

インフレーション・ターゲティング 導入の経済効果¹

明治大学 千田研究室

峰寛登 渡邊翔太 渡井学 杉山力 神山和真

2006年12月

¹本稿は、2006年12月16日、17日に開催される、ISFJ日本政策学生会議「政策フォーラム2006」のために作成したものである。本稿の作成にあたっては、千田亮吉教授(明治大学)、折谷吉治教授(明治大学) 森本喜和様(日本銀行)、福田慎様(明治大学大学院)をはじめ、多くの方々から有益且つ熱心なコメントを頂戴した。ここに記して感謝の意を表したい。しかしながら、本稿にあり得る誤り、主張の一切の責任はいうまでもなく筆者たち個人に帰するものである。

目次

はじめに

第 1 章 先行研究

第 2 章 インフレーション・ターゲティング普及の背景

- 第 1 節 インフレ、失業、政府債務
- 第 2 節 マネーサプライと GDP の関係の希薄化

第 3 章 金融政策の評価

- 第 1 節 テイラー・ルールによる評価
- 第 2 節 マッカラム・ルールによる評価

第 4 章 90 年代以降の金融政策の有効性

- 第 1 節 貨幣需要関数の推計
- 第 2 節 信用乗数の推移
- 第 3 節 VAR 分析による 90 年代の金融政策の有効性
- 第 4 節 追加検証:80 年代の金融政策の有効性

第 5 章 インフレーション・ターゲティング導入の経済効果

- 第 1 節 インフレーション・ターゲティング政策の効果
- 第 2 節 インフレ関数の推計
- 第 3 節 政策提言

参考文献・データ出典

はじめに

わが国は 1980 年代後半から 90 年代前半にかけてバブルが発生し、バブル崩壊後は長期不況に陥るといったように、激しい経済の混乱を経験してきた。この過程において、日本銀行の金融政策に対する批判的な意見も多い。我々はこれらの混乱の一因が日本銀行の裁量的な金融政策に一因があったとし、ある程度裁量的な部分は残しつつも基本となるルールを設けるインフレーション・ターゲティング政策を採用することで同じ過ちを繰り返さないようにする必要があると考える。さらに今年 3 月の量的緩和解除時に公表された、政策委員が考える中長期的な物価安定の理解では、1%を中心とした 0~2%程度が望ましいインフレ率としてはいるが、あくまで理解であり目標ではないので、今までと同様に、裁量に重きを置いた政策運営を行うと言っているに過ぎない。裁量に委ねた金融政策では今後同じような政策運営の失敗を招きかねず、また、日本銀行の独立性、透明性、説明責任といった面で不安が残ってしまう。市場の期待に働きかける効果も不十分で、日本経済の安定成長を妨げる可能性もある。さらに、消費者物価指数は上方にバイアスがかかっている、ゼロインフレが物価安定というわけではない。日本はデフレでゼロ金利という異常な状態に追い込まれ、長い経済の低迷に追い込まれた。今後デフレに陥ることが無いよう、0 を含まない緩やかなインフレ率を目標とすべきである。

また、上記の日本銀行の独立性が十分でないと、インフレ・バイアスや動学的不整合性といった問題も生じる。過去の経験則から、政府側としては物価の安定よりも失業率を下げることを優先してしまいがちであり、独立性の弱い中央銀行ではその影響を受けやすくなるということが明らかになっている。日本はここしばらくの間、高いインフレに悩まされたといった経験はあまり無いが、今後そのような事態に直面することが無いともいえない。しかも今後政府債務がさらに増加していく可能性がある中、財政の持続可能性といった議論が高まると高インフレを達成して債務の実質価値を目減りさせよといった声が政府側から出ないとも限らない。このような事態を未然に防ぐためにもインフレーション・ターゲティング政策の導入は必要なのである。

さらに、物価が不安定であると様々な問題を引き起こす。債権者、債務者間に生じる分配の不公平、物価にスライドさせインデックス化することの難しさ、効率的な資源配分の阻害などである。物価の安定は金融政策において、最優先されるべき事柄のひとつである。

以上のような問題意識から、我々はその解決策としてインフレーション・ターゲティング政策を導入することを提案する。さらに日本に適したインフレーション・ターゲティング政策のスタイルを示し、望ましいインフレ率を提示することを本論文の最終的な目標とする。

本論文の構成は以下の通りである。まず第 1 章では先行研究を説明している。テイラー・ルールやマッカラム・ルールを用いた金融政策の評価や、90 年代の金融政策の有効性の低下等のサーベイを行っている。

第 2 章ではインフレーション・ターゲティング普及の背景として、インフレと失業のトレードオフの関係がわが国にも存在するのか検証し、比較的急傾斜の短期フィリップス曲線が導かれた。しかし 1990 年から 2003 年の近年の期間では、かなり緩やかなカーブとなった。さらに、先進国ではマネーサプライと GDP の関係の希薄化が起こっているが、わが国でも両者の関係が希薄化しているかを検証した。具体的には、マネーサプライと実質、名目 GDP との F 検定を行い、ラグを 2 期と 4 期で 1975 年の第 1 四半期から 1993 年第 4 四半期までの

前半期間と、1994年第1四半期から2006年の第2四半期までの期間とに分けて分析した。前半期間ではマネーサプライとGDPとの間に相関が無いという帰無仮説は棄却されるが、後半期間ではいずれも棄却されなかった。つまり現在のわが国では他の先進国同様、マネーサプライが情報変数や中間目標としての機能を失っているとの結論を得られた。

第3章では金融政策の評価として、テイラー・ルールやマッカラム・ルールを日本に適用した。日本銀行がコールレートを操作することで金融政策を運営してきたと考えられる1980年から2001年3月までをテイラー・ルールで、マネタリーベースを政策目標として金融政策を運営してきたと考えられる量的緩和政策後はマッカラム・ルールを適用した。その結果、ルールから乖離している部分があり、この間の金融政策はミスであったと結論付けた。

第4章では貨幣需要関数の推計、信用乗数の分析、VAR分析を行い90年代の金融政策の有効性の検証を行った。またVAR分析は80年代にも適用した。その結果我が国の90年代の金融政策の有効性は低下していたということが示された。第1節では1989年1月から2006年6月までの短期金利と長期金利の推移を示した。さらにM2+CDと現金通貨について需要関数を推計した。第2節では1982年3月から2006年6月までの信用乗数の推移を見た。第3節VAR分析により90年代の金融政策の有効性を見た。第4節ではVAR分析で80年代の金融政策の有効性を見た。第1節から第3節の分析において、それぞれ80年代に比べ90年代の金融政策の有効性は低下しているという結論を導いた。

第5章ではインフレーション・ターゲティングを導入した各国の導入前と後で失業率とGDP成長率にどのような変化が起きたかのか見てみた。その結果導入した各国は、導入後にインフレ率は安定的に推移し、失業率は下がり、安定的な経済成長を遂げているという結果が得られた。また我が国のインフレ関数がNAIRU型かどうかという分析を行いインフレ率が安定的かどうかの分析を行った。全期間のうちある期間の前半期間のみNAIRU型だという結果が得られたが、その他の期間ではいずれもNAIRU型であるという推計結果は得られなかった。よって日本のインフレ率は安定していて加速しにくいという結論が得られた。

最後に第5章第3節『政策提言』において締めくくりの議論とする。

第1章 先行研究

まず、第2章の『インフレーション・ターゲティング政策普及の背景』のサーベイとして、本多(2000)の意見をまとめておく。

本多はインフレーション・ターゲティングが普及した理由として、インフレ・バイアスの問題、新古典派の見解の支配性、さらには貨幣集計量の限界を挙げている。インフレ・バイアスの問題とは、政治家・政府・与党は票を求めて緩和的な金融政策を求めがちになり、その影響を受けて中央銀行も緩和政策をとりがちとなることである。新古典派の見解の支配性とは、「貨幣が中長期的には実物経済に対して中立的であり、物価のみに影響を与える」とする見解が支配的となり、各国のインフレーション・ターゲティング採用に重要な影響を与えているということだ。最後の貨幣集計量の限界というのは、GDPと貨幣集計量の関係が希薄化し、貨幣集計量を中間目標に用いることを放棄せざるをえなくなった国が多くなったということである。このような流れの中で、インフレーション・ターゲティング政策を各国が採用あるいは検討しているとされている。ではここで、この経済理論はわが国に当てはまるのかといった疑問が生じる。そこで我々は第2章で、実際にそれらが日本でも起こっているのか実証分析を行った。

次に我々は第3章の『金融政策の評価』のサーベイとしてバブル期以降の日本銀行の金融政策に対する実証分析を紹介する。

岡田・飯田(2004)は、金融政策の失敗が長期停滞の主要因であるとみなし、90年代以降の金融政策について理論的な検討と実証的な検討を行っている。理論的な検討では、金融政策は物価に対して影響を及ぼす、物価の変動は実体経済に影響を及ぼす、という二つの主張を展開している。実証的な検討では、マッカラム・ルールを用いて分析を行っている。その結果、テイラー・ルールを用いた分析[地主、黒木、宮尾(2001)]とほぼ同じ結論を得ており、少なくとも90年代前半期の金融政策の運営は明らかに過剰な引き締めスタンスを維持していた、と結論付けた。さらに、90年代の長期停滞は、前半においては過剰な金融引き締めが原因であり、後半においてはそれが引き起こしたデフレによって発生した流動性の罫が長期停滞を持続させることになったと述べている。また、各期の名目GDP成長率の変動係数を比較することで、実際にマッカラム・ルールを日本経済に適用していた場合、名目GDPの水準と成長は、実績に比較して安定化されることを確認している。貞廣(2005)は、1990年代の金融政策について、マクロ計量モデルによると、90年代初頭以降の累次の金融緩和政策がなければ景気後退がさらに深刻になっていたことがわかった。次に、1990年代における金融政策の効果がそれまでと比較して小さくなっているかどうかについてVARモデルを用いて検証すると、金融政策の効果は90年代に入って低下、ないし有効でなかったことを確認している。その原因の一つとしては、1990年代の設備投資が低迷していたためとし、日本銀行の金融政策を“失政”であったと評価することは必ずしも射していないということである。また、90年代前半において政府、民間ともデフレの進行を過小に見込んでいたとしている。仮に日本銀行においてもデフレの進行を過小に見込んだ上で金融政策が行われていたら、政策金利の引き下げが小幅かつ遅れることになると指摘し、テイラー型の政策金利決定関数(ここでは政策金利決定関数を中央銀行は予想インフレ率と需給ギャップによって政策金利であるコールレートを操作すると想定)を用いてこの点を分析している。分析結

果によると、80年代後半から90年代半ばの日本銀行の金融政策はインフレ率の見込み違い(80年代後半はインフレの過小予想、90年代前半はデフレの過小予想)という予想の誤りによってその対応が遅れたことが示されている。そこで我々は第3章で、2005年までデータを引き伸ばして分析を行った。

次に我々は4章の『90年代以降の金融政策の有効性』のサーベイとして、宮尾(2006)らの先行研究を紹介する。

宮尾はまず、ベクトル自己回帰(Vector Autoregression; VAR)モデルによる時系列分析の手法を用いて、金融政策の効果やその評価について述べている。VARモデルでの分析によれば、バブルの生成・崩壊期においては金融政策がある程度顕著な影響を及ぼしたことが示されたものの、90年代に限ったサンプルによる分析では、特に90年代後半において金融政策が与える影響が低下したということが示されている。宮尾はこの分析を受けて金融政策の役割が90年代後半に大きく低下した可能性があるとしている。では、サンプルを2006年3月まで引き伸ばして分析を行うとどうなるであろうか。我々は第4章で宮尾と同様のVAR分析を行い、その中で、マネタリーベースの増大が若干長期金利を引き下げる効果がみられるものの、金融政策の有効性はかなり低下しているという結果と得た。

次に我々は流動性の罠に陥ると従来の金融政策は有効性を失ってしまうという指摘を受け、流動性の罠に関する細野・杉原・三平(2001)、宮尾(2006)、krugman(1998)らの研究を取り上げる。細野・杉原・三平(2001)は、流動性の罠に陥るとマネーサプライを増加させてもそれは無限の貨幣需要によって吸収されるだけとなり、金利や実体経済に影響を与えることができないとした。つまりこうした状況の下では伝統的な金利コントロール政策によっても、量的コントロール政策によっても金融政策の有効性は失われる。かの有名なkrugman(1998)による流動性の罠の定義は、名目金利がゼロ、またはゼロ以下になったために伝統的な金融政策が不能になった状態である。この状態ではマネタリーベースを注入しても、ベースマネーと債券が民間セクターから見て、完全な代替物になるために効果がないといわれている。細野ら他(2001)は流動性の罠に陥ってしまうとマネーサプライを増加させても、それは無限の貨幣需要に吸収されるだけとなり、金利や実体経済に影響を与えることができないとし、また、こうした状況のもとでは伝統的な金利コントロール政策によっても、量的コントロール政策によっても金融政策の有効性は失われることについても言及している。krugman(1998)は日本経済が流動性の罠に陥っているとしたが、宮尾(2006)によればkrugmanが言うように実際的に日本経済が流動性の罠に陥っていたかどうかについては様々な意見があるとしている。また、宮尾(2006)は、伝統的な貨幣需要関数における流動性の罠とは金利が十分に低く、貨幣需要の金利弾力性が無限大ないし、きわめて大きい値へ変化する状況を指すものと定義できるとした。繰り返しになるが、流動性の罠の問題点は貨幣需要の関係が不安定になり上記の貨幣需要関数自体が成り立たなくなるということである。

次は宮尾(2006)にしたがって、MIUアプローチによるミクロ的基礎付けの議論に基づいて、流動性の罠がどのように特徴付けられているかを考える²。伝統的な貨幣需要関数において、プラスの下限金利 i^* またはゼロ%下限において金利の弾力性が無限大になる。まずプラスの下限金利を持つ流動性の罠の場合には、貨幣に関する限界効用に同じくプラスの下限が存在することを意味する。貨幣の限界効用は貨幣保有量の増加につれて逓減すると想定されるが、そこにプラスの下限があれば貨幣保有残高を無限に増やしても、さらにもう1単位貨幣保有を追加することでプラスの効用が得られる。つまり、貨幣保有による効用に満足せず、人々の選考が貨幣保有に偏った特殊な状況による。一方、ゼロ%下限の流動性の罠の場合、限界効用がゼロに達するので、貨幣保有の効用が飽和水準に達し、追加的なメリットは発生しない。このように宮尾(2006)はミクロ的基礎付けのもとで流動性の罠を検討すると、本質的な意味合いは下限金利がプラスかゼロかで違うということを示している。

続いて、宮尾(2006)以外の流動性の罠に関する見解を示したい。前述したkrugmanは

² ミクロ的基礎付けに関する詳しい議論は宮尾(2006)を参照。

Cash-In-Advance 制約³(消費量 = 実質貨幣残高)を仮定して、貨幣を代表的個人モデルに組み込み、日本経済はゼロ%金利下限の流動性の罍に陥ったとみなし、その後はいくら貨幣を増発しても物価や実体経済に影響を及ぼさないことを示した。その上で打開策として、日本銀行は無責任なインフレ目標策にコミットすべきである、と主張している。Buiter and Panigirtzoglou(1999)は消費の成長と物価変動に関する 2 本の微分方程式にテイラー型の金利ルールを考慮したモデルを構築し、そのもとで動学的メカニズム(インフレ率と消費の位相図)を分析した。彼らは下限金利水準がプラスかゼロかは明示していないが、宮尾(2006)はその下限金利はゼロ%と判断している。

次に我々は貨幣需要に関する分析の先行研究を行った。この分析は貨幣需要関数を推計することにより流動性の罍の有無を明らかにすることができる。貨幣需要関数が不安定であるということは、マネーサプライと金利や実質 GDP との関係が不安定であるということだ。こうした背景をもとに細野ら(2001)は、仮にマネーサプライを目標通りにコントロールできたとしても、それが望ましい金利や生産水準に対応している保証はないということを指摘している。宮尾(2006)では、ゼロ金利や流動性の罍といった特殊な状況を考えるために、ケインズの流動性選好説に基づく標準的な貨幣需要関数にミクロ的基礎付けの議論、特に代表的個人の貨幣を含んだ効用関数(MONEY IN THE UTILITY FUNCTION)の議論まで掘り下げることが有用だとしている。宮尾(2006)による実証分析では、M2+CD については 90 年代以降の貨幣乗数の不安定性や金融システム不安による影響で共和分関係が支持されず貨幣需給一致関係は支持されなかった。日本の M1 に関する需給一致関係は金利がゼロ%近くまで低下した最近期でも定義可能でありゼロ%下限に到達するという意味での流動性の罍には陥っていないという結果が得られている。また細野・杉原・三平(2001)の分析では、90 年代の日本経済では短期金利の更なる引き下げは困難であったが、将来の短期金利の期待に影響を与えることにより長期金利に影響を与える余地は十分あったことを示している。彼らは流動性の罍が実際に生じたかどうかについて、貨幣需要関数を推定することにより検証した結果、現金需要については短期金利の低下に伴って無限大に拡大した可能性が示唆されたが M2+CD については長期金利の低下に伴う需要の無限拡大は観察されなかった。さらに彼らは、1990 年末の M2+CD の増大は低金利よりむしろ金融不安要因や金利ボラティリティの高まりの影響が大きいとしている。したがって、日本経済は現金通貨に関しては流動性の罍に陥った可能性が高いが、M2+CD に関しては流動性の罍には陥ってはいなかったという見解であり、期間を伸ばして分析した宮尾(2006)もほぼ同様の結論を示している。このような様々な先行研究によると、90 年代の日本において貨幣需要が無限大になるという意味での流動性の罍に陥っているかどうかは未だに決着がついていないが、どちらにせよ貨幣需要増大の増大は認められており金融政策の効果が薄まってしまったことが示されている。

第 5 章の『インフレーション・ターゲティング導入の経済効果』のサーベイとして、インフレーション・ターゲティング政策採用国の導入背景やスタイルについて詳細に述べられている伊藤(2006)、肥後・中田(2000)を以下に簡単にまとめておく。なお参考までに、表 1-1、表 1-2 に各国のインフレーション・ターゲティング政策の概要をまとめた。

世界で最初にインフレーション・ターゲティング政策を導入したニュージーランドは、ニュージーランド準備銀行に独立性を与えた法改正が1990年2月に施行されたのを受け、1990年3月に政府との間で政策目標合意を締結し、インフレーション・ターゲティングを導入した。こうした金融政策の新しい枠組みに移行した背景には、1970年代から1980年代にかけ、低成長の中でほぼ毎年二桁の高インフレが継続し、各経済主体にも高い予想インフレが定着して高インフレ体質が慢性化していたことがあげられる。ニュージーランド準備銀行法が改正されるまでは、金融政策には、物価安定だけでなく経済成長促進など複数の目標が与えられていたが、法改正後は、物価安定が中央銀行の主たる機能として位置づけられた。目標とする指標としては総合 CPI インフレ率を用いており、インフレ目標の設定は政府と中央銀行

³ 詳しくは KRUGMAN(1998)を参照。

の合意によって定められている。インフレ目標は導入以来、実際に運用していくなかでの経験に学びながら2度変更されており、1990年から1996年までの期間は0~2%、1996年から2002年までの期間は0~3%、2002年から現在までの期間は1~3%となっている。また、ニュージーランドの金融政策では、金融政策の決定は総裁の一存にかかっており、決断は総裁一人が行い、責任は総裁一人が負うことになっているため、責任の所在が非常に明確となっている。政策目標合意では例外条項として、輸出入物価の大きな変動や自然災害、伝染病による家畜数の急減などによる危機的な状況があげられており、こうした場合にはその影響が物価をどの程度押し上げるかを推定し、それを踏まえて新しいインフレ目標を設定することとしている。政策目標合意で定められたインフレ目標が達成されなかった場合には、財務大臣がニュージーランド準備銀行委員会の意見を聴いた上で総裁を解任できるとしている。

イギリスでは欧州通貨危機をきっかけに、1992年にインフレーション・ターゲティングが導入された。それまでイギリスはEU域内の通貨バスケット(ECU)に自国通貨をペッグさせ、金融政策も為替相場の対ECU相場安定化に割り当てていたが、欧州通貨危機の結果為替相場メカニズムから離脱した。しかし、1992年時点でイギリスの中央銀行には独立性が与えられておらず、財務大臣が金融政策を決定していたためインフレーション・ターゲティングに対する信認はなかった。したがってこの時点でのインフレーション・ターゲティングは、独立性を持たない中央銀行は目標の達成に責任をとることができないという欠陥を持っていたが、現在のインフレーション・ターゲティングの枠組みは、1997年にイングランド銀行に独立性が付与されてからできたものである。インフレ目標は財務大臣が一方向的に決定しイングランド銀行と正式に協議はしないが、金融政策の手段は中央銀行の金融政策委員会(MPC)が決定する。つまり、イングランド銀行には「手段の独立性」はあるが「目標の独立性」はない。目標とする指標は2003年12月まではRPIX(モーゲージ金利を除く小売物価指数)上昇率を用いインフレ目標は2.5%であったが、それ以後は大陸ヨーロッパと共通の消費者物価指数(HICP)上昇率で2%を目標としている。インフレ目標は、常時その時点から2年以内に達成することが期待され、結果としてインフレ目標の上下1%ポイントを超えた場合には、イングランド銀行総裁は、財務大臣宛に公開書簡を発送し、その理由は、今後の見通しと対処方針を明らかにしなければならないことになっている。これによって説明責任を果たすことになる。

スウェーデンは1993年1月にインフレーション・ターゲティングを導入した。採用したきっかけは、イギリスと同様、1992年の欧州通貨危機である。導入当初は、「1995年以降に $2\pm 1\%$ とする」という期限を2年先に定めたインフレ目標であり、目標の宣言はスウェーデン中央銀行が単独で行っている。スウェーデン中央銀行の独立性は、1999年の法改正まで与えられていなかったが、実際の金融政策運営では伝統的に自律性が尊重されていたため実質的には独立性を確保していた。目標とする指標は総合CPIインフレ率であり、インフレ目標は $2\pm 1\%$ としている。インフレ目標を設定するのは中央銀行総裁であり、金融政策は中央銀行の理事会によって独立して決定される。また、中央銀行総裁は年2回、議会の金融政策委員会に出席し説明責任を果たすことになっている。

カナダは1991年にインフレーション・ターゲティングを導入した。1980年代のカナダはインフレ率が高く、インフレ克服が重要な課題となっていたことが導入のきっかけである。導入当初は、段階的にインフレ率を引き下げるため多段階のインフレ目標が設定されていた。具体的には1992年末にCPI対前年上昇率を $3\pm 1\%$ とする、1994年6月までに同 $2.5\pm 1\%$ とする、1995年末までに最終的な「物価安定」水準である同 $2\pm 1\%$ とするという3つのインフレ目標が同時に設定された。現在のカナダは、インフレ率引き下げに成功し、インフレ目標はカナダ政府・中央銀行が「物価安定」水準と考える $2\pm 1\%$ としている。目標とする指標はCPI上昇率であり、目標の設定は政府と中央銀行の合意によって決定され、金融政策の手段については中央銀行が独立に決定するが、政府と中央銀行の間で深刻な意見の相違がある場合には、大蔵大臣は書面により指示を行うことになっている。

オーストラリアは、1994年9月にインフレーション・ターゲティングを導入した。オーストラリアは1970年代、1980年代と高インフレが続き、これが、経済発展の障害になっているとの認識から政策金利を引き上げ、1992年にはインフレ率が1.0%まで低下し、慢性的な高インフレから脱した。オーストラリアは、物価が安定した状態を持続するために1994年にインフレーション・ターゲティングを導入したと位置づけることができる。現在は、目標とする指標は総合CPI上昇率を用いており、インフレ目標は2~3%としている。目標の設定は中央銀行と政府の合意により決定し、金融政策の手段は中央銀行の理事会によって決定されるが、この理事会のメンバーには財務長官が含まれているため、独立性の観点からは疑念が残っている。

韓国の導入背景は、1997年12月通貨危機が伝播し、外貨準備が枯渇するとIMFとのスタนด์・バイ取り決めに合意し、それに先立って、為替変動幅は廃止され、フロート制に移行していた。これまで目標インフレ率は、スタนด์・バイ取り決めによるプログラムに含まれていたため、IMFの指導のもとにあったが、1997年韓国銀行法を改正し、韓国銀行が中央銀行として政府からの独立性を与えられたこと、またインフレーション・ターゲティングの採用が法定されたこととし、1998年からインフレーション・ターゲティングを採用した。韓国銀行は、毎年末に、翌年のインフレ目標を政府と協議のうえ設定し、韓国銀行の金融政策委員会がこのインフレ目標を達成するよう具体的な金融政策を決定してきた。1998年の目標値は消費者物価指数(CPI)の年平均上昇率が $9 \pm 1\%$ 、1999年は $3 \pm 1\%$ と設定。2000年からは、韓国当局が消費者物価から非穀物農産物および石油製品の価格を除いたものと定義したコアCPIインフレ率をインフレ目標とし、2000年のインフレ目標は $2.5 \pm 1\%$ 、2001年、2002年および2003年は $3 \pm 1\%$ と設定した。2004年からはインフレ目標の対象期間が1年から3年間とし、コアCPIインフレ率の平均は2.5~3.5%と設定された。韓国にとってインフレーション・ターゲティングの導入は1998年以後の経済回復の兆しとなり、特に、韓国銀行の金融政策の独立性に対する強いコミットメントとして機能した。

最後は肥後・中田(2000)の先行研究を紹介する。彼らは需給ギャップとインフレ率との関係をフィリップス型とNAIRU型とに分類し、日本、アメリカ、ドイツ、イギリス、カナダの5カ国を前期(1978年第1四半期~1986年第4四半期)と後期(1987年第1四半期~1997年第3四半期)にわけて、どちらの型にあてはまるのかを分析している。インフレ率と需給ギャップに正の相関がある場合をフィリップス型とし、インフレ率加速度⁴と需給ギャップに正の相関がある場合をNAIRU型とされている。NAIRU型関数の推計に用いられている式は、以下のようにになっている。

$$\pi_t = \alpha^N_0 + \sum_{i=1}^s \beta^N_i \pi_{t-i} + \alpha^N_1 \text{GDPGAP}_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \gamma^N_i \text{IMPORT}_{t-1} + \varepsilon^N_t$$

ここで、 π はCPI変化率(前年同月比)、 GDPGAP は、実質GDPの潜在GDPからの乖離率、 IMPORT は輸入物価変化率(相対価格)、 ε^N は誤差項、 t は時間を表している。上の式で、 β^N_i の総和=1が成立し、かつ GDPGAP にかかる係数が有意となれば、NAIRU型の関係が成立し、インフレ率をラグ項数7期まで増加しても総和が1とならないならば、NAIRU型は成立しないとしている。具体的な分析手法としては、 β^N_i の総和=1の制約をかけ帰無仮説、制約なしの関数を対立仮説としてF検定を行い、帰無仮説が棄却できなければNAIRU型が成立するとしている。

その結果NAIRU型が成立するとみなされたのは、前期はアメリカ、ドイツ、イギリス、カナダであり、後期はアメリカ、イギリス、カナダであった。日本は前期、後期共にNAIRU型は成立していないことが示されている。さらに、フィリップス型関数の推計も行われてお

⁴ インフレ率の変化率。

り、前期ではどの国もあてはまらなかったようだが、後期では日本とドイツがフィリップス型であるとされている。では、サンプル期間を変えて推計してもこの結果は変わらないのかを、我々は第5章で行った。

国名	採用年	目標とする指標	目標	目標期間	設定主体	政策手段の独立性	目標不達成の場合
ニュージーランド	1990年	CPI 上昇率	1~3%、1997年以降 0~3%)	常時	政府と中銀の合意	中銀総裁が金融政策を決定する	財務大臣は中銀 BOARD の意見を聴いたうえで総裁を解任できる
イギリス	1992年	CPI(HICP)上昇率、2003年12月まで RPIX 上昇率	2%、2003年12月までは 2.5%(1997年5月から)	常時	財務大臣	中銀の MONETARY POLICY COMMITTEE が金融政策を決定する (1997年5月から)	上下 1%幅を超えた場合に中銀総裁から財務大臣宛の公開書簡を發出し、理由と今後の対応策、目標に戻るまでに必要と予想される期間等について説明する
カナダ	1991年	CPI 上昇率(変動の大きい 8 品目を除いたコア・インフレ率を OPERATIONAL GUIDE として用いている)	1~3%	2006年未までの5年間において常時	政府と中銀の合意	中銀の GOVERNING COUNCIL が金融政策を決定する	あ政府との深刻な意見の相違がある場合には、大蔵大臣は書面により指示を行う
スウェーデン	1993年	CPI 上昇率	2±1%	常時	中央銀行総裁	中銀の EXECUTIVE BOARD が金融政策を決定する	
オーストラリア	1994年	CPI 上昇率 (1998年から)	景気循環で平均して 2~3%	常時	政府と中銀の合意	中銀の RESERVE POLICY BOARD が金融政策を決定する	

表 1 - 1 先進国 5 カ国のインフレーション・ターゲティングの枠組み

国名	採用年	目標とする指標	目標	目標期間	設定主体	政策手段の独立性	目標不達成の場合
韓国	1998年	1998/99年総合CPIインフレ率	1998年: 9±1% 1999年: 3±1%	1年	中央銀行と政府が協議の上で設定	金融政策委員会で決定	公開の場における説明
		2000年以降コアCPIインフレ率(非穀物農産物および石油製品を除くCPI上昇率)	2000年: 2.5±1% 2001年: から 2003年: 3±1% 2004年から 2006年: 2.5~3.5%				
インドネシア	2000年	2000 - 2001年はCPI上昇率(公共料金および政府の所得政策による影響を除く)	2000年: 3~5% 2001年: 4~6%	1年	中央銀行により設定(インドネシア中央銀行法第10条)	金融政策委員会への政府の参加はない。政府あるいは第三者による介入を禁止(インドネシア中央銀行法第4条)	_____
		総合CPIインフレ率	2002年: 9~10% 2003年: 9±1% 2004年: 5.5±1% 2005年: 6±1%		2005年から政府が設定		
フィリピン	2002年	総合CPIインフレ率	2002年: 5~6% 2003年: 4.5~5.5% 2004年-2005年: 4~5%	2年	中央銀行と政府が協議の上で設定	金融理事会7名の委員のうち1名は閣僚でなくてはならない	総裁が大統領宛の公開書簡を送付

表1-2 アジア3カ国のインフレーション・ターゲティングの枠組み

第2章 インフレーション・ターゲティング普及の背景

第2章では、インフレと失業の関係、政府債務の増大、およびマネーサプライとGDPの関係を考察することによりインフレーション・ターゲティング導入の必要性を考える。第1節はまず、短期フィリップス曲線を用いて、日本にインフレと失業のトレードオフの関係が存在するのかを検証する。次に我が国の政府債務の推移や主要国G7の政府債務の対GDP比を考察し、加速度的に増加する政府債務を解消するために政府が中央銀行に緩和的な金融政策を行うよう圧力をかける可能性を考慮し、インフレーション・ターゲティング導入の必要性を論じる。第2節ではマネーサプライ変化率と実質GDP成長率、名目GDP成長率の推移を比較し、さらにマネーサプライと実質GDP、名目GDPの関係をグレンジャー因果の検証を通じて他の先進国同様にわが国でもマネーサプライとGDPの関係は希薄化したと確認できた。

第1節 インフレ、失業、政府債務

ここでは短期フィリップス曲線を用いて、日本にインフレと失業のトレードオフの関係が存在しているのかどうかを検証してみる。短期フィリップス曲線とは、インフレ率と失業率の関係を示したもので、右下がりの曲線である。つまり、短期的には、市場が予測するよりも緩和的な金融政策を行うことにより、インフレ率を多少引き上げて失業率を引き下げることができる。しかし、長期的には失業率は自然失業率で一定となり、長期フィリップス曲線は垂直となる。以上から、短期フィリップス曲線の式は以下のように表すことができる。

$$\pi_t = \pi_t^e + a(u_t - u^*)$$

ここで、 π はインフレ率、 π^e は期待インフレ率、 u は失業率、 u^* は自然失業率である。長期的に期待は合理的に形成されるとすると、 $\pi_t = \pi_t^e$ となることから、長期のフィリップス曲線の式は $u_t = u^*$ となる。

図2-1-1は1949年から2003年までの年次の消費者物価⁵インフレ率と失業率⁶の関係を示したものである。縦軸がインフレ率、横軸が失業率である。これらの図をみると、基本的な経済理論に整合的な、インフレ率と失業率の負の相関関係がみられる。このことから、少なくとも有権者の票を求める政府には、多少高いインフレ率になったとしても失業率を減らすようなインセンティブがある可能性が示唆される。図2-1-2は1990年から2003年までの

⁵ 全国(総合)の消費者物価指数。経済統計年鑑2005年版。

⁶ 経済統計年鑑2005年版。

データである。全期間のフィリップス曲線よりも緩やかなカーブであり、ほとんど水平に近くなっている。この状態は、緩和的な政策を行ってもインフレの痛手は小さく、しかし失業率は大いに減らすことができる状態であるといえる。

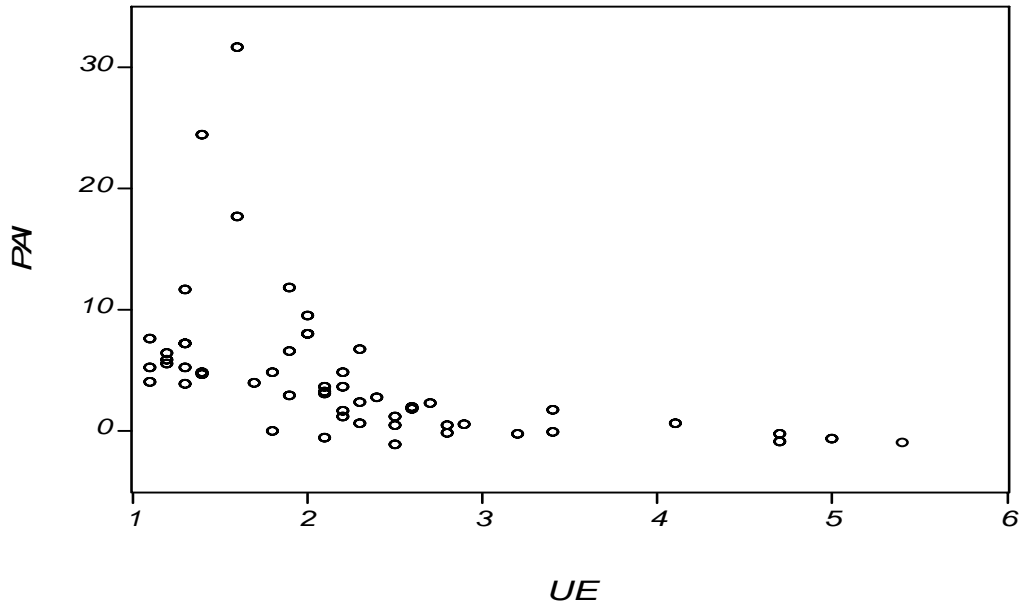


図 2-1-1 短期フィリップス曲線(1949-2003)

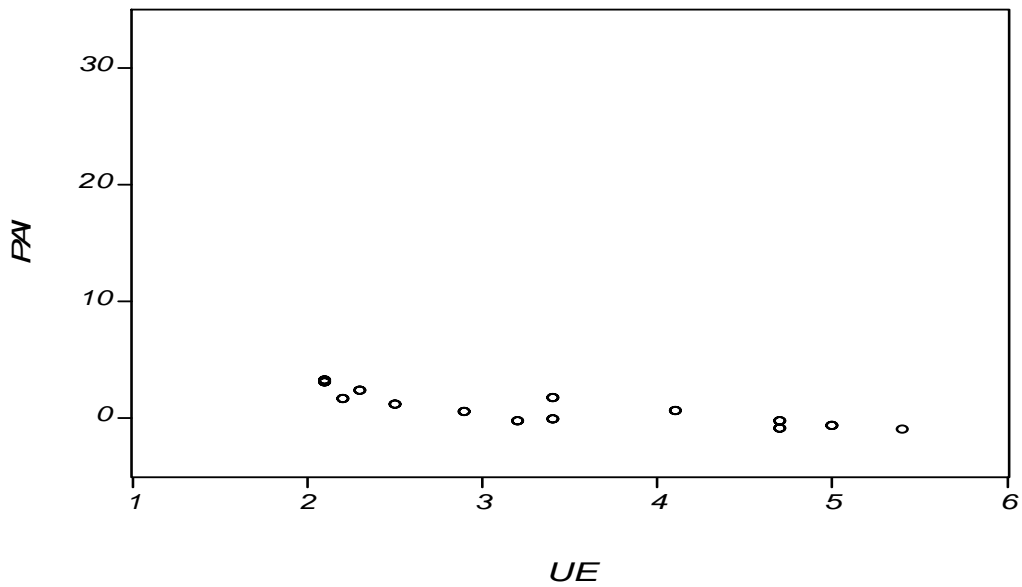


図 2-1-2 短期フィリップス曲線(1990-2003)

次に我が国の政府債務の推移を見てみる。我が国は長年にわたって財政赤字の累積が大きな問題となっている。1975年に始まる赤字国債の発行以降、財政赤字は膨らみ始め2003年には、対GDP比で約155%にまで膨らんだ(アメリカ合衆国は63%、イタリアは117%、ドイツは65%、イギリスは54%)。さらに我が国の基礎的財政収支(プライマリーバランス)も90年代以降低下しており、他の主要国の財政収支が改善したのと対照をなしている。このような状況を背景に財政の持続可能性を疑うような研究結果も出始め、いよいよ日本は財政破綻するのではないか、といった議論も出始めている。果たして日本は今後どのような方向に進むのだろうか。また小泉内閣から、成長重視で拡張主義的だとの批判も出始めている安倍内閣に代わったことでさらに財政赤字が膨らむ可能性は十分にありうる。さらに貞廣(2005)によれば90年代初頭以降の財政赤字の拡大は景気対策による公共投資の増大にあるのではなく、特に景気低迷とデフレによる税収の伸び悩みと高齢化の進展を背景とした社会保障給付費の増大であったということを強調している。一般政府部門は中央政府と地方政府と社会保障基金からなるが、これまで黒字主体であった社会保障基金が高齢化の進行を背景に2001年度からは若干赤字傾向となっていることが示されている。我が国は今後さらに高齢化が加速することが予想されており、社会保障費も確実に増大するだろうと思われる。そしてその結果、社会保障費増大に伴って膨らみあがった政府債務をインフレにすることで阻止しようと政府が考えないとも限らない。

そこで我々はそのような政府圧力を排除し、中央銀行が物価の安定に重きを置いて金融政策を運営できる指標となるインフレーション・ターゲティングの導入は非常に有益であると考えます。まず図2-1-3は我が国の政府債務残高⁷の推移をグラフにしたものである。期間は1975年から2004年であるが、政府債務残高は年々増加傾向にある。特に90年代以降は急激な伸びを見せており、90年から2004年の14年間で政府債務残高は約4倍超にまで膨れ上がっている。次に図2-1-4は我が国の財政赤字の対GDP比と主要国のそれを示したものである。図から明らかなように我が国の債務残高は1975年の赤字国債発行までは20%を下回っておりG7の中でも最低レベルであった。しかし1975年以降、バブル期を除けば今日に至るまで概ね上昇を続けており、特に1995年以降の上昇率は他国に例を見ないほど急激である。また1990年以降、他国の政府債務残高は減少、あるいは現状維持を続けているのに対し我が国のそれは加速度的に上昇したということに注目してもらいたい。さらに、図2-1-5、2-1-6は欧州の様々な国の政府債務残高の対GDP比⁸も表にしたものである。ここに取り上げた全ての国についても近年においては低下傾向にあり、一番高いベルギーにおいても90年代以降に関しては低下している。このように総合的にみても主要国の中での我が国の近年の政府債務の急激な増加は特異であり、やはりこのような状況においては財政の持続可能性を疑われても仕方がない。すでに述べたように、政府がこのように膨らみあがった政府債務をインフレにより縮小させようとするのは十分にありうることで、それは何としてでも防がなくてはならない。そこで政府圧力に屈せずに金融政策運営を行うために、裁量に委ねるのではなく枠組みを設けた金融政策を行う、インフレーション・ターゲティングの導入は必要不可欠であると考えます。

⁷ 内閣府「国民経済計算年報」等。

⁸ OECD「ECONOMIC OUTLOOK」2004。

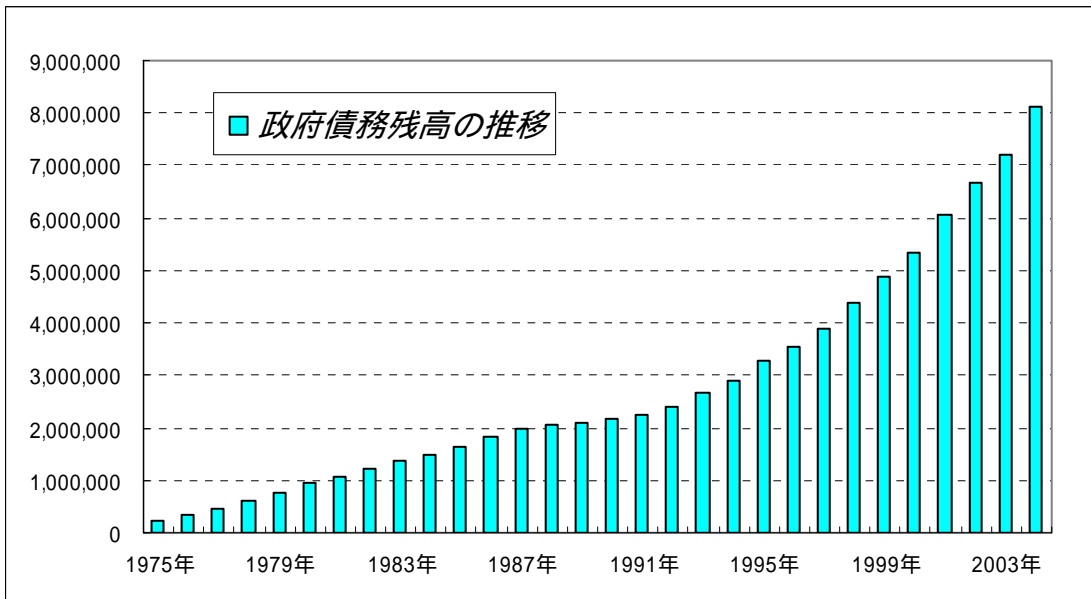


図 2-1-3 日本の政府債務残高の推移

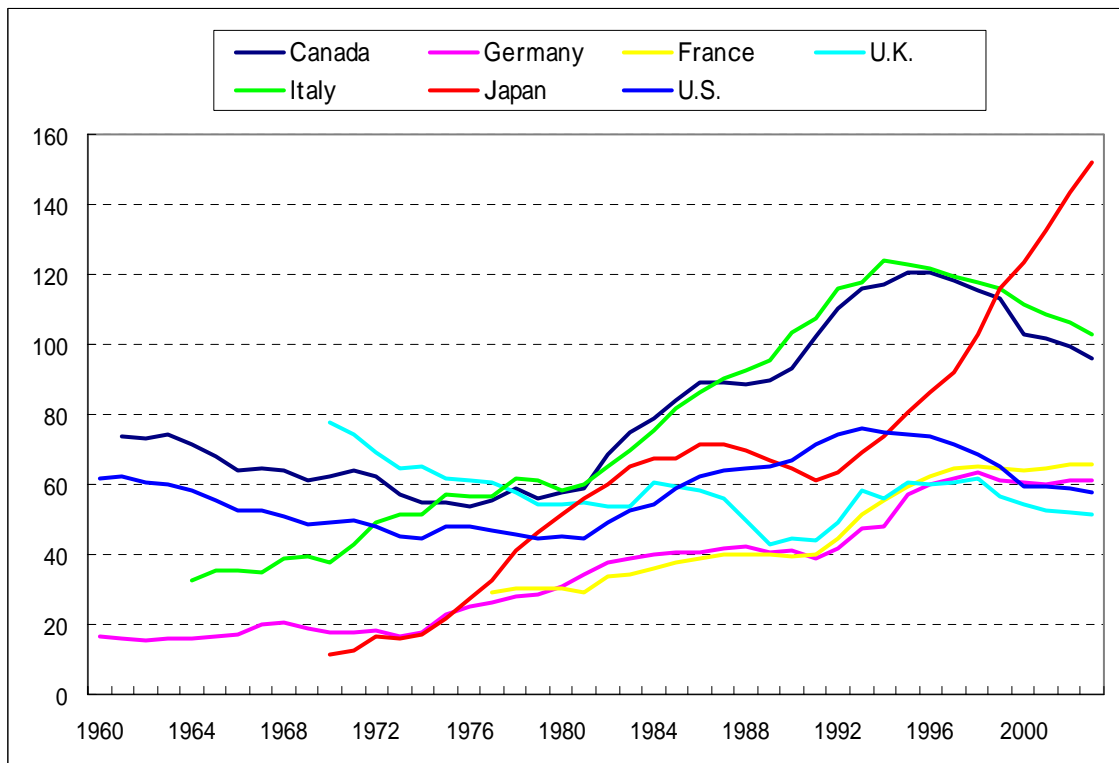


図 2-1-4 政府債務残高対 GDP 比率(G7)

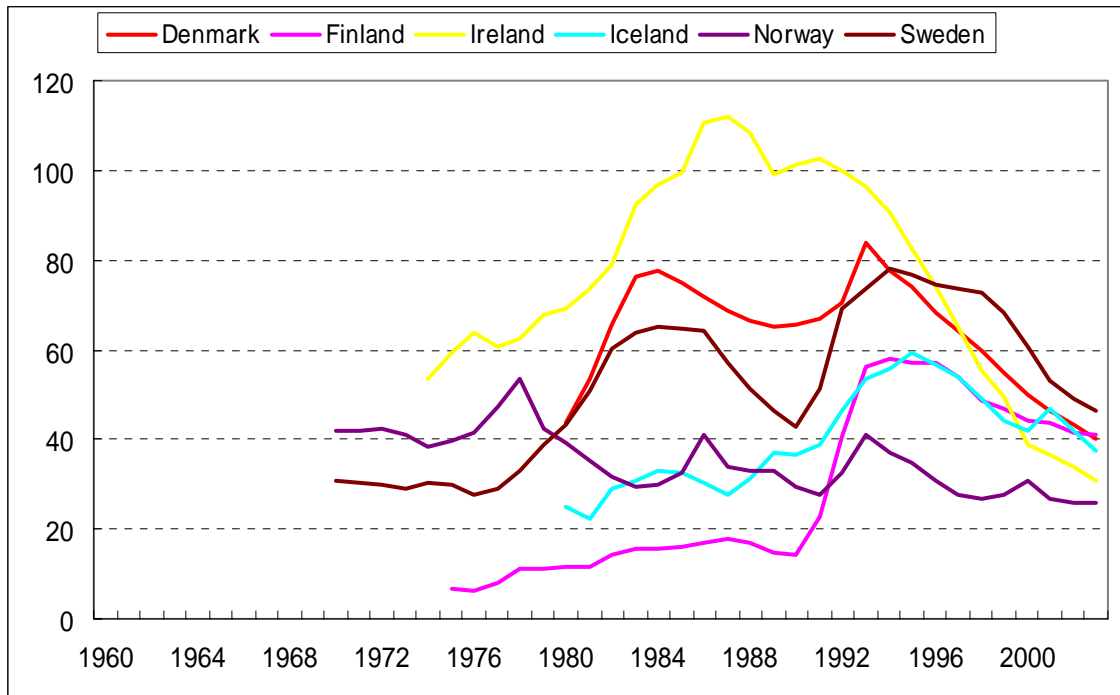


图 2-1-5 政府債務残高対 GDP 比率(欧州 1)

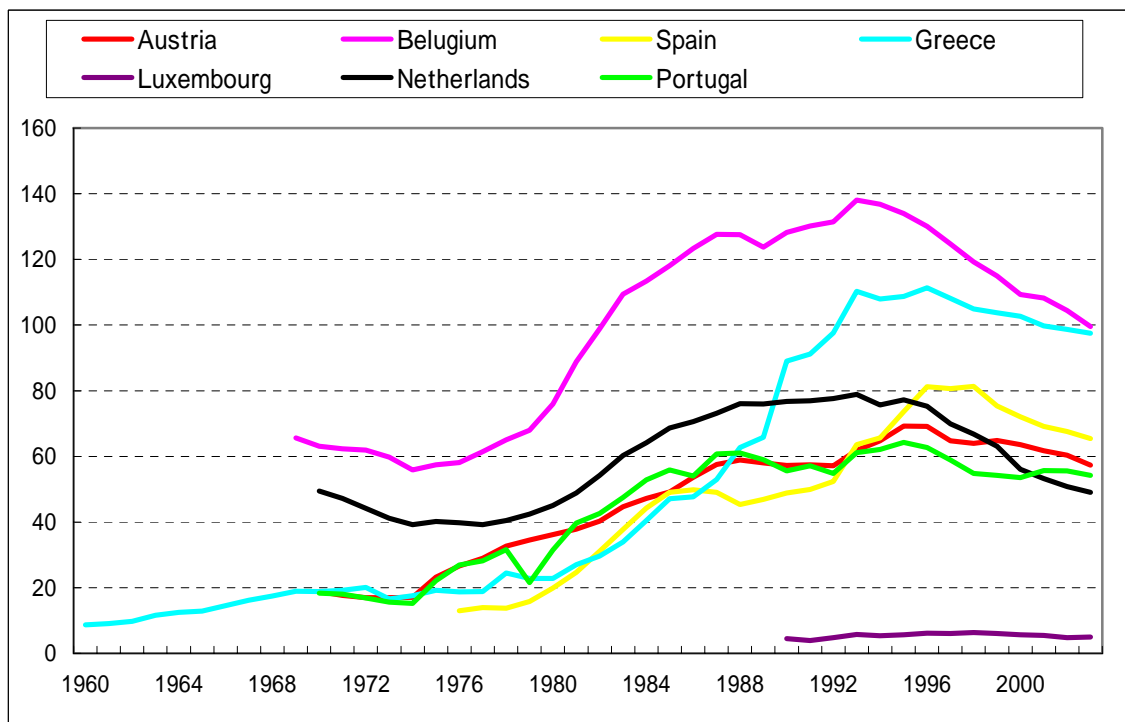


图 2-1-6 政府債務残高対 GDP 比率(欧州 2)

第2節 マネーサプライと GDP の関係の希薄化

本多(2000)によると、多くの国でインフレーション・ターゲティングが採用される理由の一つとしてマネーサプライと GDP の関係が希薄化し、マネーは実物経済に影響を与えないという新古典派の考えが各国の中央銀行において主流となってきていることが指摘されている。そこでこの節では、日本においてもマネーサプライと GDP の関係が希薄化しているという事実があるのかどうかを検証する。

図 2-2-1 はマネーサプライ⁹変化率と名目 GDP¹⁰成長率の推移、図 2-2-2 はマネーサプライ変化率と実質 GDP¹¹成長率の推移をプロットしたものである。期間は 1975 年から 2005 年までで、いずれも年次の変化率である。90 年代半ばまではマネーサプライと GDP に密接な関係があり、景気の先行きや将来の物価を予測することができた。しかし、90 年代後半からはマネーサプライと GDP が異なる動きをしていて、両者の関係が薄れているのがみてとれる。

さらに、マネーサプライ¹²と名目 GDP¹³、マネーサプライと実質 GDP¹⁴の関係を明確な数値で見るために、グレンジャーの因果関係に関する F 検定を行った。用いたデータは分析に先立ち、各変数への単位根テストとして、Augmented Dickey-Fuller テストおよび Dickey-Fuller GLS テストを行い、すべての変数が I(1)であることを確認した。このテストにおいてラグ次数は、シュワルツ情報量基準(Schwarz Bayesian Information Criterion:SBIC)に基づき選択した。次に、マネーサプライの予測力に関する実証分析を行う。予測対象となる被説明変数は、LNY,LY で、単位根テストの結果からすべて一回の階差を取る。(DLY,DLMS)(DLNY,DLMS)というシステムを用いて、それぞれの説明変数についてラグ次数は、2 期、4 期を用いて検証する。そして、マネーサプライに掛かるすべての係数が 0 かどうか F 検定を行う。サンプル期間は全期間(1975:1 2006:2)、1993 年を境に分割された前半期間(1975:1 1993:4)、および後半期間(1994:1 2006:2)とする。

表 2-2-1 から表 2-2-12 は F 検定のテストの結果を表している。結果は、全期間と 1975 - 1993 年の前半期間で、それぞれマネーサプライは実質 GDP、名目 GDP に Granger の意味での因果性はないという帰無仮説は棄却されていることを示している。対して、1994 - 2006 年の後半期間では、マネーサプライは実質 GDP、名目 GDP に Granger の意味での因果性はないという帰無仮説は 5%優位水準ではすべて棄却されない。つまり 90 年代半ば頃からは F 検定の結果からも、マネーサプライと GDP の関係は薄れているという結果が出た。つまり、マネタリストが主張した K%ルールのような政策はもちろん、中間目標や情報変数としての役割も否定されることになる。日本も他の先進国同様、マネーサプライと GDP の関係は希薄化したと結論付けられる。

⁹ M2+CDS(AVERAGE)季節調整。日本銀行 HP。

¹⁰ 旧 68SNA・1990 年基準、94 年からは 93SNA・平成 12 年基準。内閣府 HP。

¹¹ 旧 68SNA・1990 年基準、94 年からは 93SNA・平成 12 年基準。内閣府 HP。

¹² M2+CDS(AVERAGE)季節調整。四半期調整。日本銀行 HP。

¹³ 名目 GDP 長期季節調整済 68SNA、平成 2 年基準。2001 年第 2 四半期から 93SNA、平成 12 年基準名目 GDP 季節調整済み。

¹⁴ 実質 GDP 季節調整 旧 68SNA・1990 年基準計数。2001 年第 2 四半期から 93SNA、平成 12 年基準名目 GDP 季節調整済み。

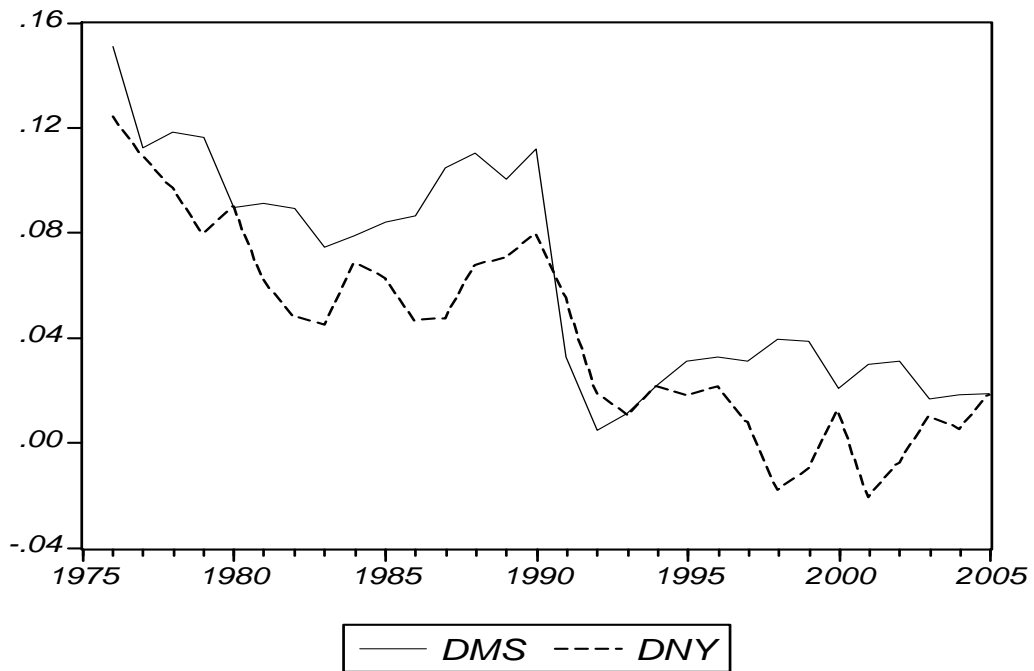


図 2-2-1 マネーサプライ変化率と名目 GDP 成長率

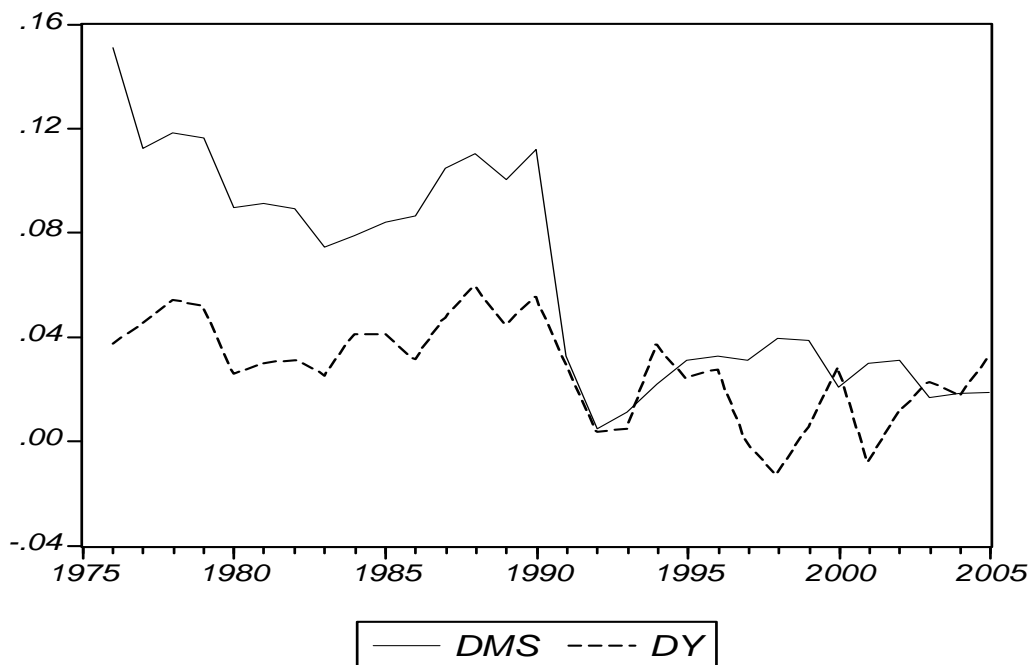


図 2-2-2 マネーサプライ変化率と実質 GDP 成長率

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1975:1 2006:2

LAGS: 2

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLNY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	123	1.19951	0.30499
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLNY		15.8355	8.1E-07

表 2-2-1 マネーサプライと名目 GDP の F 検定(ラグ 2 期 全期間)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1975:1 1993:4

LAGS: 2

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLNY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	73	0.38440	0.68233
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLNY		8.13842	0.00068

表 2-2-2 マネーサプライと名目 GDP の F 検定(ラグ 2 期 前半期間)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1994:1 2006:2

LAGS: 2

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLNY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	50	0.09015	0.91396
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLNY		3.20227	0.05009

表 2-2-3 マネーサプライと名目 GDP の F 検定(ラグ 2 期 後半期間)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1975:1 2006:2

LAGS: 4

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLNY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	121	1.93183	0.11003
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLNY		3.52701	0.00946

表 2-2-4 マネーサプライと名目 GDP の F 検定(ラグ 4 期 全期間)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1975:1 1993:4

LAGS: 4

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLNY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	71	1.20483	0.31781
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLNY		3.34539	0.01521

表 2-2-5 マネーサプライと名目 GDP の F 検定(ラグ 4 期 前半期間)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1994:1 2006:2

LAGS: 4

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLNY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	50	0.37975	0.82178
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLNY		1.63791	0.18313

表 2-2-6 マネーサプライと名目 GDP の F 検定(ラグ 4 期 後半期間)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1975:1 2006:2

LAGS: 2

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	123	0.64356	0.52725
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLY		10.4499	6.6E-05

表 2-2-7 マネーサプライと実質 GDP の F 検定(ラグ 2 期 全期間)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1975:1 1993:4

LAGS: 2

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	73	0.28951	0.74955
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLY		7.23480	0.00142

表 2-2-8 マネーサプライと実質 GDP の F 検定(ラグ 2 期 前半期間)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1994:1 2006:2

LAGS: 2

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	50	0.04514	0.95590
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLY		1.47710	0.23916

表 2-2-9 マネーサプライと実質 GDP の F 検定(ラグ 2 期 後半期間)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1975:1 2006:2

LAGS: 4

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	121	0.81795	0.51633
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLY		2.98364	0.02204

表 2-2-10 マネーサプライと実質 GDP の F 検定(ラグ 4 期 全期間)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1975:1 1993:4

LAGS: 4

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	71	0.48925	0.74357
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLY		2.96457	0.02632

表 2-2-11 マネーサプライと実質 GDP の F 検定(ラグ 4 期 前半期間)

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS

SAMPLE: 1994:1 2006:2

LAGS: 4

NULL HYPOTHESIS:	OBS	F-STATISTI C	PROBABILI TY
DLY DOES NOT GRANGER CAUSE DLMS	50	0.51410	0.72571
DLMS DOES NOT GRANGER CAUSE DLY		1.10495	0.36721

表 2-2-12 マネーサプライと実質 GDP の F 検定(ラグ 4 期 後半期間)

第3章 金融政策の評価

第3章では、テイラー・ルールとマッカラム・ルールという二つの金融政策ルールを日本に適用した場合、1980年代以降の日本の金融政策は妥当であったのかを検証し、また、論文構成全体の位置づけとして、日本銀行の裁量による金融政策を評価することを目的とした。第1節では、日本銀行がコールレートを操作することで金融政策を行ってきたと考えられる1980年から2001年3月までをテイラー・ルール、第2節ではマネタリーベースを政策目標としていたと考えられる量的緩和導入以降についてマッカラム・ルールを用いてそれぞれ分析を行った。この二つのルールに基づく分析の結果、共に日本の金融政策は緩和不足の局面が多く、裁量による日本銀行の金融政策は、判断ミスが多々見受けられるという結論に至った。

第1節 テイラー・ルールによる評価

本節では、テイラー・ルールを日本に適用し、1980年以降の日本銀行の金融政策は妥当であったのかを検証する。日本銀行がコールレートを操作することで政策を行ってきたと考えられる1980年から量的緩和が導入される2001年3月までをテイラー・ルールを用いて分析を行う。テイラー・ルールは、McCallum(2003)と同様の式を用いた。式は以下の通りである。

$$R_t = 3 + \Delta p_t^a + 0.5(\Delta p_t^a - 2) + 0.5(y_t - \bar{y}_t)$$

ここで R_t は実質コールレート、3は長期平均実質利子率、 Δp_t^a は消費者物価指数の変化率、2は目標インフレ率、 y_t は実質GDPの対数値、 \bar{y}_t は潜在GDPをそれぞれ表している。データは四半期データを用いた。また、潜在GDPはコブダグラス型生産関数を用いて計測した。生産関数は以下のとおりである。

$$GDP95P = TFP \times (H \times L)^\alpha \times (CUR \times KGC95_{-1})^{1-\alpha}$$

$GDP95$ は実質GDP¹⁵、 H は総実労働時間指数¹⁶、 L は就業者数¹⁷、 CUR は製造業の稼働率と非製造業の稼働率¹⁸の加重平均、 RK は民間企業資本ストック¹⁹、 α は労働分配率である。 TFP は以上のデータを用いて生産関数から逆算する。上記より、潜在GDPは以下のように求められる。

¹⁵ 1995年基準、季節調整済。「国民経済計算」(内閣府)。

¹⁶ 全産業、事業所規模30人以上。「毎月勤労統計調査」(厚生労働省)。

¹⁷ 季節調整済。「労働力調査」(厚生労働省)。

¹⁸ 製造工業稼働率指数(2000年平均=100、季節調整済)。「経済産業統計」(経済産業省)。

¹⁹ 全産業、取付ベース「民間企業資本ストック」(内閣府)。

$$GDP95P = TFP \times (HN \times L)^\alpha \times (CURN \times KGC95_{-1})^{1-\alpha}$$

HN は標準労働時間、総労働時間を季節調整したのち、HP フィルターでスムージングした系列を用いる。*CURN* は標準稼働率、観察期間内の最大値(1990年第4四半期)を用いた。テイラー・ルールにもとづく政策反応関数から導かれるコールレートと実際のコールレートとの比較により、実際の金融政策がテイラー・ルールにもとづいたコールレートから逸脱した時期を検出する。図 3-1-1 は実際のコールレート(CR)とテイラー・ルールにもとづいたコールレート(CRRULE2)を比較したものである。その結果、主に3つの逸脱がみられる。1つ目は1982年から1989年までの金融緩和の不足である²⁰。2つ目の1990年から1996年までの金融緩和の不足は、一般的に言われているように Too Late Too Small であった。ここは明らかに判断ミスだと言わざるを得ない。3つ目は1997年から2001年までの金融緩和の不足である。ここから、2000年8月のゼロ金利解除は誤りであったことがみてとれる。ここでは引き続き金融を緩和すべきであった。1980年以降の金融政策については、テイラー・ルールで見る限り政策ミスがあったといえるだろう。

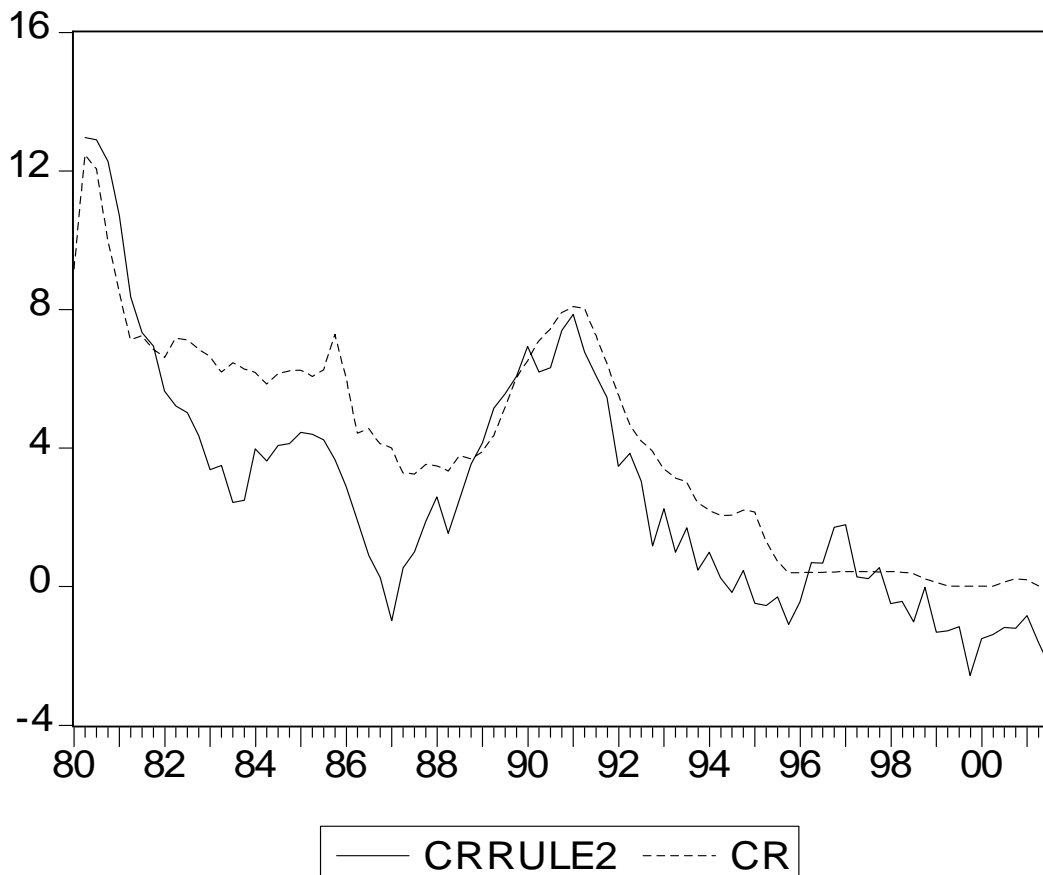


図 3-1-1 実際のコールレートとテイラー・ルールにもとづいたコールレート

²⁰ 一般的に言われている、バブル期の金融緩和が行き過ぎていたとの結果とは異なっている。

第2節 マッカラム・ルールによる評価

量的緩和の期間を中心とした時期は、マッカラム・ルールを用いる。同様に McCallum(2003)の式を用いた。式は以下の通りである。

$$\Delta b_t = 1.25 - \Delta v_t^a + 0.5(1.25 - \Delta x_{t-1})$$

ここで、 b はベースマネー、 x は名目 GDP、 Δv_t^a はベースマネーの流通速度の変化率の平均値、1.25は名目の目標 GDP 成長率(四半期ベース)、0.5は政策反応の調整速度をそれぞれ表している。マッカラム・ルールから導かれるベースマネー増加率と実際のベースマネー増加率を比較し、日本銀行の金融政策が適確であったか検証する。図 3-2-1 は実際のベースマネーの伸び率(MB2)とマッカラム・ルールから計算された伸び率(MBRULE)を比較したものである。図を見ると、90年代後半の実際のマネタリーベースの増加率はマッカラム・ルールよりも多少下回っていたが、概ね整合的であった。特に大きな逸脱が見られる2000~2001年は金融緩和の遅れがあり、これはテイラー・ルールを用いた分析と同様の結果である。つまりマッカラム・ルールによる分析結果でも、この時期でのゼロ金利解除は不適切であったことがうかがえる。次に逸脱がみられるのは、2003~2005年の金融緩和の不足である。この時期は量的緩和を行っていたのだが、この分析を見る限りではさらにマネタリーベースを増加させる必要があったといえる。

90年代半ばからの金融政策についても、80年代からのそれと同様に多少の誤りがみとれる。さらに、総じて日本銀行の金融政策は緩和不足の局面が多いということになる。

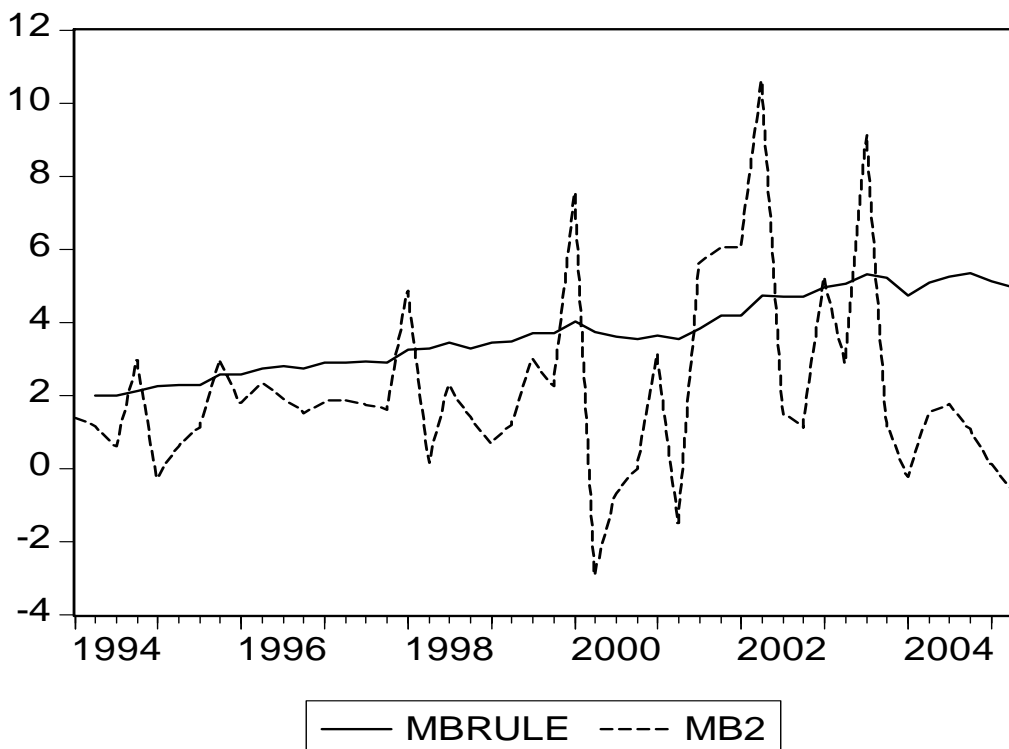


図 3-2-1 実際のマネタリーベースの変化率とマッカラム・ルール

第4章 90年代以降の金融政策の有効性

本章では、90年代以降の金融政策は経済に影響を及ぼすことができていたのかどうかを検証する。90年代後半から、krugman(1998,2000)らに代表されるデフレからインフレにするためのインフレーション・ターゲティング政策(いわゆるリフレ政策)が主張されていたが、金融政策に有効性がなければ、この時期にインフレーション・ターゲティング政策を導入しても無駄であった可能性が高い。具体的な分析としては、第1節で貨幣需要関数の推計を行った。第2節はマネタリーベースの変化率とマネーサプライの変化率をグラフで示し、さらに信用乗数の推移を表した。第3節ではVAR分析を用いて、金融政策の有効性に関する検証を行った。いずれの結果からも、金融政策の有効性は90年代後半以降に顕著に低下していたという結果になった。さらに第4節では、追加検証として80年代の金融政策をみるために第3節と同様のVAR分析を行った。やはり、90年代以降の期間よりも80年代の金融政策の効果が大きいとの結果が得られた。

第1節 貨幣需要関数の推計

近年の我が国は、ゼロ金利に陥ったこともあり、流動性の罅に陥っていたとされる意見がよく聞かれる。しかし流動性の罅に陥っていないとする意見もあり、いずれの意見が正しいのか検証することは意義があると思われる。そこでまず我々は短期金利²¹と長期金利²²の流れを把握するために1989年1月から2006年6月までのそれらの推移を図4-1-1で示した。

ここで実線はコールレート、破線は長期国債新発債10年物金利でそれぞれ短期金利、長期金利である。この間の金融政策は1991年7月以降一貫して緩和政策続けられたために短期金利は下がり続けた。そして90年代後半にはさらに緩和を続け、1999年2月から2006年7月までゼロ金利政策が取られた。(2000年8月には一時解除するも再びゼロ金利に。またこの間の金融政策に関する詳しい説明は第3章の金融政策の評価を参照のこと。)長期金利に関しても概ね下がり続けているとよい。ここで長期金利は短期金利とその予想の平均値になるので、このスパンにおいて今後短期金利は下がり続ける、またはゼロ金利が維持されると市場が認識したためだ。しかし長期金利も下がり続けたもののゼロではなく、ゼロ金利採用時においてもおよそ1%付近を推移していた。この短期金利はゼロだが長期金利はゼロではないということ踏まえ、日本経済が流動性の罅に陥っていたかどうかのように議論されているのだろうか。繰り返しになるが、このように長期金利を含めた場合この時期に流動性の罅が生じていたかどうか、それは詳細な実証分析によらなければならない。こ

²¹ データ出所は日本銀行「金融経済統計月報」コール無担保オーバーナイト中心レート。

²² データ出所はOECD JAPAN, OTHER LONG TERM RATES AND YIELDS, 10-YEAR, MAIN (INCLUDING BENCHMARK), YIELD 10-YEAR INTEREST-BEARING GOVERNMENT BONDS.

の点において岩田(2000)では、長期金利はまだ低下余地があり、日本経済は流動性の罠に陥っていないという主張をしている。

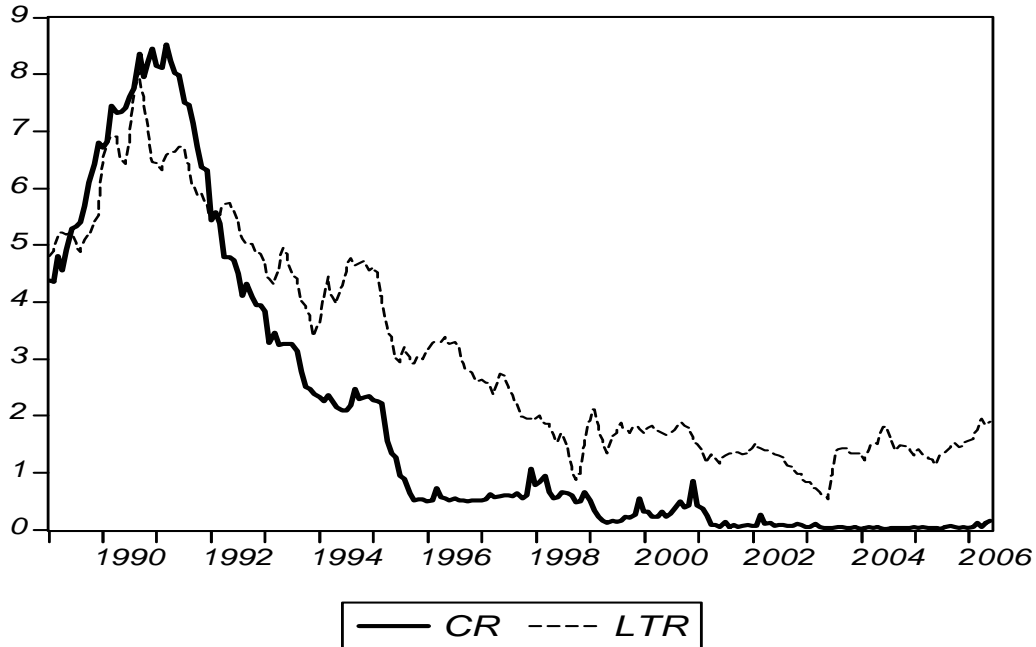


図 4-1-1 短期金利と長期金利の推移

次に我々はマネーサプライ²³、現金通貨²⁴、消費者物価指数²⁵、実質 GDP²⁶、長期金利²⁷を用いて貨幣需要に関する分析を行った。ここでは図 4-1-1 で明らかにされたように短期金利はゼロだが長期金利はゼロではないという結果と、さらに貨幣需要が安定的であることは金融政策を行う上で欠かせないということを念頭に置き、需要関数を推計し金融政策の有効性を検証したい。また伝統的な貨幣需要関数において流動性の罠とは金利が十分低いとき、貨幣需要が無限に増大することと定義されている。これは金利が十分に低く債券価格が十分に高ければ、将来のキャピタル・ロスを恐れて誰も債券を持とうとせず貨幣を保有しようとするためだ。このとき追加供給された貨幣は人々の貨幣需要によってすべて吸収されることになり金利はこれ以上低下しない。日本は貨幣需要の無限増大という意味での流動性の罠に陥ったのだろうか。先行研究によると、90年代の日本において貨幣需要が無限大になるという意味での流動性の罠に陥っているかどうかは未だに決着がついていないが、いずれにせよ貨幣需要は増大しており、この間の金融政策の効果は薄かったという結果が出ている。

表 4-1-1 から表 4-1-3 はマネーサプライの貨幣需要関数を推計し、表 4-1-4 から表 4-1-6 は現金通貨の貨幣需要関数を推計した。分析の推計期間はマネーサプライに関しては 1990

²³ データ出所は日本銀行 『金融経済統計月報』M2+CD 平均残高季節調整値。

²⁴ データ出所は日本銀行 『金融経済統計年俣』現金通貨。1998 年第 2 四半期以降は在日外銀および、信託等を含むものを利用した。

²⁵ データ出所は内閣府 『物価統計月報』全国 CPI 総合 2000 年基準。

²⁶ データ出所は内閣府 HP より。

²⁷ データ出所は OECD Japan, Other long term rates and yields, 10-year, Main (including benchmark), Yield 10-year interest-bearing government bonds.

年第1四半期から2005年第2四半期までで、現金通貨に関しては1990年第1四半期から2004年第4四半期までを用い、金利を除く変数は対数を取った。まず、表4-1-1でMSの全期間の推計結果を示し、次に表4-1-2、表4-1-3で前半期間(1990年第1四半期から1996年第4四半期)と後半期間(1997年第1四半期から2005年第2四半期)とに分けて示している。表から読み取れるように、表4-1-3の後半期間の推計で、我が国の金融政策効果の若干の薄れが示された。表4-1-4から表4-1-6における現金通貨の推計でも、やはり前半期間(1990年第1四半期から1996年第4四半期)よりも後半期間(1997年第1四半期から2004年第4四半期)では金利の係数が絶対値で大きくなっており、金融政策の有効性の薄れが見られる。これらの貨幣需要関数の推計による分析では、流動性の罫に陥っているかの判断は出来なかったが、貨幣需要関数が安定していないため、この間の金融政策の効果は薄かったと結論付けられる。サンプル期間外の2004年以降も長期金利は上がっておらず、その後も我が国の金融政策の効果は薄かったと考えられる。

Dependent Variable: LOG(M/P)

Method: Least Squares

Sample: 1990:1 2005:2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.477366	2.814519	-3.367313	0.0013
LOG(Y)	1.565999	0.213836	7.323357	0.0000
I	-0.006127	0.006601	-0.928133	0.3571
R-squared	0.840718	Mean dependent var	10.98571	
Adjusted R-squared	0.835318	S.D. dependent var	0.113057	
S.E. of regression	0.045880	Akaike info criterion	-3.278412	
SuMSquared resid	0.124192	Schwarz criterion	-3.175486	
Log likelihood	104.6308	F-statistic	155.7056	
Durbin-Watson stat	0.145003	Prob(F-statistic)	0.000000	

表4-1-1 MS貨幣需要関数の推計(全期間)

Dependent Variable: LOG(M/P)

Method: Least Squares

Sample: 1990:1 1996:4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.577647	2.020914	0.285834	0.7774
LOG(Y)	0.788952	0.153895	5.126549	0.0000
I	0.005373	0.003943	1.362832	0.1851
R-squared	0.698219	Mean dependent var	10.88096	
Adjusted R-squared	0.674077	S.D. dependent var	0.026801	
S.E. of regression	0.015300	Akaike info criterion	-5.420911	
SuMSquared resid	0.005853	Schwarz criterion	-5.278175	
Log likelihood	78.89276	F-statistic	28.92082	
Durbin-Watson stat	0.279825	Prob(F-statistic)	0.000000	

表4-1-2 MS貨幣需要関数の推計(前半期間)

Dependent Variable: LOG(M/P)

Method: Least Squares

Sample: 1997:1 2005:2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.602278	2.226644	-3.414232	0.0018
LOG(Y)	1.432729	0.169053	8.475023	0.0000
I	-0.081709	0.013535	-6.036782	0.0000
R-squared	0.849988	Mean dependent var	11.07198	
Adjusted R-squared	0.840310	S.D. dependent var	0.077858	
S.E. of regression	0.031113	Akaike info criterion	-4.018292	
SuMSquared resid	0.030008	Schwarz criterion	-3.883613	
Log likelihood	71.31096	F-statistic	87.82501	
Durbin-Watson stat	0.915627	Prob(F-statistic)	0.000000	

表 4-1-3 MS 貨幣需要関数の推計(後半期間)

Dependent Variable: LOG(M1/P)

Method: Least Squares

Sample: 1990:1 2004:4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-34.62986	6.685745	-5.179656	0.0000
LOG(Y)	3.300135	0.508163	6.494241	0.0000
I	-0.031161	0.014937	-2.086218	0.0414
R-squared	0.862778	Mean dependent var	8.423995	
Adjusted R-squared	0.857964	S.D. dependent var	0.261121	
S.E. of regression	0.098410	Akaike info criterion	-1.750632	
SuMSquared resid	0.552023	Schwarz criterion	-1.645915	
Log likelihood	55.51897	F-statistic	179.1933	
Durbin-Watson stat	0.184289	Prob(F-statistic)	0.000000	

表 4-1-4 現金通貨貨幣需要関数の推計(全期間)

第2節 信用乗数の推移

量的緩和政策が採用されていた期間はマネタリーベースの供給が大幅に増大されたが、それがマネーサプライに影響を与えていたのかを本節では考察する。もしマネタリーベースの増大がマネーサプライに影響を与えられなければ、経済全般においても影響を与えるのは非常に困難であると思われる。図 4-2-1 はマネーサプライと²⁸マネタリーベース²⁹の変化率の推移を表したものである。1990 年代後半からマネタリーベースの供給をかなり増大させたにもかかわらず、マネーサプライの変化率はほとんど変化していないことが見てとれる。これを詳しくみるために、日本銀行の金融政策コントロール能力の指標となる信用乗数の推移をみてもみる。図 4-2-2 の信用乗数はマネーサプライをマネタリーベースで割ったものである。1999 年頃までは信用乗数は安定的に 10 以上を維持していたのが、その後急激に低下して 2003 年から 2006 年頃までは 6 前後で推移している。これは、ピーク時の半分ほどの値である。このことから、1990 年代後半からの日本銀行の金融政策コントロール能力の低下が見てとれる。この結果は、宮尾(2006)の VAR 分析の結果と整合的である。前章では金融政策の誤りを見てきたが、90 年代後半以降は金融政策のコントロール能力は低く、その期間については必ずしも誤りであるとはいえないという結論になる。

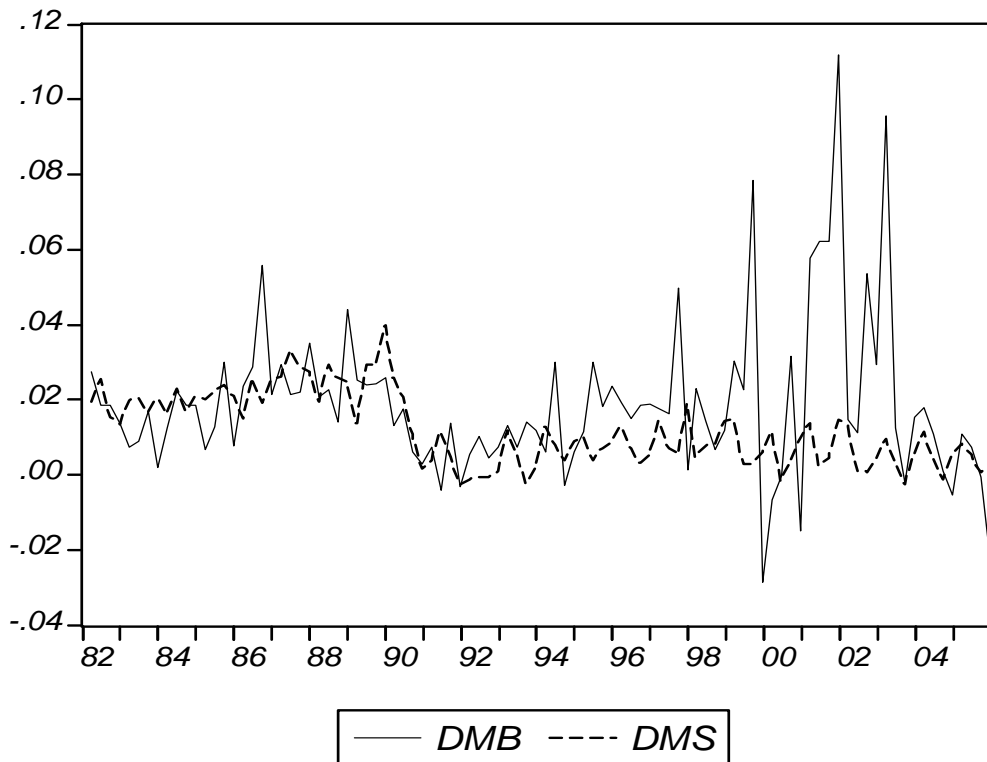


図 4-2-1 マネタリーベースの変化率とマネーサプライの変化率

²⁸ 1982 年 3 月から 1999 年 3 月までは月次の M2+CD 平均残高、1999 年 4 月から 2006 年 3 月までは月次の M2+CD 平均残高、季節調整済、含在日外銀・外資系信託銀行等。

²⁹ 平均残高、準備率調整済。

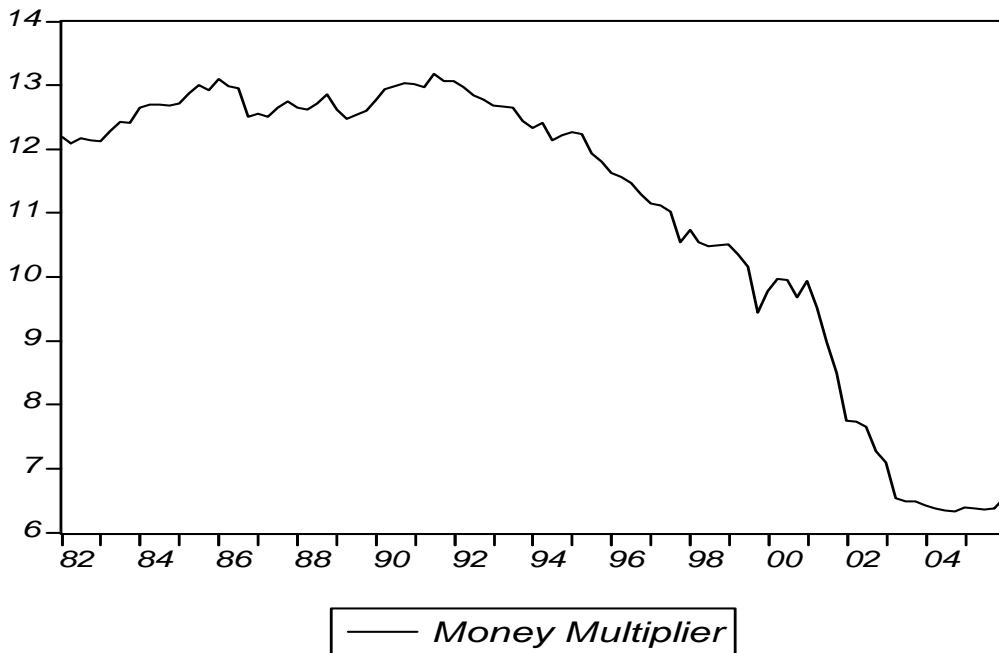


図 4-2-2 信用乗数の推移

第3節 VAR 分析による 90 年代以降の金融政策の有効性

次に、金融政策能力の評価として宮尾(2006)と同様の VAR 分析を行った。宮尾との違いは推計期間および長期金利を新たな変数として付け加えたことである。用いた変数はコールレート(CR)³⁰、マネタリーベース(LMB)³¹、消費者物価指数(LCP)³²、長期国債新発債流通利回り(LTR)³³、鉱工業生産指数(LY)³⁴の5変数で、金利を除く3変数は対数を取り、100を乗じたものを用いた。データは月次で、1993年4月から2006年3月までである。

分析に先立ち、各変数への単位根テストとして、Augmented Dickey-Fuller テストを行い、すべての変数が $I(1)$ であることを確認した。従って、VAR の推定は階差系列を用いて行う。また、ラグの長さは宮尾と同様 10 期とした。

図 4-3-1 から図 4-3-5 は、コールレート、マネタリーベース、消費者物価指数、長期国債新発債流通利回り、鉱工業生産指数のショックが他の変数に与える累積効果を示したものである。全期間のデータを使用した場合、次のような特徴が見られる。

(1) 図 4-3-1 を見ると、コールレートは推計期間の後半はおおむねゼロ%で推移しているために、ここでは詳しくは言及しないが、コールレートが各変数に与える影響はかなり限定されたものになっている。

³⁰ 「金融経済統計月報」(日本銀行)。

³¹ 「金融経済統計月報」(日本銀行)。

³² 「消費者物価」(総務省)。

³³ 「日本相互証券資料」。

³⁴ 「生産・出荷・在庫指数確報」(経済産業省)。

(2)図 4-3-2 は、マネタリーベースが各変数に与える影響をみたものである。ここではわずかながら長期金利を抑える効果が見られるが、有意であるとはいえない。

(3)図 4-2-3 は、消費者物価指数が各変数に与える影響をみたものである。しかしこの分析において、有意な結果は得られなかった

(4)図 4-3-4 は、長期金利が各変数に与える影響をみたものである。

長期金利はコールレートに影響を与えるということ以外は、有意な結果は得られなかった。

(5)図 4-3-5 は、鉱工業生産指数が各変数に与える影響をみたものである。しかし有意な結果は得られなかった。

以上のように、この VAR モデルによる分析では、最近時点まで推計期間を延長すると、マネタリーベースが長期金利を抑制する効果が若干見られるものの、金融政策全般については極めて効果が小さいという結論になる。

本章第 1 節から本節まで、金融政策の影響力があらゆるデータから低下したと結論付けられてきた。ここから一つ導かれる結論としては、1990 年代後半の長期不況下のわが国で議論されてきた、デフレから脱却するためのインフレーション・ターゲティング政策は、おそらく採用していたとしても意味が無かったと思われる。なぜならば、金融政策が手詰まりの状態日本銀行がインフレ目標値を設定したとしても、市場はそれを信任しない可能性のほうが高いからである。ターゲットを外してしまい、その説明責任を上手く果たせなかった場合はさらにターゲットの信任が得られなくなり、経済はさらに混乱していたであろう。やはり、デフレでゼロ金利になってしまっは大変なことになるので、物価を安定させることは非常に重要である。そのためにはデフレを脱却した今、インフレーション・ターゲティング政策を行う必要性がある。

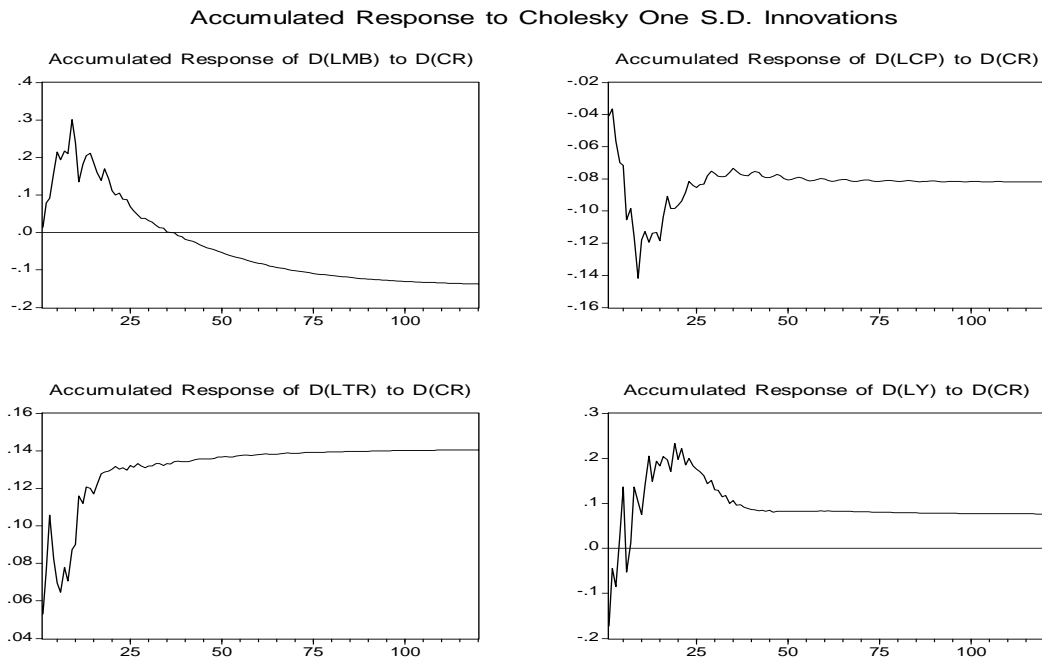


図 4-3-1 コールレートのショックに対する反応

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations

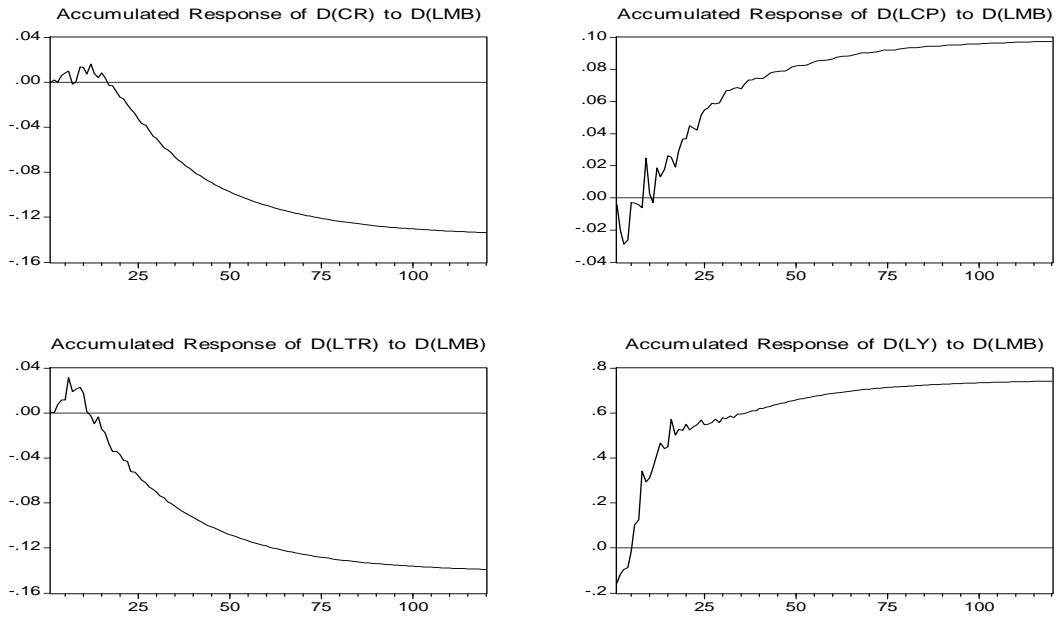


図 4-3-2 マネタリーベースのショックに対する反応

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations

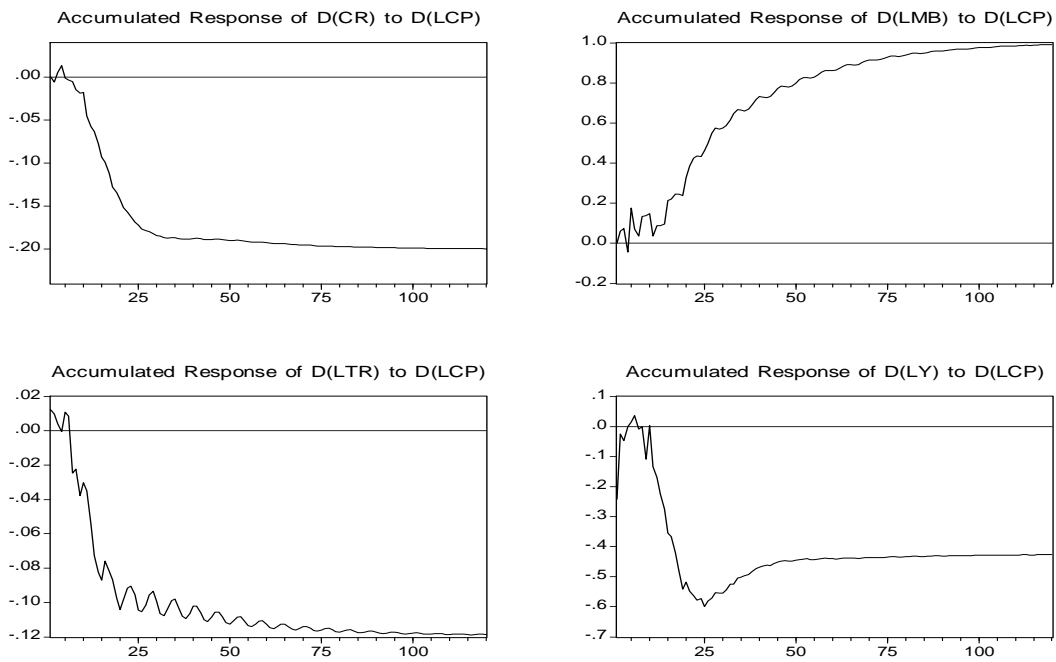


図 4-3-3 消費者物価のショックに対する反応

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations

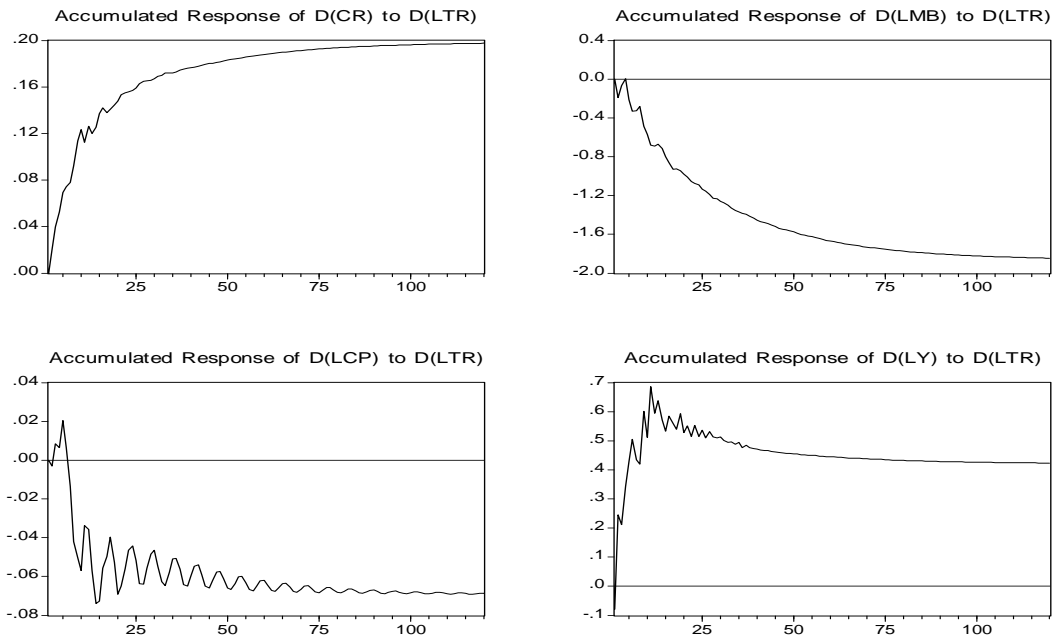


図 4-3-4 長期国債利回りのショックに対する反応

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations

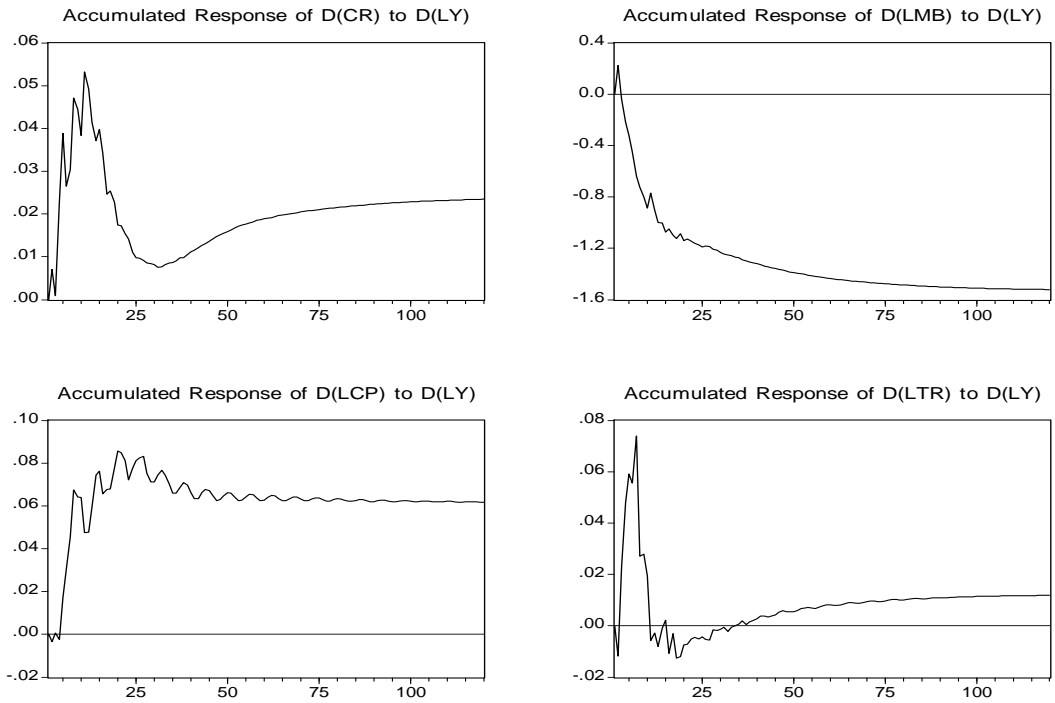


図 4-3-5 鉱工業生産指数のショックに対する反応

第4節 追加検証：80年代の金融政策の有効性

90年代以降の金融政策の有効性の低下をみてきたが、ここではそれ以前の時期での金融政策の効果をみていく。分析方法は第3節と同様で、異なるのは対象期間が1980年4月から1993年12月までであるということだけである。

図4-4-1から図4-4-5は、コールレート、マネタリーベース、消費者物価指数、長期国債新発債流通利回り、鉱工業生産指数のショックが他の変数に与える累積効果を示したものである。81年から90年のデータを使用した場合、次のような特徴がみられる。

(1)図4-4-1は、コールレートが各変数に与える影響をみたものである。90年代の分析ではコールレートが各変数に与える影響はかなり限定されていたが、ここでは各変数に与える影響を明確にみてとれた。

(2)図4-4-2は、マネタリーベースが各変数に与える影響をみたものである。長期金利に対する影響はみられないが、その他の変数においては90年代よりも有意な結果を得ることができた。

(3)図4-4-3は、消費者物価指数が各変数に与える影響をみたものである。90年代と比べると、コールレートや鉱工業生産指数に対する影響を明確にみてとることができた。

(4)図4-4-4は、長期金利が各変数に与える影響をみたものである。これをみると、長期金利が各変数にあたる影響は非常に大きいと言える。

(5)図4-4-5は、鉱工業生産指数が各変数に与える影響をみたものである。鉱工業生産指数へのショックがコールレート、消費者物価指数に与える影響は顕著である。

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations

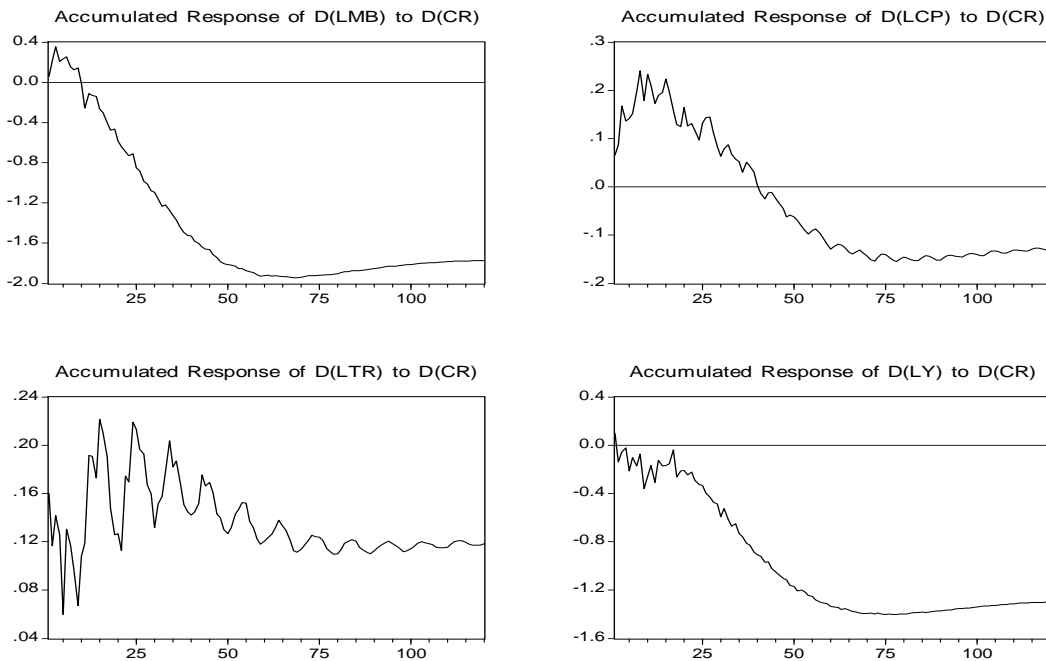


図4-4-1 コールレートのショックに対する反応

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations

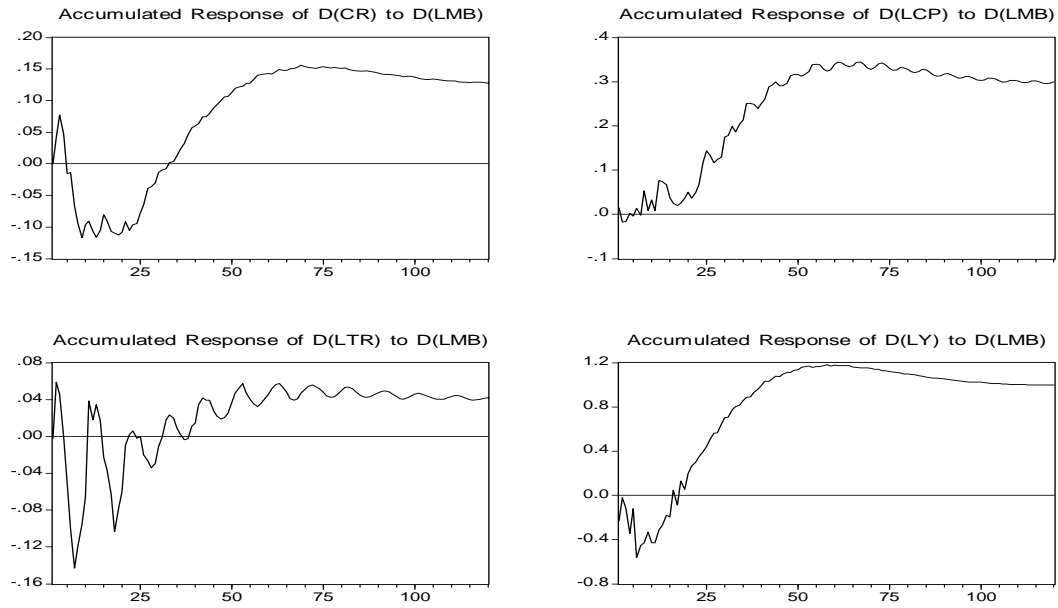


図 4-4-2 マネタリーベースのショックに対する反応

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations

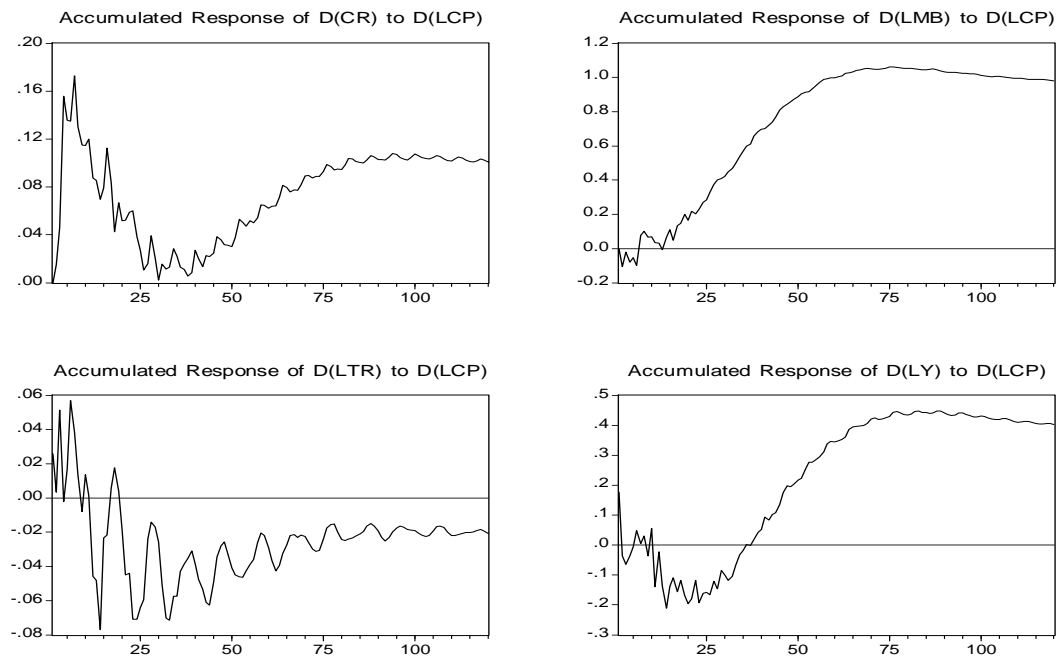


図 4-4-3 消費者物価のショックに対する反応

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations

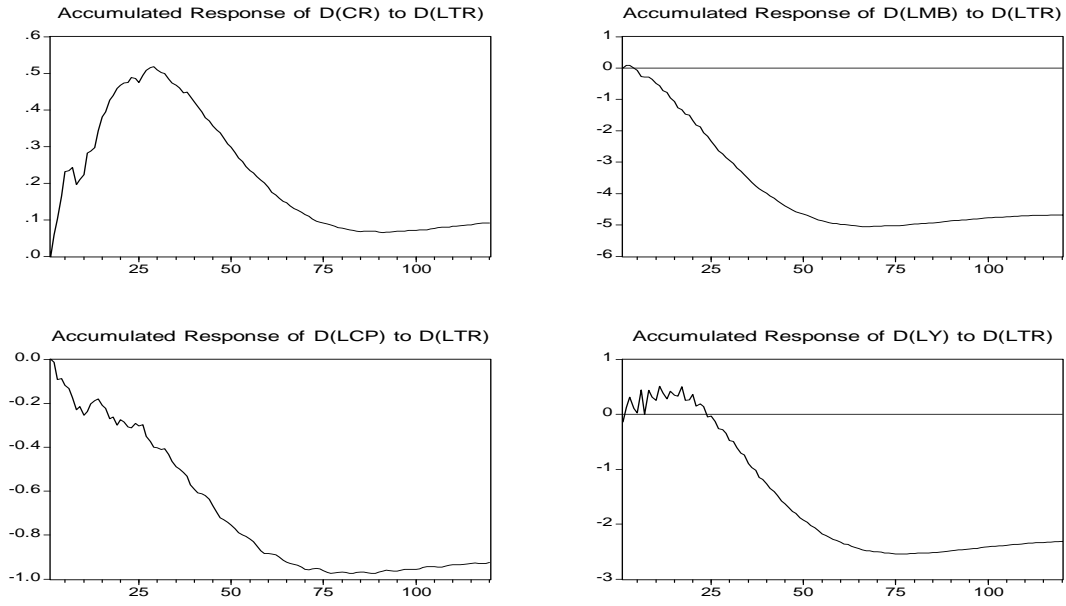


図 4-4-4 長期国債利回りのショックに対する反応

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations

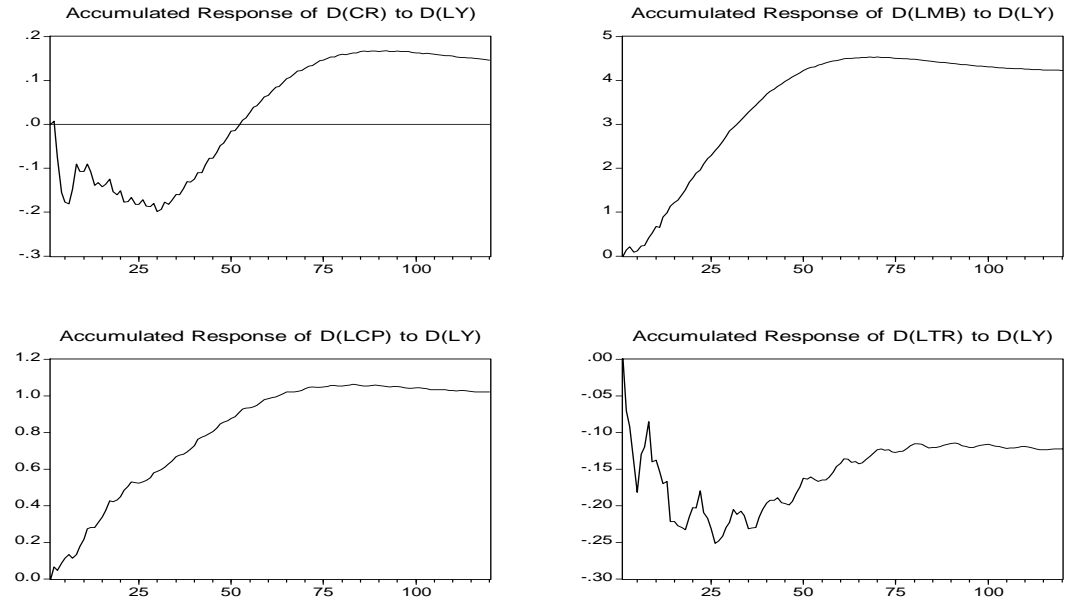


図 4-4-5 鉱工業生産指数のショックに対する反応

第5章 インフレーション・ターゲティング導入の経済効果

本章は、第1節でインフレーション・ターゲティング政策導入国の経済効果をみるために、各国のインフレ率、失業率、GDP 成長率の推移に注目した。その結果、インフレーション・ターゲティング政策導入後の方が、いずれの国も経済が安定的に成長していた。やはり、低い正のインフレ率で推移するほうが、経済に望ましいことは間違いない。第2節では、我が国のインフレ関数が NAIRU 型かどうかという分析を行った。我が国はほとんどの期間で NAIRU 型ではないという結果となったため、インフレが加速するということが起こりにくい状況であるといえる。そのため、デフレに陥らないように物価安定という範囲の中で若干高めインフレ目標を設定することが望ましいということになる。さらに、仮に今後 NAIRU 型になったとしても、インフレーション・ターゲティング政策を導入していれば、インフレが加速することも防げるので、インフレーション・ターゲティング政策の導入は必要である。

第1節 インフレーション・ターゲティング政策の効果

本節では、インフレーション・ターゲティング政策を導入している国の経済状況について、インフレーション・ターゲティング政策導入前と導入後で、どのような効果が出たのかを検証する。具体的には、各国のインフレ率³⁵、失業率³⁶、実質 GDP 成長率³⁷をグラフで示し考察する。さらに、カナダはインフレーション・ターゲティング政策を導入することによって政府債務を減少させることに成功していることから、政府債務残高対 GDP 比率³⁸もグラフで示した。

まず、世界で最も早くインフレーション・ターゲティング政策を導入したニュージーランドのインフレ率の推移(図 5-1-1)、実質 GDP 成長率、失業率の推移(図 5-1-2)を考察する。ニュージーランドは 1990 年にインフレーション・ターゲティング政策を導入している。導入前まではかなりの高インフレで推移していたが、その後インフレ率は低下していき、安定的な水準で推移している。実質 GDP 成長率は 92 年頃から大きく伸びていき、失業率も 92 年頃をピークにほぼ一貫して低下している。

次に、イギリスのインフレーション・ターゲティング政策の効果、インフレ率と実質 GDP 成長率(図 5-1-3)、失業率の推移(図 5-1-4)で考察する。イギリスは欧州通貨危機を背景に 1992 年にインフレーション・ターゲティング政策を導入したが、1997 年まではインフ

³⁵ IFS の消費者物価インフレ率。

³⁶ 総務省統計局「世界の統計」。

³⁷ 国際連合「世界統計年鑑」。

³⁸ OECD 「ECONOMIC OUTLOOK」2004。

ランド銀行に金融政策手段の独立性を与えられていなかった。つまり、現在の枠組みでのインフレーション・ターゲティング政策を行ったのは97年からとなる。インフレーションの推移を見ると、90年前半までは高インフレとともに不安定な推移であったがインフレーション・ターゲティング政策導入後の93年からは安定した推移を見せている。実質GDP成長率は92年導入頃では不安定な推移だが、97年に中央銀行に独立性があたえられてからはほぼ安定していると見てとれ、失業率は94年頃から一貫して低下している。

次は、カナダのインフレーションの推移(図5-1-7)、実質GDP成長率、失業率の推移(図5-1-8)を考察する。インフレーション・ターゲティング政策導入後、インフレーションはすぐに低下し、その後低位で安定的に推移している。さらに、導入前に低下していたGDP成長率も、導入後には上昇し、失業率も低下している。その上、カナダはインフレーション・ターゲティング政策を導入して経済を安定成長させただけでなく、財政再建も果たしているという結果が出ている。図5-1-9に、カナダの政府債務残高対GDP比率を表している。インフレーション・ターゲティング政策を導入直後は上昇を続けているが、1993年に財政再建が行われ、さらにインフレーション・ターゲティングの信任を得られていたことから、その後政府債務残高対GDP比率は低下し続けていることがみてとれる。これは、期待インフレーションを低位に安定させることにより、名目長期金利を低下させたことがリスクプレミアムの低下につながって、さらなる名目長期金利の低下につながったことが寄与していると思われる。このカナダの例は、財政赤字が深刻化し、財政の持続可能性が議論されているわが国において非常に興味を抱かせる結果である。

イギリス同様、欧州通貨危機を背景にスウェーデンのインフレーションの推移(図5-1-5)、実質GDP成長率と失業率の推移(図5-1-6)を考察する。インフレーションは、93年インフレーション・ターゲティング政策導入後はおおよそ一般的なインフレーションの水準であるが、実質GDP成長率は導入後も不安定な推移を見せている。失業率は90年代前半に急激な上昇を見せ、インフレーション・ターゲティング政策導入の93年から3年間はピークであったが、97年から02年までは低下し、その後04年までは再び上昇している。

オーストラリアのインフレーションの推移(図5-1-10)、実質GDP成長率と失業率の推移(図5-1-11)を考察する。94年導入前まではやはり高インフレや不安定な推移が見て取れるが、94年以降はほぼ0~4%の範囲内で収まっている。実質GDP成長率は90年、91年ととても低い成長率があったが、導入後はおおよそ安定しており、失業率は93年をピークに低下している。

韓国のインフレーションの推移(図5-1-10)、実質GDP成長率と失業率の推移(図5-1-11)を考察する。97年の通貨危機後にインフレーション・ターゲティング政策を導入後、インフレーションは低下し物価安定と考えられる水準で安定して推移している。さらに、実質GDPは通貨危機前のような水準に回復し、さらに失業率も大幅に低下し、インフレーション・ターゲティング政策の導入によって通貨危機による不況を克服できている。この政策は韓国にとって、経済の安定を取り戻し、安定的な成長に大いに寄与したことは言うまでもないだろう。

以上のように、インフレーション・ターゲティング政策を導入している国々はいずれも、導入後に安定的な経済成長を続けている。インフレーションは低位に安定しつつも、着実なGDP成長率を達成している。だがここで最も興味深いのは、やはりカナダの財政再建であろう。わが国は超高齢化社会を迎え、今後は社会保障費の増大は避けられないである。そうなると当然、政府債務はどんどん膨らんでいき、プレミアムも上昇して財政の持続可能性が危機に瀕する恐れもある。そのような中、カナダの例はわが国でもインフレーション・ターゲティング政策を導入する理由となりうるであろう。

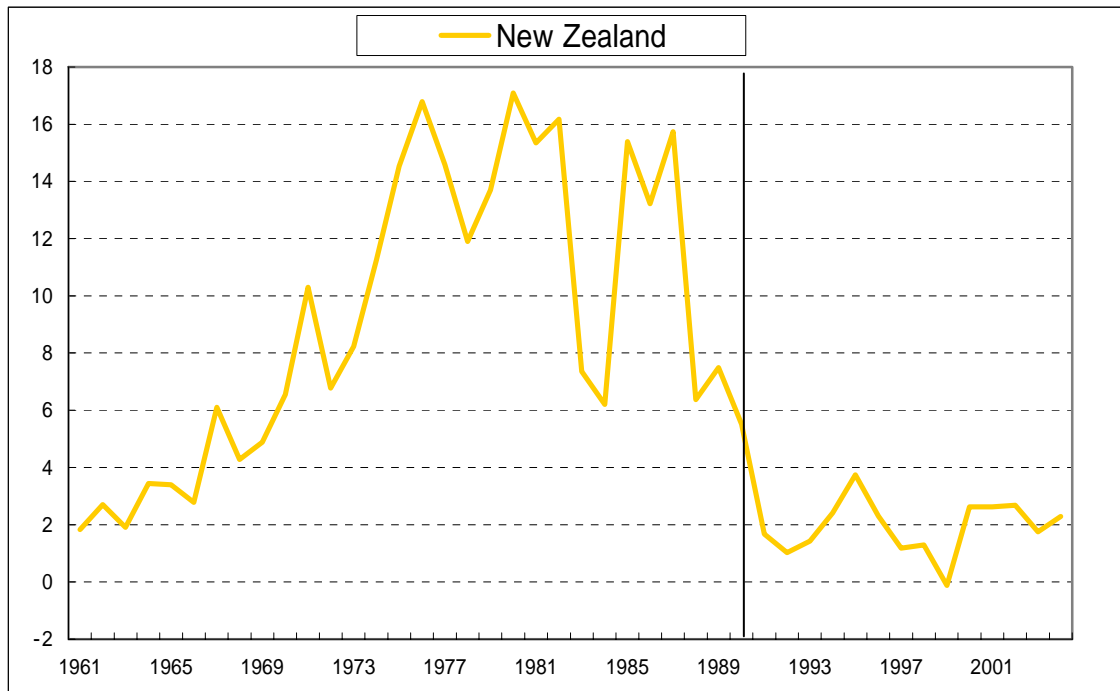


図 5-1-1 ニュージーランドのインフレ率

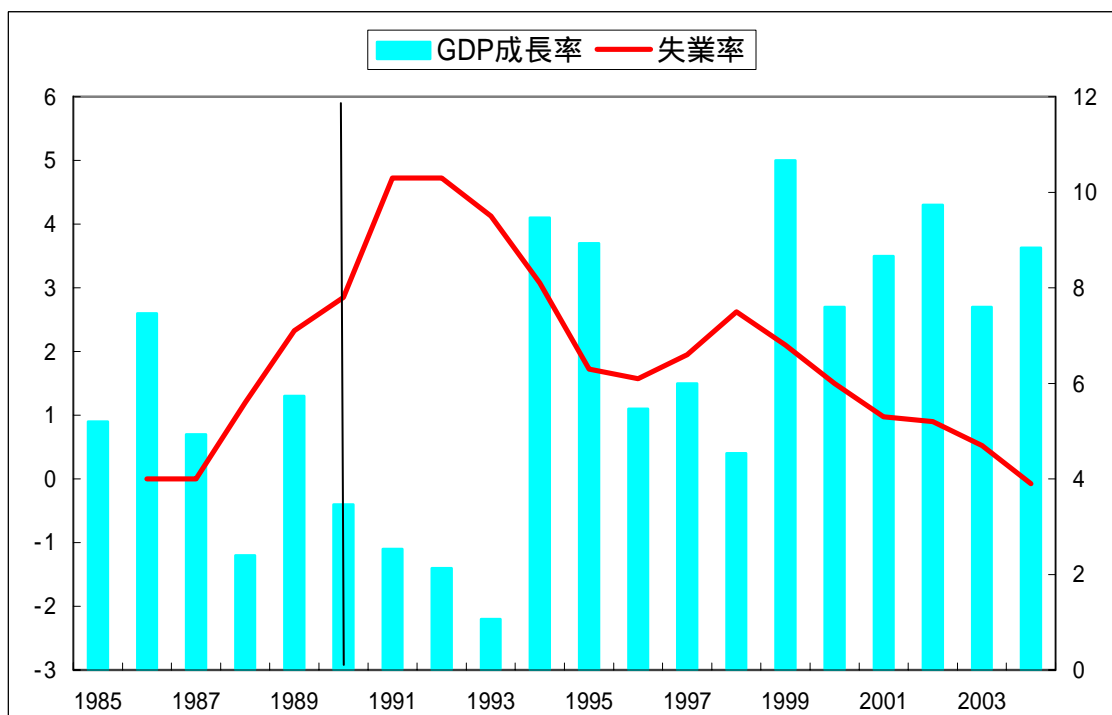


図 5-1-2 ニュージーランドの実質 GDP 成長率、失業率(左軸が GDP 成長率)

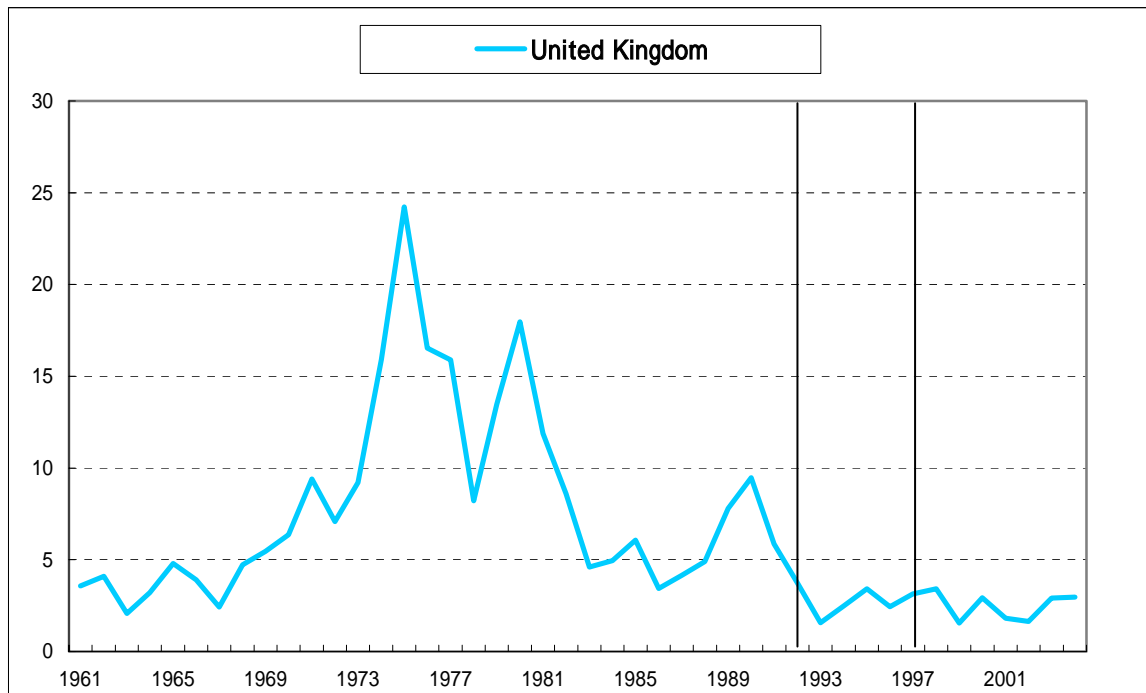


図 5-1-3 イギリスのインフレ率

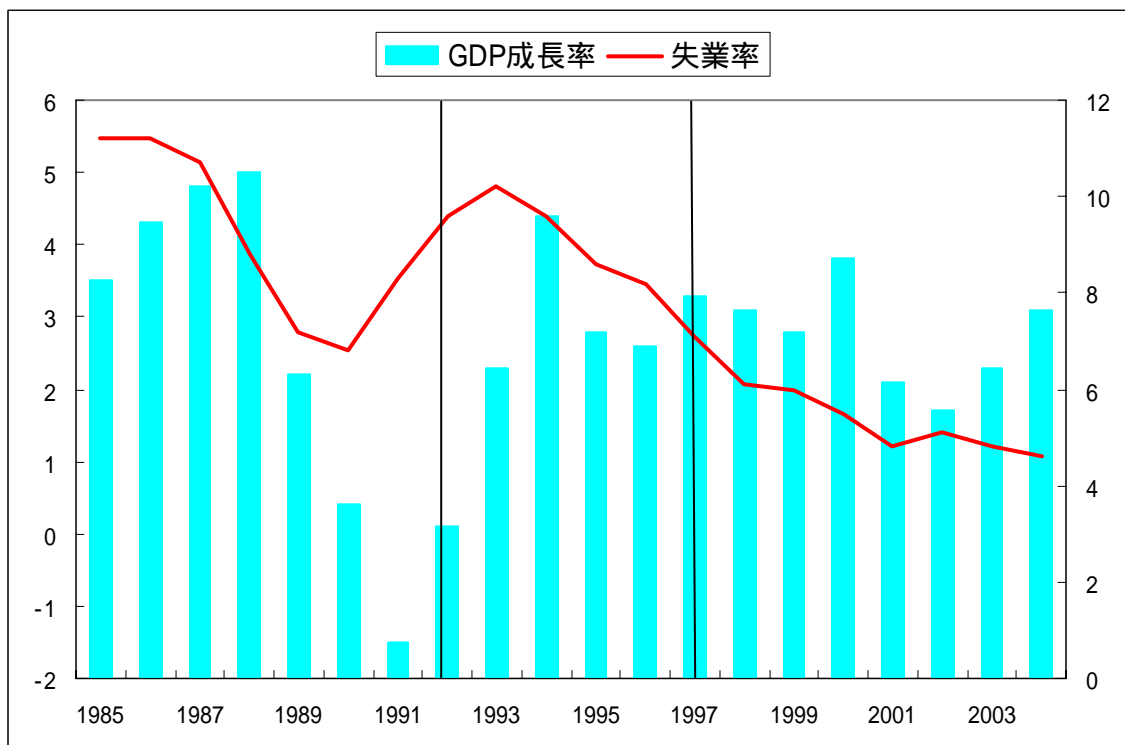


図 5-1-4 イギリスの実質 GDP 成長率、失業率 (左軸が GDP 成長率)

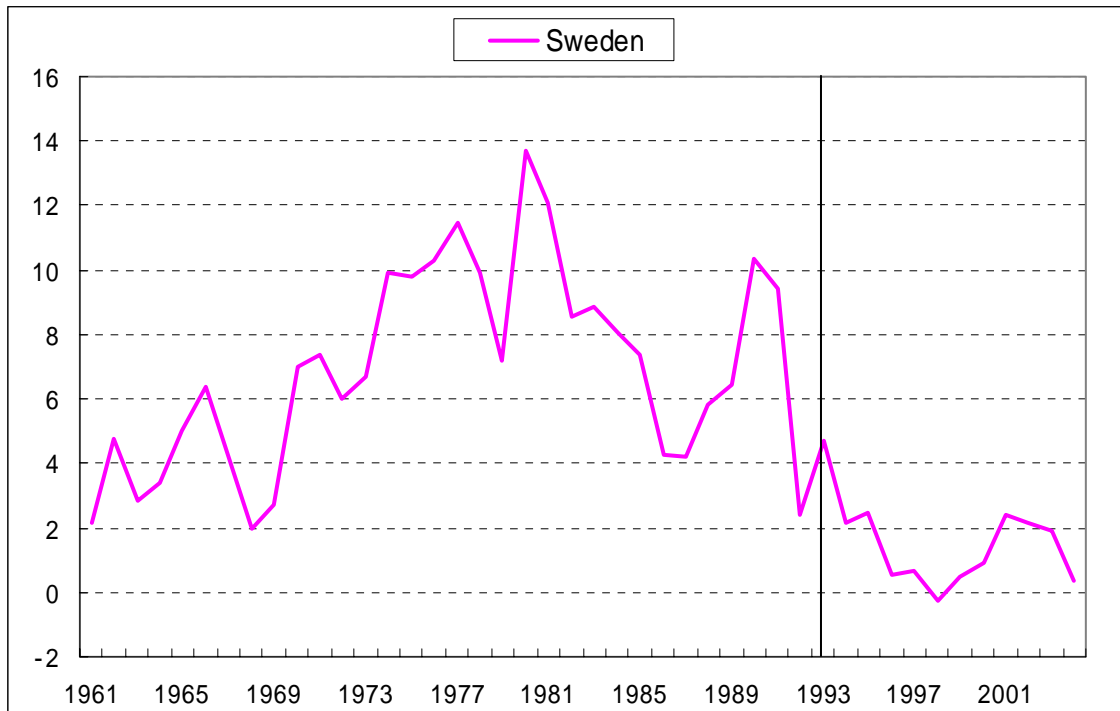


図 5-1-5 スウェーデンのインフレ率

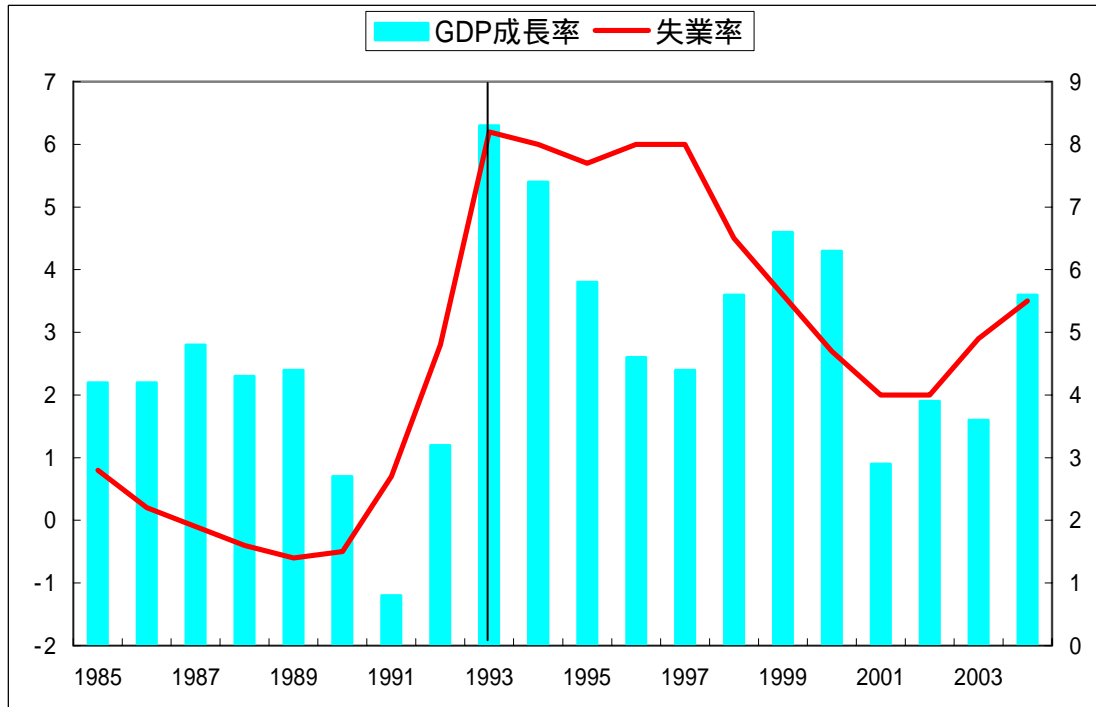


図 5-1-6 スウェーデンの実質 GDP 成長率、失業率(左軸が実質 GDP 成長率)

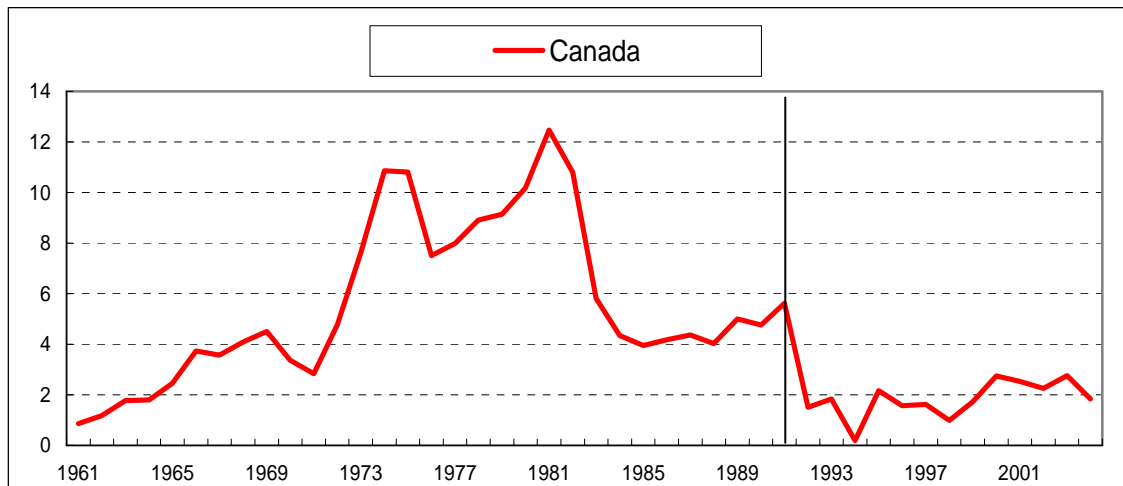


図 5-1-7 カナダのインフレ率、

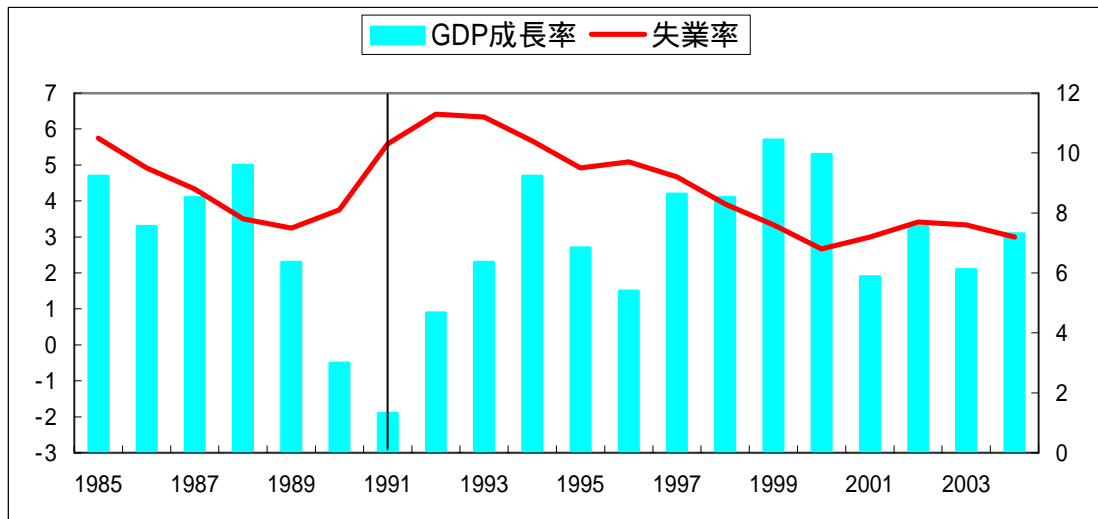


図 5-1-8 カナダの実質 GDP 成長率、失業率(左軸が GDP 成長率)

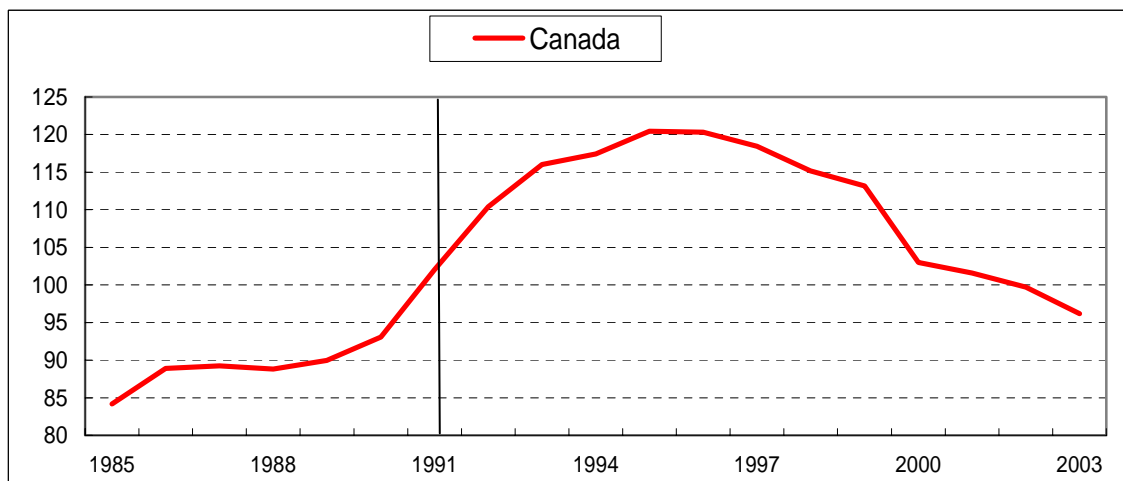


図 5-1-9 カナダの政府債務残高対 GDP 比率

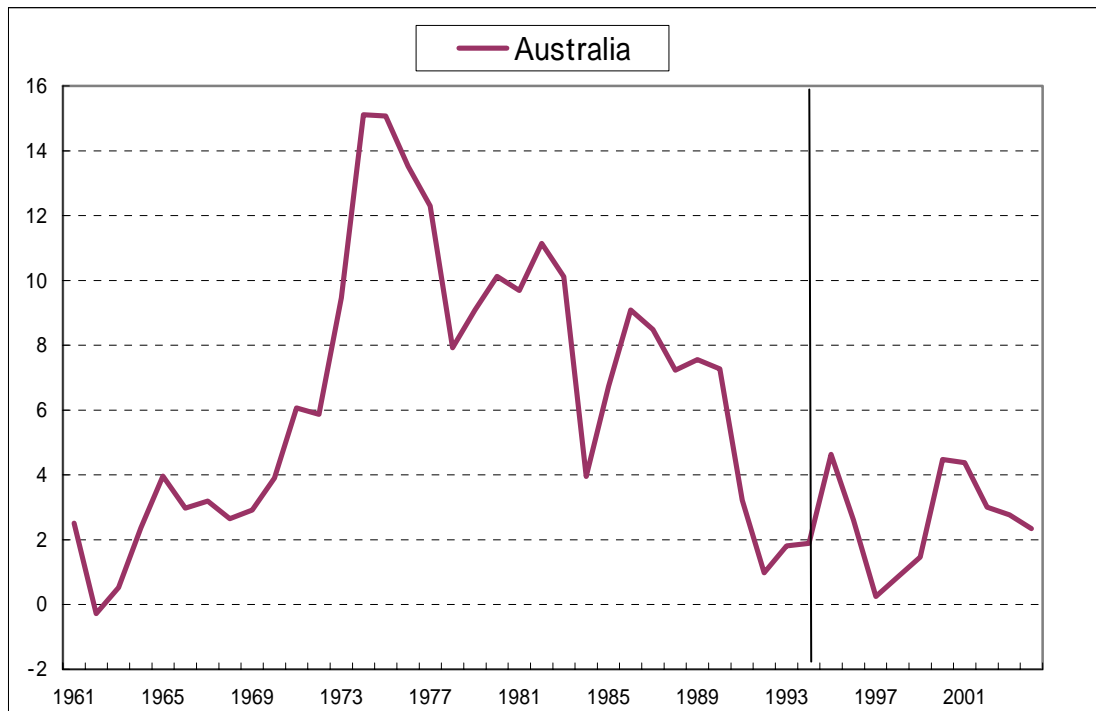


図 5-1-10 オーストラリアのインフレ率

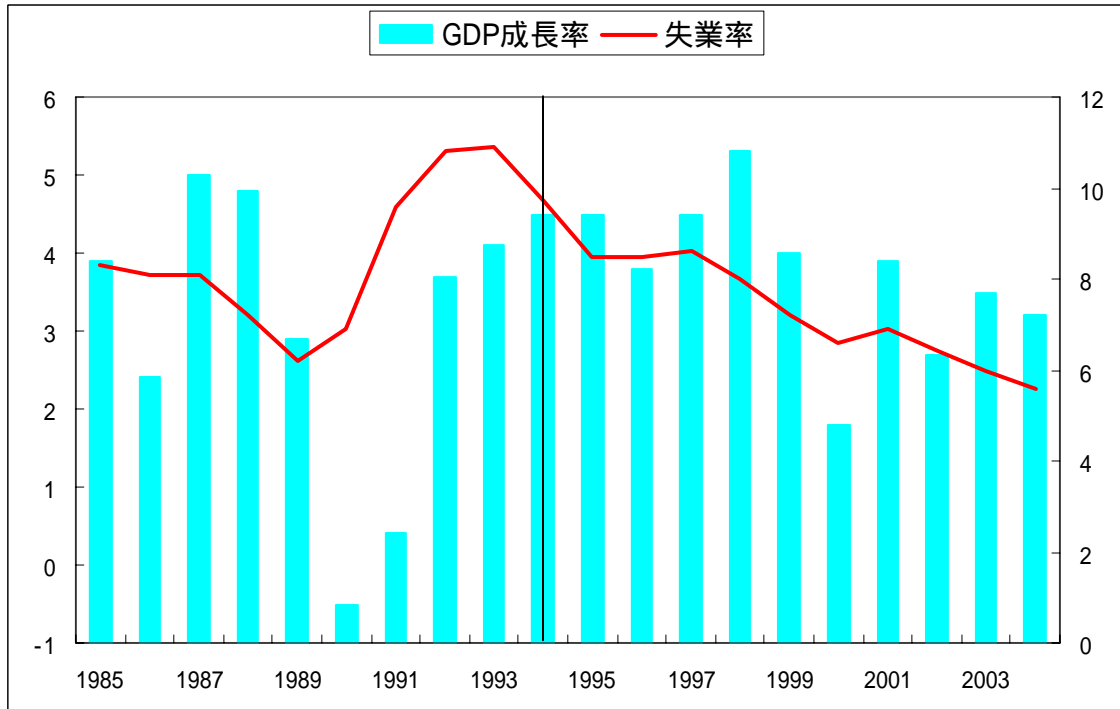


図 5-1-11 オーストラリアの実質 GDP 成長率、失業率(左軸が GDP 成長率)

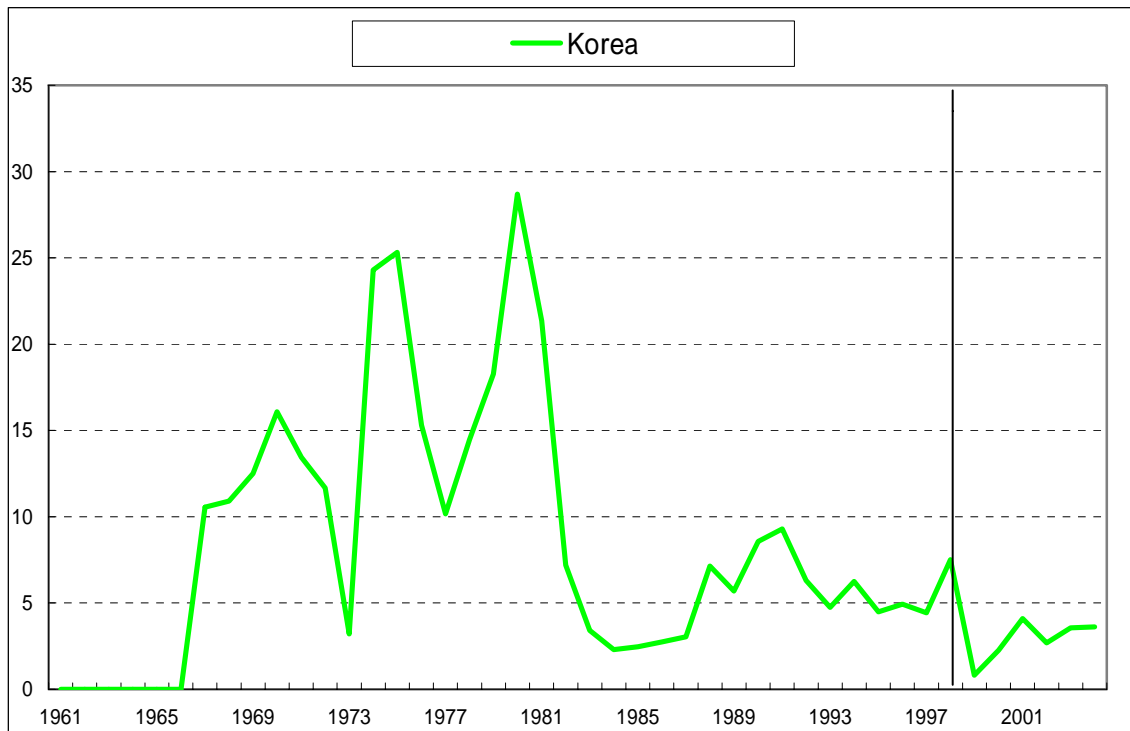


図 5-1-12 韓国のインフレ率

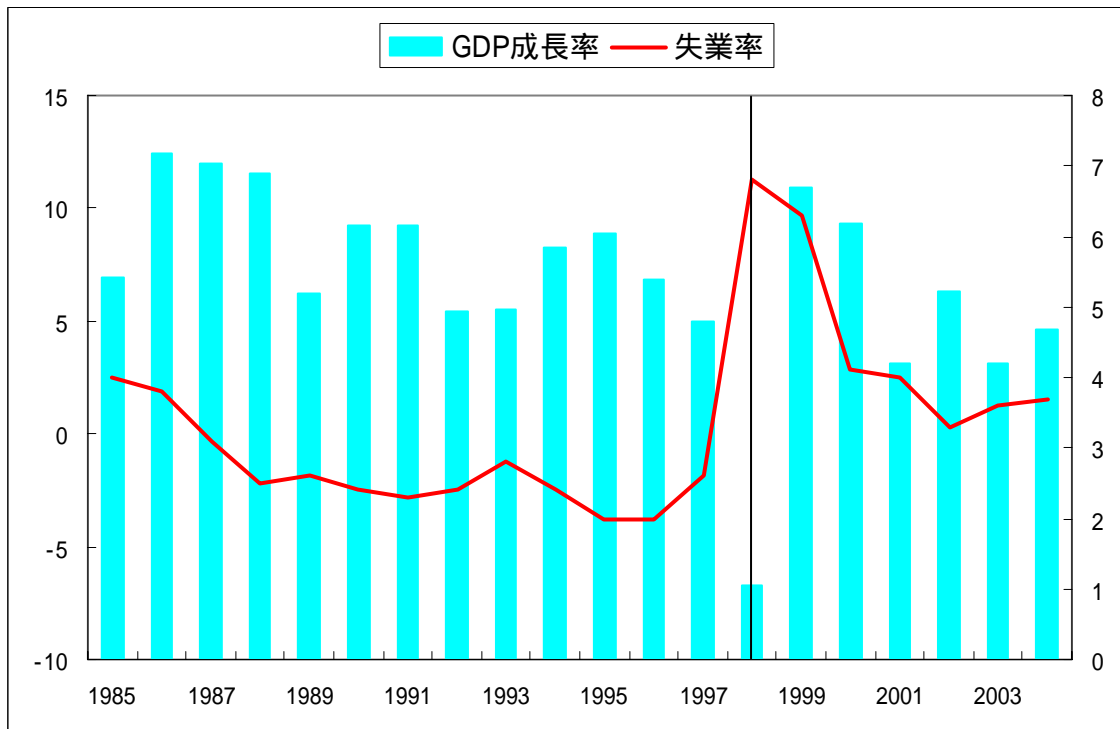


図 5-1-13 韓国の実質 GDP 成長率、失業率(左軸が GDP 成長率)

第2節 インフレ関数の推計

本節では、わが国のインフレ関数が NAIRU 型かどうかという分析を行い、インフレ率が安定的かどうかを判断する。推計には肥後・中田(2000)同様、以下の式を用いた。

$$\pi_t = \alpha^N_0 + \sum_{i=1}^s \beta^N_i \pi_{t-i} + \alpha^N_1 \text{GDPGAP}_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \gamma^N_i \text{IMPORT}_{t-i} + \varepsilon^N_t$$

ここで、 π は消費者物価³⁹変化率(前年同四半期比)、 GDPGAP は実質 GDP⁴⁰の潜在 GDP⁴¹からの乖離率、 IMPORT は輸入物価⁴²変化率、 ε^N は誤差項、 t は時間を表している。上の式で、 β^N_i の総和 = 1 が成立し、かつ GDPGAP にかかる係数が有意となれば、NAIRU 型の関係が成立し、インフレ率をラグ項数 3 期で行い、総和が 1 とならないならば、NAIRU 型は成立しないことになる。具体的な分析手法としては、 β^N_i の総和 = 1 の制約をかけ帰無仮説、制約なしの関数を対立仮説として F 検定を行い、帰無仮説が棄却できなければ NAIRU 型が成立することになる。肥後・中田(2000)とは推計期間を変えて、1976 年第 1 四半期から 2005 年第 2 四半期までとした。全期間と、期間 1 の前後半、期間 2 の前後半で分析を行った。

結果は表 5-2-1 にまとめた。期間 2 の前半期間のみは NAIRU 型だという結果となったが、全期間や期間 1 の前後半、期間 2 の後半期間はいずれも NAIRU 型であるという推計結果は得られなかった。この結果は、肥後・中田と概ね整合的である。このことから、日本のインフレ率は安定していて加速することがあまりないという結論になる。このことから、わが国は物価安定といえる範囲内で多少高めのインフレ目標を設置したとしても、インフレが加速する可能性が少なく、安定的な成長を達成できることになる。仮に今後 NAIRU 型のインフレ関数になることがあっても、インフレーション・ターゲティング政策を行っていれば高インフレになることもなくなり、長期的な経済の安定を保つことができる。デフレを脱却し、ようやく不安定な物価の推移を終えた今こそインフレーション・ターゲティング政策を導入し、今後の物価安定、つまり経済の安定的成長を達成させるべきである。

	期間 1	F 値	期間 2	F 値
全期間(1976:1 ~ 2005:2)		49.437	前半期間(1976:1 ~ 1985:4)	3.793* ⁴³
前半期間(1976:1 ~ 1992:4)		36.604	後半期間(1986:1 ~ 2005:2)	20.727
後半期間(1993:1 ~ 2005:2)		22.025		

表 5-2-1

³⁹ 物価統計月報。

⁴⁰ 国民経済計算年報。

⁴¹ 実質 GDP に HP フィルターを用いて推計したものを採用した。

⁴² 企業物価指数。

⁴³ F 値の横の*は 5%有意水準を表している。

第3節 政策提言

我々は第2章で我が国に短期フィリップス曲線を用いて、インフレと失業のトレードオフの関係が存在しているのかどうかを検証し、我が国にもインフレ率と失業率の負の相関関係がみられるということを示した。次に我が国の政府債務が他の先進国に比べて非常に高いことを示し、さらに政府からのインフレ圧力が強まる可能性を払拭できないということを示した。また他国がインフレーション・ターゲティングを導入した理由の一つである、従来からの景気の先行きや将来の物価予測の指標であるマネーサプライと GDP の関係の希薄化に注目し、我が国におけるマネーサプライと GDP の関係をグレンジャーの因果関係に関する F 検定を行った。その結果、90年代後半以降マネーサプライと GDP の関係の希薄化が見られた。

第3章で我々は金融政策の評価として、テイラー・ルール、マッカラム・ルールを用いて80年代以降の金融政策の妥当性という側面にスポットライトを当て検証を行った。分析は1980年から2001年3月までをテイラー・ルールを用いて行い、それ以降はマッカラム・ルールを用いたが、どちらの分析においても金融緩和不足の局面が見られ、日銀による金融政策は失敗であったという結果が得られた。

第4章では第3章で論じた日本銀行による金融政策の失敗という結果を受け、デフレやゼロ金利などといった非常事態の中で90年代以降の金融政策は果たして有効であったのかという問題意識のもと、貨幣需要関数の推計、信用乗数の分析、VAR分析を用いて90年代の金融政策の有効性の検証を行った。なお対比として、80年代の金融政策を追加検証としてVARで分析をした。我々はここで行ったすべての分析から90年代以降の金融政策の有効性は薄れているという結論を導いた。

第5章ではインフレーション・ターゲティングを導入した各国に、導入前と導入後でどのような効果が現れたか、特に失業率とGDP成長率に注目して見てみた。ここに挙げた導入国は導入後にインフレ率は低位に推移しつつ、失業率は下がり、安定的な成長率を遂げているという結果が得られた。また我が国のインフレ関数がNAIRU型かどうかという分析を行い、インフレ率が安定的かどうかの判断を行った。期間2の前半期間のみはNAIRU型だという結果となったが、全期間や期間1の前後半、期間2の後半期間はいずれもNAIRU型であるという推計結果は得られなかった。よって日本のインフレ率は安定していて加速しにくいという結論になる。

上記のことを総括すると、90年代以降の我が国の金融政策は、ルールと乖離する部分があり一見すると判断の誤りがあったかのように思われるが、実はそれは判断ミスであるとい切することは出来ず、実際には90年代以降は金融政策の有効性自体が著しく低下していたといえる。しかしインフレ率と失業率の負の相関関係がみられることから、少なくとも有権者の票を求める政府には、多少高いインフレ率になったとしても失業率を減らすようなインセンティブがある可能性が示唆され、さらに我が国の膨れ上がった政府債務をインフレによって解消させようとする圧力が政府から中央銀行にかかる可能性もありうる。そこで日本銀行が政府からの独立性を強化し、明確なインフレ目標を設けて金融政策運営を行うことは有益であると考えられる。すなわちインフレーション・ターゲティング政策の導入である。そのインフレーション・ターゲティング政策はルールと裁量を兼ね備えたインフレーション・ターゲティングであるべきで、導入に反対する日本銀行が心配するような日本銀行の裁量を否定するようなものでもなければ、例えばサプライショックが起きたときに対応できないような厳密なインフレーション・ターゲティングでは決してない。ショックが起きた場合には柔軟に対応できるような枠組みであり、将来の物価安定のためならば究極的にはターゲットを外しても構わない、そのようなインフレーション・ターゲティング政策である。

インフレーション・ターゲティング導入のメリットは伊藤(2006)が述べている、日本銀行の金融政策の目的・意図が数値を示すことでより明確になり、さらに日本銀行のアカウントビリティが高まる、市場とのコミュニケーションを容易にして、日本銀行のより機動的・弾力的な政策運営が期待できる、政策運営についての日本銀行の役割分担がよりはっきり示されて、政策手段についての独立性をより強化することができる、などが挙げられる。これらの効果は今後わが国において非常に重要になってくる。第5章で論じられている導入国のその後の状況も我が国のインフレーション・ターゲティング導入にあたって参考になるだろう。また、一度導入を決めた国がその後ターゲットを取り下げていないというのも、インフレーション・ターゲティングが如何に機能しているかの証明であると考えられる。

さらに今後、NAIRU 型のインフレ関数になることがあるかもしれないがインフレーション・ターゲティングを導入していればインフレ率が急激に上昇することもなく、長期的な経済の安定を保つことができる。また、我が国のインフレ関数はNAIRU型ではなくインフレ率は比較的安定しているため、90年代後半以降のように一度デフレに陥ってしまうとそこから脱却するのは難しいと考えられる。つまりデフレに陥らないことが重要であるので、明確な数値目標を掲げ政策運営を行うインフレーション・ターゲティング政策は必要である。さらに我が国は量的緩和政策の解除、ゼロ金利政策の解除、デフレの脱却を経て新しい金融政策の枠組みを模索している。そういう時期にこそ、今後の物価安定を通じて経済の安定的成長を達成させるために我が国はインフレーション・ターゲティング政策を導入すべきだ、ということをお我々の政策提言とする。

参考文献

《先行論文》

- 鵜飼博史(2006)「量的緩和の効果：実証研究のサーベイ」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ N006-J-14
- 肥後雅博・中田(黒田)祥子(2000)「物価変動の決定要因について-需給ギャップと物価変動の関係の国際比較を中心に-」『金融研究』No.3
- McCallum, Bennett T. (2003) "Japanese Monetary Policy, 1991-2001" *Federal Reserve Bank of Richmond, Economics Quarterly*, Vol. 89/1
- Krugman, P.(1998) "It's Baaack :Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," *Brooking Papers on Economic Activity*, No.2
- Krugman, P.(2000) "Thinking about the Liquidity Trap," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.14 (DECEMBER)
- Svensson, Lars. E .O(2001) "The Zero Bound in An Open Economy: A Foolproof Way of Escaping from Liquidity Trap," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol.19 (FEBRUARY , SPECIAL EDITION S-1)

《参考文献》

- 伊藤隆敏(2000)『ゼロ金利と日本経済』日本経済新聞社
- 伊藤隆敏、トーマス・カーギル、マイケル・ハッチソン(2002)『金融政策の政治経済学』東洋経済新聞社
- 伊藤隆敏、林伴子(2006)『インフレ目標と金融政策』東洋経済新聞社
- 岩田規久男(2000)『ゼロ金利の経済学』ダイヤモンド社
- 岩田規久男編著(2000)『金融政策の論点』東洋経済新報社
- 貞廣彰(2004)『戦後日本のマクロ経済分析』東洋経済新報社
- 中原信之(2006)『日銀はだれのものか』中央公論新社
- 浜田宏一、堀内昭義(2004)『論争日本の経済危機』日本経済新聞社
- 細野薫、杉原茂、三平剛編(2001)『金融政策の有効性と限界』東洋経済新報社
- 本多佑三(2000)「インフレーション・ターゲティングの論点とその効果」小佐野広、本多佑三編『現代の金融と政策』第6章、日本評論社
- 三木谷良一、アダム・S・ポーゼン編(2001)『日本の金融危機』東洋経済新報社
- 宮尾龍蔵(2006)『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社

《データ出典》