

固定・変動為替相場制度下における 物価、産出量及び通貨量の変動： 日、米の通貨制度に関する実証研究*

アラン H. メルツァー

1. はじめに
2. 貨幣本位の選択
3. 実証分析の手順
4. 予測誤差とショックのタイプ
5. ショック間の相互作用
6. 結 論

1. はじめに

1971年8月半ば、米国財務省が金の売却停止を宣言したことにより、調整可能な固定為替相場制度であるブレトン・ウッズ体制は正式に終わりを告げた。日本では、この制度の変更とこれに伴う政策は「ニクソン・ショック」として知られている。このショックは当初、日本及びその他の国々における不確実性を増す要因となった。新平価の下で固定為替相場制を復活しようとの交渉が行われ、新しい協定が結ばれた

が、同協定もすぐに崩壊してしまった。1973年3月、主要国は固定為替相場制復帰への努力を遂に放棄した。

固定相場制から変動相場制への移行は、通貨の発行、回収ルール及び手続きを変えするという意味で通貨制度の変更といえる。こうした通貨制度の変更は、ショックが起こった時それが経済に波及する経路を変え、またある程度ではあるが起きるショックのタイプをも変える。周知のように変動相場制においては、海外に起因する金融的ショックの影響は為替相場の変動によ

* 本稿は、日本銀行海外客員研究員として行った研究の成果を報告するものである。その際の厚遇につき、日本銀行及び鈴木淑夫金融研究所長に感謝したい。同研究所の鹿野嘉昭氏（現検査局）は研究補助を快く引受けて下さり、また同氏からは有益な示唆を頂いた。本稿は、エラスムス大学（ロッテルダム）のエドワード・ボムホフ及びクレメンス・クール両教授の協力なしには作成できなかったであろう。初期の稿は、日本銀行、神戸大学、一橋大学及び東京大学でのセミナーで発表され、それらセミナーの多くの参加者のコメントや示唆を参考に最終稿が作成された。

【訳注】 本稿は、米国カーネギー・メロン大学アラン H. メルツァー教授が日本銀行金融研究所の海外客員研究員として滞在中に執筆した英文ペーパー "Variability of Prices, Output and Money Under Fixed and Fluctuating Exchange Rates: An Empirical Study of Monetary Regimes in Japan and the United States" を著者の了解を得て訳出したものである（翻訳は鹿野嘉昭〈現検査局〉及び木村みさ子が担当）。

なお、原文は、当研究所の英文機関誌 Monetary and Economic Studies Vol. 3, No. 3, December 1985, に掲載済み。

り吸収され、国内の通貨ストック及び国内財の価格には及ばないとされる。変動相場制下では、独自の金融政策遂行についてのより大きな自由度と通貨コントロールに関するより大きな機会が与えられるのである。こうした自由度は、国内物価安定のために利用され得るが、これまでの経験では比較的高率かつ変動的な通貨量増加とインフレを産み出すことにもなった。

固定・変動相場制を理論的に分析することにより、それぞれの制度の功罪を検討することができる。変動相場制のベネフィットを説いた代表的論文はFriedman (1953) である。一方、変動相場制に対する批判者達は、通常、為替相場の変動はリスクを増大させ、貿易を阻害すると主張する。こうした考え方の代表的なものとしては、ケインズの「貨幣改革論」(1917、87-94頁)が挙げられる。ケインズは議論を季節変動に限っていたが、Kindleberger (1969) は近年、より一般的な枠組を用いて、為替相場の不確実性は物価と産出量の不確実性を増大させ、貿易を阻害すると主張している (McKinnon (1984) を参照)。

こうした議論の焦点は、為替相場の変動が制度的枠組——特に通貨供給ルールないし通貨制度の選択——によってどの程度抑制あるいは増大させられるのか、ということにある。固定・変動相場制の相対的利点を分析すると、こうした問題は経済の相対的規模あるいは消費における輸入品のシェアといった点に係わっていることがわかる。初期に行われた研究の多くでは非確率的な枠組が用いられた。その後の研究においては予見不可能なショックが考慮されるようになり、その結果、かつてのような確固とした、あるいは制約条件の付かない結論が得られなくなった。このような制約条件として、Fischer (1977) 及び Flood (1979) はフィリップス曲線の傾き、支出の金利に対する感応度、実質残高

効果の大きさ等を挙げている。さらに、最適な通貨供給ルールの選択は起こるショックのタイプに依存する。例えば、実質産出量の伸び率にしばしばショックが加わる場合には、物価安定は通貨量増加率を一定に保つような通貨供給ルールによっては有効に達成し得ない。一方、ショックの多くが通貨量の予測できない変化によるものである場合には、通貨量増加率を一定に保つ政策の方がより適切である。

最近の、いわゆるルーカス型供給関数の枠組によって行われた理論的研究は、産出量と物価の変動の主たる原因は総需要に対する金融的ショックにあると想定している。すなわち、当初人々は総需要に対するショックを相対的需要の変化と錯覚する。しかし、こうした総需要と相対的需要との混同は長くは続かず、やがて人々が通貨ストックが変化したことに気づくと、産出量と物価 (あるいはインフレ率) はそれぞれの期待値に戻る。本稿の用語に従えば、こうしたショックは産出量のレベルに対する一時的なショックである。

これまでのところ、ショックの持続期間の問題についてはあまり知られていない。ボムホフの最近の研究 (1982、1983) は、ショックをその持続期間及びそれがレベルと伸び率のいずれに影響を及ぼすかを基準にして実証的に分類している。Meltzer (1984) は、こうしたボムホフの手法を用いて、異なる通貨制度の下で生じた通貨量、物価及び産出量に対するショックの持続期間を比較、今世紀の米国ではショックのタイプと産出量、物価、通貨量の変動との関係が通貨制度によってかなり異なることを指摘した。また、今世紀の6つの通貨制度の下では、攪乱を起こす要因としては永続的ショックの方が一時的ショックよりも重要であることがわかった。

ショックの影響は長さだけでなくその発生源

によっても異なる。ショックの発生源及び産出量、物価、通貨量各々に加わるショックの相互関係を分析することは、経済活動及び物価の変動の原因を議論する上で有益である。こうした議論に関し、2つの異なる立場がよく知られている。1つの立場は通貨量あるいはその増加率の突然の変化を景気や物価の変動の主因として強調する。今ひとつは人々の嗜好、生産性あるいは楽観主義、悲観主義の程度に影響を与える実物的なショックにより重点を置く立場である。最近における Kydland and Prescott (1983) 及び Long and Plosser (1983) の研究は実物的景気循環論に対する関心を再び呼び起こした。Nelson and Plosser (1982) と Stulz and Wasserfallen (1985) の研究は、戦後の景気変動は主として確率的ショック (ランダム・ショック)——彼等の分析では産出量の確率的トレンドの変化——によって惹き起こされたという考え方への関心を再び喚起した。本稿はこれらの議論に2つの方法により貢献しようとするものである。第1に、レベル及び伸び率という2種類のショックの大きさと持続期間を1変量時系列分析によって計測する。第2に、当期のショックに対する過去の実質及び名目のショックの影響を推定し、当期の予測せざる変化がどの程度まで説明できるのか、過去のショックとどの程度明確な関係があるのかを検討することにより、ショックの相互関係について考える。

固定相場制の下では、通貨量に対する当期のショックの少なくとも一部分は、内外の物価と産出量の当期及び過去の変動によるものである。こうした物価や産出量の変動は、当期及び過去の技術変化を映じているだけでなく、通貨

量の当期及び過去の変化をも反映している。この一連の相互関係は、将来の金融 (あるいはその他の) 政策についての予想や、過去の通貨量及び技術の変化の将来的な効果に関する予想の存在により、一層複雑なものとなる。固定相場制から変動相場制へという通貨制度の変更は、通貨ストックあるいはその増加率を所与のものとして容認せざるを得ないという制約の除去により、過去の実物的及びマネタリーなショックの影響についての上記の関係を原則的に変化させる。また、将来の通貨ストック及びそれが物価、産出量に及ぼす効果についての期待は修正されることになる。この場合、その修正度合いは通貨制度変更後中央銀行がどの程度その行動を変化させるかに依存している。

貨幣本位の相対的利点についての古くからの問題に対する回答は、短い期間を対象として1国あるいは数か国を研究しただけでは得られない。Meltzer (1984) では、第2次大戦後の米国においては、産出量、物価及び通貨量の現実値と予測値の変動幅が大幅に縮小したこと、予測誤差の分散が現実の変動幅よりも大きく落ち込んだことが示された。¹⁾

本稿は、計測期間を戦後のみに限っているが、筆者の以前の研究を2つの点で拡張している。第1に、米国と日本のデータを用いることにより、ある特定の標本国について得られた結果がその他にどの程度適用可能か、実証研究上の大きな問題を克服する糸口を切り開いた。第2に、主要2か国を研究対象とすることにより、ショックがどの程度相互に関係しているのか、また1971年の固定相場制から変動相場制への移行に伴いショックの相互関係がどのように変化したかを分析することが可能となった。

1) 予測方法については Bomhoff (1983) に述べられているが、後で詳しく論じることにした。De Long and Summers (1984) も変動幅の縮小を指摘するとともに、その背景について議論している。

2.では通貨制度の選択問題及びその選択とショックのタイプやショックの経済に対する影響との関係を考える。3.ではショックをタイプ別に分類する方法、データの選択及びこれらに関連した問題を取り挙げる。4.では固定相場制と変動相場制の下での日、米の産出量、物価、通貨量の変動及びショックのタイプによるこれらの変動分布を比較検討する。5.ではショックの相互関係を分析し、最後に6.では本稿の結論として主なファインディングを要約する。

2. 貨幣本位の選択

貨幣本位の選択は、ある国がショックあるいはインパルスを受け、これに反応する対応と、決済システム維持のための社会的費用の双方に影響を与える。商品貨幣制度は貯蔵費用を増大させるが、その提唱者によれば、それは監視（モニタリング）の費用と、インフレ変動により生ずる私的、社会的費用を減らし、長期的な物価安定に役立つとされる。異なった貨幣本位はまた、経済が担うリスクのタイプやその担われ方をも変化させる。

貨幣本位を適切に選択すれば、費用及びリスクを減少させることができる。消費の効用を最大化しようとする典型的なリスク回避の消費者の観点からみて、貨幣本位の最適な選択は費用を最小限にまで減らす。どのような社会においても固有のリスクが最小限存在しており、そうしたリスクはその社会の性格、取引形態及び(その他の)制度的枠組によって規定される。金融面での調整は、生産性への実物的ショックを防いだり、他国の金融政策変更や金融政策以外の政策変更を防いだりすることはできない。しかしこれは、実物的ショックから生ずる金融面へ

の影響を防ぐ、あるいは減じること、ショックあるいはインパルスの国内経済面への影響を弱める（もしくは拡大を防ぐ）ことはできる。この点で、為替相場コントロールは通貨ストック・コントロールとは異なっている。²⁾さらに金融面での調整は、人々の将来の名目価値の安定性に対する信頼感に影響を及ぼし、これにより通貨需要の安定化に役立つことができる。

ショックは期待に影響するため、同一もしくは他の変数に対する将来のショックの大きさに影響を与える。その理由の1つとしては人々がショックの長さについて錯覚することが挙げられる。例えば一時的ショックが永続的ショックとして、またはその逆に永続的ショックが一時的なものとして捉えられたとしよう。期待値はこうした認識を映じて形成され、従って予測誤差もこのような錯覚を映じることになる。漸次、人々はこうした誤りや錯覚を修正し、予測を調整する。学習のスピードは経済システムに存在するノイズの大きさに依存し、ノイズが相対的に大きいときには、予測が全ての利用可能な情報に基づいたとしても誤りを大きくしてしまうことがあり得る。また、期待は相互に関連しあっている。例えば通貨量の増加期待は期待為替相場、期待インフレ率やその他の変数に対し影響を及ぼす。さらに通貨制度の変更は、通貨量の増加率の予期せざる変化もしくは生産性の予期せざる変化に対する経済諸変数の反応に影響を与える。

リスク回避的な消費者はどのような通貨制度が採用されるかについて関心を持っている。通貨の対外的価値の安定性が高まれば、資産のポートフォリオ多様化が促進され、リスクとリスクヘッジのための費用が低下する。また内外

2) 1970年代の第1、2次石油危機前後の日本銀行の政策の相違は、異なった政策ルールないし政策手順が国内経済に加わった避け難いショックの効果を増幅あるいは抑制する好例として挙げられよう。

の期待物価が長期的により安定すれば、名目資産のかたちで保有される貯蓄の価値が時の経過とともに増価あるいは減価するというリスクも低下する。予期せざる通貨価値の上昇は、過去を振り返ってみると、人々が退職後の消費を減らすことなく以前にもっと消費を増やすことができたということを意味する。また予期せざる通貨価値の下落は、減価している通貨建の年金及び遺産の実質価値を低下させる。実際、通貨価値の上昇、下落から生ずる損失リスクは完全には分散されておらず、おそらく分散され得ない。このため、この種の損失に対する懸念から、リスク回避的な消費者は勤労時代の消費を減らし、その結果効用を低下させてしまうかもしれない。1920年代のドイツやその他の国におけるハイパー・インフレーションが年金の実質価値に及ぼした影響はよく知られている。またそれほど大規模ではないにせよ同じようなことが、最近または過去において高インフレを経験した国で生じている。将来値に関する不確実性の高まりはまた、均衡資本収益率を引き上げ、資本ストックと将来の消費を減らすという過度の負担を経済に課すことになる。この種の損失を完全に除去することは不可能であるが、通貨価値の安定性を増す通貨制度を選択することにより、損失を小さくすることは可能である。

通貨制度の選択に係わるいくつかの問題は、世界通貨に関する議論を考えることによって要約できる。世界もしくは主要貿易国で通用する単一の通貨が、長期にわたる期待物価の安定を維持する条件の下で発行された場合には、内外の物価変動及びインフレ率格差から生ずる費用を削減するであろう。これが世界中央銀行あるいは世界通貨の提唱者の重要な認識である。し

かし世界通貨制度案の大部分は、将来のインフレまたはデフレのリスクに対して殆んど考慮が払われていないという問題を抱えている。世界通貨は通貨の交換にかかる費用や、多くの国の金融政策に関する情報を得るための費用を減らす。一方、世界通貨の一般的使用は社会がインフレまたはデフレのコストを回避する機会を制約することになる。世界通貨導入による社会的利益を享受するためには、人々はインフレ及び名目価値の変動という社会的費用を負担しなければならないかも知れない。

このように考えると、共通の交換手段導入による社会的利益と価値基準変動により生ずる社会的費用両面の問題があることがわかる。³⁾ これらの費用の性質を究明するに当たっては、Meltzer (1985) 等において提唱された協調的な通貨面での調整を全ての国が採用するケースについて考えることが有益であろう。この枠組の下で各国の通貨当局が、通貨量の増加率を実質産出量と通貨の流通速度の変化率の3年移動平均の差に等しくさせるというかたちで、通貨量を実質産出量の変化に漸次適応させる政策を採用するとする。平均的にみれば、このような政策は物価変動幅を縮小させるとともに国内物価安定への期待を高める。またこの政策の国際性—いくつかの大国が採用しているという事実—は為替相場の安定を可能にする。こうしてこの提案は、国内物価の安定をめざす1国の独自の行動、あるいはグループ内での為替相場固定化をめざす数か国の協調的行動では達成できないようなかたちで、国内財と国際貿易財の価格安定に寄与する。1国だけでできるのは、せいぜい国内物価の変動を抑え、こうした変動が実物変数に及ぼす影響を限定することだけである。

3) これらの問題のいくつかは、Brunner and Meltzer (1971) においてより明示的なかたちで取り扱われているが、そこでは通貨制度選択に係わる問題は考慮されていない。

また固定為替相場も、せいぜい為替相場の安定に役立つに過ぎない。しかし物価安定をめざすことが提案され、これに同意が得られれば、1国が独自で達成するのと同程度の国内物価の安定が図られるほか、為替相場変動要因の1つを除くこともできるのである。

技術の予期せざる変化、人口の年齢別構成の変化やその他の実物的ショックは、物価、産出量及び為替相場の変動を惹き起こし続けるであろう。ここで提唱された方策あるいはその他の方策によっても、こうした変動を完全に除去することはできない。通貨制度あるいは貨幣本位の選択はせいぜいショックの初期の影響を減少させることや、予測誤差を減少させることにより、こうしたショックの費用を低下させ得るに過ぎない。

原則として、行動主義的 (activist) 政策—— McCallum (1984) に述べられているような行動主義的ルールを含めて——は、政策当局や民間部門がショックが一時的なものか永続的なものか、もしくはレベルの変化か伸び率の変化かを即座に見分けられない場合、変動による費用の最小化を達成し得ない。レベルの一時的変化は自己反転的である。また一時的変化は、それが予期されない限り、金融政策によって防ぐことも相殺することもできない。

しかしながら、適切な貨幣本位の選択は、通貨量変化の頻度を減らしたりその規模を小さくすることにより、予期せざる変化による費用に影響を与えることができる。中央銀行は通貨量の変化により実物的ショックあるいは予想の変化の影響をある程度相殺できると主張する向きもある。実際、多くのエコノミスト達は1970年代の石油危機に際し、通貨量を裁量的に変化させるよう主張した。彼等は、物価水準の永続的上昇が実質通貨残高の減少を通じて総需要を低下させると論じ、実質残高のレベルを回復させ、

ショックへの調整にかかる社会的費用を引下げするために、通貨量の増加を求めた。しかしこのような、1回限りの通貨量変化が民間部門によって通貨量増加率の変化として捉えられてしまうと、費用は減少することなくむしろ増大するかもしれない。通貨量の増加率が上昇したと民間部門が考えると、通貨から実物資産への資産シフトが起こる、言い換えれば、インフレ率の変化が予想されるのである。

以上の例からわかるように、貨幣本位あるいは通貨制度の選択に関してはいくつかの問題がある。その場合、通例のように、過剰積極政策と過剰消極政策と呼び得る2つのタイプの誤りが存在し得る。前者は除去する以上の変動を新たにもたらず場合であり、後者は相殺可能な変動を削減することに失敗する場合である。過剰積極政策の例としては、人々がレベルの変化を変化率の変化と誤認しやすいときに、一時的変化やその期待への影響を相殺するために通貨量または利子率を変化させてしまうことが挙げられる。また過剰消極政策の例としては、産出量増加率の変化が識別されたときに通貨量の増加率を調整しないことが挙げられる。ブレトン・ウッズ体制は米国以外の国に対して過剰消極政策を奨励した。こうした国々は、為替相場の調整や通貨制度の変更を行わなかったことから、より高率かつ変動の激しいインフレというコストを払い、後にはディスインフレのコストを支払ったのである。

本節で強調したかった点は、リスクや不確実性を減らす政策は、起こるショックのタイプによって異なるということである。ショックは、実物的または名目的、永続的または一時的、レベルの変化または変化率の変化というように形を変える。通貨制度やその他の制度的枠組の選択は、社会が担うリスクの種類と大きさに影響を与えることになる。

3. 実証分析の手順

本稿で用いた統計的手法は2つの部分から成る。最初に各変数の系列それぞれについてショック——予期せざる変化——の大きさを計算する。なおショックは、Harrison and Stevens (1976) により開発され、Kool (1985) 及び Bomhoff (1983) により完成された多段階 (multi-state) カルマン・フィルターを用いて得られた予測値と現実値との差として計測した。次いで、多変量自己回帰モデル (VAR) を用いてショック間の関係を分析する。

多段階カルマン・フィルターは、データ解析に際し数種類のフィルターモデルを用いるとともに、バイズ流の学習過程により異なるモデルに対するウエイトを修正する。⁴⁾ 実際には2つの学習過程が存在する。まず、基調的な変動についての推定は、予測誤差の増大・減少に伴い変化する。每期、計算プログラムは翌期の予測値に関する条件付分散を修正する。さらに、プログラムは生ずる誤差のタイプ別に与えられる確率を修正する。この修正により、レベルの一次的または永続的変化、変化率の永続的変化という、誤差の予想される3つのタイプに対して付与されるウエイトが変化する (レベルの永続的変化は変化率の一次的变化とも考えられる)。ウエイトの変更はショックに対する反応ラグの長さ及び最近時の観測値に対し与えられるウエイトの相対的大きさに影響を与える。一次的变化に与えられる確率が大きいほど、予測に際して過去の観測値に与えられるウエイトが大きくなり、新しい情報に対する最適調整過程は緩やかなものとなる。一方、レベルの永続的変化または変化率の永続的変化に与えられる確率が

大きくなるにつれ、最適予測は最近時の観測値により大きく依存したものとなる。極端な場合として、全ての変動が一時的なものであれば、誤差に対する最適な反応は何ら調整を行わないということであり、逆に全ての変動が永続的と考えられれば、新しい情報に基づき期待を完全に調整するというのが最適な反応となる。

實際上、ある特定の要素に対するウエイトは、最近時における予測手順の一般的精度及び直近2四半期における予測値の信頼性に基づいて調整される。ここで信頼性を判断するための期間として2四半期を選んだのは、ある特定の変化が一時的ではないと判断するには少なくとも2四半期は必要と考えられることによる。一次的变化が長期間続いた後に永続的変化が起こる場合には、調整に要する期間は長びこう。

本稿で用いた予測モデルは、次のような3本の方程式から成る。ここで、 ε_t 、 γ_t 、 ρ_t はそれぞれある系列のレベルに対する一次的ショック、レベルに対する永続的ショック、変化率に対する永続的ショックである。

$$X_t = \bar{X}_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1)$$

$$\bar{X}_t = \bar{X}_{t-1} + \hat{X}_t + \gamma_t \quad \gamma_t \sim N(0, \sigma_\gamma^2) \quad (2)$$

$$\hat{X}_t = \hat{X}_{t-1} + \rho_t \quad \rho_t \sim N(0, \sigma_\rho^2) \quad (3)$$

この3つの方程式を用いて X_t について解くと、次の方程式が得られる。

$$X_t = \bar{X}_{t-1} + \hat{X}_{t-1} + \varepsilon_t + \gamma_t + \rho_t \quad (4)$$

ここで、 X は産出量、物価水準または通貨ストックの観測値の自然対数表示であるとする。t期の初めにおける X_t の期待値を $E X_t$ とすると、

$$E X_t = \bar{X}_{t-1} + \hat{X}_{t-1} \quad (5)$$

となる。ショックを示す ε_t 、 γ_t 、 ρ_t は系列相関のない、互いに独立の、平均ゼロ、分散

4) こうした議論の詳細については、Bomhoff (1983: 第4章)、及び Kool (1983) を参照。ここでの議論は、彼等のそれに依っている。

σ^2 の攪乱項である。

人々は、基調的レベルである \bar{X}_t や永続的な変化率である \hat{X}_t について知らない。彼等が観測するのは X_t のみであり、予測時点で利用可能な X_t に関する情報に基づき、上記モデルを用いて \bar{X}_t や \hat{X}_t を推測することになる。ショックはそれぞれ分離したかたちでは観測し得ないので、 X_t の期待値及び予測値は方程式(5)に示されるように X の基調的レベル及び永続的变化率をどうみるかに依存する。従って、 t 期の初期における k 期先予測は次のように示される。

$${}_tEX_{t+k} = \bar{X}_{t-1} + k\hat{X}_{t-1}$$

永続的变化率の相対的に大きい分散は、遠い将来の X に関する予測が相対的に不確実なものであることを示す。一方、一時的変化の分散が相対的に大きいということは、遠い将来よりも近い将来の予測の方が不確実であることを意味する。

Kool (1984) に従って、方程式体系(1)~(3)と(6)式に示される ARIMA (0, 2, 2) モデルとが同値であることを利用する。

$$\Delta^2 X_t = (1 - Q_1 B - Q_2 B^2) a_t$$

$$a_t \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (6)$$

パラメーター Q_1 、 Q_2 の値の相違により、レベル

の一時的変化、レベルの永続的变化及び変化率の永続的变化それぞれに対して与えられるウェイトが変わる。例えば、 $Q_1=Q_2=0$ であれば、 $\Delta^2 X_t$ は直近 2 四半期における X の値から推定された永続的变化率にのみ依存することになる。

多段階カルマン・フィルターの 1 つの利点は、基礎にある確率過程に変化が生じた場合、その変化に合わせられることである。通貨制度が通貨コントロールを行うシステムから固定相場制に変化すると、基礎にある確率過程は大部分の誤差がレベルにおける一時的変化 (ϵ 、不完全なコントロールにより生起) である過程から通貨の変化率や通貨ストックのレベルがランダム・ウォークをする過程に変化するかもしれない。カルマン・フィルターは、予測の精度に基づき、例えば過程がホワイトノイズにより支配されているという結論を出すことができる。この場合、最大のウェイトは ϵ に与えられる。あるいは、過程が系列のレベルまたは変化率に関するランダム・ウォークであるという仮定に基づく場合に最小の予測誤差が得られるとすれば、最大のウェイトは γ または ρ に与えられる。

実際のデータ解析に際し、一時的変化及び永

第 1 表 予測精度

変 数 名	期 間 (四半期)	カルマン・フィルター		ランダム・ウォーク	
		誤差絶対値 平均(×100)	標準誤差 (×100)	誤差絶対値 平均(×100)	標準誤差 (×100)
<u>日 本</u>					
名目GDP	1957/1-1983/4	1.18	1.62	2.95	3.38
GDPデフレーター	1957/1-1983/4	0.68	0.94	1.35	1.74
実質GDP	1957/1-1983/4	1.07	1.47	1.79	2.24
M_1	1957/1-1983/4	1.52	1.95	3.41	3.91
V_1 (M_1 の流通速度)	1957/1-1983/4	2.07	2.58	1.82	2.38
<u>米 国</u>					
名目GNP	1890/1-1984/2	2.59	4.15	3.06	4.09
MB(マネタリー・ベース)	1947/1-1984/2	0.36	0.47	1.31	1.51
V_B (MBの流通速度)	1947/1-1984/2	0.97	1.26	0.96	1.24

統的变化に対するウエイトは、ベイズ流の学習過程に基づき毎期調整される。プログラムは毎期各タイプのショックについての事前的確率を計算する。ショックは、3つのタイプの正常なショックの事前的確率の和が95%となるようなかたちで、正常値及び異常値にわけられる。初期値として、 ϵ , γ , ρ のそれぞれに関し、正常なショックについては $31\frac{1}{3}\%$ のウエイト、また異常値については $1\frac{2}{3}\%$ のウエイト(従って合計 $\frac{1}{3}$ のウエイト)が与えられる。

データはまた予測誤差の分散を修正するためにも利用される。これらの計算及びそれぞれのタイプのショックに対し与えられるウエイトの計算に際し用いられる仮定の詳細は Kool (1983) に述べられている。

第1表は、多段階カルマン・フィルターに基づく予測の相対的精度を示したものである。全ての系列は自然対数表示であり、ランダム・ウォーク・モデルによる予測との比較が行われている。カルマン・フィルターに基づく予測の誤差絶対値平均及び標準誤差は、概してランダム・ウォーク・モデルによる予測の誤差に比べて小さい。主要な例外は流通速度であり、この場合には多段階カルマン・フィルターはランダム・ウォーク・モデルより精度が落ちる。しかしながら、カルマン・フィルターは予測時点以前のデータのみを用いており、この意味でランダム・ウォーク・モデルによる予測より「真の」予測に近いと言えよう。⁵⁾

カルマン・フィルターによる予測はその他の

手法によるものに比べ精度が高いが、完全に効率的であるとはいえない。これは、多変量の多段階カルマン・フィルターが利用可能でないため、関連系列に含まれる情報が無視されているからである。こうした非効率性を考慮するとともに異なるショックの間の相互依存関係を検討するために、多段階カルマン・フィルターに基づく予測誤差を多変量自己回帰モデル (VAR) により分析することにした。1変量カルマン・フィルターによって推定されたショックがVARを用いて関係づけられ、これにより測定されたショックの他の変数の過去のショックに対する依存度が示される。計算には、Doan and Litterman (1981) により開発されたプログラムを用いた。このプログラムにおいては、 t 期における各々のショック(予測誤差) $X_{1t} - t-1EX_{1t}$ は、それぞれのショックの過去値に依存する。ここで、期待値は期初に形成される。この手順は次のような一連の線型回帰方程式の推定に等しい。すなわち、例えば最初に通貨ストックの予測誤差の通貨量、物価及び産出量の予測誤差の過去値に対する関係、次いで物価の予測誤差の通貨量、物価及び産出量の事前予測誤差に対する関係、最後に産出量の予測誤差の3変数の予測誤差の過去値に対する関係を推定するという手順である。VARは、過去のショックと当期のショックの間の関係を推定することにより、1変量推定において無視されている数量方程式の情報のある部分を考慮に入れることになる。⁶⁾ 具体的には、 t 期の初めにカ

5) カルマン・フィルターに基づく予測も、真の予測とは異なっている。というのは、データ編集・公表に係わるタイム・ラグを考慮に入れていないからである。

6) しかしながら、VARは数量方程式の制約を完全には利用していない。誤差を m_t , v_t , y_t , p_t とすれば、一般には $m_t + v_t$ は $y_t + p_t$ とは異なるであろう。というのは、これらの和を制約する方法がないからである。測定された予測誤差の各々は「真の」ショックとカルマン・フィルターによるショックの誤認(測定誤差)の2つから成る。「真の」ショックを測定することができれば、推定値は数量方程式と斉合的となり、測定誤差はゼロになるであろう。なおこの点に関しては、浅子和美氏のコメントに負うところがある。

ルマン・フィルターを用いて形成された期待値と観測値との差として計算される、自然対数表示の通貨量、実質産出量及び物価の予測誤差をそれぞれ m_t , y_t , p_t とすると、VAR システムは次のようなかたちの3本の方程式から成る。

$$m_t = b_0 + b_{1i}m(L)_{t-i} + b_{2i}y(L)_{t-i} + b_{3i}p(L)_{t-i} + u_t$$

ここで $Z(L)_{t-i}$ は過去値のベクトル、そして b_{ji} はその係数である。

日本については通常よく用いられるデータを採用した。具体的には、名目及び実質の国内総生産(GDP)、デフレーター、消費者物価指数並びに通貨ストックの季節調整済四半期データ(出所 IMF)を採用した。通貨流通速度は名目 GDP の通貨量に対する比率として計算した。なお、通貨ストックとしては M_1 を選んだ。日本銀行は、 M_2+CD の見通しを公表し、この通貨尺度を重視している。この点については、Suzuki (1984) を参照されたい。しかしながら、ディビジア指数を用いた Ishida (1984) の研究によると、全標本期間において M_1 は規制緩和やその他の変化に余り影響されておらず、全体としてみれば標本期間内においてはより同質的な指標であると考えられる。これが M_1 を採用した背景である。

米国のデータは、1890年以降の種々の通貨制度下において米国経済に加わったショックを分析するより大規模なプロジェクトに用いたものを使用した (Meltzer (1984))。1890年から1980年までの産出量と物価に関する四半期データは、Gordon (1982) に依った。また、初期のマネタリー・ベース (所要準備率の変化に対し調整) 以外の通貨量データについては Friedman and Schwartz (1963) に依った。最近時に

おけるこれらのデータについてはセントルイス連銀のものを用いたが、これらは1947年から1984年央までの期間について四半期データとして利用可能であった。⁷⁾ データはいずれも季節調整済である。カルマン・フィルターによる推定値は各データ系列の始期から計算され、従って米国についての予測ははるかに長期にわたるデータに基づいている。ショックの確率分布等に関する初期条件は、日本のデータの始期において米国の予測誤差には殆んど影響していないが、日本の予測誤差にはより大きな影響を及ぼしている。同様のことは各系列の基調的分散にも当てはまる。すなわち、基調的分散の初期値は Kool (1983) が述べているように最初の10の観測値に基づいている。日本と米国のデータの長さの相違により、日本の固定相場制の時期については基調的分散の初期推定値がより大きな影響を及ぼしていると考えられる。

固定相場制の時期と変動相場制の時期を比較するためには、制度変更の日付を確定する必要がある。いくつかの候補のうち、米国が金売却を停止した1971年第3四半期や、スミソニアン協定が崩壊し、変動相場への移行が永続的なものであると認められた1973年第1四半期という2つの時期が最も説得的であるが、ここでは前者を固定相場制終了の時期として選んだ。分散の推定値及びショックに関する永続的、一時的の分類は、上記の選択によって余り影響を受けない。本稿では、解釈が日付の選択に依存するような場合には、変動相場制の開始を1973年第2四半期としたときの推定値も紹介している。

多段階カルマン・フィルターはデータを連続的の時系列として処理する。ここで採った手順の代わりに、各々の通貨制度をそれぞれ独立に取

7) フリードマン・シュワルツ及びゴードンは、ここで分析した期間に関しては標準的なデータソースを利用してはいるが、モデルは一部それ以前のデータにも依存している。

り挙げて分析することも考えられる。このような手順によれば、新しい制度下の予測に対する旧制度の影響は取り除かれる。この場合には制度の変更は予測パターンの断絶として分析されることになるが、予測値は新制度移行直後には、基調的分散及び特定のショックに与えられる確率に対していささか任意に決められる初期条件によってかなりの程度左右される点には留意しなければならない。本稿で用いた手順においては、このような（確率で与えられる）ウエイトは旧制度から新制度へ持ち越され、新たな情報が得られるにつれてウエイトが修正される。

時系列を単一の系列として取り扱うことにより、制度変更直後における予測誤差とその計算は、行動パターンの即時的変化分だけ影響を受けることになる。こうした初期の効果は研究の対象となった期間において無視し得ない。日本についてみると、1971年第3、4四半期及び1973年第1四半期においてはいくつかの変数に大きな「異常値」ショックがみられた。ここで用いた方法では、人々は分散の変化に関する情報を漸次入手し、予測誤差の増大を認知したときに特定のショックに対するウエイトを修正するとの考え方が採られている。この方法は、制度変更の影響についての学習過程のモデルとしては、制度変更の度に基調的分散や事前的確率の値を新たに任意に設定するという方法よりも、直観的な説得力がある。

4. 予測誤差とショックのタイプ

通説的議論及びある学問的研究においては、固定相場制から変動相場制への移行に伴い物価と産出量の変動が増大したと考えられている。Kindleberger (1969) はこうした考えを強く主張しており、McKinnon (1984) や Fukao (1984) にもこれと同様の見解を見出すことができる。これらの主張のうちのあるものは為替相場の観

察された変動を根拠としているように思われる。しかし、為替相場の変動または将来の為替相場に関する不確実性が産出量や物価に影響を与えるという証拠は見出し難い。

本節では、固定相場制及び変動相場制の下での日本及び米国の現実値と予測誤差それぞれの分散の測定結果を示す。変動相場制の下で、多くの中央銀行は将来の通貨量増加に関する目標値ないし見通しを公表している。Cukierman and Meltzer (1984) は、こうした公表は完全に信頼し得るものではないとしても、合理的期待を形成するための情報に加えられることを示している。このように期待が影響を受け、従って予測が変化するため、公表が実施されている時期を変動相場制下での1つの独立した標本期間として取り扱うことにした。従って、制度としては、固定相場制、通貨量増加に関する目標値ないし見通しの公表が行われる変動相場制及びそのような公表が行われない変動相場制の3つがあることになる。

第2表の第1列 ((1)欄) は固定相場制、変動相場制それぞれの下での分散の計算値を示している。予測は変数のレベルに対して行われ、予測の誤差はレベルに関して計算されるため、比較のためにレベルの分散が示されている。第2列 ((2)欄) は両制度及び見通し公表の時期における予測誤差の分散を与える。予測値は前述の多段階カルマン・フィルターを用いて計算されている。第3列 ((3)欄) は予測誤差分散の現実の分散に対する比率 (の100倍) である。

固定相場制から変動相場制への移行に伴い、実質及び名目産出量 (GDP) の分散、通貨量及び流通速度の分散が比較的大幅に縮小した一方で、2種類の物価水準の分散測定値は増大した。こうした分散の縮小は実質産出量において最も顕著にみられ、変動相場制の下では固定相場制時代に比べほぼ $\frac{1}{9}$ になっている。

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

第2表 現実値と予測誤差の分散(×100)

—日本のケース 1957-1983—

期間	名目GDP			GDPデフレーター			実質GDP		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
1	40.350	.051	.13	3.673	.014	.38	19.741	.036	.18
2	12.568	.015	.12	4.517	.007	.15	2.254	.012	.53
3		.003			.004			.002	
		M ₁			V ₁ (M ₁ の流通速度)			CPI	
1	49.627	.037	.07	0.727	.079	10.87	4.656	.010	.21
2	10.191	.046	.45	0.228	.064	28.07	7.769	.014	.18
3		.048			.056			.004	

列：(1) 現実値(対数)の分散×100
 (2) 予測誤差の分散×100
 (3) (2)の(1)に対する比率×100

期間：1 1957/2-1971/3
 2 1971/4-1983/4
 3 1978/3-1983/4

また変動相場制移行に伴い、通貨ストック以外の殆どの変数において予測誤差の分散の縮小がみられた。このひとつの背景としては、変動相場制移行が日本経済の安定性に貢献するとともに予測可能性を高めたということが考えられる。こうして増大した安定性が通貨需要(または流通速度)の変動を縮小させ、おそらく通貨量と流通速度の共分散をも縮小させた。通貨量に関する見通し公表以降、物価、実質産出量及び流通速度の予測誤差の分散はさらに一層小さくなった。この後者のファインディングは、見通し公表が物価、産出量及び通貨需要の予想に有用な情報を含んでいる、という仮説と斉合的である。

こうした考え方に代わるいくつかの説明が容易に思い浮かぶ。例えば、その1つとして以前に示唆した考え方が挙げられる。すなわち、現

実値及び予測誤差の分散の縮小は通貨制度の変更とは関係ないかもしれない、という説である。その期間は制度変更と無関係により安定しており、またより予測しやすかったのかもしれないのである。しかしながらこの説明は、2度にわたる石油危機、国際債務累積問題、1970年代半ば及び1980年代初期における深刻かつ長期にわたる不況を考えれば、説得力に欠ける。今ひとつの説明は、日本における産出量の伸び率の低下が産出量水準の測定されたあるいは実際の分散を縮小させた、というものである。この説明は名目GDPの分散及び予測誤差の分散にはより当てはまりにくい。後者については、各期の予測値は、(3)式と(4)式に示されるように、四半期毎に修正される伸び率の推定値を踏まえているからである。⁸⁾

通貨ストック M₁ に対する予測誤差の分散は

8) 日本では変化率の予測誤差もまた低下した。方程式(2)及び(3)を用いると、測定されたあるいは現実の変化率は $X_t - X_{t-1} = X_{t-1} + \gamma_t + \rho_t$ であり、予測誤差は変化率の一時的及び永続的誤差の和である $\gamma_t + \rho_t$ であることがわかる。第3, 4, 6, 7表はこれらのデータを日米両国について示したものである。

通貨量増加見通しの公表実施により縮小せず、固定相場制から変動相場制への移行に伴ってはむしろ拡大している。これは、産出量と物価の変動は通貨コントロールの改善によりさらに縮小し得ることを意味する。

通貨量の変動は産出量あるいは物価の変動の十分条件ではあるが、必要条件ではない。通貨量変動の測定値の増大は人々が正しく理解して無視している一時的変化を映じているのかも知れない。あるいは人々は大きなショックを異常値として扱い、支出水準を決めるときに、これに低いウエイトを与えているのかも知れない。実際、人々は、中央銀行が予想あるいは公表された通貨量の増加経路から一方向に継続的に離れることはないと信じて行動しており、従って通貨量の大きな予測誤差に対して低いウエイトを与える。日本の場合、このような信頼感が近年相対的に高いという証拠がある。日本銀行は $M_2 + CD$ の増加見通しを公表している。 $M_2 + CD$ の増加率の見通しからの乖離を四半期ベースで計算してみると、1978年第3四半期から1984年第3四半期にかけての予測期間においては、約1.3%の平均絶対値誤差が得られた。^{9) 10)}

カルマン・フィルタは ϵ 、 γ 、 ρ という3つのショックの正常値、異常値のそれぞれについて事前的、事後的確率を計算する。第3表はショックのタイプ別に事後的確率を%表示で示したものである。6つの列は一時的レベル(ϵ)、永続的レベル(γ)、永続的变化率(ρ)それぞれのショックの正常値及び異常値を示している。ショックは異なる制度を通じてかなり一様であ

るが、いくつかの相違もある。

例えば、変動相場制の下での通貨量及び価格デフレーターについては、伸び率に対する「異常な」ショックが比較的大きな割合を示している。また、流通速度と実質産出量に対する一時的ショックは制度変更に伴い縮小している。次に変動相場制下のレベルの永続的变化という行をみると、いくつかの変数においては相対的に大きな「異常値」がみられる。これらのショックの多くは、重大な出来事が起きたときに起こっていることがわかる。すなわち、通貨量増加率に対して異常なショックが起こったのは、1971年第3四半期、1971年第4四半期、1972年第4四半期、1973年第1四半期であるが、これらはそれぞれいわゆるニクソン・ショック、円の切り上げ、スミソニアン協定の崩壊に対応している。なお、価格デフレーターについては、OPEC諸国による石油輸出禁止時、石油価格急騰時、及び日本からの輸入が大宗を占める耐久消費財購入に対し影響を及ぼすカーター大統領による国内信用規制導入時に、変化率に対する異常なショックが起きている。

Lucas (1973) におけるいわゆるルーカス型供給曲線は通常物価及び産出量に対するショック相互間の関係を研究するために用いられる。このモデルでは、経済の攪乱要因として相対価格水準と絶対価格水準の混同を考える。すなわち、人々は価格変化が起こったとき相対的価格変化と絶対的価格変化を区別できないとする。この場合、物価水準の変化が特定の財またはサービスの相対価格の変化と誤認されると、産

9) 日本銀行は四半期毎に $t + 1$ 四半期までの4四半期に関係する見通しを公表している。日本銀行は見通し公表時には $t - 1$ 及び $t - 2$ 四半期における増加についての完全なデータを知っているため、ここでは見通し誤差は現実値 t 及び $t + 1$ 四半期の増加予想を差引いたものとして計算した。

10) 第2表の第3行はフィットの良さを示す。1からこの比率を100で除したものを引くと、予測値と現実値との間の R^2 にほぼ等しくなる。例えば、実質GDPの第3行における比率の上昇は相関係数が.998から.995に低下したことを意味する。

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

出量は拡大する。しかし後に、人々は学習し、間違いを修正する。その結果、インフレまたは物価及び実質値は基調的な定常水準に戻るのである。

Lucas (1973) に基づくモデルにおけるショックは主に産出量及びインフレの一時的変化を対

象としているのに対し、Bomhoff (1983) 及び Brunner, Cukierman and Meltzer (1983) は一時的ショックに加え永続的ショックをも考慮している。第3表のデータは種々のショックの相対的重要性を測定したものである。実質GDPについては、一時的ショックの割合は、固定相

第3表 期間別事後的確率

—日本のケース—

(%)

期間	正常値			異常値		
	レベルへの 一時的ショック	レベルへの 永続的ショック	変化率への 永続的ショック	レベルへの 一時的ショック	レベルへの 永続的ショック	変化率への 永続的ショック
	名目GDP					
1	21.1	47.3	28.7	0.3	1.8	0.7
2	23.3	51.9	17.7	0.1	6.8	0.1
3	15.8	57.0	19.8	a	7.3	a
	GDPデフレーター					
1	14.9	38.8	42.4	0.3	1.6	2.0
2	3.6	30.3	52.0	0.4	2.9	10.9
3	3.6	21.6	62.3	0.8	0.2	11.4
	実質GDP					
1	25.4	46.8	23.9	0.4	2.4	1.0
2	16.8	48.0	28.5	a	6.0	0.5
3	14.7	48.4	31.0	a	5.1	0.6
	M ₁					
1	13.8	22.0	60.6	0.3	1.4	1.9
2	13.5	19.6	58.3	a	1.8	6.7
3	13.6	22.4	55.9	a	2.9	5.1
	V ₁ (M ₁ の流通速度)					
1	28.8	37.2	29.4	1.1	2.8	0.6
2	14.4	43.4	32.9	0.1	6.3	3.0
3	9.4	46.5	34.5	a	8.0	1.5
	CPI					
1	27.5	17.9	48.6	0.4	2.7	2.9
2	17.5	17.4	59.5	a	5.1	0.4
3	6.5	12.1	78.4	a	2.4	0.6

期間：1 1957/2-1971/3

2 1971/4-1983/4

3 1978/3-1983/4

a = .05以下

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

場制下の約25%から第3期すなわち通貨量の見直し公表が行われる変動相場制下には15%以下にまで低下している。価格デフレーターに対する一時的ショックは変動相場制移行に伴い相対的に大きくなっているが、ルーカス型モデルに関連する物価変化率に対する一時的ショックの割合は低下している。これは第3表の第2列（あるいは第2列と第5列の和）に示される通りで

ある（物価水準に対する永続的ショックは物価変化率に対する一時的ショックであることを想起せよ）。一方、物価変化率に対しては全ての時期において永続的ショックの割合が最も高い。物価と通貨量の将来値に関する不確実性については、変化率に対する永続的ショックが支配的要因であるように思われる。

第3表の比率は第2表の予測誤差分散を各々

第4表 期間別予測誤差の分散(×10,000)

——日本のケース——

期間	レベルへの	レベルへの	変化率への
	一時的ショック	永続的ショック	永続的ショック
	名目GDP		
1	1.10	2.50	1.49
2	0.34	0.87	0.26
3	0.05	0.20	0.06
	GDPデフレーター		
1	0.20	0.54	0.60
2	0.02	0.22	0.42
3	0.01	0.08	0.27
	実質GDP		
1	0.92	1.75	0.89
2	0.21	0.68	0.37
3	0.03	0.12	0.07
	M ₁		
1	0.52	0.87	2.33
2	0.62	0.99	3.02
3	0.66	1.23	2.96
	V ₁ (M ₁ の流通速度)		
1	2.36	3.15	2.35
2	0.93	3.17	2.29
3	0.52	3.07	2.02
	CPI		
1	0.26	0.19	0.49
2	0.25	0.32	0.86
3	0.02	0.05	0.28

期間：1 1957/2-1971/3

2 1971/4-1983/4

3 1978/3-1983/4

のタイプのショックが各制度の下で起きる頻度に従って配分するために用いることができる。予測誤差の分散は、第2表(2)欄の分散に第3表の確率を掛けることによって配分された。その結果は第4表に示す通りで、これらは方程式(1)~(3)における ϵ 、 γ 、 ρ の推定値となる。同表では正常値と異常値のショックが合計されている。第4表の3つの欄の合計(の100倍)は第2表(2)欄の予測誤差の分散になる。

物価及び産出量についてみると、第4表に示される通り、通貨制度変更後一時的、永続的な誤差分散は縮小している。予測誤差の分散を不確実性の測定に用いるとすれば、日本の物価または産出量の水準あるいは変化率についての短期的あるいは長期的な不確実性が変動相場移行に伴い高まったという兆候は全くみられない。逆に、通貨量見通しの公表を含む二回にわたる通貨制度の変更に伴い、産出量及び物価の短期的、長期的水準については、より信頼し得る予測が可能となった。物価水準とGDPの一時的変動は殆んどなくなっている。変動相場制の下における ρ の縮小(変化率の永続的変化に割当てられる予測誤差分散の低下)は物価及び産出量の将来的レベル(及び変化率)に関する不確実性の低下を意味する。不確実性の低下はリスク回避的な消費者の厚生を高めるため、上記のことは、日本では制度変更により厚生が高まったことを示唆している。

通貨に関するデータの変化はより小さい。以下述べるように、考え得る1つの説明は、通貨量の変動は、中央銀行により流通速度の変化を

相殺するために採られた予測できない変化を映じている、というものである。通貨需要あるいは流通速度に対するショックを相殺する政策の成功は、名目GDPの予測誤差分散の縮小や流通速度の一時的変動幅の縮小と斉合的である。もう1つの考え方としては、生産物市場においては通貨及び金融面での変数の変動の一部が無視されるため、実質産出量及び物価の予測の分散は通貨量の不確実性が高まっても影響を受けない、というものが挙げられる。

金融市場の自由化に伴い、流通速度の予測の短期的変動は小さくなった。通貨需要における短期的シフトもより小さくなったようである。しかしながら、物価ないしインフレに対するより安定した期待は流通速度の永続的要素に関する予測の変動を小さくはしなかった。¹¹⁾

米国においては固定相場制から変動相場制への移行及び通貨量目標値の公表は、予測誤差にはるかに小さい影響しか及ぼしていない。通貨制度の変更後、通貨量、物価及び産出量の測定された変動は小さくなったが、予測誤差はほぼ変更前と同じ大きさである。名目産出量の予測に関してみると、通貨量目標値の公表は米国においては日本に比べはるかに小さい影響力しか示していない。日本の予測誤差分散の大幅な縮小の結果、産出量の予測誤差の分散は日本の方が米国よりも小さくなっている。物価と通貨量については依然として米国の方が予測誤差の分散が小さいが、物価における差はより小さい。第5表は米国のデータを示しているが、標本期間が日本と同一ではないことに留意する必要がある

11) この場合には、1変数の手法を用いていることにより1つの問題が生ずる。すなわち、流通速度は名目産出量の通貨量に対する比率として測定されるため、流通速度の分散はMとGDPの分散の和からこれら2変数の共分散の2倍を差引いたものに等しいにもかかわらず、そのような制約条件が課されないという問題である。

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

第5表 現実値と予測誤差の分散(×100)

— 米国のケース —

	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
期間	名目GNP			M ₁		
1	12.3	.013	.0010	3.0	.005	.0017
2	7.2	.013	.0018	2.8	.009	.0032
2A		.014				
	GNP デフレーター			M ₂		
1	2.0	.002	.0010	9.8	.003	.0003
2	3.5	.002	.0006	4.3	.004	.0009
	実質GNP			V ₁ (M ₁ の流通速度)		
1	4.4	.001	.0025		.014	
2	0.7	.014	.0200		.011	
	マネタリー・ベース(MB)			V _B (MBの流通速度)		
1	4.1	.002	.0005	2.5	.014	.056
2	4.5	.002	.0004	0.3	.016	.533
2A	8.0	.003	.0000	0.6	.020	.333
2B		.004			.024	

期間：1 1951/2-1971/3
 2 1971/4-1980/4
 2A 1971/4-1985/2
 2B 1976/1-1984/2

列：(1) 現実値(対数)の分数×100
 (2) 予測誤差の分数×100
 (3) (2)の(1)に対する比率

ある。¹²⁾

米国についても、変動相場制の下では、実質及び名目産出量の分散、また通貨量及びマネタリー・ベースの流通速度の分散が縮小していることがわかる。米国におけるデフレータの分散は、1970年代の石油危機等を映じて日本におけ

るのと同様に増大している。一方、予測誤差の分散はほぼ同じ水準となっている。このような結果からみると、変動相場制が変動あるいは不確実性を増大させることにより貿易を阻害している、という考え方を支持するのは難しいといえよう。

12) 四半期データを用いて1957年から1971年までの計算を行い、推定結果が標本期間の選択により変わるか否かを確認したところ、米国についての分散ないし事後的確率には大差がみられなかった。この比較には大きなウエイトを置くべきではない。第1に、差は多くの場合有意にゼロから乖離していない。第2に、既に述べたようにM、V及びGDPの分散が独立して測定されているため、これらの分散の和が共分散の2倍に等しくならないかもしれないという問題がある。しかしながら、第8表と第2表の推定値を用いると、後者の相違が多くの場合大きくないことがわかる。

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

事後的確率は第6表に%で表示されている。固定相場制時代と変動相場制時代との間にはいくつかの大きな相違点がある。日本のデータと違い、米国では「異常値」の相対的大きさは殆んどの変数について小さくなった。但し、マネタリー・ベースと M_1 の流通速度及びマネタリー・ベースのレベルは例外である。連銀が通

貨量の目標値を公表し始めた後には、マネタリー・ベースとその流通速度に対する異常値ショックが一層増大した。これらの異常値のうちいくつかは、1980年春の信用規制導入時に起きており、また、他のいくつかは米国の金融政策が突然に変更された他の時期に対応している。こうした政策変更は通貨量と流通速度の比

第6表 期間別事後的確率

——米国のケース——

(%)

期間	正常値			異常値		
	レベルへの 一時的ショック	レベルへの 永続的ショック	変化率への 永続的ショック	レベルへの 一時的ショック	レベルへの 永続的ショック	変化率への 永続的ショック
	名目GNP					
1	0.2	8.9	81.9	0.1	1.1	7.8
2A	1.9	57.1	35.2	a	4.6	1.2
	GNPデフレーター					
1	1.0	57.6	38.0	a	1.8	1.7
2	0.2	60.9	35.7	a	2.2	1.1
	実質GNP					
1	1.1	23.8	66.4	a	5.0	3.5
2	3.7	33.3	57.8	a	3.5	1.6
	M_1					
1	0.8	23.0	66.7	a	0.9	8.6
2	a	14.0	79.9	a	0.2	5.8
	V_1 (M_1 の流通速度)					
1	0.7	14.3	72.7	0.2	0.4	11.7
2	0.2	16.9	69.5	a	1.5	12.0
	MB(マネタリー・ベース)					
1	6.7	18.6	66.6	0.2	1.6	6.3
2A	36.3	13.0	41.4	0.1	4.8	4.3
2B	36.2	12.4	39.4	0.1	6.7	5.2
	V_B (MBの流通速度)					
1	7.0	47.3	37.8	0.1	6.9	0.9
2A	0.9	37.1	53.0	a	7.7	1.2
2B	1.1	40.7	45.8	a	10.5	1.8

期間：1 1951/2-1971/3 2A 1971/4-1984/2

2 1971/4-1980/4 2B 1976/1-1984/2

a = .05以下

較的長期の値についての不確実性を高めるように思われる。政策の変更は究極的には期待インフレを低下させたが、金融政策に関する不確実性の高まりは変化の実質費用を増大させる影響を有する訳である。

時系列分析を用いた、Nelson and Plosser (1982) 及び Stulz and Wasserfallen (1985) の研究は、景気の循環的変動の規模は非確率的トレンドに代えて確率的トレンドを用いると小さくなることを示している。こうした結果からすると、通常景気循環と呼ばれる変動はその大部分が確率的トレンドの変化によるものであり、循環変動的要素（変化率の一時的変化）は相対的に小さいといえよう。

しかし、多段階カルマン・フィルターを用いた分析結果は、米国と日本に関して上記のファインディングを完全には支持していない。産出量の伸び率に対するショック ρ が確率的トレンドの変化であるのに対し、産出量のレベルに対する永続的なショックが通常景気循環と呼ばれる産出量の伸び率に対する一時的なショックということになる。米国について第7表は、2つの通貨制度のいずれにおいても、実質産出量に対する全てのショックの約 $\frac{1}{3}$ が産出量の永続的レベルに対する正常値及び異常値のショック γ であることを示している。また日本について第4表は、実質産出量に対するショックの半分以上が、産出量の永続的レベルにおける正常値及び異常値の変化であることを示している。物価に関しては、日本と米国のデータは異なる結果を示している。すなわち、米国では物価水準に対するショックが過半を占めるのに対し、日本では物価変化率に対するショックが過半を占める。通貨量に関しては、両国のデータは確率的变化率の分散が循環変動より大きいことを示している。

第7表 期間別予測誤差の分散(×10,000)

—米国のケース—

期間	レベルへの		変化率への 永続的ショック
	一時的ショック	永続的ショック	
名目GNP			
1	a	0.13	1.19
2A	0.03	0.87	0.51
GNPデフレーター			
1	a	0.14	0.09
2	a	0.13	0.08
実質GNP			
1	0.01	0.32	0.78
2	0.05	0.51	0.82
M ₁			
1	a	0.12	0.37
2	a	0.12	0.74
V ₁ (M ₁ の流通速度)			
1	0.11	0.42	0.92
2	0.63	0.15	0.28
MB(マネタリー・ベース)			
1	0.01	0.03	0.13
2A	0.11	0.05	0.13
2B	0.13	0.07	0.17
V _B (MBの流通速度)			
1	0.10	0.78	0.55
2A	0.02	0.89	1.07
2B	0.03	1.24	1.15

期間：1 1957/1-1971/3 2A 1971/4-1982/2

2 1971/4-1980/4 2B 1976/1-1984/2

a = .005以下

第7表は、米国についてショックの詳細な分布をそのタイプ別に与えている。そこにおけるマネタリー・ベースのデータは、第5表でみられた予測誤差の分散の増大は主としてマネタリー・ベースの対数レベルの一時的要素 ϵ の増加によるものであることを示しているが、その他の要素にはこれを相殺するような低下はみられない。制度変更に伴い、マネタリー・ベースのレベルに対する一時的ショックの分散は γ 及び ρ の分散よりはるかに大幅に増大した。

第7表にみられるマネタリー・ベースの一時的要素の分散の大幅増大は、金融政策がマネタ

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

リー・ベースの流通速度または通貨需要の変動を相殺するかたちで運営されたことを示すものかもしれない。しかしながら、第8表の結果はこの解釈を殆んど支持しない。通貨量と流通速度に対する同時期のショックの間の単相関係数は、変動相場制下では米国においては多くの場合ゼロに近く、日本では僅かながら米国よりも大きい正の値をとる。正符号は共分散が正であることを示す。正符号の共分散は、通貨量のコントロールが総需要の変動を増加させることによって産出量または物価に対するショックを増大させるということの意味する。¹³⁾

先に我々は、名目GDPの予測誤差の分散が縮小した一方、通貨量及び流通速度の予測誤差

の分散がそれに対応するかたちで縮小しなかった点に関する、2つの説明を吟味した。1つの説明は、通貨量と流通速度に対するショックの共分散が正あるいは負ではあっても小さい値をとることを受入れれば、棄却される。今ひとつの説明は、通貨制度に端を発するショックや変動を、経済自体が小さくするというものである。¹⁴⁾ この考え方では、金融部門から比較的大きなショックや不確実性が生ずると、実物部門が経済を安定させるように働くと思われる。この結論がもし正しくても、それは金融的な変動がコストを伴わないことを意味する訳ではない。すなわち、消費、投資及び資産選択に係わる意志決定は、不確実性が増大したなかで行わ

第8表 ショック相互間の相関

米 国	1951/2-1971/3	1957/2-1971/3	1971/4-1980/4	1976/1-1984/2
M ₁ 及びV ₁	-.02	-.01	-.09	-.10
p及びy	+.08	+.08	-.08	
M ₂ 及びV ₂	-.20	-.20	+.01	
マネタリー・ベース及びV _B	+.01		+.12**	-.09
日 本		1957/2-1971/3	1971/4-1983/4	1978/3-1983/4
M ₁ 及びV ₁		.02	.15	.16
p及びy		.04	-.37	.10
日本及び米国*		1957/2-1971/3	1971/4-1980/4	
実質産出量		0	.52	
M ₁		.37	0	
V ₁		.03	0	
名目産出量		0	.05	
デフレータ		0	0	

* 米国の変数は当期及び2期までのラグ。相関係数は自由度修正済R²の平方根。

** 1971/4から1984/2の間は-.07。

注) p = デフレータ、y = 実質産出量、M = 通貨量、V = 流通速度。

13) マネタリー・ベース及びその流通速度に対するショックの間の同時的相関についても正の値が得られた。M₂とV₂に加わったショックの共分散が負であることは、通貨量の変化が固定相場制下における名目産出量ショックの分散のいくらかの縮小に寄与したことを示唆している。

14) この叙述は因果関係の存在を示唆するものではない。金融制度に由来するショックは最初生産性ショックとして現われ、これが通貨量に影響を及ぼすことを通じて、産出量にフィードバックするかもしれない。

れなければならないし、金融的ショックの影響を減じる対策にかかるコストがあるかもしれない。

期待及び現実値が通貨量の変化に対し緩やかに調整されるのであれば、金融的ショックの全てが現在の物価や名目産出量に対するショックに反映されているとは言い難い。産出量及び期待産出量（または物価）は、金融的ショックに反映する通貨量の変化に対し緩やかに調整されるかもしれない。価格期待の緩やかな調整は物価に関する大部分の研究結果と斉合的であるが、産出量の部分的あるいは緩やかな調整は産出量に関する研究結果と斉合的でない。それにもかかわらず、ここでの結果は、通貨量の変動のある部分は無視し得るということを示唆している。この解釈では、通貨量または流通速度に対するショックのある部分は、我々のデータにおける予測の（無相関な）ランダム誤差ということになる。こうした仮説については後にもう少し詳しく検討する。

物価水準及び実質産出量に対するショック、すなわち第8表の P と Y は同時的相関が低い。ここで、正の強い相関は物価水準と産出量との間にルーカス型フィリップス曲線が存在することを示唆する。もっとも強い相関は、変動相場制下の日本についてみられるが、これは負の相関である。この時期には、米国でも負の相関関係がみられる。このような相関関係に対するもっともらしい説明は、これは1970年代の2度にわたる石油危機の影響を反映しているというものである。

第8表はまた2国間におけるショックの相互関係についての第一次的接近を可能にする。表の下部に記されている通り、日本の諸変数に加わるショックは、現在及び過去における米国の同じ変数に対するショックに依存すると仮定されている。示されているデータは自由度修正済

決定係数 R^2 から得られたものである。同係数が負のときは、相関はゼロであるとされている。ここでのデータは、両者の相関の符号については何も語っていない。

殆んどの変数において、日米のショックの間には相関関係が見出せなかった。例外は、固定相場制下の通貨ストックと変動相場制下の実質産出量であった。後者は、少なくとも部分的には、世界各国に共通な石油危機を反映しているといえよう。

相関関係を見出し得なかったということで興味が惹かれるのは、変動相場制下における日米の流通速度間の関係である。McKinnon (1984)は、変動相場制の下では、通貨代替は不安定性を増大させると主張している。この場合には、通貨代替は円とドルに対する需要の間の関係を意味する。第8表は、ドル需要ないし米国の通貨流通速度に加わったショックの円の流通速度に対する影響または逆の影響がないことを示している。

単相関ないし少数の現在及び過去値間の相関に基づく実証は、せいぜい何かを示唆するに止まる。現在及び過去において米国に加わったショックが日本の同じ変数に対してショックを与えるケースが殆んどないというファインディングは、より複雑な相互作用を無視している。次節では、こうした点についてより完全な検討を行うことにしたい。

5. ショック間の相互作用

本稿で分析の対象としたのは、ある変数に対する予想外の変化ないしショックがその特定の変数及びその他の変数についての予想に影響を及ぼすかたちの、相互作用システムに属する諸変数である。ある変数に加わったショックは他の変数あるいは当該変数の将来値に対するショックをも惹き起こすかもしれない。ショッ

ク間の相互作用は、種々の理由により完全に合理的な世界においてさえ起こり得る。本稿との関連では中でも2つの点が最も重要であるが、第3の可能性についても述べておく必要がある。第1に、通貨量、産出量、物価及び他の諸変数の変化について学習するためにはコストがかかる、ということが挙げられる。Meltzer (1982) が示唆したように、学習コストは、資産や産出量の調整速度に影響を与えるし、学習コストがある場合には、価格を設定することが価格を受容することの合理的な代案となるかも知れない。第2に、人々は、ショックの発生時には、それが永続的なものか一時的なものか、またレベルに対するものか変化率に対するものかを識別することができないという点が挙げられる。最初、ショックは誤って捉えられるかもしれない。そして、人々がショックのタイプについて学習する間にも、追加的な予想外の変化が生じ、これが修正情報への適応と混在して、システムを攪乱することもあり得る (Brunner, Cukierman and Meltzer (1983))。第3に、1変量多段階カルマン・フィルターによる推計値は、数量方程式によって制約されていないという点が挙げられる。このことによる不斉合性が本稿で示した関係を歪めているかもしれない。

第2表及び第5表で、日米両国におけるショックないし予想せざる変化を示したが、これらは次の2つの要素を含んでいる。1つは、他の諸変数の現在及び過去のショックに対する内生的反応であり、もう1つは自律的变化である。経済理論は、その初期からこうした相互関係を踏まえて築かれてきた。例えば、物価—正貨流出入理論は、現在の通貨量、物価及び産出量の予想せざる変化とこれらの過去における予想せざる変化との関係を捉えた理論として解釈できる。この理論で重要な点は、貿易収支の変化または投資機会の変化や将来への期待の変化

から生じた資本移動が、貨幣的变化(金の流出入)を惹き起こすという点である。この理論は、過去の予想せざる変化と現在の期待や予想せざる変化を関係づける動学理論とみることができる。しかし、いうまでもなく、物価—正貨流出入理論は、本稿で分析した諸変数の現在と過去の予想せざる変化を関連づける数多くの仮説の中の1つに過ぎない。

本節は、多変量自己回帰モデル (VAR) を用いて、日米両国における通貨量、流通速度、産出量及び物価の予想せざる変化の間の関係を分析したものである。この分析は、ショック相互間の関係の分析に限定される。すなわち、ある国のある変数に加わったショックは、少なくとも部分的には、当該変数あるいは内外における他の変数のレベルの予想されない事前的变化の結果であると考えられるが、その程度如何という問題が検討される。ある変数に対するショックは予想にも影響を及ぼし、予想が変化するのに伴い当期及び先行きの予測も変化する。こうした予想に対する影響は、それが予測誤差に影響する場合を除いては無視される。予想が正しい限りにおいて、予測値は過去のショックの永続的な影響を正確に測定していることになる。このとき、ショック間に相互関係は存在せず、本稿で用いた方法ではどのような関係も見出されないであろう。しかしながら、だからといって変動に関する効果がないとはいえない。実際には予想値を変更させるという効果が存在するのであるが、こうした効果は本稿では無視されている。

本節の目的は、代替的な通貨制度(あるいは制度的枠組)の変動及び不確実性に対する相対的な効果への理解を一層深めるための1つのステップとして、ショックないしインパルス間の関係について研究することにある。種々の仮説検定を行ったが、その中でも次の4つが特に興

味深い。第1に、経済学者は長い間、ショックの波及経路は通貨制度に依存するとの立場を採り続けて来た。固定相場制から変動相場制へ移行すると、通貨ストックと物価水準を支配する確率過程も変化する可能性が大きい。また、通貨量や物価の予想外の変化が産出量に影響を与えるならば、産出量を支配する確率過程も変化するかもしれない。¹⁵⁾ 政府は、変動相場制の下で、もし望むならば通貨量をより適切にコントロールすることができる。しかし、通貨量コントロール強化のためのコストの1つは、為替レートの変動が大きくなることである。第2に、変動相場制は海外に起因する変動、特に通貨制度を通じて伝播する変動を小さくする。前節では、日本において変動が縮小したことが示された。本節では、こうした縮小は通貨量のコントロールが改善されたことによるものである、という仮説を検討する。第3に、McKinnon (1984) は国際間の通貨代替が為替レート変動の主因であると論じている。この点に関しては、日米の流通速度ショック間の関係、ひいては為替レート変化の流通速度に対する効果及び通貨量・流通速度ショックの為替レート変化に対する効果を検討する。第4に、種々の異なった方法で過去における内外のショックの影響を殆んど取り除くことにより、ある特定の期間において当該期間における政策や制度的枠組を与件とした場合、通貨量及び産出量に対するショックをどこまで縮小させ得るかを調べる。

以下の表は全てある特定のラグの長さを前提した場合の結果である。通常、ラグの長さとしては4, 6, 8期を採用し、場合によっては12期を用いた。本稿での研究目的の1つは、ある

通貨制度の下で分散がどの程度縮小され得るのかを検討することにあるので、推定値の標準誤差をラグ期間の選択に係わる主要な基準とした。また、ショック間の関係も関心の対象であることから、F-統計量と有意水準を第2の基準として用いた。しかし、この基準は頑健性において第1の基準に比べはるかに劣る。ある特定の過去のショックから成るシステムの推定結果は、(例えば) 4期のラグでは通常の有義性テストを通過するが、6または8期のラグでは通過しないということが起こり得るのである。例えば、ラグの長さが1から4期までである時には、過去の金融的ショックが産出量ショックに対し相対的に強い影響を持つが、ラグの長さを8期までとると、海外GNPまたは海外通貨量に加わったショックの効果の方が大きくなるということがあるかも知れない。さらに以下の点についても留意すべきである。すなわち、いくつかの回帰式の係数の符号はラグ期間の選択により異なっている。また、表に示した係数の和については、効果が小さいために小さい場合も、反対符号の係数が合計されているために小さい場合もある。

第9表は、固定及び変動相場制下における日本国内で発生したショックの相互関係を示したものである。この2つの時期における最大の相違は、物価ショックに係わる方程式にある。変動相場制移行に伴い、通貨量及び産出量に加わった過去のショックは、物価ショックに対しより大きく確実な効果を及ぼすようになった一方、過去の物価ショックはより小さくわずかながらより不確実な効果しか持たなくなった。変動相場制下では通貨量の産出量ショックに対す

15) Sims (1980) は経済学におけるVARシステムの利用を初めて提唱し、識別問題に対する同手法の応用を推奨した。彼は標本期間を2つにわけ、両期間の相違を検定しているが、そこでは通貨制度変更の効果や海外ショックの国内ショックへの効果の殆んどが捨棄されている。

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

る反応ははるかに弱く、また過去における通貨
量ショックの産出量に対する効果という逆の関
係も同様により小さい。変動相場制の下では、
通貨量に対するショックは、国内で発生した
ショックあるいは少なくとも本稿で採り上げた
変数に加わったショックとは独立的であるよう
に見受けられる。さらに、固定相場制下では、

実質産出量に加わったショックはいかなる過去
におけるショックとも無関係であるように窺わ
れるほか、物価ショックと産出量ショックとの
間には有意な相互作用が見出せなかった。通貨
制度の変更に伴い、これらのショックは動学的
相互作用というかたちでより緊密に関連しあう
ようになっている。このような結果は変動相場

第9表 国内ショックの相互関係

—VAR:日本のケース—

被説明 変数	説明変数	ラグ係数 の和	F-統計量	有意水準	\bar{R}^2	SEE	DW
固定相場制下 1958/2-1971/3(4期のラグ)							
yJ	MIJ	1.00	1.70	0.17	0	1.94	2.07
	yJ	-0.34	1.02	0.40			
	pJ	-0.54	0.34	0.85			
pJ	MIJ	0.26	0.64	0.63	0.18	0.96	2.22
	yJ	0.45	1.65	0.18			
	pJ	-1.27*	3.55	0.01			
MIJ	MIJ	-0.55	0.89	0.48	0.19	1.75	1.93
	yJ	-0.72*	2.50	0.05			
	pJ	-0.41	1.22	0.32			
変動相場制下 1971/4-1983/4(4期のラグ)							
yJ	MIJ	-0.01	1.30	0.28	0.17	1.00	2.14
	yJ	-0.23	0.27	0.89			
	pJ	-0.72*	2.87	0.04			
pJ	MIJ	0.17*	3.26	0.02	0.47	0.59	1.71
	yJ	0.69*	6.12	a			
	pJ	0.36**	2.27	0.08			
MIJ	MIJ	-0.80	1.35	0.27	0	2.24	2.03
	yJ	-0.12	0.58	0.68			
	pJ	-0.48	0.24	0.91			

注) 全変数はショック(予期せざる変化)。

yJ = 実質GDP、pJ = デフレーター、MIJ = 通貨量。

* 有意水準 .05以下

** 有意水準 .05から.15

a = .005以下

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

制の始点を1973年第2四半期とした場合にも、本質的には変化しない。¹⁶⁾

変動相場制の下での物価ショック方程式においては、フィリップス曲線に示される過去の産出量ショックの物価ショックに対する正の効果がある。一方、産出量方程式にお

る同一変数間の関係をみると、物価ショックが過去の値である場合には、負の関係がある。変動相場制下では、2つの方程式における係数の大きさはほぼ等しい。1973～1983年の期間においては、両式の係数の絶対値は増加するが、両者は依然としてほぼ等しい。こうした結果は、

第10表 国内ショックの相互関係

——VAR:日本及び米国——

被説明変数	説明変数	ラグ係数の和	F-統計量	有意水準	R ²	SEE	DW
日本:固定相場制下 1960/2-1971/3(12期のラグ)							
GDPJ	MIJ	1.34*	2.21	0.05	0.39	1.61	1.30
	GDPJ	-0.57**	1.92	0.09			
MIJ	MIJ	-0.30	1.04	0.45	0.16	1.71	2.23
	GDPJ	-1.01	1.30	0.29			
日本:変動相場制下 1971/4-1983/4(12期のラグ)							
GDPJ	MIJ	1.69*	2.85	0.01	0.45	0.90	2.18
	GDPJ	-0.10*	2.77	0.02			
MIJ	MIJ	-4.06	1.20	0.34	0.02	2.14	1.88
	GDPJ	-1.04	0.59	0.83			
米国:固定相場制下 1951/2-1971/3(8期のラグ)							
GNPUS	MIUS	1.50**	1.57	0.15	0.22	1.02	2.05
	GNPUS	2.12*	3.35	a			
MIUS	MIUS	1.90*	2.30	0.03	0.26	0.60	2.01
	GNPUS	0.12*	2.97	0.01			
米国:変動相場制下 1971/4-1980/4(8期のラグ)							
GNPUS	MIUS	5.85	0.74	0.66	0	1.18	2.19
	GNPUS	-2.02	0.64	0.73			
MIUS	MIUS	-0.64	0.93	0.51	0.32	0.77	2.08
	GNPUS	-0.69	1.13	0.38			

注) 全ての変数は名目値に対するショックである。GDPJは日本の名目GDPへのショック、GNPUSは米国の名目GNPへのショックであり、MIUSは米国の名目通貨量へのショックである。

その他の項目の定義等は第9表を参照。

16) 1973年第2期四半期を変動相場制の始点とした場合の第9、10表の改定版については希望があれば著者に問い合わせたい。

フィリップス曲線により特定化される一方向の関係よりもむしろ、漸次減衰する動学的な相互作用が継続的に存在することを示唆するものといえよう。

次に、より長期のラグを持った影響や日米間におけるショックの相互作用の検討を狙いとして、名目産出量と通貨量の2変数から成るシステムを考える。第10表は、固定及び変動相場制下の日本と米国について、名目産出量と通貨量に加わったショックの8、12期のラグを持った関係を示したものである。

より長期のラグを採用した場合には、固定相場制時代の日米両国及び変動相場制時代の日本において、過去の通貨量ショックの名目 GDP ショックに対する比較的強い影響が見出された。日本においては、過去に GDP 及び通貨量に加わったショックの通貨量ショックに対する影響は全く検出できなかった。すなわち、通貨量ショックと GDP ショックとの主たる関係は一方方向であるといえよう。これは、金利規制の存在や政府・日銀による人為的低金利政策 (Suzuki (1980)) を考慮すると、驚くべきファインディングである。この種の政策は典型的には、総需要に対し正ないし負のショックが加わったとき、中央銀行に対し通貨量の拡張ないし収縮を求める。しかしながら、こうした事態が日本において起こったという証拠は見出せなかった。第9表を見る限り実質産出量ショックの通貨量ショックに対する効果は負であり、第10表においても名目 GDP ショックの通貨量に及ぼす効果が正であるという証拠は見出し得ない。

一方、固定相場制下の米国についてみると、過去における GNP ショック及び通貨量ショッ

クはいずれもその後の名目 GNP や通貨量に影響を及ぼしているように窺われる。この結果は、連銀の非常に煮え切らない短期市場金利調整と齊合的である。もっとも変動相場制移行後は、反応パターンは変化し、過去において通貨量及び GNP に加わったショックはもはや信頼し得る情報をもたらさなくなったようである。これらのデータは、変動相場制移行後、カルマン・フィルターを用いて推定された通貨量及び GNP の予期せざる変化は、将来のショックに関する情報を何ら有していないことを示唆している。もちろん、この結果は、Barro (1978) が異なった方法に基づき予期せざる変化を推定することによって得た結論とは反対のものである。¹⁷⁾

第10表のデータは、日本における産出量の変動の縮小は少なくとも部分的には通貨制度変更の結果であることを示唆している。過去における通貨量ショックの GDP ショックに対する影響が低下し、これに伴い GDP の変動も縮小、不確実性の度合いが縮小するとともに経済全体の厚生は向上した。日本の名目 GDP の変動は、第2表に示された予測誤差分散の平方根で見ると、固定相場制下の2.25から変動相場制下では1.22へと縮小した。過去の金融的ショックの影響を除去すると、変動の大きさは固定相場制下で1.61、変動相場制下で0.90へと縮小する。これらの結果から通貨制度と金融政策運営手法の変化がもたらした効果を評価すると、変動相場制への移行は標準予測誤差でみた GDP の変動を50%近く縮小したことになる。また、国内の通貨量コントロールの改善は、この変動を1.22から0.9へとさらに25%縮小した。

第11表の、日米両国を1つのシステムとして

17) この相違はまた、選択したラグ期間の相違あるいは産出量の予期せざる変化を計測するに際して本稿のように名目 GNP ショックを用いるかパローのように実質産出量を用いるかという相違によるのかもしれない。

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

第11表 国内及び海外のショックの相互関係

—日米を1つのシステムに含むVAR—

被説明 変数	説明変数	ラグ係数 の和	F-統計量	有意水準	\bar{R}^2	SEE	DW
固定相場制下 1959/2-1971/3(8期のラグ)							
GDPJ	MIJ	0.73*	2.67	0.04	0.30	1.83	2.00
	GDPJ	0.01**	2.04	0.10			
	MIUS	1.49	0.85	0.57			
	GNPUS	-0.03**	1.86	0.13			
MIJ	MIJ	0.84	1.66	0.18	0.59	1.15	1.78
	GDPJ	-0.22**	2.41	0.06			
	MIUS	1.90*	3.46	0.01			
	GNPUS	0.88**	2.01	0.10			
GNPUS	MIJ	0.58	0.60	0.77	0.34	0.84	2.04
	GDPJ	-0.19	1.00	0.46			
	MIUS	3.84	1.71	0.17			
	GNPUS	-3.35**	2.07	0.10			
MIUS	MIJ	-0.22	1.06	0.43	0.54	0.56	2.12
	GDPJ	-0.32	1.53	0.22			
	MIUS	-1.08	0.72	0.67			
	GNPUS	-1.68**	2.40	0.06			
変動相場制下 1971/3-1983/4(6期のラグ)							
GDPJ	MIJ	0.21*	2.46	0.05	0.38	0.95	1.81
	GDPJ	0.40	1.62	0.18			
	BUS	0.10	1.55	0.20			
	GNPUS	0.58*	2.44	0.05			
MIJ	MIJ	0.12	0.62	0.72	0.22	1.90	1.80
	GDPJ	-0.44**	1.84	0.13			
	BUS	-2.58*	2.52	0.05			
	GNPUS	1.69	1.64	0.18			
GNPUS	MIJ	-0.59	0.85	0.54	0.18	1.08	2.08
	GDPJ	-0.55	0.86	0.54			
	BUS	4.08*	3.98	0.01			
	GNPUS	-0.70	1.29	0.30			
BUS	MIJ	a	0.70	0.65	0	0.62	1.94
	GDPJ	0.25	0.45	0.84			
	BUS	0.33	0.90	0.51			
	GNPUS	-0.57	0.36	0.90			

注) BUSは米国のマネタリー・ベース。

他の記号については第9、10表を参照。

捉える VAR の推定結果は、上記のファインディングの一部を修正し、一部を強化している。固定相場制下の米国では、通貨量に加わったショックは、第10表と同様、GNP ショックに対して確実な効果を有していない。しかしながら、第11表の結果は、変動相場制下では過去において通貨量（マネタリー・ベース）に加わったショックと GNP ショックとの間には、より強く、より確実な関係があることを示している。

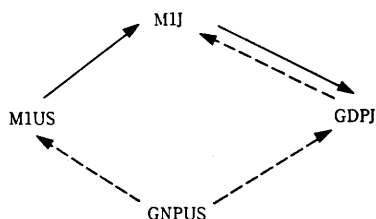
日本についての VAR は、固定相場制下では、過去における米国のショックが日本の通貨ストック及び GDP のショックに対しかかなりの影響を与えていることを示している。第10表とは対照的に、固定相場制下において日本の通貨ストックに加わったショックはもはや純粹にランダムな動きを示しておらず、米国の通貨ストックに加わったショックの影響を強く受けている。米国の名目 GNP のショックは、主に自己回帰過程の結果である。米国の名目 GNP ショックは米国の通貨ストックに影響を与え、また日本の通貨ストックや GDP に対しても、直接的ないしは金融システムを通じて影響を与える。この中で最も確実な効果波及経路は、米国の通貨ストックから日本の通貨ストックへ、そして日本の通貨ストックから日本の GDP へという経路である。第10表に見るように、米国では過去の通貨ストックの GDP に与える影響は有意なものとは認め難い。固定相場制下での日米両国の名目ショック間の相互関係は、第1図にまとめることができる。実線は第11表で*をつけ

た関係を示し、破線は同表で**をつけたより弱い相互作用を示している。

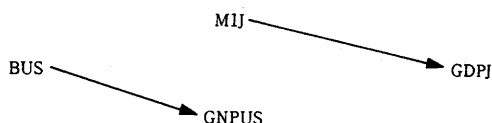
数人のエコノミストが変動相場制の下において日本銀行が為替レートに影響を及ぼすために市場介入していることを示唆している（深尾（1984））。実際、第11表では米国のマネタリー・ベースのショックから日本の M_1 のショックに対する負の影響が見られる。しかし、この反応は、変動相場制の始点を1973年第2四半期に移すと、統計的な有意性を失ってしまう。このより短い期間でみると、日本の通貨ストックに加わるショックはランダムに変動しており、四半期でみた予測誤差は相対的に大きくなる。1973年から1983年までの期間についての推計結果を第12表に示しておく。この表では、同一期間について、為替レートの変化（DEXJ で示す）を変数として追加した推計結果も掲げている。

変動相場制下においてマネタリー・ベースに加わるショック及び1973年第2四半期以降の時期において日本の通貨量に加わるショックは、このシステムにおける他のショックから独立であるように窺われる。これらの変数は政策変更に対してランダムに変動している。マネタリー・ベースに加わったショックは米国 GNP に対するショック、そして日本の通貨ストックに加わったショックは日本の GDP に対するショックをそれぞれを惹き起こす。第12表の*印の関係を実線で、**印で示されるより弱い関係を破線で示すと、第2図のようになる。

第1図 固定相場制下での日米両国の名目ショック間の相互関係



第2図 変動相場制下での日米両国のショックの相互関係



固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

第12表 国内及び海外のショックの相互関係

——日米を1つのシステムに含むVAR——

被説明 変数	説明変数	ラグ係数 の和	F-統計量	有意水準	\bar{R}^2	SEE	DW	
固定相場制下 1973/2-1983/4(6期のラグ)								
GDPJ	MIJ	0.17**	2.51	0.07	0.26	0.93	2.02	
	GDPJ	0.40	1.25	0.34				
	BUS	-1.21	0.69	0.66				
	GNPUS	1.45	1.64	0.21				
MIJ	MIJ	0.19	0.15	0.99	0.03	1.87	1.97	
	GDPJ	-0.33	0.73	0.64				
	BUS	-0.24	1.55	0.23				
GNPUS	GNPUS	0.85	1.40	0.28				
	MIJ	-0.71	0.85	0.55	0.26	1.07	2.03	
	GDPJ	-0.80	1.18	0.37				
	BUS	3.99*	3.99	0.02				
BUS	GNPUS	-1.15	1.74	0.18				
	MIJ	0.01	0.69	0.66	0	0.69	1.86	
	GDPJ	-0.05	0.67	0.68				
	BUS	1.18	1.12	9.40				
GDPJ	GNPUS	-1.15	0.92	0.51				
	為替レートの変化を説明変数に含むケース 1973/2-1983/4(4期のラグ)							
	MIJ	-0.08*	3.06	0.04	0	1.09	1.98	
	GDPJ	0.12	1.07	0.40				
	BUS	-0.21	0.46	0.76				
MIJ	GNPUS	0.29	0.76	0.56				
	DEXJ	0.08	0.46	0.77				
	MIJ	-0.14	1.54	0.23	0	1.92	2.06	
	GDPJ	-0.63	0.63	0.64				
	BUS	1.77	1.01	0.43				
GNPUS	GNPUS	0.26	0.90	0.48				
	DEXJ	0.01	1.16	0.36				
	MIJ	-0.31	1.12	0.38	0.29	1.05	2.21	
	GDPJ	-0.52	0.67	0.62				
	BUS	0.60*	3.76	0.02				
BUS	GNPUS	-0.56	0.96	0.45				
	DEXJ	0.05	1.25	0.32				
	MIJ	0.11	0.27	0.89	0	0.68	1.84	
	GDPJ	a	0.36	0.83				
	BUS	-0.57	0.60	0.66				
DEXJ	GNPUS	0.05	0.33	0.85				
	DEXJ	0.01	0.45	0.77				
	MIJ	-0.73	0.21	0.93	0.13	10.97	2.18	
	GDPJ	-1.28	0.19	0.94				
	BUS	4.63	1.49	0.25				
GNPUS	GNPUS	-3.13	1.49	0.25				
	DEXJ	0.46	1.61	0.21				

注) DEXJは円/ドル為替レートの第1次階差。

他の記号については、第9、10、11表を参照。

第12表に示した回帰結果は、景気変動に関する金融的理論と斉合的である。この理論は変動相場制の下では、予期せざる通貨量（またはマネタリー・ベース）の変化が名目GNPの予期せざる変化を惹き起こすとするものである。これに対し、GNPの実物的なショックは相互依存関係を有し、過去の金融的なショックとは独立だとする理論や、金融的ショックは主にこれに先立つ名目（又は実質）産出量のショックの結果に過ぎないとする理論は、ここで得られた結果と斉合的でない。もっとも、以上のファインディングは、2か国のしかも比較的短期間の観察に基づくものであるから、決定的なものということとはできない。

第12表では円・ドル為替レートの変化をインパルスとして導入している。為替レートがほぼランダム・ウォークに従うとすると、為替レートの変化はほぼホワイトノイズとなり、その他の変数の予測誤差との比較が可能である。第12表に示された推定結果は、為替レートの変化が通貨量及び産出量に加わった過去のショックに影響されているかどうか、そして為替レートの予想外の変動が通貨量及び産出量に対するショックを惹き起こしているかどうかを検定したものである。

過去において通貨量及び産出量に加わったショックは、為替レートの変化に対し殆んど効果を持っていないように窺われる。また、表中のどの名目値に対しても、過去の為替レートの変化がシステムティックに影響を与えているという証拠はない。DEXJの標準誤差は為替レートの変動が比較的大きいことを示しているが、この変動が他の変数にシステムティックな影響を与えているという証拠はない。

McKinnon (1984) は為替レート及び経済変

動に対する通貨代替の効果を強調する。こうした通貨代替の効果を研究するために、固定及び変動相場制時代のそれぞれについて、日米の流通速度ショックから成る2変量のシステムを用いた。この推定結果では、1国内における過去と現在の流通速度の間にしか持続的な関係は見出されなかった。VJとVB、VJとVMの間には、4、6、8、10、12のいずれのラグ期間についても、有意な相互作用は検出できなかった。この手法に対しては、中央銀行はショックをならすよう行動しており、このため部分的効果が不明瞭となっている惧れがある、との反論が考えられる。第13表は、固定及び変動相場制時代における日米両国の通貨量及び流通速度に加わったショックの間の相互作用を検討したものである。なお、変動相場制時代については為替レート変化DEXJを含めた。

固定相場制、変動相場制いずれの時期においてもVJとVBとの間には何ら関係が見出せなかった。通貨に対する相対的需要の予想外の変化が流通速度に対して持つ効果は大きくもなく、確実でもない。しかしながら、(GDP対比で見た)円需要に加わったショックの円・ドル為替レート変化に対する影響は存在する。4期にわたるラグの係数はいずれも負であり、2期目のラグの係数が最も大きかった。この係数は、VJを1%低下させるショックは円需要をGDPとの関係で相対的に拡大させ、これにより円・ドル為替レートをその平均値の約3%だけ下落させることを意味する。¹⁸⁾ただ、この効果は誤った見せかけのものかもしれない。というのは、それは第12表で示された通貨量と産出量とから成るシステムやこれまで検討してきたその他のラグ期間を採用したときには、生じないからである。

18) 当該期間における平均値は約260円、四半期変化の標準偏差は約40円である。

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

第13表 固定及び変動相場制下における通貨量と

流通速度へのショックの相互関係

——日米を1つのシステムに含むVAR——

被説明 変数	説明変数	ラグ係数の 和	F-統計量	有意水準	R ²	SEE	DW
		固定相場制下	1958/2-1971/3(4期のラグ)				
VJ	VJ	0.01	1.05	0.40	0.12	2.60	2.06
	MIJ	0.83*	2.76	0.04			
	VB	0.63	0.74	0.57			
	BUS	-2.64**	1.82	0.15			
MIJ	VJ	-0.59	1.66	0.18	0.10	1.84	1.93
	MIJ	-1.09**	2.01	0.11			
	VB	-0.14	0.62	0.65			
	BUS	0.91	0.69	0.6			
VB	VJ	-0.17	1.68	0.18	0.28	0.98	1.84
	MIJ	-0.26	1.37	0.26			
	VB	-1.20*	2.77	0.04			
	BUS	1.17	1.16	0.34			
BUS	VJ	-0.04*	4.58	a	0.17	0.39	1.81
	MIJ	a**	1.83	0.14			
	VB	0.15	0.79	0.54			
	BUS	0.09*	2.67	0.05			
		変動相場制下	1971/3-1983/4(4期のラグ)				
VJ	VJ	-0.02	1.56	0.22	0.13	2.28	1.74
	MIJ	0.14*	2.74	0.05			
	VB	-0.39	1.61	0.20			
	BUS	0.48**	2.09	0.11			
	DEXJ	0.01	0.51	0.73			
MIJ	VJ	-0.39**	2.21	0.10	0.26	1.86	1.93
	MIJ	-0.97*	3.06	0.04			
	VB	0.86**	2.39	0.08			
	BUS	0.16*	4.48	0.01			
	DEXJ	-0.02	0.94	0.46			
VB	VJ	-0.57	1.12	0.37	0.03	1.43	2.17
	MIJ	-0.75	0.64	0.64			
	VB	-0.64	0.78	0.55			
	BUS	0.99	0.36	0.84			
	DEXJ	-0.04	0.97	0.44			
BUS	VJ	-0.24	0.71	0.59	0	0.56	2.05
	MIJ	-0.46	0.91	0.48			
	VB	0.20	1.15	0.36			
	BUS	0.18	0.94	0.46			
	DEXJ	0.02*	2.91	0.04			
DEXJ	VJ	-7.80**	2.00	0.12	0.06	11.33	1.84
	MIJ	-9.95	1.63	0.20			
	VB	-2.36	0.59	0.67			
	BUS	-12.40	1.46	0.24			
	DEXJ	0.05	1.68	0.18			

注) VJ及びVBはそれぞれ日本の通貨流通速度と米国のマネタリー・ベース流通速度へのショックである。

他の記号は本節の前出表を参照。

中央銀行は、為替レートの変化の相殺を狙いとしたスミージング操作を行っている。介入についての1つの解釈は、中央銀行が単独あるいは他国の中央銀行と協調して予期せざる通貨量変化をもたらす操作と考えることである。こうした変化は、為替レートの変化に対し確実な効果を有していないように窺われる。第12、13両表は、為替レートの変化は相対的に大きな標準誤差を持っているが、その四半期における変化の大きさは通貨量及びその他の変数に加わったショックとは独立の関係にあることを示す。ただ、この場合も、これはショックが何ら効果を有しないことを意味するものではない。というのは、ここでは期待値に対する効果が検討されていないからである。

第12表に示した1973年第2四半期に始まる時期の結果でみると、ファイディングの一部は第13表と異なる。しかし、ここでも為替レートの変化が両国の通貨量や流通速度のショックに確実かつシステマティックな影響を及ぼしているという証拠は見出せない。米国のマネタリー・ベースのショックは、日本の M_1 のショックにより大きな（正の）影響を与えているが、この効果も4期のラグを用いると有意ではなくなってしまう。¹⁹⁾ このより短期間の推計で生ずる主な変化は、DEXJの方程式に見出される。米国のマネタリー・ベース及びマネタリー・ベースの流通速度に加わるショックは、DEXJに対しそれぞれ1%、3%の有意水準で有意な負の影響を与えている。これらの結果は、米国の名目GNPの予想外の増加が起これば、1年以内にドルが円に対して予期せざるかたちで減価するというを示唆している。この結果は、通貨量や流通速度のショックが実質値よ

り物価に対してはるかに大きな影響を及ぼすと考えなければ、理解し難い。

行動主義者 (activist) の裁量的金融政策の依って立つ主要な論拠としては、中央銀行は通貨需要のシフトを相殺するべきであるという点が挙げられよう。この場合には、通貨需要の変動を小さくさせようとする結果、通貨ストックの変動が生ずるということになる。これまでのところ我々は、通貨量と流通速度に加わったショックの間に負の相関関係がある証拠は見出せなかった。第13表は、この点についてみるために、流通速度の過去における予想外の変化の今期の金融的ショックに対する効果をテストした結果をも載せている。BUSまたはM1J方程式における流通速度の係数が負であるということは、中央銀行がタイムラグを伴って過去のショックを相殺しているとの仮説を支持するものである。

日本についてみると、固定及び変動相場制時代のいずれにおいても、係数は負であり、しかも変動相場制下では弱いながらも有意である。従って、日本では通貨量調節が流通速度の変動の縮小に寄与したということも可能である。一方、米国では固定及び変動相場制時代のいずれにおいても、VBの係数は正で但し有意ではなかった。連銀のショックを相殺しようとする努力は、国内における通貨需要ショックを弱めるどころかかえって内外の通貨量及びその他の変数の変動を拡大してしまったようにみえる。

過去の通貨量のショックは流通速度の予期せざる正の変化をもたらす。日本についてみると、この効果は固定相場制下でも変動相場制下でも統計的に有意である。米国についても、この反応は正であるが統計的に有意でない。これらの

19) 6期間のラグが用いられる場合には、BUSはM1Jに対して若干ながら有意な影響を与える。この段落で要約されている結果については希望があれば著者に問い合わせたい。

ファイディングは、第12表でみた名目GNPの金融的ショックに対する正の反応と斉合的である。

米国は、固定相場制下においては国内政策目標の達成のみを追及してきたと一般に考えられている。こうした考え方からみると、第13表の固定相場制時代におけるVJの米国マネタリー・ベースに対する負の効果は驚くべきファイディングである。もっとも、係数の合計値は正負両符号が相殺しあっているため小さい。VJの増加は最初マネタリー・ベースの予期せざる変化を減少させるが、1年後にはBUSの増加をもたらす。F-統計量を見ると、この一連の反応は同方程式に含まれる他の変数に比べより有意であることがわかる。

こうした反応に対する1つの説明は、日本の産出量に加わった正の生産性ショックが産出量と流通速度の双方を引き上げたということである。産出量の増加は日本の対米輸出増につながった。そして、固定相場制の下では、日本の貿易収支の改善、米国の貿易収支の悪化は、日本の通貨ストックを増加させる一方、米国の通貨ストックを減少させる。しかしながら実際には、VJは米国に対しては期待される通り負の効果を持つものの、日本の通貨量に対する効果は相対的に弱く、しかも係数の合計は仮説とは逆に負になる。もう1つの説明は、生産性ショックが日本の資本収益率を引き上げ、これに伴い日本への資本流入が起こったと考えることである。この場合、連邦準備制度理事会の金利ターゲット政策はここでみられたようなマネタリー・ベースの減少ではなく増加をもたらすと考えられる。第3には、日本の通貨量に加わったショックは通貨需要に対するものであるという考え方がある。通貨需要の増加は流通速度を引き下げ、金利を上昇させる。ここで、米国のマネタリー・ベースが増加するためには、日本

の金利上昇が米国及び世界の金利に対して影響を及ぼさなければならない。そして、実際にこうした事態が生じたとすると、連邦準備制度理事会による政策運営はマネタリー・ベースに対する負のショックを与えることになるであろう。しかしながら、こうした説明には、日本の通貨需要の変化に日米両国経済の相対的規模と斉合的と考えられる以上の効果を求めているという難点がある。

第13表はまた、ショック間の関係及びインパルスの波及経路が固定相場制時代と変動相場制時代では異なるということを示している。これらの相違が意味のあるものであれば、通貨制度間の相違を無視したかたちでのこれらの関係の研究や、「因果関係」の検証は間違った結論を導く恐れがあるといえよう。

6. 結 論

本稿では、固定及び変動相場制の下において、米国及び日本経済に影響を及ぼしたショックあるいは予期せざる変化のタイプについて検討した。データの分析に際しては、誤差をレベルの永続的変化、変化率の永続的変化及びレベルの一時的変化の3種類に分類するために、ベイズ流の事前的確率を利用した多段階カルマン・フィルターの手法を用いた。ここでは1期先予測は、事前的確率を過去の永続的、一時的変化に対するウエイトに用いて計算されている。またこのプログラムは各系列を1変量の時系列として取り扱う。その後、ショック相互間の関係を見るために、多変量自己回帰モデルが利用された。本研究は優れて実証的である。データに対して課された唯一の理論的制約は、流通速度計算のためにのみ用いた数量方程式である。

ショックないし予期せざる変化についての主要なファイディングの1つとして、こうしたショックの殆んどは、統計的手法を用いて類型

化すると、レベルの永続的変化または変化率の永続的変化のいずれかに分類されるということがわかった。この結果は、Nelson and Plosser (1982) や Stulz and Wasserfallen (1985) が異なった分析手法及びデータを用いて得た結論のいくつかを補強するものである。フィリップス曲線についての有名なルーカス・モデルの想定とは異なり、物価（もしくは他の変数）の一時的変化は不確実性の要因としては相対的に小さいようにみえる。また、ショックの大宗は確率的变化率の変化であるとしたシュトゥルツ・ヴァッサーファーレンとも異なり、変化率の一時的及び永続的変化が重要であるように思われた。なお、変化率の一時的変化（ないしはレベルの永続的変化）は、景気循環と呼ばれるタイプのショックを含んでいる。

第2の主要なファインディングは制度の変化の影響に係わるものである。固定相場制から変動相場制へのシフトは通貨制度の変化として取扱われている。そして本稿では、このような制度の変化が将来の物価、産出量に関する変動及び不確実性に及ぼす影響が検討された。これまで変動相場制に由来する不安定性について多くのことが書かれてきた。しかしながら日本についてみると、通貨量、流通速度、実質・名目産出量の測定された変動は変動相場制下の方が固定相場制下よりも小さいし、米国についても、名目及び実質の産出量の測定された変動は縮小したことがわかった。また日本では、カルマン・フィルターを用いて得られた予測誤差の分散は、変動相場制下において顕著な縮小を示した。

日本銀行が通貨量増加見通しの公表に踏み切って以来、産出量及び物価の予測誤差の分散は一層の縮小をみたことが判明した。こうした見通しの公表は、それが信頼し得るものであれば、通貨量の伸び率に関する情報の増加をもたらす、不確実性を低下させる。産出量及び物価

の変動の縮小は消費者や投資家の直面するリスクを低下させ、厚生を高める。連邦準備制度理事会による通貨量目標値の公表は、日本とは異なり、不確実性の低下には繋がらなかった。産出量及びベースマネーの変動は若干ながらも大きくなった。

日米両国の通貨量及び産出量の予想外の変化と円・ドル為替レートの変化との間の相互作用を研究するため、多変量自己回帰モデルが使用された。また、日米両国の通貨量及び流通速度の予想外の変化と、為替レート変化との相関関係についても検討が行われた。為替レート変化の分散は比較的大きいが、為替レートの変化とこれに続く通貨量、流通速度あるいは名目産出量における予期せざる変化との間には、何らシステムティックな関係を見出すことはできなかった。しかしながら、このことは為替レートあるいは他の変数の変化が取るに足らないということの意味するものではない。こうした変化は予想に影響を与えるかもしれないのである。しかしながら、ここでのファインディングは為替レート変化の殆んどは金融部門内において吸収され、産出量あるいは通貨需要の予期せざる変化を追加的には招来しないという仮説と斉合的である。

これらのファインディングは、金融システムは為替レート変化の産出量及び物価に対する影響を減衰させることを示唆している。さらに、McKinnon (1984) が強調する通貨代替の重要性についてはこれを支持する結果が得られなかった。日米両国の通貨需要の予期せざる変化相互間の関係というかたちでのマッキノン仮説の検定は、有意でないとの結果であった。

多段階カルマン・フィルターによる計算結果を利用すると、フィリップス曲線のタイプについての考察もできる。日米両国についてみると、物価水準の予期せざる変化と産出量水準の予期

せざる変化との間には、同時的な正の相関関係はみられなかった。固定相場制下の日本においては、実質産出量に加わった過去のショックは物価ショックとは無関係であり、また物価水準に加わった過去のショックも産出量ショックとは無関係であった。一方、変動相場制下では、過去に加わった物価ショックは産出量の予期せざる変化に有意な負の影響を及ぼしており、また反対方向にも同様の大きさの有意な正の影響がみられることが判明した。こうしたファインディングから判断すると、日本においては固定相場制下では、ショック相互間には信頼できるフィリップス曲線は存在しなかったといえよう。そして、変動相場制下では、ショックの関係は、フィリップス曲線の研究が抽出しようとする構造的関係というよりもむしろ予期せざる変化の間の動的な相互依存の関係という性格を持っている。²⁰⁾

本稿で用いた2段階の計算手順については、カルマン・フィルターによる予期せざる変化の計算が関連系列の情報を無視しているとの批判が起り得る。これらのショックを分析するためにVARを用いると、こうした計算手順の非効率性の度合いがある程度分る。²¹⁾ 実際にはVARから得られる推定値の標準誤差の最小値は予測の標準誤差に比べて0から40%の縮小をみている。縮小幅が最も小さいのは、変動相場制下における米国のマネタリー・ベースとその流通速度及び日本の実質GDPで、逆に最も大きな縮小をみているのは固定相場制下の日本の通貨ストックである。日本についてみると、物

価、通貨量、実質・名目産出量及び流通速度の標準誤差推定値の平均縮小幅は両制度のいずれにおいても約18%である。米国については、研究の対象とした変数——マネタリー・ベース、同流通速度、通貨ストック及び名目産出量——の平均縮小幅は固定相場制時代で約20%、変動相場制時代は7%であった。これらの計数は非効率性を誇張している嫌いがある。というのは、カルマン・フィルターから得られる予測の標準誤差は比較的小さい値であるため、縮小幅の絶対的大きさ自体はさほど大きくないからである。標準誤差の縮小パーセントは偏相関係数に相当するものである。さらに、VARの利用による標準誤差の平均的縮小は単一のシステムの中で得られたのではなく、従って縮小の全ては同時には得られない点には留意する必要がある。

予測誤差の大部分は検討対象の変数の過去値とは無関係であるように思われる。このことは、景気循環と呼ばれる変動の多くにおいては、予想し難いランダムな要素のウエイトが相対的に高いことを示唆する。これらの誤差はここでは自然的状況、取引の過程や制度的枠組から生ずる変動として取扱われている。こうした誤差のうちある部分は金融的なものであり、ある部分は実物的なものである。推定値の標準誤差ないし前述したその最小値を当該通貨制度の下でのこうしたショックの最小値の尺度として用いると、日本の実質GDP及び通貨量に対するショックの最小値は、過去における通貨量と物価のショックが産出量に与える影響及び過去にお

20) この関係についてはレベルでも研究したが、ここでの結論は変わらない。多くのケースでそうであったように、レベルに対する一時的ショックが小さければ、物価レベル方程式の誤差は物価変化率方程式の誤差と似たかたちとなる。

21) VARは非効率性の度合いを誇張する恐れがある。というのは、これは標本期間全体についての関係をその時々には利用可能でない情報をも用いて推定するからである。

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

る産出量と物価のショックが通貨量に与える影響を除去した後では、1～2%の範囲に入る。日本の場合には固定相場制の下では実物的ショックが金融的ショックよりも幾分大きく、変動相場制の下では金融的ショックの方がより大きい。変数の中では流通速度の予測誤差が最も大きく、過去の通貨量に対するショックが与える影響を除去した後でも変動の大半が残る。従って、通貨需要（あるいは流通速度）の四半期値を予想して通貨量を調節することは、消費者が有するリスクの最小化にはなかなかつながらない。以上のデータは第14表に示されている。

変動及び不確実性要因のうち、縮小可能なものとしては、通貨ストックの予測誤差が挙げられる。日米両国では、通貨量とマネタリー・ベースの予測誤差はラグを伴って名目産出量の予測誤差を誘発するようにみえる。変動相場制の下では、この場合のマネタリー・ベースあるいは通貨量に対するフィードバックは、あるとしても極めて小さいようである。マネタリー・ベース及び通貨量の変動は完全にランダムなものであり、金融的手続の改良により縮小し得るよう

に思われる。

上記の最後のファインディングからは、より安定的な通貨量ないし通貨量の増加をもたらす制度的変更は、変動と不確実性を縮小させるということの意味する。日米両国が国内物価安定を狙って独自のかつ両立し得る金融政策を採用すれば、産出量に対するショックは縮小することをここでの結果は示唆する。ショックの期待に対する効果についてはまだ検討が行われていないが、日米両国の一層安定的な通貨量の伸びは、一層安定的な為替レート期待及び為替レートに寄与するであろうと考えられる。

本稿の結果には多くの制約条件がある。まず、小数の変数しか考慮されておらず、例えば金利及び財政のショックは無視されている。また、分析方法は完全に実証的なものであり、特定の予測技術及び特定の統計的仮説に大きく依存している。分析方法の性質と結果の頑健性を調べるためには更に多くの推定及び検定が必要であろう。

以上

第14表 予測値の標準誤差

(%)				
—日本のケース—				
	通貨量	流通速度	実質GDP	物価
固定相場制下				
カルマン・フィルター*	1.92	2.81	1.90	1.18
VAR	1.75 ^c	2.60 ^a	1.94 ^b	0.96 ^b
変動相場制下				
カルマン・フィルター*	2.14	2.53	1.10	0.84
VAR	1.86 ^a	2.28 ^a	1.00 ^b	0.59 ^b

注) * 予測誤差の分散 (第2表(2)欄の $\frac{1}{100}$) の平方根を%表示。

a 第13表より。

b 第9表より。

c 第11表より。

【参考文献】

- [1] Barro, Robert J., "Unanticipated Money Growth, Output and the Price Level in the U. S.", *Journal of Political Economy*, 86, August 1978, pp. 549-80.
- [2] Bomhoff, Edward J., "Predicting the Price Level in a World that Changes All the Time", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 17, Spring 1982, pp. 7-56.
- [3] Bomhoff, Edward J., *Monetary Uncertainty*, Amsterdam: North-Holland, 1983.
- [4] Brunner, Karl, Cukierman, Alex and Meltzer, Allan H., "Money and Economic Activity, Inventories and Business Cycles", *Journal of Monetary Economics*, 11, May 1983, pp. 281-320.
- [5] Brunner, Karl and Meltzer, Allan H., "The Uses of Money: Money in the Theory of an Exchange Economy", *American Economic Review*, December 1971.
- [6] Cukierman, Alex and Meltzer, Allan H., "A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation under Discretion and Asymmetric Information", Carnegie-Mellon University, 1984, (unpublished).
- [7] DeLong, J. B. and Summers, Lawrence H., "The Changing Cyclical Variability of Economic Activity in the United States", *NBER Working Paper*, 1450, September 1984.
- [8] Doan, T. A. and Litterman, Robert B., *User's Manual RATS, Version 4.1*, Minneapolis: VAR Econometrics, 1981.
- [9] Fischer, Stanley, "Stability and Exchange Rate Systems in a Monetarist Model of the Balance of Payments" in R. Aliber, ed. *The Political Economy of Monetary Reform*, New York: Allanheld, 1977, pp. 59-73.
- [10] Flood, Robert P., "Capital Mobility and the Choice of Exchange Rate System", *International Economic Review*, 20, June 1979, pp. 405-16.
- [11] Friedman, Milton, "The Case for Flexible Exchange Rates" in Friedman (ed.) *Essays in Positive Economics*, Chicago, 1953, pp. 157-203.
- [12] Friedman, Milton and Schwartz, Anna J., *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton for the National Bureau, 1963.
- [13] Fukao, Mitsuhiro, "Monetary Policy under a Floating Rate System", Research Bureau, Economic Planning Agency (Japan), March 1984. (unpublished.)
- [14] Gordon, Robert J., "Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States, 1890-1980", *Journal of Political Economy*, 90, December 1982, pp. 1087-1117.
- [15] Harrison, P. J. and Stevens, C. F., "Bayesian Forecasting", *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, 38, 1976, pp. 205-247.
- [16] Ishida, Kazuhiko, "Divisia Monetary Aggregates and Demand for Money: A Japanese Case", *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 2 No. 1, June 1984, pp. 49-80.
- [17] Kool, C. J. M., "Forecasts with Multi-State Kalman Filters", Appendix 1 to Bomhoff (1983), 1983.
- [18] Keynes, John Maynard, "A Tract on Monetary Reform (1923)", Volume IV of the *Collected Writings of John Maynard Keynes*, Macmillan and St. Martin's Press for the Royal Economic Society, 1971.
- [19] Kindleberger, Charles, "The Case for Fixed Exchange Rates, 1969", *The International Adjustment Mechanism*, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series, 2, October 1969, pp. 93-108.

固定・変動為替相場制度下における物価、産出量及び通貨量の変動

- [20] Kydland, Finn and Prescott, Edward C., "Time to Build and the Persistence of Unemployment", *Econometrica*, 1983.
- [21] Long, J. B. and Plosser, Charles I., "Real Business Cycles", *Journal of Political Economy*, 91, 1983, pp. 39-69.
- [22] Lucas, Robert E. Jr., "Some International Evidence on Output Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, 63 June 1973, pp. 326-335.
- [23] McCallum, Bennet, "Monetarist Rules in the Light of Recent Experience", *American Economic Review*, 74 May 1984, pp. 388-91.
- [24] McKinnon, Ronald, *An International Standard for Monetary Stabilization*, Washington: Institute for International Economics, 1984.
- [25] Meltzer, Allan H., "Rational Expectations, Risk, Uncertainty and Market Responses", in P. Wachtel (ed.) *Crises in the Economic and Financial Structure*, Lexington Books, 1982.
- [26] Meltzer, Allan H., "Some Evidence on the Comparative Uncertainty Experienced under Different Monetary Regimes", Prepared for the Conference on Alternative Monetary Regimes, Dartmouth College, 1984.
- [27] Meltzer, Allan H., "Rules for Price Stability: An Overview and Comparison", in *Price Stability and Public Policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1985, pp. 207-20.
- [28] Nelson, C. R. and Plosser, Charles I., "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp. 139-162.
- [29] Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48 January 1980, pp. 1-48.
- [30] Stulz, Rene M. and Wasserfallen, Walter, "Macroeconomic Time Series, Business Cycles and Macroeconomic Policies", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 22 Spring, forthcoming.
- [31] Suzuki, Yoshio, *Money and Banking in Contemporary Japan*, Yale University, 1980.
- [32] Suzuki, Yoshio, "Financial Innovation and Monetary Policy in Japan", *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 2 No. 1, June 1984, pp. 1-48.