物価のインパルス応答

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代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、技術革新がもたらす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、価格の値下がりが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。しかし、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（図③）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24期後にも続いている。つまり、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¹¹⁾。

一方、正の利率ショックの効果（図④）は、6期間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。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、利率は分析期間中に物価安定にさほど機能していないことが明らかである¹²⁾。

11) 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、ここ数十年間、人民元は大幅に切り上げられた。

12) 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。

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。

次に、金融政策の一つの政策手段である利率は各々需要項目に対してはどのような影響を与えているのか、図3-5の各変数のインパルス応答から検討する。

まず、縦軸のスケールに注目しながら、利率ショックに対する物価のインパルス反応(図①)をみると。繰り返しになるが、分析期間中の正の利率ショックは時間的ラグをもって物価を引き下げるものの、その影響の大きさからすると物価安定化効果において、さほど機能していないことが判明された。

引き続き、投資のインパルス反応(図②)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(図③)をみると、約7期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。すなわち、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(図④)は、利率ショックに対して、3期目をピークに減少しているが、その効果は長期にわたって正の影響を及ぼしている。この結果については、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し、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

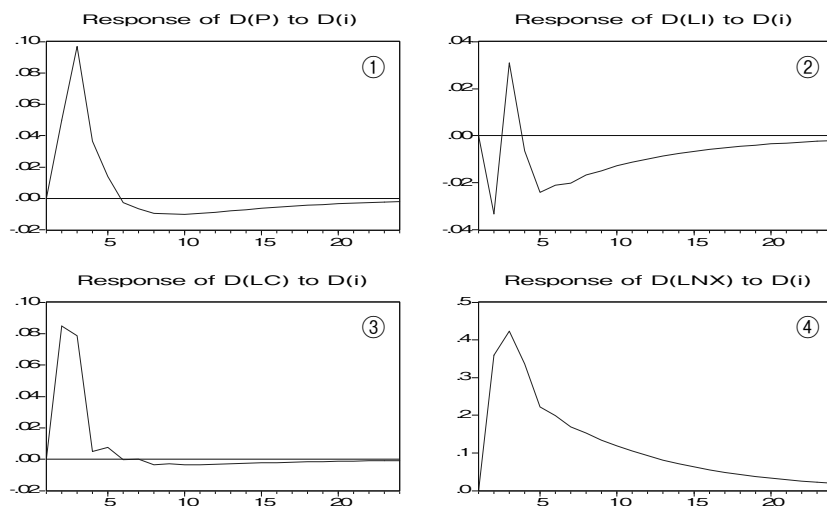


図3-5 利率ショックに対する各変数のインパルス応答

な資本取引を規制している中国では、上述のルートによる影響は少ない。逆に、利率の上昇は、景気過熱を抑制する引締め政策として、需要を減少させ、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証することにする。

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れ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力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77.0%が自己ショックによるが、他の変数の中では、純輸出ショックが14.6%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、利率は2.1%で、影響力はわずかしかなことが読み取れる。しかも、純輸出変動に対する利率ショックの寄与は1.6%で、金融政策の利率変更は純輸出の変動にさ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の主な物価変動の要因であるという上述の分析からも、利率を用いた物価安定化の効果は決して大きいとは言えない。なお、分析期間中の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きな影響を与えている可能性があると言える。

表3-5 各変数の分散分解（36期先）

| | μ_i | μ_p | μ_I | μ_c | μ_{NX} |
|------|---------|---------|---------|---------|------------|
| i | 95.1 | 2.6 | 0.7 | 1.1 | 0.5 |
| P | 2.1 | 77.0 | 1.6 | 4.7 | 14.6 |
| I | 0.7 | 0.9 | 92.3 | 2.3 | 4.4 |
| C | 0.3 | 3.1 | 31.8 | 64.5 | 0.4 |
| NX | 1.6 | 0.7 | 8.7 | 4.8 | 84.1 |

3.4 貨幣供給量と物価変動

貨幣供給量は「貨幣数量説」を支持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、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、貨幣供給量の調整を金融政策の手段として用い

た場合、貨幣供給量が物価変動に与える影響を分析する。

マーシャルの 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。

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

さらに (6) 式を変形することにより、

$$p_t = m_t - y_t \quad (7)$$

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示したものである¹³⁾。

図3-6からわかるように、ユニット・マネーサプライ (M_2) と消費者物価は1994年から2003年まで時間的ラグを考慮すれば、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 (M_1) 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窺える。

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

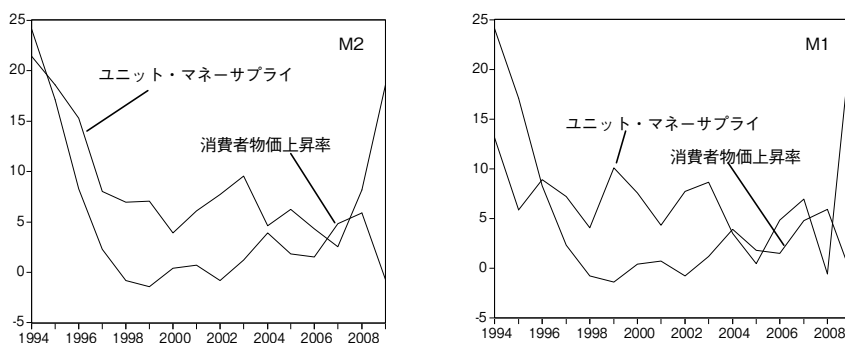


図3-6 ユニット・マネーサプライと消費者物価上昇率

13) ここで、 $m_t - y_t$ をユニット・マネーサプライと名づけ、 M_2 、 M_1 両方を用いて推計した。

者の関係を(上述の分析と同じ分析手法である)VARモデルを用いて分析した¹⁴⁾。使用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、四半期データを用いた¹⁵⁾。

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。この表でわかるように、ユニット・マネーサプライ (M_2) と (M_1) 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。したがって、ユニット・マネーサプライ (M_2) と (M_1) はレベル変数を、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¹⁶⁾。

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。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。

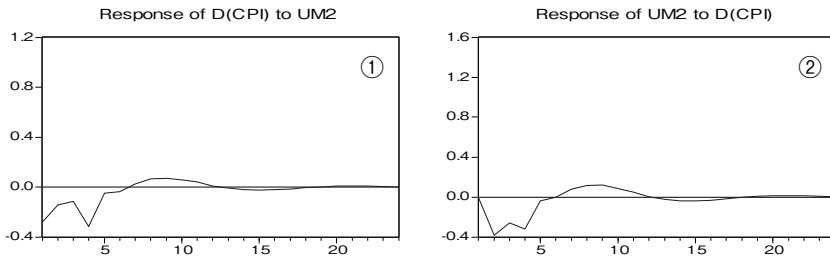
14) 中国では、1997年、商業銀行の不動産貸出部、国際業務部、クレジット部のデータを貨幣供給量の統計に加算した。なお、2001年6月には証券会社の顧客の保証金も M_2 に含まれ、2002年には、外資銀行、合資銀行、外国銀行の支店、外資財務公司、外資企業グループの財務公司などの人民元業務も各範囲の貨幣供給量に含まれるようになった。したがって、データの不連続性から推計に影響を与えている可能性について予め指摘しておきたい。

15) M_2 、 M_1 については、既存のデータから Quadratic-match average による年次の四半期化を行った。なお消費者物価指数については、Average observation による月次の四半期化を行った。

16) 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次ラグが支持されていることからともに4次ラグを用いることにした。

ケース1 (M₂)

(限界的インパルス)



(累積的インパルス)

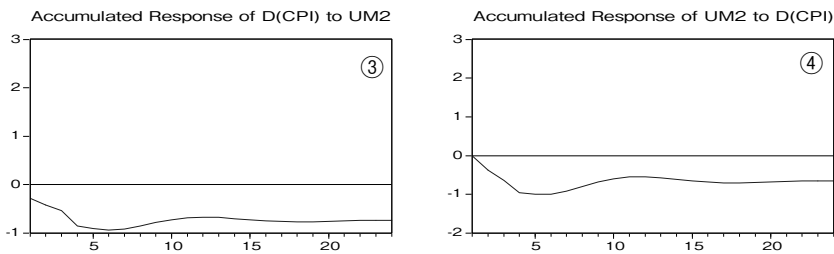


図3-7 ユニット・マネーサプライと消費者物価の応答関数

図3-7はそれぞれケース1とケース2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・マネーサプライが物価に与える影響は限界的インパルス(図①)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(図③)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)式は次の(8)式のような関係式に書き直すことができる。

$$MV = P_1Y + P_2T \quad (8)$$

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。(8)式からわかるように、仮に、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価格の上昇が起こる。

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って一部の資金が資産市場に流れ込み、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、直に実体経済に逆流し、実体経済の物価上昇をもたらす。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 M_2 の統計に加えるようにしたものの、広義的な統計量である M_2 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。

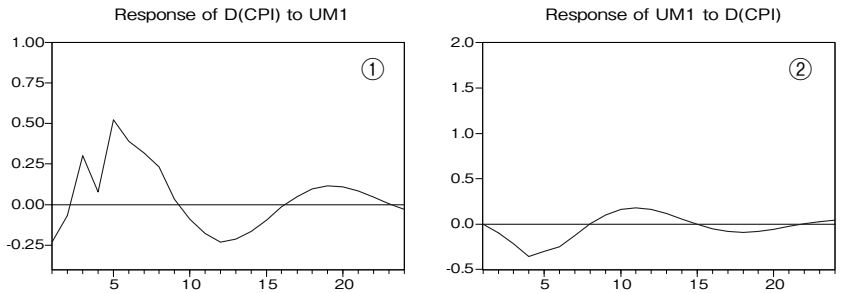
また、物価のショックに対する貨幣供給量の反応をみると、波及効果の大きさや時間の程度の差はあるものの、物価の反応と同じ動きを見せている。すなわち、限界的インパルス（図②）ではその相関関係ははっきりしないが、累積的インパルス（図④）では物価の上昇が貨幣供給量の減少をもたらしている。これは、物価の上昇に対する金融引締め政策による結果であると解釈できる。なぜならば、もし、実体経済の活動から生じる貨幣需要に合わせて貨幣が供給されているとすれば、物価の上昇は（貨幣価値の減少）、貨幣の需要量の増加をもたらすために、貨幣供給量は増えるはずである。しかし、物価と貨幣供給量は逆の動きを見せており、物価変動において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。しかし、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（ M_1 ）のインパルスをみると、限界的なインパルス（図①）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（図③）では、貨幣供給量ショックによる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んでいる。 M_1 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、それらが一連の効果と相俟って、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遅れている中国では家計の決済手段は主に現金で行われているので、手元の現金が増えた家計は消費支出を増やし、これによって短期的に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（ M_2 ）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（図②）

ケース2 (M_1)
(限界的インパルス)



(累積的インパルス)

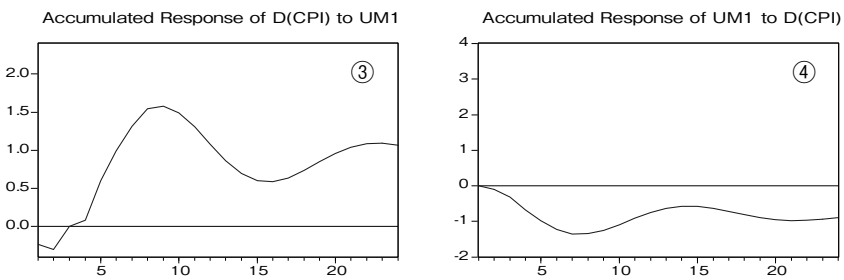


図3-7 ユニット・マネーサプライと消費者物価の応答関数

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（図④）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金融引締め政策のスタンスが反映されているといえる。しかも、 M_1 の物価に対する正の影響からすると、 M_1 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の比率からも読み取ることができる（表3-7）。

3.4.1 分散分解

表3-7のケース1では、60期先ユニット・マネーサプライは76.6%、物価は87.3%が自己ショックによって説明される。つまり、両変数はそれぞれ他の変数から受ける影響が少なく、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 (M_2) は物価変動にほとんど影響を与えていないことが明らかである。

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

70.0%にまで低下しており、60期先では63.6%となっている。これはユニット・マネーサプライ (M_1) の83.5%のそれより、はるかに低く、ユニット・マネーサプライ (M_1) 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による金融政策の分析結果とも整合的と言える。

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 | | |
|-------|------------|---------|-------|------------|---------|
| | μ_{M2} | μ_p | | μ_{M1} | μ_p |
| 1 期先 | 91.8 | 91.8 | 1 期先 | 92.8 | 93.0 |
| 6 〃 | 77.9 | 87.1 | 6 〃 | 85.7 | 70.0 |
| 12 〃 | 76.7 | 87.3 | 12 〃 | 84.1 | 66.0 |
| 24 〃 | 76.6 | 87.3 | 24 〃 | 83.6 | 63.9 |
| 48 〃 | 76.6 | 87.3 | 48 〃 | 83.5 | 63.6 |
| 60 〃 | 76.6 | 87.3 | 60 〃 | 83.5 | 63.6 |

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について、インパルス応答、分散分解などの手法を用いて分析を行った。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経済の実体的な側面と金融政策の両方面にあり、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言える。これまでの分析で得られた結果を整理すると次のとおりである。

- ①インパルス応答では、実体経済の消費は短期に、投資と純輸出は中長期に物価変動に影響を与えている。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。同じく金融政策の狭義の貨幣供給量 M_1 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与える影響は、時間的ラグを伴って効果が表れるものの、その効果は極めて小さい。したがって、利子率の調整による金融政策は物価安定にさほど寄与していない。しかし、貨幣供給量の調整 (M_1) 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36期先で77.0%が自己ショックによって説明され、次に純輸出の説明力は14.6%、消費は4.7%、利子率は2.1%の順になっている。一方、 M_1 を用いたケース 2 においては、自己の説明力は66.0%、ユニット・マネーサプライに

よる説明力は34.0% 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、物価のインパルス応答で明らかになったように分析期間中、主な物価変動は純輸出と貨幣供給量 M_1 によってもたらされている。純輸出は短期には需要の増加による物価上昇をもたらすが、中長期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、自由な資本取引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。したがって、自由な資本取引の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、利子率の変更による金融政策の効果をさらに高めるためには、これらの規制のさらなる緩和が必要であると言える。しかし、漸進的な経済改革のスタンスからすれば、今後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 M_1 が物価に与える影響から、貨幣供給量の調整による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 M_1 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 M_1 の内訳からすると、 M_1 と M_2 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自由化の促進が必要であるが、金利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。

Price Stability and the Role of Monetary Policy in China

JIN zhenyu

Key Words : Price Stability, Monetary Policy, VAR

Abstract

For approximately 30 years, since the introduction of the Reform and Opening Policy in 1978, China's economy has maintained a high lasting growth of 10% annual average rate. However, such high lasting growth has not always enjoyed favorable conditions, with overheating occurring at one point, and stagnation at another. Severe fluctuation of commodity prices has also occurred in the repetitions of the business cycle.

Consumer prices, for example, recorded a peak of 24.1% in 1994 during the inflation of the 1990s. Although they later subsided to a level below the growth rate of real GDP in 1996, both GDP and commodity prices entered a deceleration phase in 1998 with five years of deflation until 2002. In the years since 2003, China's economy succeeded in resolving the situation, but inflation later returned. Every time such severe fluctuation of commodity prices has occurred, the Chinese government and the People's Bank of China have set forth a series of monetary policies to stabilize commodity prices, such as control of interest rates and adjustment of the money supply. The effect of the monetary policies on the stabilization of commodity prices, however, has not yet gained a consensus.

Much research has already been conducted on the relationship between commodity price fluctuation and monetary policy in China. Earlier research showed different consequences regarding the effects of monetary policy on the stabilization of commodity prices, and in many cases a single financing policy variable was utilized in the analysis. However, in China, where interest rates are used as operating variables while money supply is placed as interim targets, analyses in which a single monetary policy variable is used are limited.

In this analysis, therefore, money supply and interest rates are both considered as means of China's monetary policy, and the VAR (Vector Autoregressive) is utilized in the analysis of the effects of monetary policy on the fluctuation of commodity prices. The objective of this analysis is to clarify the role of monetary policy from the viewpoint of stabilization of commodity prices.