

Working Paper Series

**マクロ計量モデルによる
インフレ率予測誤差の分析**

伴 金美（大阪大学大学院経済学研究科）

齊藤 誠（一橋大学大学院経済学研究科）

Working Paper 01-12

2001年9月

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

(e-mail: ban@econ.osaka-u.ac.jp)

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

マクロ計量モデルによるインフレ率予測誤差の分析

大阪大学大学院経済学研究科

伴 金美

齊藤 誠

ban@econ.osaka-u.ac.jp

1. はじめに*

経済予測に関する誤差分析は、予測の可能性への強い関心から、多くの立場から評価の対象となっている。ところで、これまでの経済予測における誤差分析の対象は、経済変動の指標である経済成長率の予測誤差を中心としてなされてきた。しかし、最近では経済変動に大きな影響を与えるインフレ率の予測誤差にも注目が集まっている。もちろん、マクロ計量モデルを用いた予測では、これまでの二度の石油ショックを経験する中で、インフレ率が経済に与える影響も強く認識されており、予測にあたって細心の注意が払われている。¹しかし、これまでの予測誤差分析の評価の対象として、インフレ率がなることは少なかった。

インフレ率予測が注目を浴びようになったのは、インフレ率が金融政策の目標値として採用されている国において、目標値と現実のインフレ率との乖離が、金融政策を変更する根拠とされることがあげられる。そのため、金融政策の変更によって大きな影響を受ける金融市場などの分野において、インフレ率の予測が重視される傾向が顕著になったことによる。すなわち、インフレ率の目標値が設定されれば、金融市場は先行きのインフレ率を予想することで、目標値と現実値との乖離から金融政策の変更を予測することが容易となることで、政策の変更に対応することができるようになる。もちろん、これはインフレ率の実体経済に与える影響の大きさや、政策目標としてのインフレ率の重要性を必ずしも意味しない。インフレ率を目標とする諸国においては、インフレ率が実体経済に与える影響を重視するという意味だけでなく、市場の期待形成に影響を与えることで、金融政策の変更による市場の予想外の変動が、経済に与える混乱を小さくしようとするのが目的とされることが多い。

もちろん、インフレ率の目標値が明示的に設定されていない場合においても、インフレ率の動向が物価の安定を重視する金融政策の変更に大きく影響することは世界的な傾向であり、どこでもインフレ率が大きな関心事となる。例えば、アメリカにおいて、FOMCの直前に公表されるインフレ率や生産性の伸びが、金融市場に大きな影響を与えることが知られている。特に、発表されるインフレ率が事前の予測と大きく乖離する場合、政策の変更を前提として市場が動くことになる。このような金融市場の動きは、合理的期待形成仮説によれば、当然の成り行きである。何故なら、期待が経済活動に明示的に組み入れられている場合、発表されるインフレ率と事前の市場の予測との大きな乖離は、市場参加者に金融政策の変更を予想させる。その結果、市場は資金的なポジションを政策変更以前に行

* 本稿は、日本銀行による「インフレ予測誤差分析プロジェクト」の成果の一つとしてとりまとめたものである。特に、2000年9月21日に日本銀行で開催された「インフレ予測誤差に関するワークショップ」での中間報告に際して、参加者からの多くの貴重なコメントをいただき、記して感謝する次第である。

¹ Ban(1979)は、インフレ率の変動が消費支出に影響を与えることを実証している。

う可能性がある。そのため、金融政策が実際に変更されてからの市場の動きは、変更を既に織り込んでいるために大きくないことが多い。逆に、市場の予想を裏切って政策変更が行われない場合、市場に大きな失望感が発生し、予想外のショックを与えることが知られている。その意味において、市場の予想形成を把握し、その合理性を評価することは、政策効果の有効性を評価する上でも重要である。

本稿では、経済予測に用いられるマクロ計量モデルによるインフレ率予測誤差について検討する。しかし、本稿の目的は、インフレ予測誤差を基準とする最適な予測形式の観点から検討することではない。予測の方法として継続的に用いられてきたマクロ計量モデルの予測誤差を、それをを用いて予測を行ってきた経験に基づいて検討するものである。その際に、経済予測の誤差を評価する際の問題点をいくつか指摘し、予測誤差を改善する立場から、予測方法の評価についても検討を加える。

そのために、本稿ではまず予測誤差を検討する際に、事前予測と事後予測を区別することが重要であることを指摘する。この事前予測と事後予測の基本的な違いは、予測を行う時点にある。事前予測とは、予測対象となる変数を実現する時点より前に行う予測である。それに対して、事後予測は予測対象となる変数を実現した時点より後で行う予測である。したがって、経済予測の目的が、実現していない将来を見通すことであるならば、予測誤差に基づく予測方法やモデルの選択は、事後予測の結果ではなく、事前予測の結果に基づいて行われなければならない。しかし、事前予測による予測誤差を評価するには、予測が継続的に行われ、公表されていることが必要である。さらに、予測がどのような方法で行われたかについて明示されることも望ましい。本稿では、マクロ計量モデルによる予測例として、財団法人・関西経済研究センターによる予測をとりあげる。関西経済研究センターは、マクロ計量モデルによる予測を25年以上にわたって継続的に行っており、その予測値が詳細に公表されている。²

ところで、経済予測を実務的な視点から見れば、事前予測を行う際に、予測モデル自体の予測力だけでなく、モデルに含まれない多くの外部情報をどの程度折り込むことができるかにも依存する。マクロ計量モデルによる予測が、その他の予測モデルに対して優位性を持つのは、将来生じ得る事態を外部情報として折り込んで予測を行うことができることにある。もちろん、外部情報に大きな誤りがあれば、予測結果は逆に悪くなる。

伴(1991)は、1980年から1988年までの経済成長率についての事前予測を、単純な時系列モデルによる事後予測、マクロ計量モデルに基づく関西経済研究センターと日本経済新聞

² 1975年から1989年は、森口親司京都大学・大阪大学名誉教授が担当し、1990年から現在に至るまで、伴が担当している。予測結果は、関西経済研究センターから年2回、7月と12月に公表されるとともに、米国社会科学財団(SSRC)と国連の共同プロジェクトであるProject LINKの日本の予測値としても利用されている。なお、予測結果の詳細は、関西経済研究センターから、マクロ経済分析プロジェクト『景気分析と予測』として公刊されている。

社データバンク局の事前予測、段階的接近法による日本経済研究センターの事前予測と比較している。それによれば、マクロ計量モデルによる事前予測は、時系列モデルによる事後予測や段階的接近法による事前予測よりも優れていることが示されている。

本稿ではマクロ計量モデルによる事後予測についても評価して検討する。事後予測は、実現した後の時点で予測を行うものであるが、共通の情報集合に基づいて、多様な予測方法による誤差を比較して評価することができる。すなわち、新たに開発された統計予測方法や、事前予測に継続的に予測に利用されたことがなくても、継続された使用されてきた予測方法と同じ土俵で比較することができる。本稿による事後評価の過程で、マクロ計量モデルによる事後予測においては、事後予測の誤差が事前予測の誤差を上回ることが困難であることが示される。これは事後予測の結果によって予測方法を選択することについて、少なからぬ疑問を発生させる。本稿の示唆するところは、特定の予測方法が経済予測に有用かどうかは、長年にわたって事前予測に継続的に用いられることで初めて分かるという点にある。

ところで、経済予測のパフォーマンスが低いと指摘する声がわが国では多い。馬場(1969)は、1960年から1967年の政府の経済見通しと、ある年の成長率が翌年も持続するというナイーブ予測とを比較して、後者の方が良好なパフォーマンスを示すことを示している。さらに、折谷(1979)は同じ成長率について、1968年から1977年の民間の研究機関による予測と、単純な時系列モデルによる予測を比較し、後者の方が良好なパフォーマンスを示すことを示している。ただ、彼らの研究結果は、一般的な経済予測のパフォーマンスの低さを示しているが、それをマクロ計量モデルの予測力の低さとするのは誤りである。何故なら、予測誤差の評価の対象とされた予測が、マクロ計量モデルによるものかどうか明確ではないためである。実際、マクロ計量モデルによらない経済予測も数多く存在する。馬場教授の主張も、大量の資源を投入して誤った予測をするよりも、マクロ計量分析手法を用いて整合性のある予測を出すべきだという点にあった。

2. 経済予測：事前予測と事後予測の区別

予測は将来を見通すことであるが、予測する時点によって事前予測と事後予測に分けられる。本節では、予測モデルや予測誤差を評価する際に、予測時点の異なる両者を峻別する必要性について検討する。

予測対象が実現する時点より前で行われるマクロ計量モデルによる事前予測は次の関数で表すことができる。

$$y_{T+f}^{forecast} = f(Y_T, X_T, \Omega_T)$$

ここで、 $y_{T+f}^{forecast}$ は $T + f$ 期に実現する変数 y_{T+f} の予測値、 Y_T と X_T は T 期に利用可能な内

内生変数と外生変数であり、 T 期より以前に観測され、モデルの推定にも用いられた値も含まれる。それに対して、 Ω_T は T 期に利用可能で、 Y_T と X_T に含まれないが、予測に利用される情報集合である。例えば、モデルに含まれる変数の決定、モデルを記述する方程式の関数型、確率変数に関する定常性についての知識、期待形成に関する仮説の扱ただけでなく、政策や制度の変更、経済社会の構造変化や経済理論に関する全般的な知識も含まれる。マクロ計量モデルによる事前予測は、 Y_T 、 X_T と Ω_T を所与とする条件付き予測である。ここで、マクロ計量モデルの条件付き予測で用いられる Ω_T は、モデルを取り巻く外部環境についての全ての情報集合 Φ_T ではなく、その部分集合である。予測に明示的に用いられない内生変数や外生変数なども含まれる。

一方、予測対象である y_{T+f} は次の関数で表すことができる。

$$y_{T+f} = f(Y_T, X_{T+f}, \Phi_{T+f}) + u_{T+f}$$

Φ_{T+f} は $T + f$ 期に Y_T と X_T に含まれない全ての情報集合、 u_{T+f} は予測時点では予見することのできない内生変数に生じる新たなショックと考えることができる。したがって、マクロ計量モデルによる事前予測の予測誤差を e_{T+f} とすれば、

$$e_{T+f} = \mathbf{j}(u_{T+f}, X_{T+f} - X_T, \Phi_{T+f} - \Omega_T)$$

と表すことができる。ここで、 $X_{T+f} - X_T$ は、予測時点では予見することのできない、予測期間における外生変数に生じるショックである。一方、 $\Phi_{T+f} - \Omega_T$ は、 $T + f$ 期において利用可能な情報集合と、予測時点 T 期で事前予測に用いられた情報の部分集合との差である。すなわち、事前予測の誤差は、予測期間において内生変数と外生変数に新たに生じた確率的ショックと、情報集合の差による。

それに対して、事後予測は、予測対象が実現した時点より後でそれを予測しようとするものである。すなわち、予測期間で発生する様々なショックの多くは既知として予測が行われる。マクロ計量モデルによる予測値は、次のように表される。

$$y_{T+f}^{forecast} = f(Y_T, X_{T+f}, \Omega_{T+f})$$

ここで重要なことは、予測期間における外生変数は既知として扱われ、外部環境についての部分情報 Ω_{T+f} についても、事前予測に用いられる部分情報と比較すれば、情報量は拡大している。このとき、予測誤差は

$$e_{T+f} = \mathbf{j}(u_{T+f}, 0, \Phi_{T+f} - \Omega_{T+f})$$

と表される。ここで、 $\Phi_{T+f} - \Omega_{T+f}$ は、 $T+f$ 期における外部環境についての全情報と、事後予測に用いられる部分情報集合である。すなわち、事後予測による誤差は、予測期間において内生変数に生じた確率的ショックと、利用される情報集合の差による。

なお、事後予測の中には、次のような形式で予測されるものがある。特に、予測技法を比較する場合に、予測時点で既知の外生変数のすべてを用いるのではなく、予測時点で利用可能な外生変数に限ることがある。その場合には、予測期間における外生変数を別途予測することになる。このような事後予測は、次のように表される。

$$y_{T+f}^{forecast} = \mathbf{f}(y_T, X_T, \Omega_{T+f})$$

したがって、予測誤差は

$$e_{T+f} = \mathbf{j}(u_{T+f}, X_{T+f} - X_T, \Phi_{T+f} - \Omega_{T+f})$$

となる。この場合の事後予測の誤差は、予測期間で内生変数の影響する確率ショックや情報集合の差だけでなく、予測期間内で外生変数に影響する確率ショックによっても影響を受ける。

事前予測による予測誤差 $\mathbf{j}(u_{T+f}, X_{T+f} - X_T, \Phi_{T+f} - \Omega_T)$ と、事後予測による予測誤差で

ある $\mathbf{j}(u_{T+f}, 0, \Phi_{T+f} - \Omega_{T+f})$ や $\mathbf{j}(u_{T+f}, X_{T+f} - X_T, \Phi_{T+f} - \Omega_{T+f})$ を、分散の大きさを比較

すれば、各項の性質から、事後予測の分散が小さくなるのが自然である。これは事前予測に用いられる外生変数や外部環境についての情報集合の差は、事後予測のそれよりも大きいことに由来する。もちろん、統計的には事前予測の誤差分散が、事後予測よりも小さくなる可能性がある。すなわち、予測対象である内生変数に予測期間で生じる確率的ショック、外生変数に発生する確率的ショック、情報集合の差が負の相関のある場合である。ただ、このような負の相関関係の存在は、先験的には言えることではない。その意味で、事前予測の誤差分散は事後予測の誤差分散よりも大きいと考えるのが自然である。さらに、各変数の予測期間に発生する確率的ショックや情報集合の差に負の相関があるとすれば、それを明示的に組み入れた事後予測を行えば、事後予測の誤差分散は、事前予測の誤差分散より小さくできる余地がある。

ところが、事前予測について長年の実績があり、様々な観点から予測誤差について分析が行われているマクロ計量モデルの場合、Evans, Haitovsky, Treyz and Su(1972)や伴(1991)が指摘しているように、事前予測の誤差分散が事後予測のそれよりも小さくなる傾向にあることが知られている。すなわち、情報量の少ない事前予測の方が、情報量の多い事後予測

よりも優れているというパラドックスは、予測技法を比較する場合、事後予測の結果から判断することの難しさを示している。もちろん、事前予測が優れていることは、確率的ショックや情報量の差の間に負の相関があることを示唆しており、モデルの改良によって事後予測が事前予測を上回ることができないとすれば、マクロ計量モデルの不完全性の証左にもなる。しかし、モデルや用いられる情報集合について完全性を求めることが困難であるならば、セカンドベストとして事前予測の優れた予測技法を用いることは自然である。

3. マクロ計量モデルによる事前予測誤差分析：年度ベースのインフレ率予測

本節では、マクロ計量モデルによるインフレ率に関する事前予測について評価する。分析対象となるマクロ計量モデルによる事前予測は、財団法人関西経済研究センターによるものである。関西経済研究センターによる予測は、我が国において継続的に行われている数少ないマクロ計量モデルによる予測の一つであり、1975年から現在まで予測値が継続的に公表されている。関西経済研究センターの事前予測は、年2回行われており、その手続きを1999年度の予測を例として説明すれば次の通りである。

まず、1999年度の最初の予測は、1998年12月に公表されている。この時に用いられるマクロ計量モデルは四半期ベースのモデルであり、推定には1997年第1四半期までのデータが用いられている。実際の予測作業は、11月に行われるため、予測時点で利用可能な情報の多くは、1998年7~9月期までのものである。ただ、国民所得統計については、4~6月期である。したがって、予測期間は、1998年4~6月期から、2000年1~3月期までの8四半期となる。なお、1998年7~9月期で利用可能な実績値があれば、実績値に置き換えられる。すなわち、1999年度の予測値は、8四半期の予測期間における後半の4期間を集計したものである。

次に、1999年度の二回目の予測は、1999年7月に公表されている。この時に用いられるマクロ計量モデルは、時間経過により最新のデータ、特に国民所得統計の1997年度の実績値が利用可能となるため、1998年第1四半期までのデータで再推計されている。予測作業は、6月に行われるため、予測時点で利用可能な情報は、国民所得統計の速報値を含めて1999年1~3月期までのものが用いられる。したがって、予測期間は、1999年4~6月期から、2000年1~3月期までの4四半期となり、1999年度の予測は、それを集計したものである。

そこで、関西経済研究センターマクロ計量モデルによる1989年から1999年までのインフレ率とそれに関連するいくつかの変数の事前予測を、前年12月と当該年7月の二つの異なる予測時点における予測値とその実績値とを比較することで評価する。なお、両者の違いは、7か月の差だけでなく、データの改訂とモデルの再推定により、年度の予測値は、前年12月の予測は5四半期~8四半期先の予測に相当するのに対して、当該年7月の予測は1四半期~4四半期先の予測となること留意する必要がある。すなわち、同一年度に関する予測であるが、統計的観点からすれば、対象となる予測期間が大きく異なる。伴(1991)は、関西経済研究センターモデルを用いてモンテカルロシミュレーションを行い、各期毎の予測値の分散を計算しているが、それによれば予測期間が長くなるにつれて、予測値の分散が大きくなることが示されている。したがって、前年12月期と当該年7月期の予測を比較する場合には、対象となる予測期間の違いに注意する必要がある。

なお、比較する際において、基準年の変更にもなう点に留意することが必要となる。すなわち、消費者物価、卸売物価、国民所得統計等は、5年ごとに変更されており、各年の事前予測は、予測時点における基準年に基づいて行われている。したがって、比較評価す

る場合には、基準年に基づいて評価することが必要となる。機械的な事後予測では、基準年の変更を無視して行う点で、予測手法の評価としては適切でない可能性がある。

本節では、消費者物価指数、国内卸売物価指数、実質国内総生産、労働生産性、完全失業率、一人あたり雇用者所得の 6 変数について、予測値と実績値を、基準年を考慮した場合と、基準年を考慮しない場合の各々についても行っている。ただ、完全失業率については基準年の概念がないので区別していない。なお、消費者物価指数は総合指数が用いられており、労働生産性は、雇用者一人あたりの実質国内総生産の伸び率として定義されている。

表 1 ~ 3 は、消費者物価指数と国内卸売物価指数について、予測時点毎の予測値とその実績値を示している。予測誤差の評価尺度として、平均平方誤差(RMSE)、平均絶対誤差(MAE)、平均誤差(ME)を用いている。各評価尺度の 90 及び 95 は基準年を意味している。なお、国内総生産については、基準年は 85 と 90 となる。

表 1 消費者物価指数と国内卸売物価指数

	消費者物価指数 (総合)				国内卸売物価指数 (総合)			
	予測		実績		予測		実績	
	前年12月	7月	90年基準	95年基準	前年12月	7月	90年基準	95年基準
1990	3.0	2.1	3.1	3.1	1.0	1.0	1.2	1.2
1991	1.8	2.9	3.3	2.8	0.2	1.7	0.4	0.4
1992	3.0	2.3	1.6	1.6	0.8	0.9	-1.0	-1.0
1993	0.9	1.0	1.3	1.2	0.0	-0.7	-1.6	-1.8
1994	1.3	0.8	0.7	0.6	0.3	-1.2	-1.3	-1.4
1995	0.7	0.2	-0.1	-0.2	-0.2	-1.4	-0.8	-1.0
1996	0.5	0.4		0.4	0.4	0.6		-1.5
1997	1.7	2.0		2.1	1.8	1.7		1.0
1998	0.3	-0.3		0.1	-1.0	-1.9		-2.2
1999	-0.4	-0.6		-0.5	-0.4	-1.3		-1.0
RMSE90	0.75	0.45			1.22	1.08		
RMSE95	0.68	0.44			1.27	1.09		
MAE90	0.57	0.35			1.07	0.82		
MAE95	0.52	0.32			1.10	0.85		
ME90	0.09	-0.11			0.99	0.64		
ME95	0.16	-0.04			1.02	0.67		

関西経済研究センターのマクロ計量モデルによる消費者物価指数に関する前年 12 月の予測値の誤差について、同じ 1990 年 ~ 1999 年において予測を公表している民間の 33 予測機関による予測の平均値と比較する。比較を統一するために、平均平方誤差 RMSE95 の基準を用いて評価すれば、関西経済研究センターの予測が 0.68 であるのに対して、民間 33 予測機関の予測の平均値は 0.63 である。一方、平均絶対誤差 MAE95 で比較すれば、関西経済研究センターの予測が 0.52 であるのに対して、民間 33 予測機関の予測の平均値は 0.62 である。すなわち、関西経済研究センターによる消費者物価指数の伸び率の予測は、民間 33 予測機関の予測の平均値と比較して、平均絶対誤差では優れているが、平均平方誤差では劣

っている。関西経済研究センター平均平方誤差について劣っているのは、比較的大きな誤差の生じた年があることを意味している。民間 33 予測機関がどのような予測技法に基づいているか公表されてないが、マクロ計量モデルによる事前予測である関西経済研究センターの予測結果は、他の民間予測機関による予測の平均値と比較しても遜色のない結果を示している。なお、各予測機関の事前予測をまとめれば、1990年代に行われた前年12月に実施され、翌年4月～翌々年3月までの消費者物価指数の伸び率についての事前予測の予測誤差は、平均平方誤差については0.63～0.68、平均絶対誤差については0.52～0.62であった。

一方、事後予測の多くは、推定期間の翌期から予測を行うのが一般的である。このような事後予測を事前予測と同じに比較することはできないが、事前予測で用いられる情報集合を限りなく事後予測のそれに近づけるには、経済予測の実務の立場から言えば、7月に行われる当該年度の予測と比較するのが適当である。この7月予測が実際に行われるのは6月中旬であり、消費者物価指数については、4月の数値が公表されるかどうかという時点である。7月時点で公表される他機関の予測については継続的な調査はできていないが、関西経済研究センターのマクロ計量モデルについて言えば、平均平方誤差は0.44、平均絶対誤差は0.32であり、前年12月の予測と比較すれば予測精度は著しく高まっている。

表1～3に示される各変数の予測誤差と消費者物価指数伸び率の予測誤差との関係を分析すると、前年12月の消費者物価指数伸び率の予測誤差は実質国内総生産、労働生産性、一人あたり雇用者所得の予測誤差と強い相関がある。しかし、当該年7月の予測の場合は、特定の変数の予測誤差との関係は見られない。

表2 実質国内総生産と労働生産性

	実質国内総生産				労働生産性			
	予測		実績		予測		実績	
	前年12月	7月	85年基準	90年基準	前年12月	7月	85年基準	90年基準
1990	4.2	4.8	5.6	5.5	2.5	2.4	2.0	1.9
1991	3.5	3.8	3.1	2.9	1.5	2.0	0.0	-0.2
1992	3.6	3.0	0.4	0.4	0.9	1.1	-1.7	-1.7
1993	2.6	0.5	0.2	0.5	0.9	-1.2	-1.2	-0.9
1994	1.3	1.2	0.5	0.6	-0.6	0.6	-0.1	0.0
1995	1.8	0.6		3.0	1.2	1.0		2.3
1996	2.0	2.8		4.4	1.5	1.4		3.1
1997	1.5	1.7		-0.1	0.5	0.1		-0.9
1998	1.6	-0.3		-1.9	0.7	-0.8		-1.2
1999	-0.5	0.1		0.5	-0.7	0.5		1.0
RMSE85	2.00	1.31			1.62	1.33		
RMSE90	2.00	1.51			1.61	1.39		
MAE90	1.79	1.29			1.49	1.08		
MAE95	1.76	1.26			1.50	1.13		
ME90	0.59	0.25			0.51	0.38		
ME95	0.58	0.24			0.50	0.37		

表3 完全失業率と賃金

	完全失業率			賃金			
	予測		実績	予測		実績	
	前年12月	7月		前年12月	7月	85年基準	90基準
1990	2.25	2.13	2.09	4.5	4.8	4.6	4.4
1991	2.24	2.09	2.10	3.7	4.1	4.1	4.1
1992	2.22	2.22	2.22	3.9	2.6	1.0	0.7
1993	2.48	2.42	2.63	0.8	0.5	1.0	1.2
1994	2.66	2.97	2.92	-0.5	-0.2	1.2	1.8
1995	3.07	3.29	3.23	0.0	-0.2		0.8
1996	3.25	3.28	3.34	-0.3	1.3		0.8
1997	3.32	3.29	3.48	0.3	0.6		1.1
1998	3.47	4.05	4.34	0.4	-1.4		-0.8
1999	4.32	4.85	4.72	-1.2	-0.7		-0.2
RMSE85	0.33	0.13		1.67	0.82		
RMSE90				2.05	0.98		
MAE85	0.24	0.10		1.03	0.71		
MAE90				1.12	0.77		
ME85	-0.18	-0.05		-2.03	-0.23		
ME90				-0.27	-0.23		

4. マクロ計量モデルによる事後予測：年度ベースのインフレ率予測誤差分析

本節では、予測値が実現した時点以降に行われるマクロ計量モデルによる事後予測を、関西経済研究センターモデルの物価ブロックを用いて実験的に行う。

マクロ計量モデルによる事後予測には、外生変数の扱いにより異なる二つの方法がある。

その一つは外生変数 X_{T+f} の実績値を所与とする事後予測である。すなわち、予測式は

$$y_{T+f}^{forecast} = f(y_T, X_{T+f}, \Omega_{T+f})$$

と表すことができる。それに対して、外生変数 X_{T+f} を予測開始期で利用できる X_T に基づ

いて別途予測し、それを所与とする事後予測である。 $X_{T+f}^{forecast} = h(X_T)$ となることから、予

測式は

$$y_{T+f}^{forecast} = f(y_T, X_{T+f}^{forecast}, \Omega_{T+f}) = f(y_T, X_T, \Omega_{T+f})$$

と表すことができる。

この二つの予測形式を区別する理由は、他の予測形式と予測誤差を比較する場合には重要である。すなわち、マクロ計量モデルは外生変数を所与とする条件付き予測であること

から、事後予測において予測期間に実現した外生変数の実績値を用いるとすれば、予測期間についての追加的情報の一部を用いた予測となり、それを利用しない他の予測形式と比較して問題となる。この問題は、マクロ計量モデルによる事前予測においても生じる。すなわち、 X_{T+f} の一部に実績値が用いられることがある。例えば、1996年12月に公表された1997年度の予測においては、予測時点で1997年4月の消費税率の引き上げは引き上げ法案が成立しており、消費税率については既知である。他にも、モデルに用いられる季節ダミーなども既知である。これらの外生変数は、 X_{T+f} であるが、既知の事実として扱われる。しかし、事前予測における外生変数の多くは未知であり、予測時点で別途予測することが必要となる。例えば、1997年7月に顕在化したタイの通貨危機と、それが韓国や他のアジア諸国に波及したいわゆるアジアショックは、アジア地域における輸入需要を大幅に減少させたが、1997年を予測するのに用いられた外生変数であるアジア地域における輸入需要は予測時点では未知であった。

事後予測に用いられる関西経済研究センターモデルの物価ブロックは、消費者物価指数、卸売物価指数と賃金調整関数からなる。

消費者物価指数関数

$$\ln CPI_t = a_0 + a_1 \ln WAGE_t + a_2 \ln WPI_t$$

国内卸売物価指数関数

$$\ln WPI_t = b_0 + b_1 \ln PIM_t + b_2 \ln ULC_t + b_3 \ln GAP_t$$

賃金調整関数

$$\ln WAGE_t = g_0 + g_1 \ln CPI_t + g_2 RU_t + g_3 \ln ETA_t$$

単位労働費用

$$\ln ULC_t = \ln WAGE_t - \ln ETA_t$$

CPI_t	消費者物価指数
ETA_t	労働生産性（実質国内総生産 / 雇用者数）
GAP_t	需給ギャップ（実質国内総生産 / 期首民間企業資本ストック）
PIM_t	輸入物価指数
RU_t	完全失業率
ULC_t	単位労働費用（雇用者所得 / 実質国内総生産）

$WAGE_t$ 賃金（雇業者所得 / 雇業者数）
 WPI_t 国内卸売物価指数

関西経済研究センターのマクロ計量モデルでは、消費者物価指数と卸売物価指数については原系列四半期データが、その他の変数については季節調整済四半期データが用いられている。そこで、本節でも同じデータを用いている。

モデルの推定に先立ち、1982年第1四半期から1999年第4四半期までの標本期間について変数の単位根検定をする。それによればすべての変数が、単位根を持つ非定常時系列となっていることが分かる。次に、共和分の検定を行い、その結果を第4表に示している。それによれば、消費者物価指数関数と賃金調整関数については共和分関係が認められるが、国内卸売物価指数関数については認められない。

4表 共和分検定

	EG 検定	ヨハンセン 検定			
		r 0	r 1	r 2	r 3
消費者物価指数関数	0.000	0.012	0.098	0.021	
国内卸売物価指数関数	0.152	0.302	0.436	0.666	0.464
賃金調整関数	0.009	0.000	0.043	0.070	0.287

国内卸売物価指数関数においては、共和分関係の存在が認められないものの、関西経済研究センターモデルでは、次のようなエラーコレクションモデルが推定されており、本節でも事後予測に用いている。

消費者物価指数

$$\Delta \ln CPI_t = a_0 + f_1(\ln CPI_{t-1} - a_1 \ln WAGE_{t-1} - a_2 \ln WPI_{t-1}) + I_1 \Delta \ln CPI_{t-1}$$

国内卸売物価指数

$$\Delta \ln WPI_t = b_0 + f_3(\ln WPI_{t-1} - b_1 \ln PIM_{t-1} - b_2 \ln ULC_{t-1} - b_3 \ln GAP_{t-1}) + I_3 \Delta \ln WPI_{t-1}$$

賃金

$$\Delta \ln WAGE_t = g_0 + f_2(\ln WAGE_{t-1} - g_1 \ln CPI_{t-1} - g_2 \ln RU_{t-1} - g_3 \ln ETA_{t-1}) + I_2 \Delta \ln WAGE_{t-1}$$

エラーコレクションモデルは、共和分関係にある変数の動学的調整メカニズムを表すモデルとして知られている。すなわち、各方程式に含まれる個々の変数が単位根を持つ非定常時系列であっても、それらの一次結合が定常となる共和分関係にあり、その誤差項は定

常性を持ち、関数関係に外的なショックがあたえられても、元の関係に復帰するメカニズムが存在している。このようなエラーコレクションモデルは、マクロ計量モデルによる予測で用いられる定数項修正と類似している。すなわち、マクロ計量モデルでは、予測時点における各方程式の誤差の大きさが実績値に基づいて計算され、その誤差を勘案して予測期間の定数項を修正する作業が行われる。このような作業によって事前予測の誤差を小さくできることが知られている。共和分に基づくエラーコレクションモデルは、マクロ計量モデルにおける定数項修正プロセスを、明示的に方程式として表現したものと考えることができる。

前節の事前予測による予測誤差をベンチマークとして比較するために、本節でも消費者物価指数は、生鮮食料品を除く消費者物価指数ではなく、関西経済研究センターモデルで用いられている消費者物価指数（総合）について事後予測を行う。予測作業は、1990年度から1999年度まで年度毎に行い、実績値と比較する。すなわち、1990年度の予測値は、1982年第1四半期から1990年第1四半期までのデータに基づいてモデルを推定する。それに基づいて1990年第2四半期から1991年第1四半期まで四半期ベースで予測する。次に、四半期ベースを年度集計し、それを年度ベースの伸び率の予測値とする。以下、年度毎に同様の作業を繰り返すが、推定期間の最初は1982年第1四半期に固定している。なお、期間の設定による利用可能な情報量によれば、本節の事後予測は、前節の事前予測における当該年7月の予測と同じと考えることができる。

事後予測を行う際に想定される予測期間の外生変数の取り扱いについて、次の4種類の予測を行う。

予測値 1

外生変数（労働生産性、需給ギャップ、完全失業率、輸入物価指数）を自己回帰モデルで推定し、予測期間の外生変数の想定値として用いる。なお、自己回帰モデルの推定期間は、内生変数（消費者物価指数、国内卸売物価指数、賃金）と同一期間である。なお、1997年の消費税率の引き上げは予測に織り込まない。

予測値 2

外生変数（労働生産性、需給ギャップ、完全失業率、輸入物価指数）を自己回帰モデルで推定して予測期間の外生変数の想定値として用いる。なお、自己回帰モデルの推定期間は、内生変数（消費者物価指数、国内卸売物価指数、賃金）と同一期間である。なお、1997年の消費税率の引き上げは予測に織り込む。織り込む方法は、1997年第2四半期に2%、第3四半期に1.7%消費者物価指数関数を定数項修正する。この方法は、関西経済研究センターモデルによる事前予測で用いられたものと一致する。

予測値 3

外生変数に予測期間の実績値を用い、1997 年の消費税率の引き上げは予測に織り込まない。

予測値 4

外生変数に予測期間の実績値を用い、1997 年の消費税率の引き上げについて、予測値 2 と同じ定数項修正を行う。

表 5 によれば、消費者物価指数の予測において、1997 年の消費税率の引き上げを織り込むかどうかは、外生変数の想定に関わらず、予測誤差の改善に大きく寄与している。しかし、外生変数に予測期間の実績値を用いても、消費者物価指数の予測誤差は悪化している。平均平方誤差と平均絶対誤差は、1997 年の消費税率の引き上げを事前に織り込み、さらに外生変数を自己回帰モデルで求めた予測値 2 が優れており、各々 0.51 及び 0.37 である。しかし、当該年 7 月の事前予測での誤差は各々 0.44 及び 0.32 であったことから、平均平方誤差と平均絶対誤差を評価基準とすれば、本節の物価賃金ブロックによる事後予測は事前予測よりも劣っていることになる。

表 5 マクロ計量モデルによる事後予測：消費者物価指数

	実績値	予測値 1	予測値 2	予測値 3	予測値 4
1990	3.12	2.87	2.87	2.92	2.92
1991	2.81	2.81	2.81	2.67	2.67
1992	1.57	1.46	1.46	1.37	1.37
1993	1.22	-0.06	-0.06	-0.17	-0.17
1994	0.46	-0.12	-0.12	-0.14	-0.14
1995	-0.22	0.34	0.34	0.36	0.36
1996	0.36	0.60	0.60	0.55	0.55
1997	2.05	0.37	2.03	0.25	1.91
1998	0.14	-0.28	-0.28	-0.31	-0.31
1999	-0.47	-0.70	-0.70	-0.66	-0.66
RMSE		0.74	0.51	0.79	0.55
MAE		0.53	0.37	0.58	0.41
ME		-0.37	-0.21	-0.42	-0.25

表6 マクロ計量モデルによる事後予測：国内卸売物価指数

	実績値	予測値 1	予測値 2	予測値 3	予測値 4
1990	1.21	0.57	0.57	0.51	0.51
1991	0.39	-0.56	-0.56	-0.98	-0.98
1992	-0.98	-1.00	-1.00	-0.83	-0.83
1993	-1.77	-0.38	-0.38	-1.30	-1.30
1994	-1.37	-0.67	-0.67	-1.04	-1.04
1995	-1.04	0.50	0.50	0.03	0.03
1996	-1.50	1.14	1.14	0.95	0.95
1997	1.02	1.30	1.33	0.77	0.77
1998	-2.17	-0.88	-0.88	-1.20	-1.20
1999	-1.01	-2.26	-2.26	-2.10	-2.10
RMSE		1.28	1.28	1.10	1.10
MAE		1.07	1.07	0.88	0.88
ME		0.50	0.50	0.20	0.20

表7 マクロ計量モデルによる事後予測：賃金

	実績値	予測値 1	予測値 2	予測値 3	予測値 4
1990	4.40	4.17	4.17	4.36	4.36
1991	4.11	4.17	4.17	3.66	3.66
1992	0.75	2.19	2.19	1.45	1.45
1993	1.17	-0.12	-0.12	-0.33	-0.33
1994	1.81	0.25	0.25	0.32	0.32
1995	0.75	0.21	0.21	0.93	0.93
1996	0.78	2.58	2.58	2.36	2.36
1997	1.10	1.91	2.52	1.26	1.87
1998	-0.82	0.46	0.46	0.17	0.17
1999	-0.16	0.06	0.06	0.20	0.20
RMSE		1.10	1.16	0.94	0.97
MAE		0.92	0.99	0.75	0.81
ME		0.20	0.26	0.05	0.11

本節の事後予測が前節の事前予測よりも劣る結果をもたらしたのは、1993年の消費者物価指数が、事後予測において大幅に過小予測された結果によるものであるが、その原因としては消費者物価指数関数と賃金調整関数における誤差によって生じたものと考えられる。しかし、それは1997年における消費税率の引き上げのように事前に織り込むことのできる既知の制度変更によるものではない。

本節の予測実験によれば、マクロ計量モデルによる消費者物価指数、国内卸売物価指数、賃金の事後予測の結果から、マクロ計量モデルの予測期間の外生変数に実績値を用いて予測を行っても、必ずしも予測の改善につながらない場合のあること、マクロ計量モデルによる予測では、事前予測が事後予測よりも優れている場合のあること、が確認できる。

マクロ計量モデルにおいて、予測期間の外生変数に実績値を用いることによる精度の向上は、あまり期待することはできず、むしろ悪化することすらある。このような事実は、Fair(1980)によっても指摘されている。その理由として、第2節で述べたように、マクロ計量モデルによる予測誤差の源泉は多様であり、予測期間の外生変数に実績値が用いられるかどうかは、消費者物価指数予測における消費税率引き上げなどの特別の理由を除けば、予測誤差の原因としては大きくないためである。すなわち、予測誤差を引き起こすのは、外生変数の想定誤り以外にも、標本期間の確率的ショックに起因するパラメータの推定誤差、誤差の系列相関や動学モデルの特定化による予測の偏りなど、すなわち $\Phi_T - \Omega_T$ に起因するもの、予測期間に発生する確率ショック u_{T+f} に起因するものなど様々存在して

おり、その中で外生変数の想定誤差 $X_{T+f} - X_T$ が内生変数の予測誤差に与える影響の大きさは、外生変数の想定が自己回帰モデルなどの確率的最適予測手法による限り、他と比較して大きくないことが知られている。

一方、事前予測が事後予測より優れているのは、既に述べたように

- (1) 予測期間の内生変数に発生するショック： $Y_{T+f} - Y_T$
- (2) 予測期間の外生変数に発生するショック： $X_{T+f} - X_T$
- (3) 予測期間の外部環境に発生するショック： $\Phi_{T+f} - \Omega_T$

で表される確率的ショックが負の相関にある可能性を意味する。マクロ計量モデルによる予測の優位性は、これらの確率的ショックの関係を、予測時点では細心の注意を払うことで実現していることが考えられる。すなわち、事前予測では、予測時点で利用可能な各方程式に生じるショックと、政策の変更などのような経済を取り巻く環境などとの関係を分析しながら誤差修正を行って予測をしており、予測期間で生じる確率プロセスについても、ある程度考慮して予測に組み入れる作業が行われる。これらの予測プロセスが確率的ショック項の負の相関となっていると考えられている。

もちろん、事前予測と事後予測を比較することは簡単ではない。事前予測は、予測時点で知り得た様々な情報を活用した予測であるのに対して、事後予測は予測時点で知り得た情報を十分に活用しない予測であるかもしれない。しかし、本節の目的は、事前予測が事後予測よりも優れていることの多いことが予測の実務ではよく知られた事実であることを指摘することであり、その一つの例として、事前予測に用いられるマクロ計量モデルの物価賃金ブロックを事後予測に用いることで、予測誤差の観点から事前予測を上回ることをできないことを示したものである。逆に、マクロ計量モデルが推定された方程式以外に、予測時点で知り得た様々な情報を活用することのできる予測であるならば、望ましい予測

方法であると言えるのではないだろうか。

5．マクロ計量モデルによる事後予測：四半期ベースのインフレ率予測誤差

本節では、4節と同じ関西経済研究センターのマクロ計量モデルの物価賃金モデルを用いて、四半期ベースの事後予測を行う。なお、消費者物価指数として、総合指数ではなく生鮮食料品を除く消費者物価指数を用いている。さらに、消費者物価指数と国内卸売物価指数については季節調整済みのデータを用いている。予測の手続きとそれに伴う予測誤差の評価方法として、次の4種類のケースに基づいて行う。

ケース1：第4四半期に4四半期先インフレ率予測をする

モデルの推定期間の初期を1982年第1四半期に固定し、終期を1989年第4四半期から1998年第4四半期まで4四半期ずつ増加させて推定する。予測は推定されたモデルを用い、推定期間の翌期から4四半期間行う。その4四半期間の予測値のうち、最後の第4四半期における消費者物価指数の予測値と、前年の同四半期における消費者物価指数の実績値から、インフレ率予測値を算出し、実績値と比較する。

ケース2：第4四半期に8四半期先インフレ率予測をする

モデルの推定期間の初期を1982年第1四半期に固定し、終期を1989年第4四半期から1997年第4四半期まで4四半期ずつ増加させて推定する。予測は推定されたモデルを用い、推定期間の翌期から8四半期間行う。その8四半期間の予測値のうち、最後の第8四半期における消費者物価指数の予測値と、前々年の同四半期における消費者物価指数の実績値からインフレ率予測値を算出し、実績値と比較する。

ケース3：四半期毎に4四半期先インフレ率予測をする

モデルの推定期間の初期を1982年第1四半期に固定し、終期を1989年第4四半期から1998年第4四半期まで1四半期ずつ増加させて推定する。予測は推定されたモデルを用い、推定期間の翌期から4四半期間行う。その4四半期間の予測値のうち、最後の4四半期目における消費者物価指数の予測値と、前年の同四半期における消費者物価指数の実績値から、インフレ率予測値を算出し、実績値と比較する。

ケース4：四半期毎に8四半期先インフレ率予測をする

モデルの推定期間の初期を1982年第1四半期に固定し、終期を1989年第4四半期から1997年第4四半期まで1四半期ずつ増加させて推定する。予測は推定されたモデルを用い、推定期間の翌期から8四半期間行う。その8四半期間の予測値のうち、最後の8四

半期目における消費者物価指数の予測値と、前々年の同四半期における消費者物価指数の実績値からインフレ率予測値を算出し、実績値と比較する。

なお、物価賃金モデルに含まれる外生変数について、モデルの推定期間と同じ期間のデータから、個々の外生変数毎に自己回帰モデルを推定し、それに基づいて物価賃金の予測期間における外生変数を予測し、その予測値を所与とする条件付き予測を行う方法と、実績値を所与として条件付き予測を行う方法の二つについて比較する。

さらに、1997年の消費税率の引上げによる消費者物価指数の変動を、予測時に事前に考慮しない方法と、定数項修正により事前に考慮するモデルの二つについて行っている。なお、以下では、単に消費者物価指数、国内卸売物価指数と賃金という場合、各変数の伸び率についての予測値を指すものとする。

図1は、ケース1、すなわち第4四半期における4四半期先のインフレ率の実績値と事後予測値を表している。1997年の消費税率の引き上げによる消費者物価の上昇は、制度的変更を事前に織り込まない限り、予測することが困難である。しかし、インフレ率の実績値と事後予測値の乖離は、1993年～1994年にかけても発生している。さらに、1999年についてはいずれも過小予測となっている。このような予測誤差は、外生変数に実績値を用いても解消せず、賃金物価モデルに固有のものであると言える。一方、図2は、ケース2、すなわち第4四半期における8四半期先のインフレ率の実績値と事後予測を表している。4四半期先の予測と比較すれば、予測誤差は全般的に大きい。しかし、1997年の消費税率の引き上げという制度的変更を事前に織り込むかどうかに関わらず、インフレ率の動向を概ね予測している。逆に、1994年や1997年のインフレ率予測については、外生変数に実績値を用いても、あるいは制度的変更を取り入れても、予測値や制度的変更を織り込まない方が予測誤差は大きくなる事実は興味深い。さらに、1999年のインフレ率については、外生変数に実績値を用いるかどうかに関わらず、4半期先予測にあった過小予測が見られないことも興味深い。これらの結果は、予測期間が長くなれば、統計的には予測誤差の分散も大きくなるものの、8四半期先予測が4四半期先予測よりも予測誤差が必ずしも大きくなることを意味しない。

図3は、ケース3、すなわち、4四半期毎に4四半期先のインフレ率の実績値と予測値を表している。図1が第4四半期に行われる4四半期先のインフレ率の予測であるのに対して、図3は4四半期毎の予測値である。予測誤差の傾向は、第4四半期における予測とその他の四半期における予測との間で大きな差はない。なお、外生変数に実績値を用いるかどうかに関わらず、1993年～1994年の過小予測については共通しており、1997年のインフレ率予測誤差は、制度変更を事前に織り込むかどうか依存している。さらに、1999年後半の過小予測についても共通している。一方、図4は、ケース4、すなわち、4四半期毎に8四半期先のインフレ率の実績値と予測値を表している。それによれば、外生変数に

実績値を用いた場合、1990年代前半は傾向的な過小予測になるのに対して、外生変数に予測値を用いる事後予測ではその傾向が見られない。ところが、1990年代後半においては、外生変数に実績値を用いた方が事後予測の結果が良い。さらに、1997年のインフレ率の予測については、消費税率引き上げの制度変更を取り入れない方が予測誤差は小さくなる点に興味深い。

次に、予測の各ケースについて、平均平方誤差、平均絶対誤差及び平均誤差に基づいて予測誤差を比較評価する。

表8は、第4四半期における4四半期先インフレ率等の予測を評価したものである。まず、外生変数に実績値を用いることが予測誤差の改善になるかどうかをみると、国内卸売物価指数と賃金について改善が認められるが、消費者物価指数については悪化していることが分かる。一方、1997年の消費税率の引き上げを事前に組み入れることが予測の改善になるかどうかをみると、消費者物価指数について改善が認められるものの、賃金については悪化している。なお、卸売物価指数については明確ではない。

表9は、第4四半期における8四半期先インフレ率等の予測を評価したものである。まず、外生変数に実績値を用いることが予測誤差の改善になるかどうかをみると、4四半期先予測と同様に、国内卸売物価指数と賃金について改善が認められるが、消費者物価指数については悪化している。一方、1997年の消費税率の引き上げを事前に組み入れることが予測の改善になるかどうかをみると、消費者物価指数、国内卸売物価指数、賃金のいずれについても悪化している。

表10は、4四半期毎における4四半期先インフレ率等の予測を評価したものである。まず、外生変数に実績値を用いることが予測誤差の改善になるかどうかは、賃金については認められるが、消費者物価指数については悪化している。一方、1997年の消費税率の引き上げを事前に組み入れることが予測の改善になるかどうかは、消費者物価指数について改善が認められるものの、賃金については悪化している。なお、卸売物価指数については、外生変数に実績値を使うかどうか、消費税率の引き上げを事前に組み入れるかどうかは予測精度へ与える影響は明確ではない。

表11は、4四半期毎における8四半期先インフレ率予測である。まず、外生変数に実績値を用いることが予測誤差の改善になるかどうかは、賃金については改善が認められるが、消費者物価指数と国内卸売物価指数については悪化している。一方、1997年の消費税率の引き上げを事前に組み入れることが予測の改善になるかどうかは、国内卸売物価指数と賃金については悪化しており、消費者物価指数については明確でない。

表8～11の結果によれば、物価賃金のマクロ計量モデルによる事後予測において、予測期間の外生変数を予測時点までのデータに基づいて自己回帰モデルによる予測値の代わりに予測期間の実績値を使っても、予測誤差が改善されるのは賃金のみで、消費者物価指数や国内卸売物価指数については改善が見られないばかりか、悪化する場合のあることが

ここでも示される。

一方、1997年の消費税率の引き上げを事前に織り込むかどうかは、消費者物価指数の4四半期先予測の場合には予測を改善するが、消費者物価指数8四半期先と、国内卸売物価指数と賃金については4四半期先及び8四半期先のいずれの予測においても、予測精度を改善することはできない。このことは、消費税率の引き上げのような相対価格に大きな影響を与える政策変更の場合、より複雑な調整の必要性を示唆している。なお、事後予測においては、予測時点で既知とすることのできる外部情報を特定することが困難であり、外部情報の事後的な取り扱いのために、事後予測が事前予測と比べて予測効率の点で低下する原因の一つともなっているとの指摘もある。

表8 ケース1：第4四半期における4四半期先インフレ率予測

外生変数	消費税率の調整	消費者物価指数			国内卸売物価指数			賃金		
		RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME
予測	なし	0.89	0.65	-0.48	2.11	1.75	0.17	1.95	1.46	0.57
実績	なし	0.89	0.66	-0.53	1.98	1.60	0.17	1.57	1.33	0.22
予測	あり	0.70	0.49	-0.33	2.11	1.75	0.18	2.12	1.58	0.68
実績	あり	0.79	0.58	-0.45	1.98	1.60	0.17	1.68	1.44	0.31

表9 ケース2：第4四半期における8四半期先インフレ率予測

外生変数	消費税率の調整	消費者物価指数			国内卸売物価指数			賃金		
		RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME
予測	なし	0.68	0.61	-0.07	2.60	2.39	1.44	4.00	3.21	2.37
実績	なし	0.92	0.78	-0.60	2.87	2.29	1.12	2.61	2.48	0.56
予測	あり	0.65	0.59	0.13	2.63	2.41	1.45	4.23	3.41	2.57
実績	あり	1.07	0.93	-0.40	2.91	2.31	1.14	2.92	2.68	0.76

表10 ケース3：四半期毎の4四半期先インフレ率予測

外生変数	消費税率の調整	消費者物価指数			国内卸売物価指数			賃金		
		RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME
予測	なし	0.73	0.57	-0.33	1.83	1.50	0.66	1.71	1.33	0.51
実績	なし	0.78	0.63	-0.40	1.89	1.50	0.53	1.44	1.14	0.11
予測	あり	0.64	0.49	-0.20	1.84	1.50	0.66	1.82	1.42	0.59
実績	あり	0.69	0.55	-0.27	1.89	1.50	0.54	1.51	1.24	0.19

表11 ケース4：四半期毎の8四半期先インフレ率予測

外生変数	消費税率の調整	消費者物価指数			国内卸売物価指数			賃金		
		RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME	RMSE	MAE	ME
予測	なし	0.71	0.57	0.02	2.63	2.29	1.76	3.52	2.95	2.07
実績	なし	1.08	0.90	-0.54	2.91	2.44	1.52	2.45	2.09	0.22
予測	あり	0.69	0.55	0.22	2.67	2.31	1.78	3.74	3.13	2.26
実績	あり	1.27	1.10	-0.35	2.95	2.47	1.55	2.68	2.23	0.40

6 . おわりに

本報告では、マクロ計量モデルによるインフレ率の予測誤差を評価するために、まず事前予測と事後予測の違いを述べ、関西経済研究センターの予測や、民間 33 予測機関による予測などによる事前予測の予測誤差をベンチマークとして、事後予測と比較している。それによれば、実現していない将来を予測するという意味で情報量として少ないはずの事前予測が、既実現した事実を予測する事後予測よりも優れている場合のあることが示された。インフレ率の予測誤差については、事前予測の平均平方誤差は 0.5 を下回ることができるが、事後予測はそれを下回ることが困難である。このことは、事後予測の結果に基づいて予測方法やモデル選択をすることの危険性を示唆している。伴(1991)は、マクロ計量モデルの構築にあたって、標本期間内の適合度を高めることが予測効率の上昇につながらず、逆に予測効率を低下させる可能性のあることを示した。このことは、同時に事後予測の効率を高めることが、事前予測の効率を高めることにつながらないことも示唆している。もちろん、この結論は経験に基づくものであり、それが統計理論的に解明されているわけではない。しかし、予測の目的は、事後予測の精度を高めることではなく、事前予測の精度を高めることにある。したがって、予測方法の選択においては、どの方法が事前予測の精度を高めるかを基準として評価することが重要である。これまで、予測の方法を比較するために、多くの研究がなされてきたが、その成果が予測方法の選択に貢献できなかったは、事後予測で望ましいとされた方法が、結局のところ事前予測に耐えられなかったことによることが大きい。それに対して、マクロ計量モデルによる予測の歴史は古く、事前予測の対象となるに十分な予測が行われている。予測は、理論的であるとともに、実践的なものであることに留意することが必要である。

参考文献

浅子和美・佐野尚史・長尾知幸、1989、経済予測の成績表、経済セミナー2月号

折谷吉治、1979、時系列モデルによる経済予測の展開、東洋経済近代経済学シリーズ 50

関西経済研究センターマクロ分析プロジェクト、

第27回～第43回マクロ計量モデルによる景気分析と予測

第44回～第46回景気分析と予測

財団法人・関西経済研究センター

馬場正雄、1969、経済見通し：成長と安定への道、中央公論社

伴 金美、1991 マクロ計量モデル分析：モデル分析の有効性と評価、有斐閣

Ban, K., 1982, Estimation of Consumption Function with a Stochastic Income Stream,
The Economic Studies Quarterly 33, 158-167

Evans, M.K, Y. Haitovsky, G.I. Treyz and V. Su , 1972, An Analysis of the Forecasting Properties of
U.S. Econometric Model, in B.G. Hickman ed., Econometric Models of Cyclical Behavior,
Columbia University Press.

Fair, R.C., 1980, Estimating the Expected Predictive Accuracy of Econometric Models,
International Economic Review 21, 355-378.

図1 第4四半期における4四半期先インフレ率予測

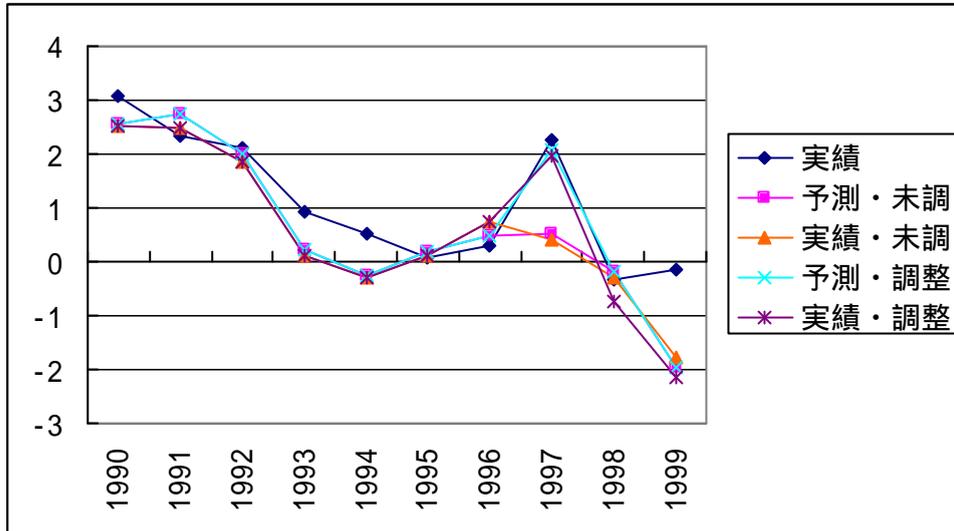


図2 第4四半期における8四半期先インフレ率予測

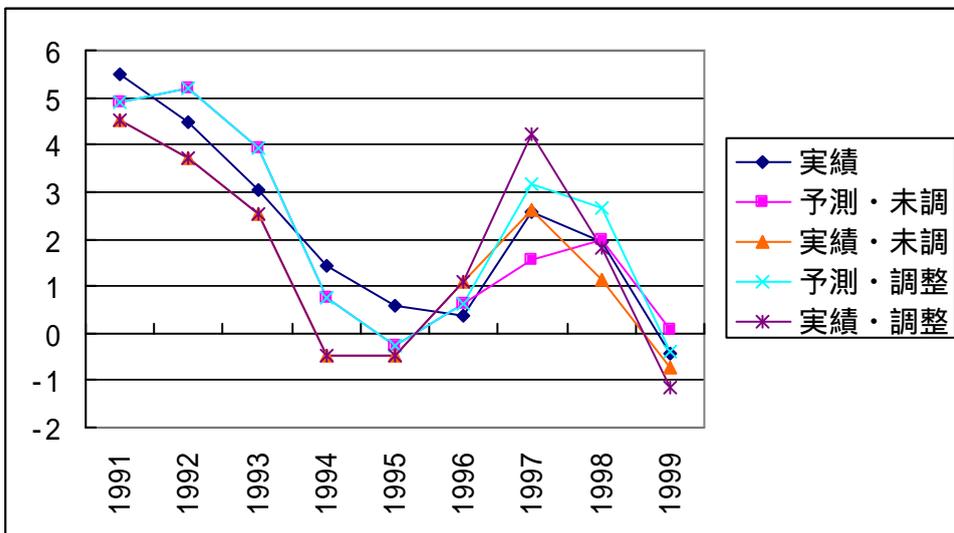


図3 4四半期毎の4四半期先インフレ率

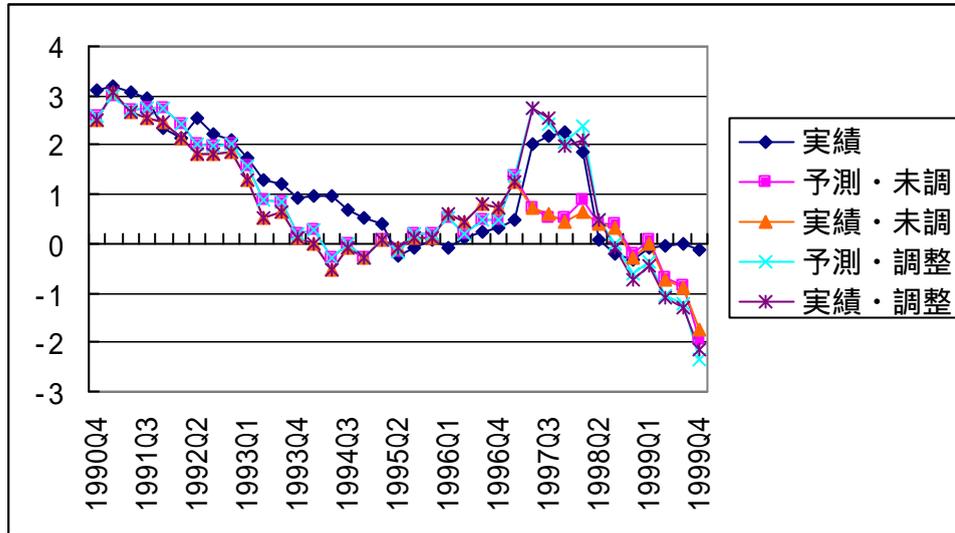


図4 4四半期毎の8四半期先インフレ率予測

