

金融政策ルールの定式化と分析

——日本への応用

ベネット T. マッカラム

1. はじめに
2. これまでの諸研究の検討
3. 潜在的な政策手段としてのペースマネー
4. 予備的結果
5. VAR モデルを使った結果
6. 古典派モデルとケインジアン・モデルを用いた結果
7. 金利を政策手段とした場合の結果
8. おわりに

補論

1. はじめに

1975年から90年までの期間において、インフレなき安定成長という金融政策の最終目標達成という観点からみると、日本銀行は欧米の中央銀行よりも明らかに良い成績をおさめてきたといえる。しかし、1990年代に入ると日本経済は不況に直面することになり、また金融自由化が進行する中で伝統的なマネーサプライ目標や指標が金融政策にとって十分な

機能を果たさなくなってきたように思われる。したがって、本論文では近年米国で提唱され研究されている名目GNPを金融政策のターゲットとする政策ルールが、日本経済にどの程度適用可能かという問題についての研究報告を行う。

ここで取り上げる金融政策ルールは、著者による一連の論文（McCallum [1988, 1990, 1991]）によって分析されたものであるが、¹⁾ その政策ルールの基本的目標は、名目総支出

本論文は、著者が日本銀行金融研究所に海外客員研究員として滞在中にまとめたものである。研究に際しては、日本銀行金融研究所研究第1課のスタッフ、中でも高橋亘、山川哲史の両氏から有益な示唆を頂いた。また、本論文作成の初期の段階で、澤本一穂（日本銀行金融研究所）、田口博雄（同）、翁邦雄（日本銀行調査統計局）、吉野直行（慶応義塾大学）の各氏より有益な批判的コメントを頂いた。技術的な点については副島豊氏（日本銀行金融研究所）の助力を得た。記して感謝したい。なお、原文は当研究所の英文機関誌MES Vol.11, No.2（1993年11月）に掲載されている。

- 1) 他の経済学者によるこの政策ルールの応用、拡張、研究の例としては、Flood and Isard [1988]、Hall [1990]、Judd and Motley [1991, 1993]、Hafer, Haslag, and Hein [1990]、Hess, Small, and Brayton [1992]、Dueker [1993]などを挙げることができる。この政策ルールに対するいくつかの批判的コメントがFriedman [1988, 1990]によって提示されたが、同氏の1988年の論文に対して著者の反論が続いて載せられている。

のインフレなき安定成長経路を達成することにある。この目的のために、従来の研究で一般に使用されてきた指標は名目GNPであるが、そのような政策ルール of 基本的概念に合った他の名目総支出指標を使用する方が、実際にはより有効である場合もあるかもしれない。また、ここで注目している政策ルールの重要な特徴は、それが実際に運営可能であるべきこと、すなわち、中央銀行が実際にコントロール可能な操作変数の使用を前提として実際にまたは潜在的に利用可能な情報に基づく政策ルールであるべきといった点である。

これまでの研究で想定されていた操作変数は、中央銀行自身のバランス・シートに表示され、常に観察と調整が可能なベースマネーであった。しかし、実際には、米国の連邦準備制度 (FRB) と同様に、日本銀行はベースマネーを政策手段として用いたことはなく、短期金利を中心的政策手段として金融政策運営を行ってきた。その理由として、日本銀行がたとえベースマネーをコントロールしようとしても、短期においては不可能であるという議論がよくなされることがある。したがって、本論文では実際の金融政策の手順とその制度的側面を正しく認識したうえで議論を進めていくことが重要となる。さらに、本論文ではベースマネーを政策手段として用いた場合の金融政策を中心に検討するが、同時に名目GNPをターゲットとしながらも金利を政策手段とした場合の政策ルールの有効性についても若干の検討を行うこととする。

以前の研究に比べた場合、本論文において

大きく改善されている点は、インフレなきGNP目標値が単一の先決的な成長経路によってではなく、長期にわたる成長率の流列に基づき分析されている点にある。このように改善された金融政策ルールには、より安定的な政策手段と関連したより強力な自動制御機能とか典型的な永続的ショックに対するより適切な反応、などのいくつかの魅力的な特徴点がみられる。本論文のいま1つの改善点は、使用するモデルにおいて開放経済の視点を強調している点である。²⁾

本論文の構成は次のとおりである。2.では、名目GNPをターゲットとする政策ルールを論理的に説明し、米国経済への応用研究を簡単に紹介する。3.では、ベースマネーを政策手段とする場合の諸問題について論ずる。4.では、経済理論に依存しない簡単な名目GNP決定モデルを用い日本経済に関してシミュレーションを行った結果を報告する。続いて5.では、いくつかのVARモデルを使ったシミュレーション結果を報告する。6.では、やや複雑な構造を持った景気循環モデルを使ったシミュレーション結果を報告する。7.では、金利を政策手段とした場合のシミュレーション結果を報告する。最後に、8.では、結論を提示する。補論では、本論文で使ったデータの説明と調整されたベースマネーの時系列を示す。

2. これまでの諸研究の検討

まず始めに、これまでの研究で検討された金融政策ルールについて、その理論的正当性を検討し、その米国経済への応用結果を簡単

2) 日本の金融政策ルールに関する研究例としては、West[1993]、McNelis and Yoshino[1992]、Taylor[1988]などがある。

にまとめてみよう。すでに述べたように、われわれが検討する政策ルールは、名目GNP（または、他の名目総支出の指標）の成長経路を、インフレなき安定的経済成長率—実質成長率の長期的な平均値—の近傍に保つために、ペースマネーを政策手段として用いることである。私の以前の研究では、この成長率を年率3%、支出の適当な指標をGNPとして、四半期データを使用した。ここで、 b_t をペースマネー（第 t 期の平均）の対数、 x_t を名目GNPの対数、 x_t^* を名目GNPターゲットの対数とすれば、ここで提案する金融政策ルールは、

$$\Delta b_t = 0.00739 - (1/16) [x_{t-1} - b_{t-1} - x_{t-17} + b_{t-17}] + \lambda (x_{t-1}^* - x_{t-1}) \quad (1)$$

として定式化することができる。ただし、右辺の第1項（定数）は年率3%の成長率を四半期成長率の対数で表したものの、また第2項は直近4年間のペースマネーの流通速度平均成長率を差し引いたものである。第3項は、名目GNPの目標値からの乖離に対して調整速度 $\lambda = 0.1$ または 0.25 とする緩やかな政策反応関数を示している。私の以前の研究では、この目標成長経路を $x_t^* = x_{t-1}^* + 0.00739$ と想定し、初期値としては研究対象とした期間直前の四半期実現値を採用した。この定式化によると、年率3%の単一先決成長経路を得ることができる。代替的な目標値の定式化の

方法については後に議論することとする。

このような政策ルールの特徴は、通貨当局の中間目標変数として M_1 、 M_2 といった通貨集計量の代わりに名目支出を採用する点にある。理論と実証の両面においてより注目を集めてきた通貨集計量よりも名目総支出を選好する理由としては、次の点を挙げることができる。まず第1に、長期的に望ましいインフレ率を達成するために必要な名目総支出の平均成長率は、通貨集計量のそれよりも正確に決定することが可能である。例えば、米国（日本）経済の今後20年間の実質成長率が2.5（4.0）%の上下1%内である確率は非常に高い。したがって、その率で名目GNPを増加させればゼロ・インフレに近い結果をもたらすことができるであろう。これとは対照的に、 M_1 あるいは M_2 の流通速度に関しては大きな不確実性が存在するため、ゼロ・インフレの目標を達成するために必要な M_1 や M_2 の平均成長率を正確に決定することは困難である。

第2に、名目GNPの安定成長を維持することは、あるタイプの外生的ショックに対して自動安定化機能を持つということである。³⁾したがって、もしこれらのタイプのショックが経済において支配的であれば、通貨集計量を安定させる政策よりも名目総支出を安定させる政策の方が、景気循環の観点からみてより望ましいマクロ・パフォーマンスをもたらすことになるであろう。第3に、決

3) この点は、Bean[1983]、Henderson[1992]などの理論研究において強調されている。ただし、これらの結果はモデルに大きく依存するものであり、どの目標変数がより望ましいかは、異なるショックの分散の相対的な大きさ、ショック相互間の系列相関、需要・供給関数の弾力性の大きさ、フィリップス曲線の動学的メカニズム、などに大きく依存する。しかも、フィリップス曲線の動学的メカニズムに関する問題はマクロ経済学において最もよく理解されていない点である。これまでにも多くのモデルが提案されたが、制約条件付きの最大化問題に基づいた理論と実証結果を有効に結び付けたモデルはまだ存在しない。

済に関わる産業に対する規制の変化や技術革新に伴って、中間目標としての通貨集計量の定義を必要に応じて変更しなくてはならない点を挙げることができる。すなわち、選択された通貨集計量と政策手段の関係が、名目総支出と政策手段の関係に比べより信頼性に劣るという状況が生じる可能性がある。

著者が主張している政策ルールのもう1つの特徴は、景気循環の過程で変化するような目標値ではなく、一定の名目GNP成長率を目標として設定する点である。その理由は、現実問題として、中央銀行が四半期ベースで名目GNP成長率を実質成長率とインフレ率に分離して正確にコントロールもしくは予想することはできないからである。この点に関しては、経済学者も同様に無力である（脚注3参照）。したがって、マクロ経済政策の微調整（fine tuning）は避けるべきであり、名目GNPの長期的な安定成長が実体経済にも安定をもたらすであろうと期待することで満足すべきである。名目GNPの安定的成長を目的としておけば、少なくとも政策によるショックが望ましくない景気変動の原因となることを防ぐことはできるのである。

(1)式で表された政策ルールのいま1つの特徴は、それが政策手段（policy instrument）

（Suzuki[1986]はこれを操作変数（operating variable）と呼んでいる）としてベースマネーを想定している点である。すなわち、中央銀行が正確にコントロールできる政策手段を想

定しているという点において、この政策ルールは運営可能性（operational）の面で優れている。⁴⁾金利を政策手段として使用することも可能ではあるが、よく知られているように政策スタンスの指標として金利が曖昧であることを考慮すれば、量的な変数の方が政策手段として好ましいと考えられる。⁵⁾とはいえ、政策手段としては金利の方が多くの中央銀行によって選好されているので、(1)式に類似した金利政策ルールについても7.で分析することにする。

ここで基本的に問題となるのは、名目GNPターゲティングが実際に可能であるかどうかという点である。すなわち、中央銀行が操作可能なベースマネーなどの政策手段を用い、名目GNPの目標値を正確に達成することができるかが問題となる。⁶⁾この問題を米国経済について包括的に研究した例はMcCallum[1988]であるが、それによると非常に良好な結果が得られている。以下では、この研究の内容と結果について簡単に紹介してみよう。

さまざまな確率的ショックのもとで、(1)式で示される政策ルールが実際に名目GNPを安定成長経路に沿って成長させることが巧くできるかどうかを調べるには、その政策ルールと x_t の b_t に対する反応を記述する計量経済モデルを組み込んだモデルに確率的ショックを与えたシミュレーションを行ってみる必要がある。⁷⁾ここで、経済学者が合意する計

4) この点については、3.でさらに議論することにする。

5) この点も、3.で議論することにする。

6) それが不可能であるという主張は、著者の他の論文に対するコメントとしてAxilrod[1985]によってなされた。

7) 経済学者は、実際の経済を使って実験することができないので、代わりにモデルを使ったシミュレーションを行う。

量経済モデルが存在しない点が大きな問題となる。脚注3で述べたように金融政策が实体经济に対しどのような影響を与えるのかを示す総供給関数の短期動学については、定性的なレベルにおいてさえ未だにマクロ経済学者の間で十分な合意が得られてはいないのが現状である。このような状況のもとで私がとる研究方法は、(1)式の政策ルールがさまざまな異なったモデルの下で巧く機能するかどうかを検証してみることである。

したがって、私の1988年の研究 (McCallum [1988]) では、まず経済理論に依存しない2つの単一方程式モデル、いくつかのVARモデル、さらに3つの構造モデル (すなわち政策変更による構造変化を仮定しないモデル) を使ってそれぞれシミュレーションを行ってみた。ここでの3つの構造モデルは小さなモデルであるが、現在有力な景気循環理論をモデル化したものである。それらは、Kydland and Prescott [1982] によるリアル・ビジネス・サイクル・モデル、Lucas and Barro の

マネタリー・ミスパークション・モデル、そしてFRBのMPS四半期モデルで使われているフィリップス曲線と価格調整メカニズムを取り入れたケインズ・モデルの3つである。

米国経済について1954年第1四半期から85年第4四半期までの期間を対象に行ったシミュレーション結果は第1表にまとめてある。⁸⁾表中の数値は、政策ルール(1)式と5つのモデルを使ったシミュレーションから得られた平均平方誤差 (以下 RMSE)、すなわち名目GNP目標成長経路からの乖離を表している。これらのシミュレーションにおいては、1954年の初めを初期条件とし、各モデルを使った回帰推定より得られた残差を四半期ごとの攪乱ショックとして使用した。パラメーター λ の値が0.1から0.25の範囲では、RMSEの値は5つのモデルにおいてすべて約0.02 (2%) である。⁹⁾すなわち、パフォーマンスはこれらすべてのケースにおいて満足できるものであり、金融政策によるフィー

第1表
米国経済に関する基本的結果、1954～85年
5モデルのRMSE

モデル	政策ルール(1)における λ			
	0.00	0.10	0.25	0.50
単一方程式	0.0488	0.0249	0.0197	0.0162
4変数VAR	0.0479	0.0216	0.0220	0.1656
RBC	0.0281	0.0200	0.0160	0.0132
マネタリー・ミスパークション	0.0238	0.0194	0.0161	0.0137
フィリップス曲線	0.0311	0.0236	0.0191	0.0174

8) VARモデルを使った結果は複数あるが、ここではその中から1つだけ報告する。

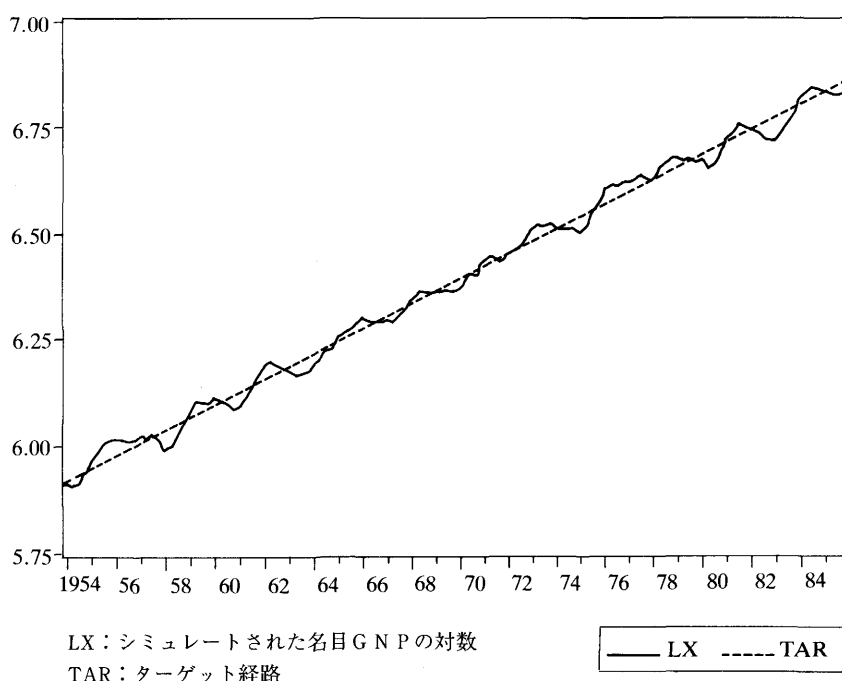
9) 比較のために関連した数値を示すと、実現された成長経路のRMSE値は0.771と名目GNPルールの場合の何と30倍も大きい。もっとも、この数値0.771の大部分は変動よりもインフレ率を反映しているので、実現された成長経路のトレンドからの乖離を表すRMSEを計算してみると、0.0854となる。

ド・バックなしのケース ($\lambda = 0$) に比較すると結果が格段に優れていることが読み取れる。ただし、 λ が高い値をとる場合には、動学的経路が発散する状態 (explosive oscillations) が発生しうる。このような不安定な状態は、VARモデルの場合には $\lambda = 0.5$ 、その他のモデルの場合には $\lambda = 1.0$ の辺りで生じている。しかし、 λ の値がそれほど大きくない適度の範囲 ($\lambda = 0.1 \sim 0.25$) において、名目GNPルールはインフレなき、しかも実際の名目GNP変動に比較してもより安定的な成長経路を達成することに成功している。第1図には、 $\lambda = 0.25$ の下でVARモデルを使った場合の x_t と x^*_t の動きが示されている。

上記の結果は私の1988年論文で得られたものであるが、さらなる研究結果が McCallum [1990a, 1991] に発表されている。1990年の

論文では、名目GNPの代わりに価格水準目標を設定したケースを検討しているが、結果は動学的不安定の可能性を増大するというもので、あまり良い結果は得られなかった。さらに、金利を政策手段としたシミュレーションも試みたが、それについては7.で述べることにする。これとは異なって、1991年の論文の目的は、(1)式で示された政策ルールを採用していたならば1930年代の大恐慌を避けることができたかどうかを判断することにあった。1922年から41年までの米国の四半期データを用いて推定した小型のGNP決定モデルを用い、1923年から41年までの期間についてシミュレーションを行ってみた。それによると、政策ルール(1)式が実行されていたならば、1923年から41年までの期間において年率3%の安定的な名目GNP成長率を達成することができたという結果が得られた。この場合、

第1図 米国経済に関するシミュレーション、1954～85年
(政策ルール(1)、VARモデル、 $\lambda = 0.25$)



実質生産量と就業率があれほどまでに暴落することはなかったと考えられる。

しかしながらもっと最近になって、私は単一先決成長経路に対応する名目GNP水準の代わりに、名目GNP成長率をターゲットとすべきだと考えるようになった。その主な理由は、経済の自然成長率に影響を与えるような実質ショックは中長期にわたって残存するために、そのようなショックが生じた直後に x_t の値を早急に先決された x_t^* の値に戻すのは望ましくないように思われたからである。その代わりに、過去のショックは過去のものとして扱い、 t 期の目標値として $x_t^* = x_{t-1}^* + 0.00739$ の代わりに $x_t^{**} = x_{t-1} + 0.00739$ を採用した方が望ましいように思う。このような成長率目標設定は、Feldstein and Stock [1993]などを含む多くの経済学者によっても支持されるようになってきている。もっとも、そのような政策ルールは名目GNP変動を単位根 (a unit root) を含んだ「ドリフト付きランダム・ウォーク」に近いものにしてしまうことになる。しかし、ドリフトの規模が0.00739 (四半期実質成長率平均) と小さければ、期待インフレ率はどのよ

うな期間をとってもゼロに近いものとなるだろう。さらに、1期間の変動すなわち $(x_t - x_t^{**})$ の分散が小さければ、実際の対象期間において価格の分散もそれほど大きくはならないだろう。

上記の理由に加えて、名目GNP成長率をターゲットとする政策ルールが望ましい理由があと2つある。まず第1に、 λ がどの値であっても、政策手段 (Δb_t) の分散がその結果減少する可能性が高いことが挙げられる。この点は、(1)式のような政策ルールに対する中央銀行エコノミストの反対理由が、このような政策ルールを採用すれば政策手段をより頻繁に変えなければならなくなるということにある点を考慮すれば、重要であることが理解できるだろう。第2に、したがって、政策手段を不安定にすることなく大きな λ の値、すなわち強い金融政策フィードバック・ルールを採用することが可能になる点である。

以上の理由から、私は未発表の論文 (1990年10月) において、 x_t^* の代わりに x_t^{**} を代入した(1)式の政策ルールを使って予備的研究を行ってみた。その結果は、 $\lambda = 0.25$ の下でVARモデルを使ったケースについて第2表

第2表
米国経済に関する追加的結果、1954～85年
(ターゲット $=x_t^{**}$, $\lambda = 0.25$)

モデル	x_t^{**} に対する RMSE	x_t^* に対する RMSE	Δb_t に対する 標準偏差	x_t^* を ターゲットとした時の Δb_t の 標準偏差
単一方程式	0.0102	0.0400	0.0036	0.0063
4変数VAR	0.0102	0.0394	0.0036	0.0069
RBC	0.0107	0.0229	0.0040	0.0054
マネタリー・ミスパークション	0.0113	0.0196	0.0037	0.0051
フィリップス曲線	0.0100	0.0259	0.0042	0.0066

に掲載してあるが、十分に満足のいくものであった。とくに、目標値 x^{**}_t からの乖離を示す RMSE は 0.01 と小さく、政策手段 (Δb_t) の分散も x^{**}_t をターゲットとした場合に比べて非常に小さくなっている。したがって、日本経済への応用を研究する 4. と 5. においては、 x^{**}_t を目標値とした政策ルールの結果にとくに注目することにする。

3. 潜在的な政策手段としてのベースマネー

ここでは政策手段の問題について考察してみよう。周知のように、日本銀行はベースマネーを政策手段（操作変数）として使用したことはない。実際、先進産業国の中央銀行の中でベースマネーのような量的な変数を政策手段として採用しているのは、現在もしくは最近のいずれをとってもスイス国立銀行（The Swiss National Bank）くらいなものである。しかし、この事実はこの研究にとっては重要なことではない。というのは、この研究の目的は、もし異なった金融政策（とくに、(1)式によって表される金融政策ルール）が採用されていたならば、名目 GNP のパフォーマンスは歴史的展開とどのように異なっていたらどうかを推定することにあるからである。¹⁰⁾

もっとも、ベースマネーを政策手段として

用いることが論理的に不可能であれば、このような考察はあまり興味深いものとはならない。したがって、Okina [1993] や Ueda [1993] が示唆したように、日本銀行にとってベースマネーを短期でコントロールすることはたとえ実行しようとしても不可能であるという主張には答えておく必要がある。この点に関して、例えば週単位の期間でベースマネーを厳密にコントロールしようとする短期金利の大きな変動をもたらすという主張は容易に認めることができる。しかし、ここでの問題の焦点はほかのところにある。それは、日本の準備預金制度は後積み方式で、¹¹⁾ しかも銀行の超過準備は非常に小さいという点であり、¹²⁾ その結果、積立期間の最終日において準備需要はすでに先決されているという主張である。すなわち、もし日本銀行が要求された準備供給を抑制すれば、民間銀行の中には所要準備を満たすことができなくなるものが出てきてしまうというわけである。したがって、このような見方をすれば、日本銀行はベースマネーを政策手段として使用することはできないという主張につながる。

このような主張に対する根本的な回答は、もちろん、準備預金制度を同時積み方式へ変更すべきだということになる。実際、もし日本銀行がベースマネーを政策手段として使用しようとするのであれば、それは同時積み方

10) ここで、私は「ルーカスの批判 (Lucas critique)」の重要性を二次的なものとみなしている。この種の批判に対する私の回答は、8. で説明することにする。

11) もっと正確に言えば、日本の準備預金制度では、各月の16日から翌月の15日までの1か月の間に、その月の平均預金残高によって決められた所要準備額を日銀当座預金として積むことになっている。したがって、積立期間はカレンダー月と半月ずれることになる。詳しくは、Okina [1993] 参照。

12) 1967年から87年の期間を平均してみると、超過準備は所要準備のたった0.14%にすぎなかった (Ueda [1993, fn. 9])。

式への制度変更の正当な理由となりうるだろう。¹³⁾しかし、たとえ後積み方式を維持したままでも、行動様式がベースマネー・コントロールの制度に順応していく可能性が考えられる。この場合、民間銀行の私的最適化行動を通じて、金利に敏感に反応する最適超過準備管理が自然に行われるようになるであろう。¹⁴⁾所要準備額の2～3%の超過準備（それでも銀行預金に対する割合は微少）を保有することによって、銀行は非常に例外的な状況を除き所要準備を満たすことができるようになる。¹⁵⁾実際、超過準備がそれほどまでに少ない大きな理由は、日本銀行が金利の乱高下を避けるために積みの最終日に型どおりの受動的供給調整を行ってきたからであるといえる。¹⁶⁾

結局、原理的には、日本銀行がベースマネーを操作変数として使用することは可能なのである。しかも、(1)式で示されたベース値の達成に際しては、日毎の金利安定化操作を併用することもできるであろう。1つの可能性としては、金利を日毎の政策手段として採用しながら、(1)式で与えられたベースマネーの四半期平均目標値をターゲットとして定めることが考えられる。ただし、この場合、金利の変動が月または四半期ベースで増大すること

が予想されよう。最終的には、ターゲットと政策手段のどのような組合せが最適であるかという基本的問題に帰着する。この問題は、単にマクロ・パフォーマンスの観点からだけで判断することはできない。というのは、中央銀行はマクロ・パフォーマンス（すなわち、インフレと景気循環を避けること）のほかに金融システムの安定を維持する責任も負っているからである。しかし、この論文のテーマであるマクロ・パフォーマンスについても考慮しなければ、この問題に対する答えを得ることができない点是不変である。

純粋なマクロ理論の観点からみても、金融緩和または引締め状況の指標として曖昧さが残る金利よりも、ベースマネーの方が政策手段として優れていると先験的に考えられる。例えば、金利高は短期的には金融引締め状況に対応しているが、より長期的には期待インフレを反映した金融緩和の状況に対応することになる。すなわち、金融引締め（オープン・マーケット操作による証券の売却など）が持つ金利への影響は、短期と長期において全く反対のものとなる。したがって、金利を使って名目総支出をコントロールする政策ルールを策定するのは、量的変数を用いた政策ルールを作るよりも一層微妙で難しくなるだろう。

13) いま1つの可能性としては、銀行が普通十分な超過準備を保有するようになる程度までに所要準備率を引き下げることが考えられる。これは必ずしも通貨量コントロールの効果を減少させることにはならない。なぜならば、金利が政策手段として使用されている時には、所要準備はその目的にとって関係がなくなるからである。この点の議論については、Goodfriend and Hargraves[1983]とMcCallum and Hoehn[1983]参照。

14) それでも、もし所要準備が予想よりも少なくて済む場合には、オーバーナイト・インターバンク金利は積みの最終日に急激に低下するかもしれない。

15) もう1つの可能性として、銀行が所要準備を満たすことができなくなるケースが増加することが考えられる。このような失敗に対するペナルティーはそれほど大きくはない（Okina [1993, p.50]）。しかも、金銭外のコストもそのようなケースが増えるに伴って減少していくことが考えられる。実際には、おそらく両方のタイプの調整がある程度起こるのであろう。

16) この点は、Ueda[1993, fn.9]によって指摘されている。

う。しかも、ベースマネーは中央銀行が行う金融操作の最終的結果を集約したものであるため、政策手段として選ぶには最も自然な量的変数である。さらに、ベースマネーは中央銀行自身のバランス・シートに表れる項目の集計なので、きわめて正確にコントロールすることが可能である。したがって、その量は日単位で観察することができるし、もしそれが目標値から乖離した場合にはオープン・マーケット操作を通じて調整することができる。

他の国と同様、日本においても銀行預金は預金者の意思でいつでも現金に交換できるという意味で、市中の現金流通量は需要サイドによって決定されている。これを理由に、現金と銀行準備から成るベースマネーを操作変数とすることは銀行準備のみを操作変数とすることに劣ると主張する人がいる。しかし、少し考えてみればこの主張は正しくないことに気がつくであろう。というのは、預金と銀行準備はお互いに密接な関係にあるので、現金と預金の和に関係している総支出は現金と銀行準備の両方と正の相関関係にあるからである。したがって、総支出は現金と銀行準備の一方だけよりもこれらを集計した方とより強い相関関係にあるだろう。この場合、たとえば現金が市民の選択によって需要サイドから決定されているとしても、銀行準備のみよりもベースマネーを操作変数として使った方が、総支出をより良くコントロールできることになる。さらに良いコントロールが、現金と銀行準備の単なる和よりもこれら2つの加重平均によって得られるかもしれないが、ま

ず始めの段階ではベースマネーを用いた方がより簡単な指標として望ましいであろう。

このように、政策手段としてはベースマネーが望ましいのであるが、この研究では政策手段としての短期金利の有効性についても若干の研究結果を報告することにする。具体的には、7.において、3か月物手形金利を政策手段とした(1)式に類似した政策ルールを使って行ったシミュレーションの結果を報告する。こうした結果は、マクロ経済学の観点からみて、ベースマネーを用いるのと金利を用いるのとどちらが望ましいのかという問題について考察する際の判断材料となるだろう。

米国のデータを使った実証研究では、銀行準備率の変更を調整したベースマネー指標を使用するのが慣例となっている。¹⁷⁾そのようなデータは日本では発表されてはいないようだが、たとえ率が低いといえども、日本銀行の準備率変更を調整したベースマネー指標を作成することが重要になる。その理由は、研究対象となっている期間に比較的大きな準備率の変更が幾度も行われているからである。例えば、1991年10月には(2.5兆円以上の預金残高を有する銀行における)「その他の預金」の準備率が2.5%から1.3%にまで、半分近く引き下げられている。その結果、8月から11月にかけて預金銀行の準備保有高が急激に減少した。しかし、日本銀行は金利の安定化を行っていたので、こうした銀行準備の変化は急激な金融引締めを意味するものではなく、熟慮された政策が使用する指標には反映されるべきではない。

17) 前節で紹介した研究では、セントルイス連銀によって発表されている調整済みのベースマネーを使用した。

したがって、この研究で使用するベースマネー指標は以下のように調整されたものである。まず、預金量は銀行準備に準備率の逆数を掛け合わせたものに概ね等しいので、調整された銀行準備の指標は銀行準備の原データに現行の準備率の逆数に比例した調整項を掛けたものになる。この研究では、準備率の変更が起こらなかった1981年4月から91年10月までの期間において、この調整項の値を1.0と設定している。各時点において使用する準備率は大銀行（もちろん、大銀行の基準は経済成長に伴って変化するが）に適用される「その他の預金」の準備率である。調整された銀行準備は各月末ごとに計算し、各四半期における3か月平均を使って四半期データを作成する。最後に、このデータは季節調整が行われていない他のデータと同様の方法で季節調整を行う。この計算過程は、次の節でより詳しく説明する。また、調整されたベースマネーの数値は、他の関連するデータと一緒に補論2に記されている。

4. 予備的結果

始めに、日本経済についての予備的実証結果を示してみよう。日本経済への応用の際には、(1)式で与えられた政策ルールを一部修正する必要がある。とくに、日本の名目GNP成長率ターゲットは高くなるので、政策ルールの定数項が少し高めに設定されなければならない。その理由は、まず第1に、日本経済

の長期的平均実質成長率が米国経済の2.5～3.0%よりも高かったし、今後も4.0%程度の高い水準を維持するであろうと予測されるからである。第2に、日本銀行がGNPデフレーターで測った長期的インフレ率の目標値をゼロよりも少し高めに設定するものと思われるからである。したがって、以下のシミュレーションでは定数項の値を、年率成長率6%に相当する四半期成長率の対数値である0.01468と設定してある。¹⁸⁾ そうすると、政策ルールは、

$$\Delta b_t = 0.01468 - (1/16) [x_{t-1} - b_{t-1} - x_{t-17} + b_{t-17}] + \lambda (x_{t-1}^* - x_{t-1}) \quad (2)$$

として与えられる。ただし、2.と同様に、 b_t と x_t はそれぞれベースマネーと名目GNPの対数を表す。¹⁹⁾ また、差し当たり単一の先決成長経路を想定し、 x_t のターゲットである x_t^* 値は、 $x_t^* = x_{t-1}^* + 0.01468$ として与えられるものとする。

シミュレーションにおいて必要なもう1つの要素は、日本経済のGNP決定モデルである。私の米国経済についての研究と同様に、まず始めに名目GNP成長率(Δx_t)をベースマネー(Δb_t)とこれらのラグ変数で説明する2種類の理論に依存しない回帰モデルを使って予備的分析を行う。米国経済についての第1モデル(McCallum[1988, pp.178-9])では、 Δx_{t-1} と Δb_t のみを説明変数とした

18) 米国経済についての私の研究では、目標インフレ率を0%としていたが、ここでは目標インフレ率として年率約2%を想定している。この違いは、米国FRBに比べて日本銀行のインフレ許容度が高いという意味ではない。私の以前の研究は、もともと米国FRBの報告書として意図されたものではなかった。

19) ベースマネーの値は、3.で説明した方法で計算した。季節調整は、対数をとる前に、Micro TSPの“the multiplicative option”を使用して“the ratio-to-moving average”の手法を用いて行った。ただし、ここで“moving average”（移動平均）の値は、現在を中心とし、その範囲期間を1年としている。

が、日本経済の場合これら2つの説明変数の第2ラグも Δx_t の変動を説明するのに重要であることが分かった。したがって、次のような回帰モデルを第1モデルとし、1964年第2四半期から92年第4四半期までの季節調整済みのデータを使用して推定を行った。²⁰⁾

$$\begin{aligned}\Delta x_t = & 0.002 + 0.040 \Delta x_{t-1} + 0.228 \Delta x_{t-2} \\ & (.002) (.086) (.087) \\ & + 0.223 \Delta b_t + 0.135 \Delta b_{t-1} \\ & (.063) (.066) \\ & + 0.207 \Delta b_{t-2} + e_{3t} \\ & (.068)\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.480 \quad SE = 0.0117 \quad DW = 2.12 \quad (3)$$

ただし、カッコ内の数字は推定係数の標準誤差、SEは攪乱項の標準偏差、DWはダービン＝ワトソン統計量を表す。²¹⁾ また、 e_{3t} は t 期における推定された攪乱項すなわちショック値を表す。

(2)式と(3)式を使って歴史的シミュレーションを行ってみよう。まず、1972年第1四半期の実現値を初期条件とし、1972年から92年の期間に日本経済を襲ったショック値(推定された攪乱項)を(3)式の e_{3t} に代入することによって、 b_t と x_t について84個の時系列をシミュレーションにより得ることができる。²²⁾

λ の値を0.25と設定した時のシミュレーション結果は第2図に示してある。ただし、TARはターゲット成長経路、LXは x_t についてのシミュレーションによる成長経路、LXA1は x_t の実際の成長経路である。さらに、第1表で示したようなRMSEの値が、いくつかの λ の値について第3表に示してある。

このRMSEの値によると、第1表と第3表を比べれば分かるように、(2)式で示された政策ルールは米国のケースに比較して多少劣るようである。しかし、絶対水準をみると、RMSEの値が実際の経路に対応する値(0.4909)よりも非常に低く、さらにはタイム・トレンドに比較した値(0.0922)よりも低く、そのパフォーマンスは十分に満足のいくものである。ただし、後者の値は流列の滑らかさに関するものであり、2%のインフレ目標を越えた平均インフレ率に対するペナルティーを反映したものではない。²³⁾ $\lambda = 0.0$ と0.5の下でシミュレートした x_t 値を図に示したのが第3図である。それによると、政策によるフィード・バックが強い方(すなわち λ の値が高い方)が目標成長経路からの乖離が小さい。ただし、この結論は λ の値が極端に高い場合には成立しない。というのは、 λ

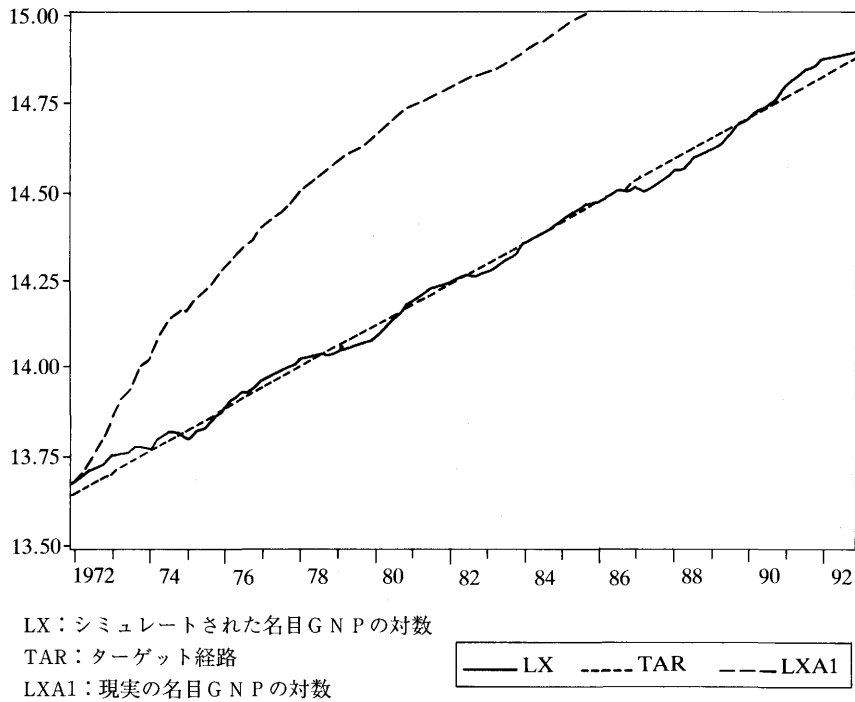
20) このサンプル期間は、1963年第1四半期より前のデータが不十分であったのとVARモデルの測定には(第1階の差分で)4ラグが必要だったという理由に基づき選ばれた。

21) ダービン＝ワトソン(DW)統計量は、内生変数のラグを含んだ回帰式における残差自己相関についての正規の検定としてはもちろん不十分である。しかし、DWが2.0に近いことが系列相関問題が存在しないための必要条件ではあるので、自己相関の一般的指標としてDWを表示することにした。

22) ここでシミュレーションの初めの年の選択について一言説明が必要だと思われる。シミュレーションの初期値としてどの時期を選択すべきかは、四半期単位では厳密に決めかねるが、(i)ブレトン・ウッズ体制が終わった時期、(ii)実質GNPの平均成長率が低下した時期、(iii) Δx_{t-1} の初期値は目標値からあまり乖離していない、という3つの観点から考慮すると1972年第1四半期前後が望ましいと考えられる。

23) しかし、 x_t から1次のトレンド(a linear trend)を除くことによって必ずしも滑らかさ(smoothness)を測る適当な指標が得られるとは限らない点に留意すべきである。例えば、3次のトレンド(a cubic trend)を除くと、残差のRMSEは0.015に低下する。

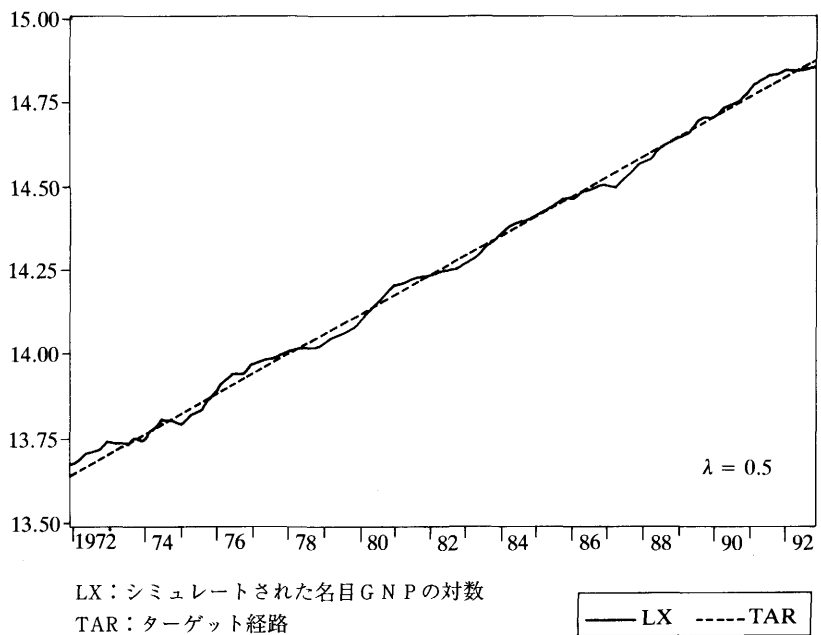
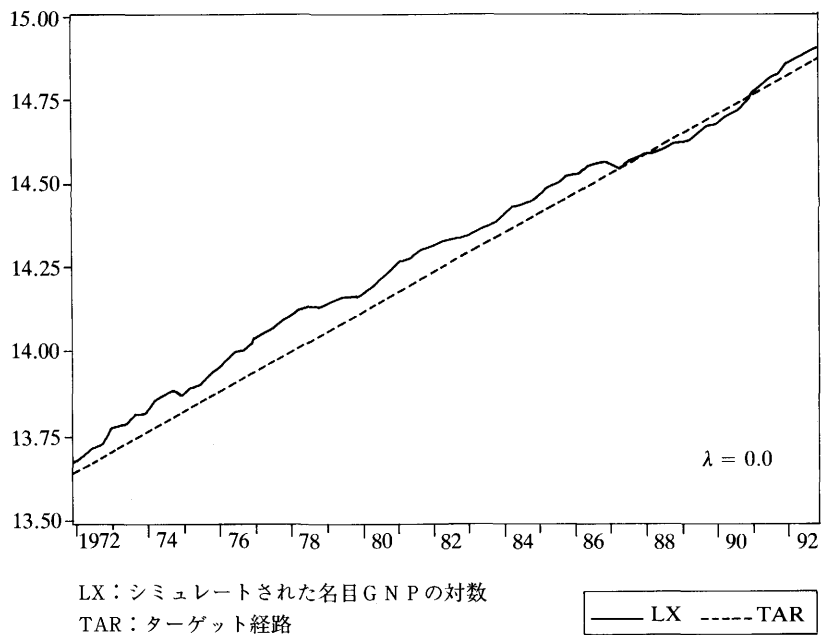
第2図 日本経済に関するシミュレーション値と現実値、1972～92年
(モデル(3)、政策ルール(2)、 $\lambda = 0.25$)



第3表
日本経済に関する予備的結果、1972～92年
単純なモデルを使った RMSE

モデル	政策ルール(2)における λ			
	0.00	0.10	0.25	0.50
方程式(3)	0.0623	0.0316	0.0245	0.0199
方程式(4)	0.0789	0.0420	0.0324	0.0312

第3図 異なる λ の下での結果、1972～92年
(モデル(3)、政策ルール(2))



の値が極端に高いと「政策手段の不安定性」を反映して、発散振動を引き起こしてしまうからである。このような発散振動の例 ($\lambda = 2.5$) が第4図に示されている。

理論に依存しない第2の単一方程式モデルが(3)式と異なる点は、現時の Δb_t を除いていることである。その理由は、(3)式におけ回帰係数0.223に反映されている x_t の b_t に対する反応の一部は同時方程式バイアス、すなわちマクロ状況の変化に対する同四半期内における政策反応を捉えているのではないかと思われるからである。したがって、第2の式はこの点を調整して、

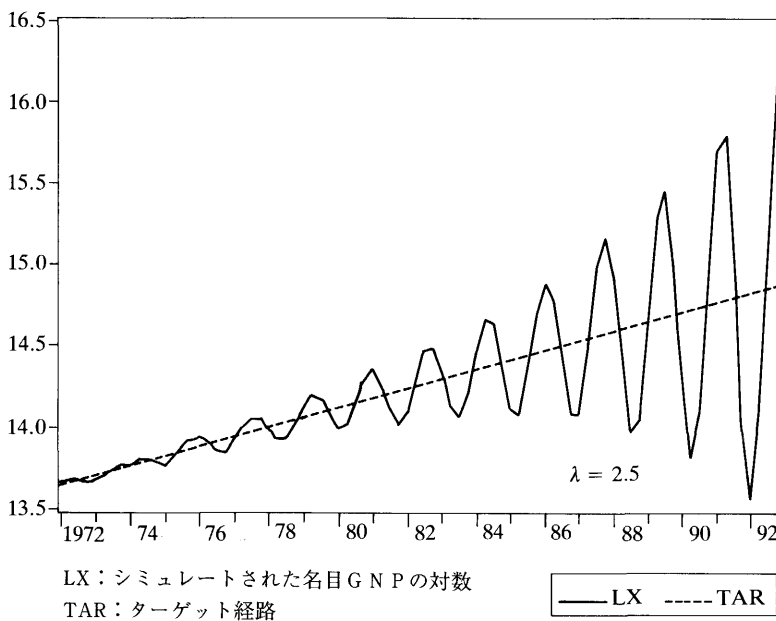
$$\begin{aligned} \Delta x_t = & 0.004 + 0.074 \Delta x_{t-1} \\ & (.002) \quad (.091) \\ & + 0.302 \Delta x_{t-2} + 0.146 \Delta b_{t-1} \\ & (.089) \quad (.069) \\ & + 0.254 \Delta b_{t-2} + e_{4t} \\ & (.070) \\ R^2 = & 0.420 \quad SE = 0.0123 \quad DW = 2.19 \quad (4) \end{aligned}$$

と推定される。

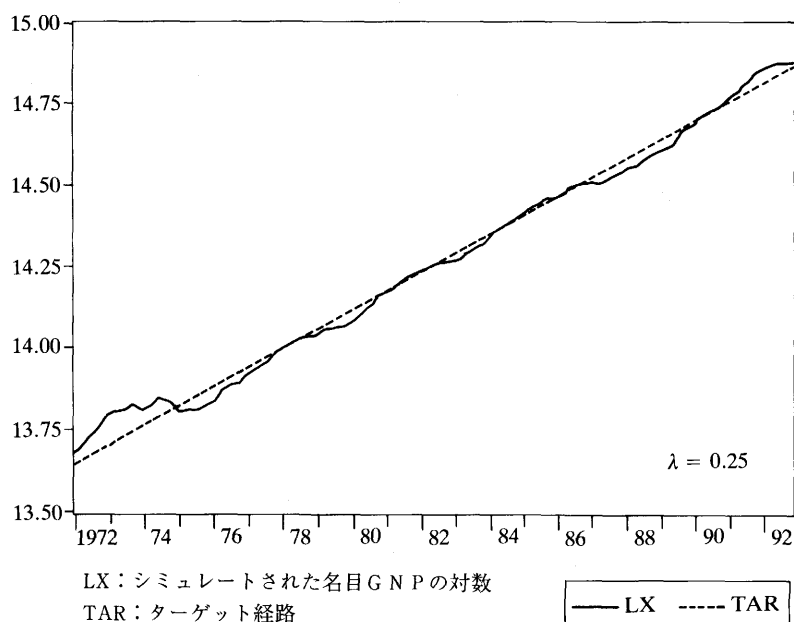
この(4)式のモデルを使って、1972年第1四半期から92年第4四半期についてシミュレーションを行った場合のRMSEの値は第3表に示してある。さらに、このモデルを使って、 $\lambda = 0.25$ の下で行ったシミュレーション結果が第5図に示されている。この場合の政策パフォーマンスはそれほどひどくはないが、明らかにモデル(3)式の時より劣っている。もちろん、その理由は(4)式にはベースマネーの変化に対する名目GNPの反応が同時期内では存在しないから、すなわち平均反応ラグが長いからである。このことは、「政策手段の不安定性」の可能性が増大することも意味し、実際このモデルでは $\lambda = 1.0$ の時にすでに発散振動が発生している。

ただし、上記の結果はターゲットが一定の成長率ではなく、先決された単一の目標成長経路 (x^*_t) によって与えられている場合に

第4図 大きすぎる λ の下での結果、1972～92年
(モデル(3)、政策ルール(2))



第5図 モデル(4)を使った結果、1972～92年



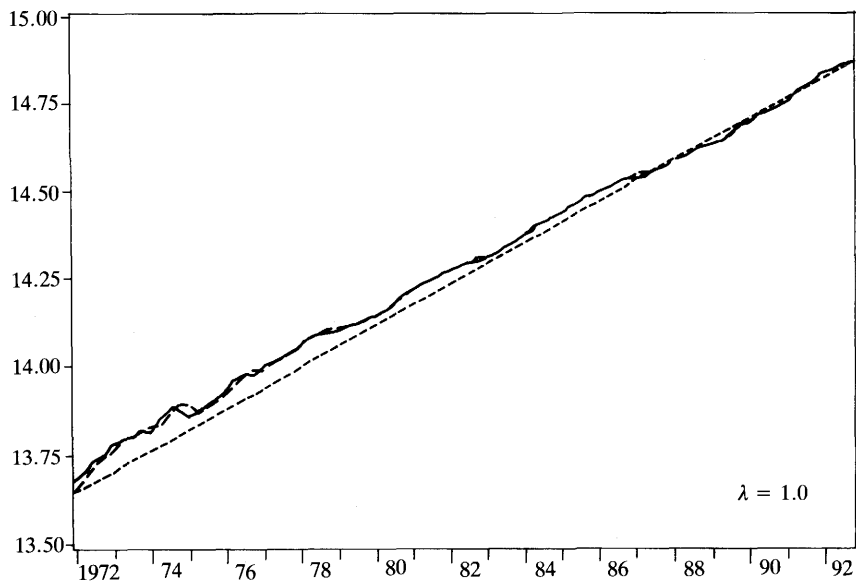
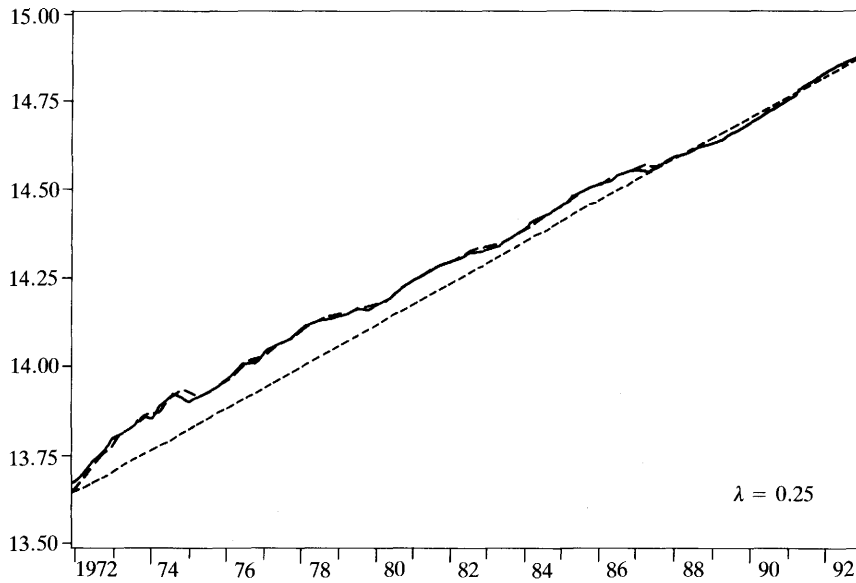
第4表
日本経済に関する追加的結果、1972～92年
 x^{**}_t に対する RMSE

モデル	政策ルール(2)における λ			
	0.00	0.25	0.50	1.00
方程式(3)	0.0099	0.0098	0.0098	0.0100
方程式(4)	0.0105	0.0104	0.0102	0.0103

ついて成立する。2.ですでに説明したように、 x^*_t よりも $x^{**}_t = x_t - 1 + 0.01468$ を政策ターゲットに想定した方がより適切であると主張することも可能である。したがって、 x^{**}_t をターゲットにした時のシミュレーションをモデル(3)式と(4)式の両方のケースについて行ってみたが、その結果得られた RMSE の値を示したのが第4表である。それによると、 Δx_t の値は0.01468の目標値にきわめて近く維持されているし、それからの乖離も RMSE が 0.01と小さいことが読み取れる。実際の

Δx_t の平均値からの乖離については RMSE が0.0138であるので、 x^{**}_t をターゲットにすることによって成長率の分散を減少させることができるし、インフレ率をほとんど無視できるほど小さくする効果もある。 $\lambda = 0.25$ と 1.0の下でシミュレーションした時の成長経路 (LX)、 x^{**}_t をターゲットにした場合のターゲット成長経路 (TARM)、さらに参考のために x^*_t をターゲットにした場合のターゲット成長経路 (TAR)、を第6図に示してある。上記の結果の他にも、 x^{**}_t の方が目標とし

第6図 x^{**}_t をターゲットとした結果、1972～92年
(モデル(4))



LX: シミュレートされた名目GNPの対数

TAR: ターゲット経路(x^*_t)

TARM: ターゲット経路(x^{**}_t)

— LX - - - - TAR - · - - TARM

てより望ましいという考えを支持する結果が得られている。第1に、政策手段である Δb_t の分散が x_t^* の場合に比較して減少している。この点は、各々のケースについてシミュレートした際の Δb_t (DLB) と実際の Δb_t (DLBA) を比較した第7図から読み取ることができる。第2に、政策反応のパラメーター λ の値を増加させる時に伴う政策手段の不安定化の危険が x_t^* の場合に比較して少なくて済む。モデル(4)式において、 x_t^* をターゲットとした場合には $\lambda=1.0$ の時にすでに発散振動が生じたが、 x_t^{**} をターゲットとした場合には $\lambda=3.0$ の時でも満足なパフォーマンスが得られた。

ところで、 x_t^* の代わりに x_t^{**} をターゲットとすることに対する反論の1つは、それが x_t を x_t^* からドリフトさせてしまうこと、すなわち価格水準を時間とともに上下にドリフトさせてしまう可能性を指摘するものである。もっとも、第6図をみると x_t が時間गतつにつれて x_t^* に回帰する傾向があるように見えるが、これは残念ながらこのようなシミュレーションにつきものであるみせかけの

(spurious) 結果にすぎない。このみせかけの結果は、シミュレーションで外生的ショックとして使用した残差項(e_{4t})が回帰分析で推定されたものであるため、その総和が常にゼロに等しくなってしまうことから生じている。²⁴⁾しかし、これはより適当な確率的シミュレーションを使った場合や現実の世界では(有限な期間については)成立しないであろう。

結局、 x_t^{**} をターゲットとした場合、政策ルールが採用された時点から価格水準が時間とともにドリフトしていくのを防ぐことはできないであろう。私は以前から、ドリフトのサイズが平均してゼロでありその分散があまり大きくない限り、それは重要な問題ではないと主張してきた。しかし、それは x_t^{**} をターゲットとする際の望ましくない特性であることには変わりがないので、3番目の選択として x_t^* と x_t^{**} の加重平均をターゲットとして使用した場合について研究してみることは価値があるだろう。したがって、ターゲットを $x_t^{*a} = 0.2x_t^* + 0.8x_t^{**}$ とした場合のシミュレーション結果を第5表に報告すること

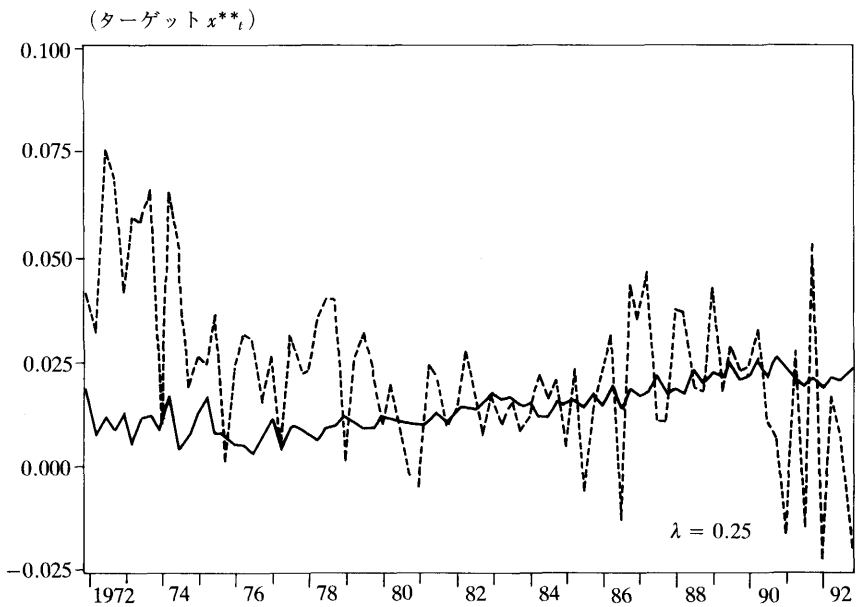
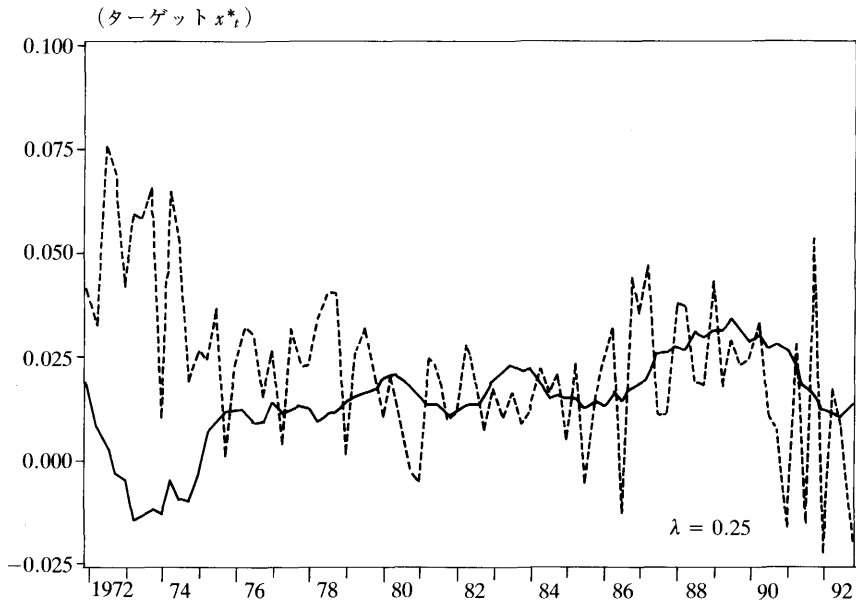
第5表
日本経済に関する他の結果 (モデル(4))、1972~92年
 x_t^{*a} をターゲットとした RMSE

比較経路	政策ルール(2)における λ			
	0.00	0.25	0.50	1.00
x_t^{*a}	0.0184	0.0133	0.0118	0.0108
x_t^{**}	0.0105	0.0106	0.0106	0.0107
x_t^*	0.0789	0.0471	0.0350	0.0250

24) これは厳密にいうと、推定期間とシミュレーション期間が同一ではないので正しくない。しかし、後者は前者の大きなサブセットであるので、ここでの主張は現実問題として重要な点であることに変わりはない。

第7図 政策手段（操作変数）の変動、1972～92年

(ターゲット $=x_t^*$, x^{**}_t 、モデル(4))



DLB: シミュレートされた Δb_t

DLBA: 現実の Δb_t

— DLB ---- DLBA

にする。モデル(4)式の RMSE はターゲットである x^{**}_t に比較してのみならず、 x^*_t と x^{**}_t に比較した数値も報告してある。それによると、 x^{**}_t に比較した場合の悪化の程度は非常に小さいことが分かる。また、 x^*_t に比較した RMSE は x^{**}_t をターゲットとした場合 ($\lambda=0.25, 0.50, 1.0$ に対応して RMSE はそれぞれ 0.0644, 0.0544, 0.0426) よりも相当改善している。これらの結果は、 x^{**}_t をターゲットとする政策ルールを強く支持するものである。

もう 1 つ、 x^{**}_t をターゲットとすることによって x_t を先決した成長経路に引き戻すような傾向を示すシミュレーションを使用した方法がある。それは、政策ルール(2)式において、定数項を誤って設定することによって得られる。例えば、 x^{**}_t の定義において 0.01468 の値を維持したまま、定数項を 0.01968 と置いてみよう。この場合、もし x^{**}_t が部分的に x^*_t に依存していなければ、 x_t は x^*_t よりも早く成長する傾向があるだろう。この効果は、 $\lambda=0.5$ の条件の下で x^{**}_t をターゲットとした場合と x^{**}_t をターゲットとした場合を比較した第 8 図で示すことができる。そこでは、元の経路へ回帰しようとする傾向の違いは一目瞭然である。

このように、 x^{**}_t のような加重平均ターゲットの魅力は非常に大きい。したがって、以下の 2 つの節では、 x^{**}_t をターゲットとしたモデルを基礎にしながら、政策ルール(2)式のパフォーマンスの一般性について分析することにする。すなわち、一次方程式回帰モデル(3)式と(4)式の代わりにさまざまな多変数経済モデルを利用し、かつ x^{**}_t をターゲットとしながらいろいろな実験を行ってみることにする。

5. V A R モデルを使った結果

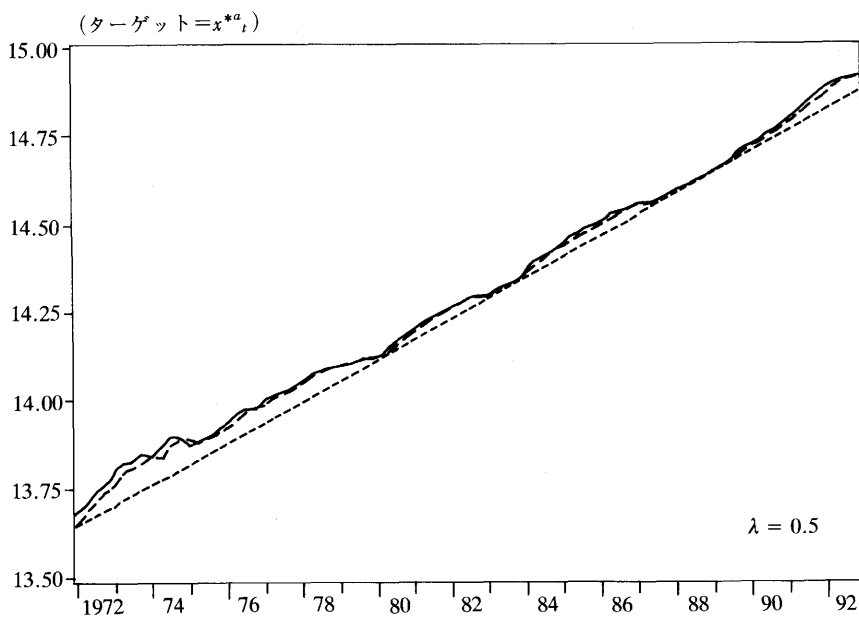
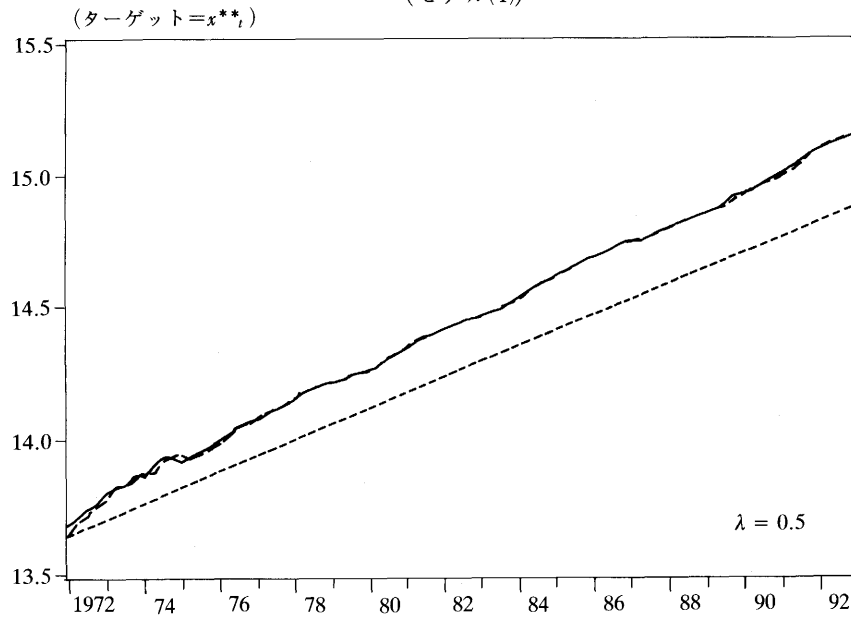
この節では、いくつかの V A R モデルを使って政策ルールのパフォーマンスの一般性 (robustness) について検討してみる。これらのモデルは構造的なモデルではないので、モデルのパラメーターが政策変更に対して不変であると信じる基本的理由はない。しかし、これらのモデルはある変数を入れたり除いたりした場合の影響に関する諸問題について考察する際に、有効な出発点を提供してくれる。しかも、実際問題として、政策変更がパラメーターに与える影響はそれほど重要ではないかもしれない。

したがって、モデル(3)式と(4)式を使ったシミュレーションに類似した模擬実験をさまざまな V A R モデルを使って行ってみた。その場合、まず始めに推定期間を 1964 年第 2 四半期から 92 年第 4 四半期までとし、 Δb_t を含む V A R モデルを使ってパラメーターと残差項を推定した。次に、1972 年第 1 四半期の実現値を初期条件とし、推定された外生的ショックをモデルに代入し、政策ルール(2)式で与えられる Δb_t を除くすべての変数の時系列をシミュレーションによって生み出した。目標変数としては x^{**}_t を使い、各 V A R モデルにおいて政策反応パラメーター λ としては 5 つの値を試してみた。これらのモデルにおいては、名目 G N P 自体は変数として直接含まれてはいないが、実質 G N P と G N P デフレーター $(y_t \text{ と } p_t)$ が含まれている。したがって、シミュレートされた x_t の値は $x_t = y_t + p_t$ として簡単に算出することができ、それをターゲット成長経路 x^{**}_t と比較してみることもできる。そのような比較の結果は、以前と同様に、RMSE 統計

第8図

x^{**}_t と x^{*a}_t をターゲットとした結果および
ミス・スペシフィケーション、1972～92年

(モデル(4))



LX: シミュレートされた名目GNPの対数

TAR: ターゲット経路

TARA: シミュレートされた x^{*a}_t 経路



量の平均値として要約されている。6つのVARモデルについてのRMSE統計量が第6表に報告してある。

私の米国経済についての研究と同様に、最小のVARモデルには Δb_t , Δy_t , Δp_t の3変数が含まれている。また、すべてのVARモデルには各変数の4つのラグ変数が含まれている。この3変数VARモデルの場合のRMSE統計量は第6表の第1行に示してある。その結果は、回帰式(4)式の場合とあまり変わらないことが読み取れる。²⁵⁾

第2のVARモデルには、短期金利が変数として付け加えられている。短期金利として選んだのは3か月物手形の金利である。ただし、この金利データは1972年第1四半期前に

については存在しないので、その分はオーバーナイト・コールレートを継いだものを推定段階で使用した。²⁶⁾シミュレーション期間については、手形金利のデータが存在するのでこうしたデータの接続は必要とならなかった。

(x^{*a}_t をターゲットとした場合) RMSE統計量でみると、第6表の2行目から読み取れるように、第1のVARモデルの時よりも少し良い結果が出ている。ここには載せていないが、コールレートを短期金利として使用した場合も、その結果はほとんど同一であった。

第3と第4のVARモデルは、それぞれ1変数を第2VARモデルに付け加えたものである。第3モデルでは実質政府支出の対数の変化(Δg_t)が、また第4モデルでは円ド

第6表
VARモデルを使った日本経済に関する結果、1972～92年
 x^{*a}_t をターゲットとした時のRMSE

VARモデル中の変数	λ				
	0.00	0.25	0.50	1.00	2.00
(1) $\Delta y_t, \Delta p_t, \Delta b_t$	0.0167	0.0132	0.0125	0.0122	0.0118
(2) $\Delta y_t, \Delta p_t, \Delta b_t, R_t$	0.0156	0.0129	0.0123	0.0120	0.0118
(3) $\Delta y_t, \Delta p_t, \Delta b_t, R_t, \Delta g_t$	0.0156	0.0130	0.0124	0.0122	0.0120
(4) $\Delta y_t, \Delta p_t, \Delta b_t, R_t, \Delta s_t$	0.0155	0.0128	0.0123	0.0120	0.0118
(5) $\Delta y_t, \Delta p_t, \Delta b_t, R_t, \Delta q_t$, 外生変数 Δy^*_t	0.0165	0.0134	0.0128	0.0124	0.0119

25) 最近、推定を行う前に変数の単位根の特性を調べるのが一般的となってきたが、読者の中には私がなぜそのようなことをしないのか疑問に思う人がいるかもしれない。この疑問に対する私の回答は、単位根特性についての形式的な検証よりも変数の動きに関する一般的な知識の方がより信頼できるという議論(Cochrane[1991])に同意するからである。いま1つの関連した議論は、実質GNPのような数量変数はトレンド回りの定常部分と単位根部分の両方を兼ね備えているという点である(McCallum[1993, Section IV])。

26) 具体的には、コールレートに1972年第1四半期でのコールレートと手形レートとの差である0.000942を足して用いた。両レートとも発表されている年率(%表示)を400で割った四半期ベース(端数表示)で表している。

ル為替レート（¥/\$）の対数の変化（ Δs_t ）がそれぞれ加えられている。ここでは、円の実効為替レートが日本の政府機関によって定期的に発表されていないので、（他の多くの研究と同様に）2 国間レートを実効為替レートの代理変数として使用している。第 6 表に示されているように、これらの 5 変数 V A R モデルの RMSE はその前の 4 変数 V A R モデルの RMSE とほとんど同じ値である。²⁷⁾

第 6 表の最後に示した V A R モデルでは、まず始めに Δs_t を対米国実質為替レートの対数の変化（ Δq_t ）で置き換えてある。²⁸⁾ 次に、米国実質 G D P の対数の変化（ Δy^*_t ）の 4 期ラグ変数を加えてある。²⁹⁾ ただし、これらのラグ変数はすべてモデルの外生変数として使用しており、それ自体の回帰方程式を推定してはいない。このモデルの RMSE は第 1 行目の結果に非常に近い。結局、これらすべての V A R モデルにおいて、ターゲットを x^{*a}_t と設定した政策ルール(2)式はパラメーター λ の広い範囲で非常に満足のいくパフォーマンスを示した。とくに、 λ が 1.0 から 2.0 の範囲で最高のパフォーマンスを示した。

6. 古典派モデルとケインジアン・モデルを用いた結果

本節では、景気循環の原因に関するいくつかの理論に基づいた構造モデルを基にシミュレーションを行ってみる。ここで使用する構

造モデルは非常に小型で、経済主体の最適化行動から明示的に導き出されたものではないが、代表的なマクロ経済理論の特質を捉えるように設計されたものである。ここでは、McCallum [1988] に基づき、リアル・ビジネス・サイクル理論、マネタリー・ミスパースプション理論、価格の硬直性を仮定するケインズ理論、の 3 つのタイプの構造モデルを考えることにする。

すでに脚注 3 で、さらに 2. でより一般的に述べたように、競合するマクロ・モデルの間で最も異なる点は総供給曲線もしくはフィリップス曲線に関する部分にみられる。したがって、ここでのアプローチとして、私の以前の研究と同様に、総需要曲線についてはある価格に対応する消費、投資、政府支出、純輸出をまとめて単一に取り扱うことにする。ただし、私の以前の研究と異なる点は、純輸出の決定要因をモデルに付け加えることにより、国際経済相互依存の側面を明示的に認識していることである。

米国経済に関する私の研究では、実質マネー残高と政府支出が総需要の主要な決定要因であった。前者は、ベースマネーを価格水準でデフレートしたものを使用した。³⁰⁾ この関係式の推定に当たっては、動学過程を捉えるために 1 階の階差をとった対数とその 1 期ラグも挿入した。比較のために、同様な関係式を日本経済についても推定してみた。日本

27) Δs_t の回帰方程式は、ブレトン・ウッズ体制が 1971 年 8 月まで存在していたので 1972 年 1 月～92 年 4 月の期間につき推定された。

28) 使用した価格指標は両国の G N P デフレーターである。

29) ここでのポイントは、もちろん開放経済において重要である外国の所得水準の代理変数を入れる点にある。

30) したがって、この総需要関数はベースマネーとマネーサプライの関係に反映されている銀行部門の構造をインプリシットに含んでいる。

では、より高次のラグ変数が有意であったので、それらも加えて推定することにした。1964年第2四半期から92年第4四半期までを推定期間とし、最小二乗推定によって得られた回帰方程式は、

$$\begin{aligned}\Delta y_t = & 0.0024 + 0.082 \Delta y_{t-1} \\ & (.002) \quad (.093) \\ & + 0.191 \Delta y_{t-2} + 0.102 (\Delta b_t - \Delta p_t) \\ & (.091) \quad (.056) \\ & + 0.095 (\Delta b_{t-1} - \Delta p_{t-1}) \\ & (.058) \\ & + 0.133 (\Delta b_{t-2} - \Delta p_{t-2}) \\ & (.059) \\ & + 0.110 \Delta g_t + 0.099 \Delta g_{t-1} + e_{5t} \\ & (.078) \quad (.077) \\ R^2 = & 0.272 \quad SE = 0.0099 \quad DW = 2.11 \quad (5)\end{aligned}$$

となる。R²やSE統計量で測った説明力は米国の場合とほとんど変わらないが、少し長い期間を対象としているのでその分個々のt値は小さくなっている。

ここで、 Δq_t と Δy^*_t を説明変数として付け加えてみる。ただし、 q_t は円/ドル実質為替レートの対数、 y^*_t は米国実質GDPの対数である。理論によれば、両変数とも正の係数を持つはずであるが、推定結果をみると Δq_t も Δy^*_t も(t から $t-2$ について)あまり有意ではない。その中で一番良い結果が、

Δq_{t-1} と Δy^*_t を用いた次の回帰方程式である。

$$\begin{aligned}\Delta y_t = & 0.0017 + 0.072 \Delta y_{t-1} \\ & (.002) \quad (.093) \\ & + 0.195 \Delta y_{t-2} \\ & (.091) \\ & + 0.092 (\Delta b_t - \Delta p_t) \\ & (.057) \\ & + 0.089 (\Delta b_{t-1} - \Delta p_{t-1}) \\ & (.058) \\ & + 0.125 (\Delta b_{t-2} - \Delta p_{t-2}) \\ & (.059) \\ & + 0.125 \Delta g_t + 0.118 \Delta g_{t-1} \\ & (.079) \quad (.078) \\ & + 0.016 \Delta q_{t-1} + 0.146 \Delta y^*_t + e_{6t} \\ & (.017) \quad (.104) \\ R^2 = & 0.288 \quad SE = 0.0099 \quad DW = 2.12 \quad (6)\end{aligned}$$

ここでは、国際的な変数は統計的に有意ではないが、正しい係数符号を持ち、しかも多少説明力を増加している。したがって、本節の以下のシミュレーションではこの点推定値を使用し、また得られた残差 e_{6t} を総需要ショックとして使用することにする。³¹⁾

次に、3つの競合する理論モデルの総供給の側面について考察してみる。リアル・ビジネス・サイクル(以下RBC)理論の場合、付け加えて推定すべき関係式は特別にない。このことは、RBC理論が実質変数はマネタ

31) 回帰方程式(6)式を推定するのに、同時性バイアスを減少させる可能性のある操作変数推定法ではなく最小二乗法を利用しているのはなぜかという疑問が提示されるかもしれない。しかし、ここでの問題は適当な操作変数を見つけたのが難しい点にある。マクロ経済学的に重要な変数の中で、実際に外生的な変数はおそらく存在しないであろう。その結果、内生的なラグ変数を代わりに使用せざるをえなくなるわけである。もし、(6)式に各変数についてさらにもう1期のラグ変数を操作変数として加え推定を行ったならば、推定式の説明力は少々減少し、標準偏差は少し増加し、 $(\Delta b_t - \Delta p_t)$ の係数の点推定値がもっと大きくなるであろう。このような特性があるため、シミュレーションでこの推定結果を使用すると Δb_t を使った政策ルールの安定力が一段と増加することになるだろう。したがって、現在の研究において、(6)式を使用することは非常に控えめな意味合いを持っている。

リーな変数に対してブロック外生的であることを含意することから生じる。³²⁾したがって、われわれは実質生産の変動を外生変数とみなすが、これは(6)式が価格水準を決定する方程式であることを意味する。さらに、われわれは Δg_t , Δq_t , Δy^*_t も外生変数とみなす。³³⁾したがって、シミュレーションでは(2)式と(6)式を使用し、また y_t , g_t , q_t , y^*_t としては実現値を使用して、 b_t と p_t についての系列を生成する。含意された x_t 値は、 $x_t = p_t + y_t$ として計算できるし、それを目標経路と比較することによってRMSEを算出することができる。

第2のモデルは、Lucas[1972,1973]によって展開されたマネタリー・ミスパースプション理論である。この理論の主な実証研究はBarro[1977,1978]であり、私が行った研究(McCallum[1988])も基本的にはバローの研究に基づいたものであった。具体的には、実質生産の重要な決定要因とされた「予想せざるマネーの増加 (money-growth surprises)」として、マネー増加に関する回帰方程式の残差項を使用するという方法を用いた。ただし、私は M_1 の代わりにベースマネー

を用い、生産方程式は Δy_t で表現し Δy_{t-1} を説明変数として加えたより厳しい条件を課した。³⁴⁾

しかし、この方法を用いて日本経済の分析を行うとあまり良い結果が得られない。とくに、生産方程式において Δb_t の予想せざる部分($\Delta \tilde{b}_t$)があまり説明力を持たない。³⁵⁾

$$\begin{aligned}\Delta y_t = & 0.020 - 0.0104d7_t + 0.057\Delta y_{t-1} \\ & (.003) \quad (.002) \quad (.096) \\ & + 0.077\Delta \tilde{b}_t + 0.035\Delta \tilde{b}_{t-1} \\ & (.058) \quad (.060) \\ & + 0.099\Delta \tilde{b}_{t-2} + e7_t \\ & (.060)\end{aligned}$$

$$R^2=0.253 \quad SE=0.010 \quad DW=2.04 \quad (7)$$

ただし、ここで $d7_t$ は1960年代と70年代の間に起こった平均生産成長率の変化を反映するためのダミー変数である。³⁶⁾この推定結果から読み取れるように、ラグを含めた $\Delta \tilde{b}_t$ の係数はその絶対値においてもまた標準誤差に比較してもすべて小さい。実際、これらの係数値をすべて足しても、米国のケースの0.85に対し0.21にしかならない。³⁷⁾したがって、このモデルを使ったシミュレーション結果はRBCモデルの場合とほとんど変わらないで

32) ここではさらに、財政政策が生産に与える効果はそれが総需要に与える中期的な影響を通じて働くものと想定されている。これは、RBC理論を単純化したものであるが、生産性ショックを景気循環の主要原因とみなすRBC理論にとっては正当化されうる想定であろう。

33) 原則的には、 Δq_t を内生変数として決定するのが適切であるが、この変数は回帰式(6)式において非常に弱い説明力しか持たないため、それを外生変数として取り扱っても結果はあまり変化しないだろう。

34) マネー増加のモデルはバローのモデルよりも簡単である。その理由は、McCallum[1988]の脚注22で説明してある。

35) McCallum[1988]と同様に、 $\Delta \tilde{b}_t$ として Δb_t の自己回帰モデル残差を使った。日本の場合、 Δb_{t-4} が一番強い説明力を持っていたのでAR(4)モデルを用いた。

36) ダミー変数のシフト時期は、やや恣意的ではあるが、シミュレーションの初期と一致するように1971年第4四半期とした。

37) 日本経済において、ルーカス＝バロー・モデルがあまり良いパフォーマンスを示さない点は、Okina[1986]の読者にとっては驚きではないだろう。

あろうことが予測できる。³⁸⁾このような理由ともう1つ後で述べる理由によりこのモデルを使ったシミュレーションは行わないことにする。

最後に、ケインズ学派の見解をより含んだ第3のモデルに目を向けてみよう。私が米国のケースで使ったこのタイプのモデルは、よく知られているMPS計量経済モデルの賃金・価格部門を簡素化したものであった(MPSモデルは、米国連邦準備制度理事会(FRB)で「公式な(“official”)」四半期計量経済モデルとして使用されているものである)。このモデルでは、名目賃金の変化は期待を取り入れたフィリップス曲線を通じて生産稼働率と期待インフレ率に依存している。そして、価格は現在賃金と名目労働生産性向上によって決められる水準へ緩やかに調整するようになっている。³⁹⁾今回の研究においては、これら2つの関係の第1式については、

$$\begin{aligned}\Delta w_t &= 0.0098 + 0.640\tilde{y}_t - 0.468\tilde{y}_{t-1} \\ &\quad (.003) \quad (.205) \quad (.207) \\ &\quad + 1.021\Delta p_t^e + e_{8t} \\ &\quad (.203) \\ R^2 &= 0.235 \quad SE = 0.0216 \quad DW = 2.70 \quad (8)\end{aligned}$$

と推定されている。ただし、 w_t は季節調整済み製造業名目賃金(特別給与を含む)の対数であり、期待インフレ率については過去2四半期の平均インフレ率を代理変数として使用した。さらに、 $\tilde{y}_t$ は1971年第4四半期にブレイクを持つトレンドからの y_t の乖離である。上記の結果は、賃金が生産稼働率変数

$\tilde{y}_t$ に敏感に反応する点、それから Δp_t^e の係数が1に近い点において、米国のケースとは少し異なっている。

日本の賃金決定過程の特徴は、多くの場合、次年の賃金決定が「春闘」期間に行われることである。この日本経済の特徴のため、回帰式(8)式に調整を加えることが望ましいと思われる。ただし、単に第2四半期用ダミー変数を加えるだけではあまり効果がないし、それが適当な方法だとは思われない。もっと適切な方法は、(これにも異論はあると思うが)第2四半期において $\tilde{y}_t$ の係数の傾きを他の四半期と異なる値を持たせることである。この種の効果を持たせるためには、例えば $ds_t\tilde{y}_t$ のような変数を付け加えればよい。そうすれば、 $\beta_1\tilde{y}_t + \beta_2ds_t\tilde{y}_t = (\beta_1 + \beta_2ds_t)y_t$ であるので、 $(\beta_1 + \beta_2)$ が第2四半期の時の係数になり β_1 がその他の四半期の時の係数となる。このような調整を $\tilde{y}_t$ と $\tilde{y}_{t-1}$ について行った後再推定してみると、

$$\begin{aligned}\Delta w_t &= 0.0095 + 0.593\tilde{y}_t + 0.506ds_t\tilde{y}_t \\ &\quad (.003) \quad (.204) \quad (.278) \\ &\quad - 0.492\tilde{y}_{t-1} - 0.236ds_{t-1}\tilde{y}_{t-1} \\ &\quad (.217) \quad (.274) \\ &\quad + 1.046\Delta p_t^e + e_{9t} \\ &\quad (.201)\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.272 \quad SE = 0.0213 \quad DW = 2.62 \quad (9)$$

が得られる。この推定結果は、春闘の効果が重要であるという考えを支持するものである。それによると、第2四半期の係数は他の四半期のそれよりも大きいことが示されている。この回帰方程式は、まだ説明力が小さく

38) これらのシミュレーションでは、 Δb_t 、 Δp_t 、 Δy_t の値は(2)式、(6)式、それに残差を代入した(7)式から求められる。ただし、政策ルール(2)式は決定論的なので(7)式の $\Delta \tilde{b}_t$ はすべてゼロと置く。したがって、 y_t の値は $\Delta \tilde{b}_t$ が重要であるという程度に比例してのみ現実値から乖離する。

39) McCallum[1988, p. 190]などを参照。

また負に自己相関した残差を持っているが、これらの説得力の弱さの原因の大部分は第一次石油危機によって1974年第2四半期に非常に大きな残差が生じていることによる。したがって、その四半期にダミー変数を入れることによって、「良い」統計量を得ることが可能であるが、その時の異常な賃金設定行動は実際の金融政策が時々対応しなければならない外生的ショックの一種である。したがって、われわれの政策シミュレーションにおいては、そのようなダミー変数を(9)式に入れないことにする。

MPS型モデルの賃金・価格部門における第2方程式は、すでに述べたように価格の部分調整を反映したものである。われわれのモデルでは、次のように1次階差で表現しており、生産性向上を反映するトレンド項を入れる必要はなくなっている。

$$\begin{aligned}\Delta p_t &= 0.0014 + 0.216 \Delta w_t \\ &\quad (.001) \quad (.036) \\ &\quad + 0.465 \Delta p_{t-1} + e_{10t} \\ &\quad (.066) \\ R^2 &= 0.578 \quad SE = 0.0075 \quad DW = 2.48 \quad (10)\end{aligned}$$

推定結果はそれほど悪くはないが、さらに検討してみると Δw_t のラグ変数が有意に現れ、しかも残差自己相関を減少させることが判明した。したがって、

$$\begin{aligned}\Delta p_t &= -0.0009 + 0.180 \Delta w_t \\ &\quad (.001) \quad (.032) \\ &\quad + 0.112 \Delta w_{t-1} + 0.153 \Delta w_{t-2} \\ &\quad (.037) \quad (.033) \\ &\quad + 0.234 \Delta p_{t-1} + e_{11t} \\ &\quad (.085) \\ R^2 &= 0.657 \quad SE = 0.0068 \quad DW = 1.96 \quad (11)\end{aligned}$$

をシミュレーションでは使用することにした。このフィリップス型モデルを使った政策シミュレーションでは方程式(2)、(6)、(9)、(11)式を利用して b_t , y_t , p_t , w_t の時系列を生成した。また、 x_t とRMSEの値は以前と同じ方法によって計算した。

シミュレーション結果をみる前に、ここで推定されたモデルにおける計量経済学上の弱点が比較的無害なものである点を強調しておきたい。⁴⁰⁾例えば、回帰方程式(9)式と(11)式の最小二乗推定値が同時性バイアスにさらされているとか、これら2式の識別 (identification) に疑問があるという点は決定的な問題ではない。というのは、ここでの回帰推定の目的は、どのモデルが「真の」モデルかを決定するのではなくて、1972年から92年までの日本経済のデータと整合的な異なるマクロ・モデルの数値表現をすることにあるからである。原理的には、あるパラメーターの数値を指定し、そのパラメーターを用いて計算された外生ショックを使ってシミュレーションを行えばよいのである。ただし、われわれの方法は、使用するパラメーターの数値が実際のデータと整合的であり、しかも外生ショックの流列がホワイト・ノイズに近いものであることを保証するものである。

次に、RBC理論とケインズ理論に基づく2つの構造モデルについて政策ルール(2)式と目標変数 x^{*a}_t を採用したシミュレーション結果をみてみよう。RBCモデルを用いた場合、政策ルールのパフォーマンスは芳しくなかった。すなわちインフレ率2%を含む平均名目GNP成長率6%を達成することはできたが、期間変動が比較的大きかった。実際、

40) ここでの主張は、本論文での他の主張と同様に、McCallum[1988]で展開した議論に基づいている。

第7表の第1行目に示されているように、目標経路 x^{*a}_t に比較した変動は λ が0.25を越えると増大する傾向がある。

このモデルにおける不十分なパフォーマンスの原因は次のように説明することができる。もし、ベースマネー成長率 Δb_t を一定とすれば、方程式(6)式は Δy_t を外生変数としてインフレ率を、

$$\Delta p_t = 0.018 - 0.967 \Delta p_{t-1} - 1.359 \Delta p_{t-2} + \text{外生変数} \quad (12)$$

で示されるように生成する。ただし、ここで0.967は0.089/0.092として得られる。この式は、明らかに高い発散振動を起こすような確率的差分方程式である。政策ルール(6)式によるフィード・バックはいくらかこれを緩和するが、 Δp_t のラグ変数が(6)式に現れ、ある振動局面では不安定方向へ働くために、 Δp_t を適切に安定化することはできない。米国経済の研究では、(12)式に相当する式が概ね安定的であり Δb_t のラグ変数が重要な役割を持たなかったために、この政策ルールのパフォーマンスはもっと良かった。

上記のモデルとは対照的に、方程式(6)、(9)、(11)式を組み込んだケインズ型フィリップス曲

線モデルでは、政策ルールのパフォーマンスは非常に優れていた。具体的には、第7表に報告されている RMSE 値は第5表と第6表に報告されている単一方程式とVARモデルの RMSE 値に比較しても優れており、 λ が2.0に到るまではパフォーマンスが λ の上昇に伴って上昇している。第9図をみれば、そのパフォーマンスが優れていることが目で確認できる。

似たような結果が、賃金・価格方程式(9)式と(11)式に輸入石油（石炭・ガスを含む）価格の上昇率を説明変数として加えた場合にも得られている。両方程式において、これらの説明変数は他の係数に影響を与えることなく、また有意に現れた。この場合の RMSE 値は、第7表の3行目に報告されている数値の代わりに、0.0133, 0.0118, 0.0113, 0.0104, 0.0104となる。

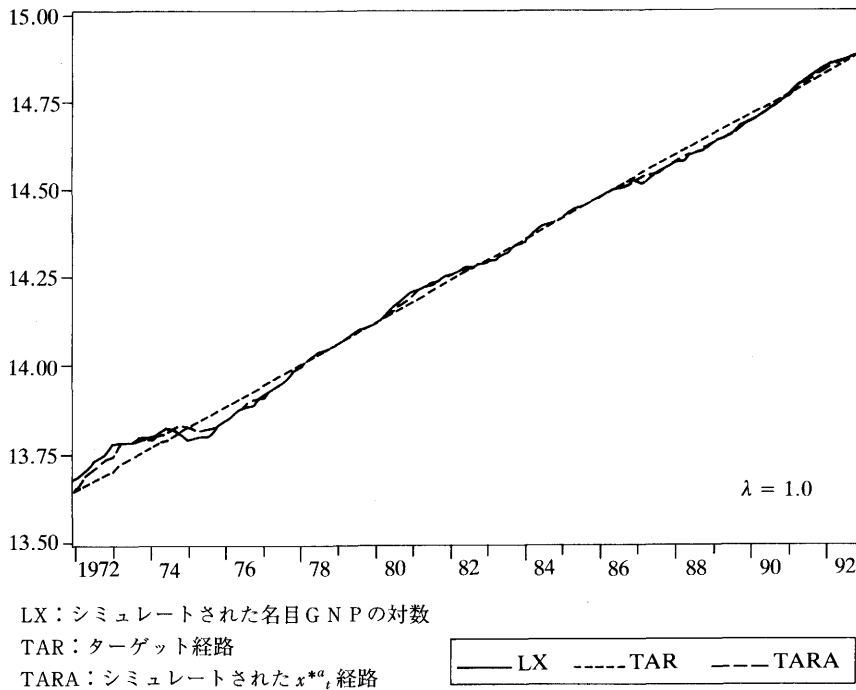
この節で報告した以上の結果から、どのような結論を導き出すことができるであろうか。ある意味では、これらの結果には期待外れの面がある。それは米国の場合とは違いモデルによって結果が異なり、一般性の観点から劣ることである。しかし、政策ルールのパフォーマンスが良かったモデルは、考慮した

第7表
RBCモデルとフィリップス曲線モデルを使った結果、1972～92年
 x^{*a}_t をターゲットとした時の RMSE

モデル方程式	比較経路	λ				
		0.00	0.25	0.50	1.00	2.00
(6)、(2)	x^{*a}_t	0.0199	0.0186	0.0200	0.0362	expl.
(6)、(2)	x^*_t	0.0563	0.0357	0.0288	0.0273	expl.
(6)、(9)、(11)、(2)	x^{*a}_t	0.0133	0.0123	0.0117	0.0106	0.0099
(6)、(9)、(11)、(2)	x^*_t	0.0486	0.0390	0.0341	0.0259	0.0183

(注) expl. は発散振動 (explosive oscillations) を表す。

第9図 フィリップス曲線モデルを使った結果、1972～92年
(ターゲット = x^{*a}_t)



3つの中で日本経済のデータと整合的であったただ1つのモデルである。マネタリー・ミスパースプション・モデルが如何に実証的に不満足なものであるかについてはすでに詳しく述べたし、またRBCモデルについても同様であることも簡単に論述できる。またすでに述べたように、(6)式の役割は p_t 、したがって Δp_t を決定することであった。しかし、日本の四半期インフレ率には振動するような動き、ましてや(12)式が示すような発散振動的な行動がみられなかった。したがって、この節の結果は日本経済において政策ルール(2)式が良いパフォーマンスを示すという主張と整合的である。RBCモデルを使用した場合の弱いパフォーマンスは、RBCモデル自体が実証的に非常に不十分なものであるという理由から割り引いて考えるべきである。さらに

Taylor型賃金契約制度を方程式(9)の Δw_t の代わりに導入したりするなど、他の一般性(robustness)についての分析をしてみることが有益であろう。しかし、それはこの研究の範囲を越えるものである。

7. 金利を政策手段とした場合の結果

これまでさまざまなモデルを使って政策ルール(2)式のシミュレーション結果をみてきたが、次に同様に x^{*a}_t を目標としながら、しかし四半期金利を政策手段(操作変数)とした場合について検討してみよう。すでに述べたように、金利ルールはベースマネーを政策手段とした時に比べ実行するのが難しいが、少なくともいくつかの安定化目標を達成することは可能であろう。とにかく、このような試みは役に立つ情報をもたらしてくれる

だろう。この節のシミュレーションでは、5.で説明した4変数VARモデルを名目GNP決定モデルとして使用することにする。⁴¹⁾このVARモデルを使ったシミュレーションでは、 Δy_t , Δp_t , Δb_t を説明変数とする。

したがって、個々のシミュレーションにおける4番目の方程式は、3か月物手形金利 R_t を示す政策ルールである。では、このような政策ルールとしてどのような定式化をすればよいのであろうか。すでに述べたように、金利水準の効果についての曖昧さが存在するが、実務家・研究者ともに支持している想定は金利変化は一時的ではあるが定性的にはっきりとした効果を持つということである。例えば R_t の上昇は金融政策の引締めを反映し、その結果 x_t を減少させることになる。同様に、 R_t の低下は x_t を増加させることになる。

そのような政策ルールの出発点として、次のような簡単な式を考えるのが自然であろう。

$$R_t = R_{t-1} - \lambda_1 (x^{*a}_{t-1} - x_{t-1}) \quad (13)$$

ただし、 λ_1 はある正の政策パラメーターである。シミュレーションは、 Δy_t , Δp_t , Δb_t

の3変数VARモデルと政策ルール(13)式を使って、違った λ_1 値について行ってみた。前節と同様、これら回帰方程式の残差を1972年第1四半期から92年第4四半期までの外生的ショックの推定値として方程式に組み入れた。⁴²⁾

政策ルール(13)式を使ったシミュレーション結果は非常に悪かった。第8表第1行の数値がはっきりと示すように、 x^{*a}_t を目標としたRMSEは λ_1 がゼロから上昇するにつれてほんの少しだけ減少するが、 λ_1 が0.002～0.005の時最小値をとり、それ以後 λ_1 とともに増加する。しかも、RMSEの最小値は約0.1であり、第6表のその数値に比べて約8倍も大きい。第6図または第9図に対応する図はあまりにもひどいので示してはいない。

これよりも少し良好な結果が、政策ルールにおける $(x^{*a}_{t-1} - x_{t-1})$ をその変化で置き換えると得られる。この場合、政策ルールは目標からの乖離がただ大きいというのではなく、それが増大している時に金利 R_t を引き下げることを要求するものである。具体的には、

第8表

政策手段 R_t とVARモデルNo.2を使った結果、1972～92年
 x^{*a}_t をターゲットとした時のRMSE

政策ルール	100 λ_1 または λ_2					
	0.00	0.25	0.50	0.75	1.00	5.00
方 程 式 (13)	0.1717	0.1039	0.1088	0.1425	0.1712	0.3586
方 程 式 (14)	0.1717	0.0462	0.0310	0.0361	0.1987	expl.

(注) expl. は発散振動 (explosive oscillations) を表す。

41) 金利を含んだただ1つのモデルは第6表の2行目から5行目までのVARモデルだけである。結果はこれら4つのモデルでほとんど同じなので、一番簡単なモデルを採用した。

42) ただし、ここでは、5.における R_t 残差ではなくVARシステムの Δb_t 方程式の残差を組み入れている。

$$R_t = R_{t-1} - \lambda_2 (\Delta x^{**}_t - \Delta x_{t-1}) \quad (14)$$

をさまざまな λ_2 値について分析してみた。その結果得られた RMSE の値は第 8 表の第 2 列に示してある。そこでは、 λ_2 が 0.5 ~ 0.75 の範囲において RMSE が 0.03 以下に低下し、とくに $\lambda_2 = 0.60$ の時 RMSE が 0.0287 という値にまで低下する。第 10 図にそのシミュレーション結果を図示してある。

この改善された結果でも、前節までで示した b_t を政策手段とした場合の結果に比較すると劣っている。RMSE 値が 2 倍も大きいということに加えて、結果が政策パラメーターの変化に対しより敏感である。例えば、第 6 表では λ 値が 10 倍率にわたって良い結果が得られているのに対し、政策ルール(14)式を採用した場合 λ_2 値が 0.3 ~ 0.8 の範囲でなければ

満足な結果は得られていない。

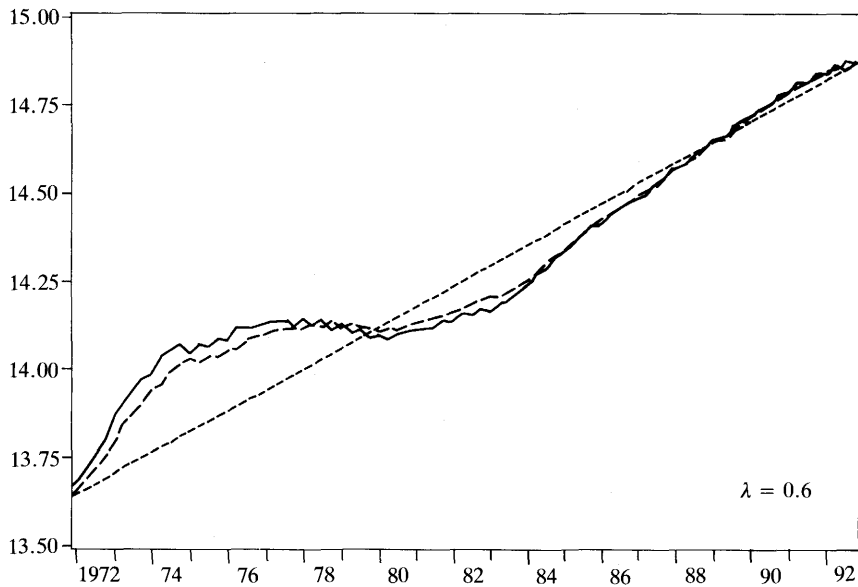
両タイプの乖離項を次のように入れることも考えられよう。

$$R_t = R_{t-1} - \lambda_1 (x^{**}_{t-1} - x_{t-1}) - \lambda_2 (\Delta x^{**}_{t-1} - \Delta x_{t-1}) \quad (15)$$

x^{**}_t の代わりに x^{**}_t を使った方が(14)式に比較して良いパフォーマンスが得られると思われるかもしれない。しかし、実際に行ってみると、最適なパラメーター λ_1 の値はほとんどゼロに近く、 x^{**}_t を目標にした場合(14)式に対して (15)式はパフォーマンスをほとんど改善しない。

一方、 x^{**}_t を目標とした場合、政策ルール(15)式は(13)式や(14)式よりもパフォーマンスが良好である。しかも驚いたことに、RMSE 統計量で判断しても x^{**}_t に比較しても良いパ

第10図 政策手段として金利を使った結果、1972~92年
(政策ルール(14)、VARモデル No. 2)



LX: シミュレートされた名目GNPの対数

TAR: ターゲット経路

TARA: シミュレートされた x^{**}_t 経路

— LX ---- TAR TARA

パフォーマンスをもたらした。この点は、異なった λ_1 と λ_2 の値について得たRMSEを報告した第9表に示されている。ここで、第11図も参考にしてほしい。しかしながら、 R_t と Δb_t の政策手段としての比較優位を変えるほどのパフォーマンスの改善ではない。

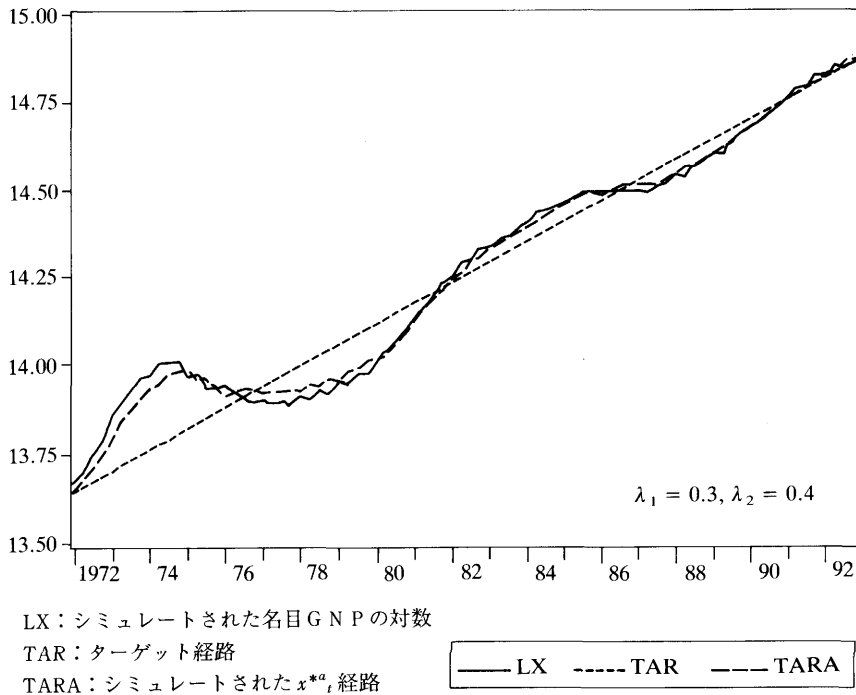
政策手段 R_t のパフォーマンス改善の最後の試みとして、第9表のようなシミュレーションを行ってみた。ただし、この場合、VARモデルの Δb_t 方程式残差の代わりに推定されたVARモデルの R_t 方程式の残差を用いた。⁴³⁾ここでは、政策手段 R_t の弱いパ

第9表

政策ルール(15)とVARモデルNo. 2を使った結果、1972~92年
 x^{**}_t をターゲットとした時の x^{*a}_t に対するRMSE

λ_1	λ_2		
	0.3	0.4	0.5
0.2	0.0276	0.0261	0.0272
0.3	0.0255	0.0247	0.0306
0.4	0.0264	0.0268	0.0424

第11図 政策手段として金利を使った結果、1972~92年
(政策ルール(15)、VARモデルNo. 2)



43) VARモデルの R_t 方程式はこのシミュレーションでは用いられてはいない。 R_t は政策ルール(15)式で与えられている。

パフォーマンスの原因が、推定されたショックがVARモデルの R_t 方程式より Δb_t 方程式においてより変動が大きいことにあるのではないかを調べるのが目的である。というのは、 Δb_t が政策手段の場合、 R_t 方程式がVARモデルに含まれているからである。実際、 x^{**}_t のRMSE値が第9表での0.0247から0.0201へと低下する大きな改善がみられた。しかし、この場合においても、われわれのシミュレーションによれば、 Δb_t を政策手段とした場合に比較して、 R_t を政策手段とした場合のパフォーマンスは不満足なものであった。もっと完全な分析が必要ではあるが、上記の結果によれば、マクロ経済の観点からみて Δb_t の方がより効果的な政策手段であるといえる。⁴⁴⁾

8. おわりに

ここで、もし日本銀行が1972年第1四半期から92年第4四半期までの期間、政策ルール(2)式を採用していたならば金融政策運営がどう違っていただかについて簡単に考察してみるのが有用であろう。すなわち、ベースマネーの動き(Δb_t)が、実際の歴史的動きとどう違っていただろうかみてみよう。その答えは、2つのモデルで $\lambda=0.5$ の下で x^{**}_t を目標とした場合について、第12図の2つのパネ

ルに示されている。第1のパネルは6.のケインズ型フィリップス曲線モデルのケース、第2は4変数VARモデルのケースを示している。それぞれのケースにおいて、DLBは政策ルールによって生まれた Δb_t のシミュレーション経路、DLBAは実際の歴史的経路を表している。第1のパネルをみると、この政策ルールの下で発生する Δb_t の変動は、実際に起こった変動よりも小さい、すなわちベースマネーがもっとスムーズに成長していただろうことが読み取れる。⁴⁵⁾さらに、平均して、ベースマネー成長が1972~74年において実際の成長率より相当低く、また1990~92年においてはより高かったことが読み取れる。他の期間においては、実際の金融政策は1987年から88年にかけていささか拡張気味であったが、政策ルール(2)式の下での経路が大きく系統立って実際の経路から乖離したことはなかった。⁴⁶⁾

第12図第2パネルをみてみると、ほとんど同じ印象を受ける。事実、2つの図は非常に類似している。この類似性は、政策ルール(2)式の支持者の観点からは非常に望ましいことである。というのは、それは政策ルールがモデルの種類(少なくともこれら2種類のモデル)によってさほど影響を受けないことを示しているからである。

44) ここで、Hess, Small, and Brayton[1992]において、米国連邦準備制度MPSモデルにおいて金利手段の方がベースマネー手段よりも良い結果をもたらしている点について述べる必要があるだろう。彼らの研究で使用した金利政策手段は R_t の前四半期値からの乖離ではなく歴史経路からの乖離である。したがって、彼らの政策ルールは実際に政策担当者が使用しうるものではなく運営可能なルールではない。この点については、McCallum[1992]参照。

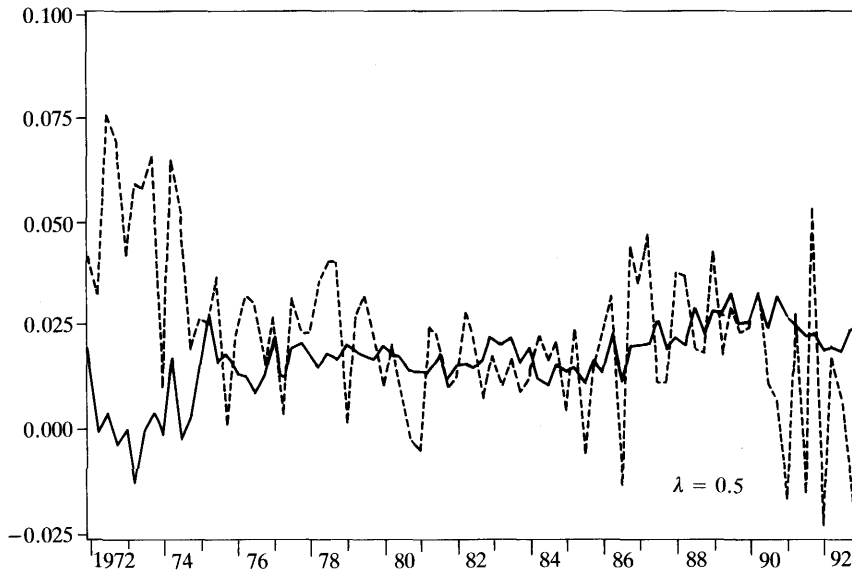
45) 面白いことに、この結果は米国の結果と異なっている。後者では、政策手段の変動はこの政策ルールの下で小さいどころかより大きくなった。

46) この最後の結論は、もし名目GNP成長を年率6%の代わりに4%（すなわちインフレ目標2%の代わりにゼロ）を目標にしていたならば一層明瞭に現れる。

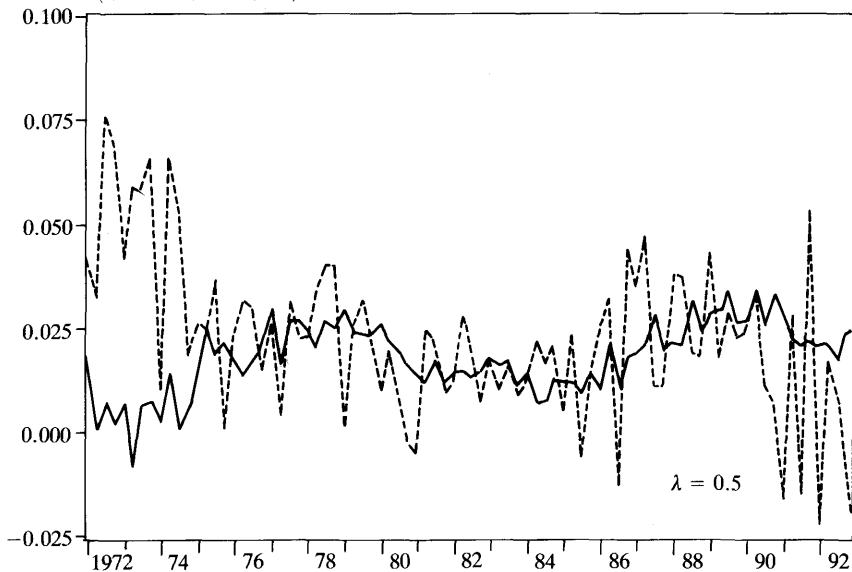
第12図 政策ルールに基づく Δb_t 経路と現実の Δb_t 経路

(フィリップス曲線モデル、V A Rモデル No. 2)

(フィリップス曲線モデル)



(V A Rモデル No. 2)



DLB：シミュレートされた Δb_t

DLBA：現実の Δb_t

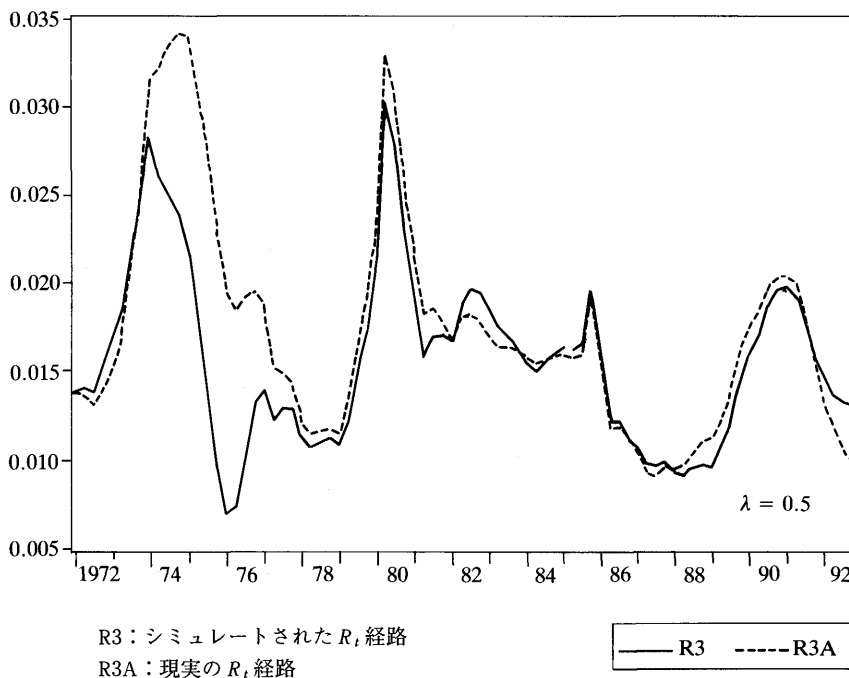
— DLB ---- DLBA

もう1つのルール対実際の比較として、政策パラメーター $\lambda=0.5$ の下で4変数VARモデルを使った3か月物手形金利についてのシミュレーション値(R3)と実際値(R3A)が第13図に示してある。この比較の驚くべき特徴は、シミュレーション値と実際の値の類似性である。ただ1度の目立つ乖離は、1973～77年の期間でみられるが、これはおそらくシミュレーションによるインフレ率よりも実際のインフレ率が高かったことを反映しているであろう。ここで観察される四半期平均での類似性は、政策ルール(2)式を採用することによって生じるであろう金利変動の増加はそれほど大きくはないことを示唆している。⁴⁷⁾ 第13図のもう1つの含意は、各時点での3か月物手形金利の水準は金融政策の引締

めや緩和を示す信頼できる指標ではない点である。例えば、政策ルール(2)式で要求される1972～73年の金融引締め政策や1990年の金融緩和政策(第12図参照)は、第13図の金利比較図では現れていない。

次に、Lucas [1976] による有名な政策評価批判の中で強調された問題点がわれわれの結果にも当てはまるのではないかという批判に答えておく必要があるだろう。この点は、政策シミュレーションにおいて不変でなければならないモデル方程式を正当化するのに一般に採用される明示的最大化アプローチが、われわれの研究では用いられてはいないことによって一層重要な問題となる。私は「ルーカス批判」を真剣に受け取るべきだと主張するが、同時にそれが無差別に使用されてはいけ

第13図 政策ルールに基づく金利経路と現実の金利経路
(VARモデル No. 2)



47) この分析は、もちろん、週毎または日毎の変動については全く何のインプリケーションも持たない。

ないと考える。ルーカスの有名な批判は方法論上の命令としてではなく、シミュレーションでは政策に対して不変の方程式モデルを使用しなければならない点に注意を促すもの、とくに明らかに政策に対し不変でない例を示す目的で使われるべきであると考え。明示的最大化問題から導き出したモデルは、時として政策に対し不変なモデルとして有用ではあるが、それ自体は必要条件でもなく十分条件でもない。

この点に関して、金融政策に対して不変であるモデルを構築する際の最大の問題は、すでに述べたように通貨と実体経済の関係についての理解と合意が経済学者の間で確立していないことである。私が従来主張してきたように、「可変的価格モデルは現実の経済の動きと整合的ではないし、かといって現存する硬直的価格モデルは均衡分析の枠組みに巧くはまらない (McCallum [1990, p.21])」ということである。このような状況においては、一番有望なアプローチはさまざまなモデルを使用して実験してみることである。その中の1つが良いモデルであり（したがって批判に耐えるものであり）、かつすべてのモデルで似たような結果が出ることを期待するわけである。これが、McCallum [1988] でとられたアプローチであり、この研究でも採用したアプローチである。もっとも、日本の場合にはRBCモデルが不満足な結果しか生まなかったもので、期待した強固な一般性 (robustness) は得られなかったのではあるが。実際、RBCモデルとマネタリー・ミスパセプション・モデルの結果に対するわれわれの一番の失望の最大の理由は、それがルーカス批判に対して強固な一般性 (robustness) を主張できなくしてしまったという点にある。

しかしながら、2番目の防衛線が本研究のデザインのもう1つの特徴の中に引かれている。それは、シミュレーション実験に使用されている名目GNPの目標値からの乖離というパフォーマンス基準である。とくに、このアプローチはシミュレーションによる実質GNPもしくは価格水準経路の分析を別々に含むものではない。その理由は、再び、経済学者が総供給またはフィリップス曲線（すなわち、マクロ・モデルの賃金・価格部門）についての十分な理解・合意を持っていないということである。重要なポイントは、多くのモデルの賃金・価格部門においては予期せざる要素 (surprise terms) が重要な役割を果たすが、そのためにそれがルーカス批判に弱いことである。しかし、この部門は名目GNPをインフレと実質成長の2要素に分解する部門でもある。したがって、 p_t と y_t の動きは x_t すなわち名目GNPの動きよりもルーカス批判に対して脆弱であるということができる。いい換えると、期間毎に p_t と y_t の分離された両方の変数を含むパフォーマンス基準よりも x_t だけを含むパフォーマンス基準の方がより自信が持てるということである。結局、ルーカス批判に対する私の弁護は米国研究の場合ほど成功はしていないが、この研究に利用されている基本的アプローチの中にある程度の防衛線は引かれている。

ここで本論文の簡単な要約をしてみるのが有用であろう。われわれの目的は、名目所得を中間目標としベースマネーを政策手段とした金融政策ルール(2)式を採用することによってマクロ・パフォーマンスを改善させることができるかどうかを、日本経済について研究してみることにあった。厳密な名目所得目標を設定するに当たって、単一的な先決目標経

路よりも一定成長率をターゲットとした（すなわち、過去のエラーは過去のこととした）方がよいとすることには十分の理由があることが示された。さらに、一定成長率に少し大きめのウエイトを置いて2つの目標を加重平均した値を目標値とすることがより魅力的であるようにみえた。

この加重平均目標を採用すれば、さまざまなモデルを使ったシミュレーションによると、1972年第1四半期から92年第4四半期までの期間において良いパフォーマンスが得られることが分かった。とくに、名目GNPを目標値に近く保つこと、すなわち景気循環を抑え同時に低いインフレ率を維持することができた。日本の金融政策は過去15年間比較的成功したといえるが、われわれのシミュレーション経路の方が実際の歴史的経路よりも優れていた。

良いシミュレーション結果が、あまり理論に依存しない2つの名目GNP決定単一方程式モデル、いくつかのVARモデル、それにFRB四半期MPSモデルの賃金・価格方程式に似た小型の構造モデル、において得られた。それほど良くないシミュレーション結果がRBCモデルを使った場合に得られたが、これはRBCモデルが日本経済に当てはまらないのが理由であると思われる。VARモデルにおいて、ベースマネーの代わりに金利を政策手段としたシミュレーションも行ったが、結果は満足のいくものではなかった。⁴⁸⁾

結局、シミュレーション結果は名目所得を

ターゲットとした金融政策ルールが日本経済でも巧く機能するという考えを支持するものであった。もちろん、中央銀行が実際にそのような政策ルールを採用する可能性は少ないが、そのインプリケーションについて研究することは、とくに伝統的指標が矛盾するシグナルを送ってくるような時において実際にも重要であるといえるだろう。⁴⁹⁾金融自由化、国際化、技術革新の中で近い将来日本銀行がそのような時期に直面する可能性があるだろう。

補論1. データ

下記の表は、この論文で使用した変数のデータ名を示している。そのほとんどは、日本銀行「経済統計月報」に掲載されている。これらのデータは、日本銀行のコンピューター・データ・ベースから得られたものである。下記のリストにおいて、「sa」は日本銀行によってすでに季節調整済みであることを示し、「satsp」は時系列データが、Micro TSPを使って著者により対数をとる前に季節調整が行われたことを示す。「対数」はデータの自然対数を意味する。

x_t	: 名目GNPの対数、sa (100百万円)
y_t	: 実質GNPの対数、sa (1985年ベース)
p_t	: $x_t - y_t$
R_t	: 手形売買レート、3か月物、月平均値の平均; 1972年以前はコール・レート (有担保翌日物) を1972年第

48) この結論は、マクロ・パフォーマンスの側面についてののみ当てはまり、経済の金融システムの安定性に関する影響については触れていない。金融システム安定性への影響については今後の研究対象としたい。

49) このような政策ルールを非公式に使用することの利益を強調した最近の論文としては、Taylor [1993] がある。

1 四半期で接続。

g_t : 実質政府支出の対数、sa (1985年ベース)

s_t : 円/ドル直物為替レートの対数、月中平均値の平均

q_t : (円/ドル直物為替レート $\times$ {米国 GNP デフレーター/日本 GNP デフレーター}) の対数

y_t^* : 米国実質 GNP の対数 (1987年ベース)

w_t : 製造業労働者賃金指数の対数、特別給与を含む、sa

pim_t : 石油・石炭・ガス輸入価格の対数、月中平均値の平均

b_t : 調整済みベースマネーの対数、satsp

調整済みベースマネーは、「現金通貨発行高」と「預金通貨銀行預り金」の合計である。ただし、後者は 3. で説明した準備率変更についての調整を行ったものである。両変数の四半期データは、ともに月末値の平均値である。補論 2 参照。

補論 2.

ここでは、調整済みベースマネーを計算するのに必要な「預金通貨銀行預り金」の月末値を調整するのに使われた準備預金準備率を

示す。それぞれの月において、調整済み準備は上記の「預金通貨銀行預り金」に 2.5 を掛けたものをその月末の準備預金準備率で割ったものである。第 1 行は、対応する準備率が用いられるようになった年月日を示している。準備率は大銀行における「その他の預金」についてのものである。

日 付	準備率	日 付	準備率
1959.9.11	1.50	1973.9.1	3.75
1961.10.1	3.00	1974.1.1	4.25
1962.11.1	1.50	1975.11.16	3.75
1963.12.16	3.00	1976.2.1	3.00
1964.12.16	1.50	1977.10.1	2.50
1965.7.16	1.00	1980.3.1	3.25
1969.9.5	1.50	1980.4.1	3.75
1973.1.16	2.00	1980.11.16	3.25
1973.3.16	3.00	1981.4.1	2.50
1973.6.16	3.25	1991.10.16	1.30

さらに、四半期時系列データを次頁以降 3 頁にわたり示してある。ただし、RESADJQ は調整済み準備（預金通貨銀行預り金）である。CASH は現金通貨発行高、BASE はこれらの合計、BASES は季節調整済み BASE、LB は BASES の対数である。

以 上

[カーネギー・メロン大学教授]

金融政策ルールの定式化と分析

	RESADJQ	CASH	BASE	BASES	LB
1963. Q 1	1124.444	15568.00	16692.44	16677.96	9.721843
Q 2	1251.667	16296.00	17547.67	17632.74	9.777513
Q 3	1273.333	16564.00	17837.33	18236.02	9.811154
Q 4	1188.889	18491.00	19679.89	19173.40	9.861279
64. Q 1	1384.722	18207.00	19591.72	19574.72	9.881994
Q 2	1403.611	18841.00	20244.61	20342.76	9.920481
Q 3	1359.722	19328.00	20687.72	21150.12	9.959401
Q 4	1703.333	21252.00	22955.33	22364.55	10.01523
65. Q 1	2117.778	21103.00	23220.78	23200.62	10.05193
Q 2	1849.444	21485.00	23334.44	23447.57	10.06252
Q 3	2105.833	21749.00	23854.83	24388.02	10.10185
Q 4	2349.167	23693.00	26042.17	25371.94	10.14140
66. Q 1	3537.500	23745.00	27282.50	27258.82	10.21313
Q 2	3614.167	24352.00	27966.17	28101.75	10.24359
Q 3	2930.000	24860.00	27790.00	28411.14	10.25454
Q 4	2536.667	27088.00	29624.67	28862.24	10.27029
67. Q 1	3337.500	27418.00	30755.50	30728.80	10.33296
Q 2	2940.000	28118.00	31058.00	31208.58	10.34845
Q 3	3025.000	29122.00	32147.00	32865.52	10.40018
Q 4	3711.667	31806.00	35517.67	34603.57	10.45171
68. Q 1	4645.833	31846.00	36491.83	36460.16	10.50398
Q 2	4054.167	33199.00	37253.17	37433.78	10.53033
Q 3	3965.000	34017.00	37982.00	38830.95	10.56697
Q 4	4205.833	37205.00	41410.83	40345.07	10.60522
69. Q 1	4689.167	37535.00	42224.17	42187.52	10.64988
Q 2	3795.833	39114.00	42909.83	43117.87	10.67169
Q 3	3783.055	40328.00	44111.05	45096.99	10.71657
Q 4	3733.333	44287.00	48020.33	46784.47	10.75331
70. Q 1	4796.111	44932.00	49728.11	49684.95	10.81346
Q 2	4308.333	46438.00	50746.33	50992.36	10.83943
Q 3	4126.111	47726.00	51852.11	53011.07	10.87826
Q 4	4673.333	51768.00	56441.33	54988.74	10.91488
71. Q 1	5856.111	52275.00	58131.11	58080.65	10.96959
Q 2	5226.111	53570.00	58796.11	59081.16	10.98667
Q 3	5608.889	55394.00	61002.89	62366.38	11.04078
Q 4	6083.333	59713.00	65796.34	64102.98	11.06825
72. Q 1	7098.333	59762.00	66860.34	66802.30	11.10949
Q 2	6669.444	61943.00	68612.45	68945.09	11.14107
Q 3	7467.778	65330.00	72797.78	74424.90	11.21755
Q 4	7692.778	74139.00	81831.78	79725.73	11.28635

金 融 研 究

	RESADJQ	CASH	BASE	BASES	LB
73. Q 1	8322.083	74832.00	83154.09	83081.91	11.32758
Q 2	9257.137	78469.00	87726.14	88151.45	11.38681
Q 3	9180.410	82239.00	91419.41	93462.74	11.44532
Q 4	11057.33	91432.00	102489.3	99851.63	11.51144
74. Q 1	10598.63	90319.00	100917.6	100830.0	11.52119
Q 2	11658.82	95484.00	107142.8	107662.3	11.58675
Q 3	11811.57	98941.00	110752.6	113228.0	11.63716
Q 4	11874.90	106506.0	118380.9	115334.2	11.65559
75. Q 1	12449.22	106143.0	118592.2	118489.3	11.68258
Q 2	13193.92	107595.0	120788.9	121374.5	11.70664
Q 3	13130.79	110051.0	123181.8	125935.1	11.74352
Q 4	12183.37	117127.0	129310.4	125982.4	11.74390
76. Q 1	11561.33	117389.0	128950.3	128838.4	11.76631
Q 2	13133.89	119261.0	132394.9	133036.8	11.79838
Q 3	12911.39	121176.0	134087.4	137084.4	11.82835
Q 4	12283.89	130515.0	142798.9	139123.8	11.84312
77. Q 1	13168.33	129851.0	143019.3	142895.2	11.86987
Q 2	12980.28	129687.0	142667.3	143359.0	11.87311
Q 3	13115.28	131584.0	144699.3	147933.5	11.90452
Q 4	13736.67	141551.0	155287.7	151291.1	11.92696
78. Q 1	15023.00	139888.0	154911.0	154776.5	11.94974
Q 2	18754.00	140635.0	159389.0	160161.8	11.98394
Q 3	18410.00	144656.0	163066.0	166710.7	12.02402
Q 4	19201.67	158913.0	178114.7	173530.7	12.06411
79. Q 1	18947.33	154837.0	173784.3	173633.5	12.06470
Q 2	18726.67	158521.0	177247.7	178107.0	12.09014
Q 3	19334.33	160563.0	179897.3	183918.3	12.12225
Q 4	20352.67	172644.0	192996.7	188029.7	12.14435
80. Q 1	20554.64	169449.0	190003.6	189838.7	12.15393
Q 2	21225.78	171519.0	192744.8	193679.3	12.17396
Q 3	22111.33	169151.0	191262.3	195537.3	12.18351
Q 4	20653.13	179503.0	200156.1	195004.9	12.18078
81. Q 1	19631.79	174476.0	194107.8	193939.3	12.17530
Q 2	21283.67	176511.0	197794.7	198753.6	12.19982
Q 3	21468.33	177145.0	198613.3	203052.6	12.22122
Q 4	21246.33	189122.0	210368.3	204954.2	12.23054
82. Q 1	22324.67	185350.0	207674.7	207494.4	12.24286
Q 2	23657.67	188713.0	212370.7	213400.3	12.27092
Q 3	23066.67	189945.0	213011.7	217772.8	12.29121
Q 4	22343.67	202738.0	225081.7	219288.9	12.29815

金融政策ルールの定式化と分析

	RESADJQ	CASH	BASE	BASES	LB
83. Q 1	24199.33	199199.0	223398.3	223204.4	12.31584
Q 2	25052.33	199179.0	224231.3	225318.5	12.32527
Q 3	24752.33	199388.0	224140.3	229150.1	12.34213
Q 4	25609.67	211587.0	237196.7	231092.1	12.35057
84. Q 1	28699.33	205504.0	234203.3	234000.0	12.36308
Q 2	28140.00	209950.0	238090.0	239244.3	12.38524
Q 3	29461.67	208259.0	237720.7	243034.0	12.40096
Q 4	30923.67	223854.0	254777.7	248220.6	12.42207
85. Q 1	30762.67	218715.0	249477.7	249261.1	12.42626
Q 2	29635.00	224339.0	253974.0	255205.3	12.44982
Q 3	28461.67	219542.0	248003.7	253546.9	12.44330
Q 4	26991.33	236701.0	263692.3	256905.9	12.45646
86. Q 1	31249.00	231918.0	263167.0	262938.6	12.47968
Q 2	31096.00	239129.0	270225.0	271535.1	12.51185
Q 3	24073.67	237922.0	261995.7	267851.6	12.49819
Q 4	24891.00	262467.0	287358.0	279962.5	12.54241
87. Q 1	26845.67	263176.0	290021.7	289769.9	12.57684
Q 2	30860.00	271379.0	302239.0	303704.3	12.62381
Q 3	29577.00	270693.0	300270.0	306981.4	12.63454
Q 4	30291.67	288276.0	318567.7	310368.9	12.64552
88. Q 1	31857.33	290657.0	322514.3	322234.4	12.68303
Q 2	32848.00	299896.0	332744.0	334357.2	12.71996
Q 3	37331.33	295952.0	333283.3	340732.6	12.73885
Q 4	40820.00	315222.0	356042.0	346878.8	12.75673
89. Q 1	41628.00	320887.0	362515.0	362200.3	12.79995
Q 2	38219.67	328551.0	366770.7	368548.9	12.81733
Q 3	42806.00	328477.0	371283.0	379581.6	12.84682
Q 4	44622.67	353927.0	398549.7	388292.5	12.86951
90. Q 1	46194.33	352087.0	398281.3	397935.6	12.89405
Q 2	47537.67	362045.0	409582.7	411568.4	12.92773
Q 3	53141.00	353721.0	406862.0	415955.9	12.93833
Q 4	53067.00	376267.0	429334.0	418284.5	12.94392
91. Q 1	48462.33	363175.0	411637.3	411280.0	12.92703
Q 2	49651.67	371380.0	421031.7	423072.9	12.95530
Q 3	46990.00	360237.0	407227.0	416329.0	12.93923
Q 4	68295.52	382852.0	451147.5	439536.7	12.99348
92. Q 1	59050.00	370590.0	429640.0	429267.1	12.96983
Q 2	58614.11	375886.0	434500.1	436606.7	12.98679
Q 3	59883.98	370022.0	429906.0	439514.9	12.99343
Q 4	54010.26	388241.0	442251.3	430869.3	12.97356

【参考文献】

- Axilrod, S.H., "Comment on 'On Consequences and Criticisms of Monetary Targeting'," *Journal of Money, Credit, and Banking* 17, 1985, pp.598-602.
- Barro, R.J., "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States," *American Economic Review* 67, 1977, pp. 101-15.
- , "Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States," *Journal of Political Economy* 86, 1978, pp. 549-80.
- Bean, C.R., "Targeting Nominal Income: An Appraisal," *Economic Journal* 93, 1983, pp. 806-19.
- Cochrane, J.H., "Comment," *NBER Macroeconomics Annual 1991*, Cambridge, MA: MIT Press, 1991.
- Dueker, M., "Can Nominal GDP Targeting Rules Stabilize the Economy?" Working Paper, Federal Reserve Bank of St. Louis, May/June 1993, pp. 15-29.
- Feldstein, M.S. and J.H. Stock, "The Use of a Monetary Aggregate to Target Nominal GDP," in N.G. Mankiw, ed., *The Conduct of Monetary Policy*, NBER, forthcoming (1993).
- Flood, R.P. and P. Isard, "Anchors Against Inflation and the Design of Monetary Policy," Working Paper, International Monetary Fund, 1988.
- Friedman, B.M., "Conducting Monetary Policy by Controlling Currency Plus Noise," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 29, 1988, pp. 205-12.
- , "Is the Monetary Base Related to Income in a Robust Way?" in W.S. Haraf and P. Cagan, eds., *Monetary Policy for a Changing Financial Environment*, Washington: AEI Press, 1990.
- Goodfriend, Marvin and Monica Hargraves, "A Historical Assessment of the Rationales and Functions of Reserve Requirements," *Economic Review*, Vol.69, No.2, Federal Reserve Bank of Richmond, 1983, pp. 3-21.
- Hafer, R.W., J.H. Haslag, and S.E. Hein, "Evaluating Monetary Base Targeting Rules," Working Paper, 1990.
- Hall, T.E., "McCallum's Base Growth Rule: Results for the United States, West Germany, Japan, and Canada," *Weltwirtschaftliches Archiv* 126, 1990, pp. 630-42.
- Henderson, D.W. and W.J. McKibbin, "A Comparison of Some Basic Monetary Policy Regimes for Open Economies," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, Autumn 1993, forthcoming.
- Hess, G.D., D.M. Small, and F. Brayton, "Nominal Income Targeting with the Monetary Base as an Instrument: An Evaluation of McCallum's Rule," Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, May 1992.
- Judd, J.P. and B. Motley, "Nominal Feedback Rules for Monetary Policy," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, Summer 1991, pp. 3-17.
- , "Controlling Inflation with an Interest Rate Instrument," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 1992, pp.3-22.
- Kydland, F.E. and E.C. Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica* 50, 1982, pp. 1345-70.
- Lucas, R.E., Jr., "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory* 4, 1972, pp. 103-24.
- , "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," *American Economic Review* 63, 1973, pp. 326-34.
- , "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1, 1976, pp. 19-46.
- McCallum, B.T., "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 29, 1988, pp. 173-203.
- , "Targets, Indicators, and Instruments of Monetary Policy," in W.S. Haraf and P. Cagan, eds., *Monetary Policy for a Changing Financial Environment*, Washington: The AEI Press, 1990a.

- , "Could a Monetary Base Rule Have Prevented the Great Depression?" *Journal of Monetary Economics* 26, 1990b, pp. 3-26.
- , "Specification of Policy Rules and Performance Measures in Multicountry Simulation Studies," NBER Working Paper No. 4233, December 1992.
- , "Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Some Critical Issues," *Economic Quarterly* 79, Federal Reserve Bank of Richmond, Spring 1993, pp. 13-44.
- and J.E. Hoehn, "Instrument Choice for Money Stock Control with Contemporaneous and Lagged Reserve Requirements," *Journal of Money, Credit, and Banking* 15, 1983, pp. 96-101.
- McNelis, P. and N. Yoshino, "Monetary Stabilization with Interest Rate Instruments in Japan: A Linear Quadratic Control Analysis," *Monetary and Economic Studies*, Vol. 10, No.2, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, November 1992, pp. 79-106.
- Okina, K., "Relationship Between Money Stock and Real Output in the Japanese Economy – Survey on the Empirical Tests of the LSW Proposition," *Monetary and Economic Studies*, Vol.4, No.1, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, April 1986, pp. 41-77.
- , "Market Operations in Japan: Theory and Practice," in K.J. Singleton, ed., *Japanese Monetary Policy*, Chicago: University of Chicago Press for NBER, 1993.
- Suzuki, Y., *Money, Finance, and Macroeconomic Performance in Japan*, New Haven: Yale University Press, 1986.
- Taylor, J.B., "Japanese Monetary Policy and the Current Account Under Alternative International Monetary Regimes," *Monetary and Economic Studies*, Vol.6, No.1, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, May 1988, pp. 1-36.
- , "Discretion vs. Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, Autumn 1993, forthcoming.
- Ueda, K., "A Comparative Perspective on Japanese Monetary Policy: The Short-Run Monetary Control and the Transmission Mechanism," in K.J. Singleton, ed., *Japanese Monetary Policy*, Chicago: University of Chicago Press for NBER, 1993.
- West, K.D., "An Aggregate Demand-Aggregate Supply Analysis of Japanese Monetary Policy, 1973-1990," in K.J. Singleton, ed., *Japanese Monetary Policy*, Chicago: University of Chicago Press for NBER, 1993.