

金融政策ルールの実面的側面： 学説の展望と日本銀行の情報優位？

地主 敏 樹

序

近年、金融政策ルールの分析が盛んである。Taylor が始めたこのアプローチは、一方でシミュレーション分析を通して最適ルールを探る方向に、他方でその現実妥当性を探る方向へと、それぞれに発展してきた。

最適ルールの探求は、ミクロ的基礎に裏付けられたマクロモデル¹において、様々な金融・財政政策ルールのパフォーマンスを比較するという手法を通して、試みられている。モデルの特長は、各経済主体の行動が将来の経済状態を考慮に入れた forward-looking なものである点にある。金融政策が長期的中立性を満たすモデルが多いので、そのパフォーマンス評価は、生産やインフレ率の（水準ではなく）変動性に基づくものになる。効用関数や生産関数と政策ルールのパラメーターによって、達成可能な変動性の組み合わせの集合が規定される。政策当局は、自らの目的関数のパラメーターに応じた最適な組み合わせを選び、対応する政策ルールを実施すればよいというのである。

このシミュレーション分析にはマクロ経済学の新たな地平を切り開く可能性があるが、現段階では未だ萌芽期にあると言わざるを得ない。きわめてシンプルなモデルが多いし、forward-looking な家計や企業がショックに対応して長期均衡への収束経路を每期計算し直すという極端な合理性を設定している。現実からほど遠いことは、明瞭であろう。

本稿では、もう一方の研究方向である、金融政策ルールの現実への適用ということをテーマとして、関連する諸研究の整理を試みる²。なお、関連文献が膨大なので、網羅的ではないことを予め断っておきたい。

次節と2節で自然率及びリアルタイム・データに起因する不確実性に触れ、3節ではその結果としての金利スミージングに関する研究をみる。中央銀行の収集している情報について、4・5節で米国FRBに関する研究をみて、6節では日本銀行について検討する。最後の7節で、経済構造を学習しながらの金融政策運営に関する研究を論じる。

1 テイラー・ルールの適用？

金融政策ルールの代表として有名になったテイラー・ルールは、当初においては、名目 GDP 目標に基づいた金融政策運営ルールとしてインフレ率と生産とに等しい反応係数をもつように、かつ現実の政策運営をかなりフォローできるように、設計されたかに推測される。テイラー・ルールは、きわめてシンプルな次式で表される。

$$\begin{aligned} \text{実質短期金利}(\%) = & \text{自然利子率}(\%) + 0.5 \times (\text{インフレ率}(\%) - \text{目標値}) \\ & + 0.5 \times (\text{実質 GDP} \div \text{自然率水準値} - 1) \times 100 \end{aligned}$$

右辺第 1 項の自然利子率は、理論上、経済の総需要を自然率水準の生産と等しくさせるという意味での均衡利子率であるが、観察不可能な変数であり、実証分析においては、実質短期金利の長期平均値が用いられることが多い。

右辺第 2 項は、現実のインフレ率の目標値からの乖離（%ポイント）に応じてその半分だけ実質金利を引き上げることの意味している。実際に観察可能な名目金利で考えると、インフレ率の目標値からの乖離の 1.5 倍分（%ポイント）だけ、名目金利を引き上げることになる。この「名目金利で考えた場合に、インフレ率への反応係数が 1 を超えていること」は、インフレ率上昇に対応して実質金利引き上げという引き締め行動をとることになる。この政策行動パターンは、当該政策ルールが経済を安定化させるために必要であり³、テイラー原則（principle）とも呼ばれるようになった。

このポイントは、アメリカの連邦準備制度の政策行動の検証においても、注目された。「インフレ沈静化を成功させた Volker 以降の政策行動はこのテイラー原則を満たしているのに、それ以前の高インフレ期の政策行動は満たしていなかった」というのである。この金融政策ルールの違いで、70 年代の高インフレとその後の低インフレとが説明できるという解釈にも、一定の支持が集まっている。

右辺第 3 項は、GDP ギャップ（実質 GDP 現実値の自然率水準値からの乖離（%））に対応して、やはりその半分だけ実質金利を変化させることを意味している。この反応の大きさについては、その後の諸シミュレーション分析において、より大きな反応係数（例えば 1.0）の方が高いパフォーマンスを得られるという結果が、多く報告されている。

自然率水準の実質 GDP は、自然率水準の失業率に対応する生産水準であり、やはり均衡水準を示している。自然率水準の失業率は、理論上、労働市場において就職数と離職数とがバランスするような均衡失業率であり、その結果として（労働需給から賃金への上昇・下降圧力がないので）インフレ率の安定とも整合的となる。しかし、この自然率水準の失業率や実質 GDP も観察不可能な変数であり、実証分析においては長期トレンドなど様々な手法で推定されてきた⁴。

以上から推測できるように、テイラー・ルールはきわめてシンプルな数式で表されるものの、現実適用する場合には意外に難点が多い。自然利子率と自然率水準 GDP という二つの観察不

可能な均衡値が用いられていることが、問題を発生させているのである。

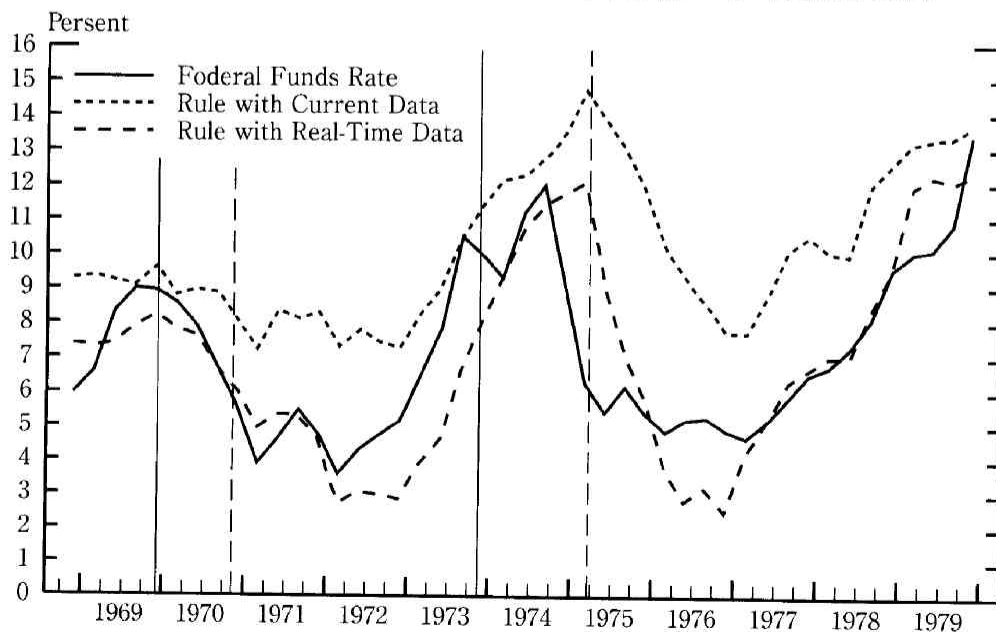
2 リアルタイム・データによる検討⁵

テイラー・ルールを実際の政策運営に適用しようとする、自然率水準の2変数（利子率と実質GDP）以外の問題点も明らかになってくる。それは、政策決定時点において利用可能なデータ、つまりリアルタイム・データ⁶がかなり不完全であるという点である⁷。金融政策の運営に関する意思決定は、しばしば、戦場における意思決定と類似していると指摘されてきた。戦場でも敵味方の状況を完全に把握できないままに、意思決定を迫られるからである。

この点の重要性を示したのは、Orphanidesの一連の研究であった。Orphanidesの研究は、リアルタイム・データを用いると、テイラー・ルールにかかわる実証研究の結果が変わることを示した。基本的には、リアルタイム・データにオリジナルのテイラー・ルールを適用すると、Volker以前の金融政策をほぼ忠実に復元する形になる（図1）⁸。オリジナルのテイラー・ルールのインフレ反応係数は1.5だから、当時の政策運営もテイラー原則を満たしていたのだらうと言うのである。係数推定値もこの推論を裏付けた（表1）。二つの時期における政策運営の相違は、インフレ反応係数の大きさではなく、GDPギャップの反応係数がVolker以後に小さくなったことであろうと、Orphanidesは示唆している⁹。

Smets (1998) や Rudebush (forthcoming) は、シミュレーションを通して、データの不確実性が存在する下では最適な政策ルールの反応係数が小さくなることを、示した。テイラー・ルールにおいてデータの不完全性が特に顕著なのはGDPギャップであり、その反応係数が小さくなるべきなのである。

図1 テイラー・ルール：リアルタイム・データと事後データ（Current data）



出処：Orphanides (2000) Figure 2.

表 1 政策ルール of 推定結果

推定式：

$$FF \text{ 金利}_t = \rho FF \text{ 金利}_{t-1} + (1 - \rho) (\alpha + \beta i \text{ 四半期後半までの予想インフレ率}_t + \gamma \text{ リアルタイム GDP ギャップ}_t) + \text{誤差項}$$

	α	β	γ	ρ	SEE	\bar{R}^2
$i = 1$						
1966 : 1 - 1979 : 2	1.53 (1.31)	1.64 (0.38)	0.57 (0.12)	0.70 (0.07)	0.81	0.86
1979 : 3 - 1995 : 4	1.31 (1.84)	1.80 (0.48)	0.27 (0.30)	0.79 (0.11)	1.19	0.90
$i = 2$						
1966 : 1 - 1979 : 2	2.12 (1.39)	1.61 (0.36)	0.60 (0.13)	0.67 (0.08)	0.80	0.87
1979 : 3 - 1995 : 4	1.07 (1.83)	1.85 (0.50)	0.24 (0.23)	0.78 (0.09)	1.18	0.90
$i = 3$						
1966 : 1 - 1979 : 2	2.13 (1.80)	1.65 (0.42)	0.62 (0.15)	0.69 (0.08)	0.88	0.85
1979 : 3 - 1995 : 4	0.80 (1.56)	1.89 (0.43)	0.19 (0.19)	0.76 (0.07)	1.17	0.90
$i = 4$						
1966 : 1 - 1979 : 2	3.53 (1.85)	1.44 (0.41)	0.61 (0.21)	0.72 (0.10)	0.95	0.84
1979 : 3 - 1995 : 4	0.54 (1.41)	1.95 (0.38)	0.17 (0.15)	0.74 (0.05)	1.14	0.90

出 処：Orphanides (2001) Table 1.

Aoki (1998) は、最適政策の理論分析で明快にその理由を示した。Brainard (1967) が古典的研究で示した教訓は、「モデルの係数などのパラメーターにかかわる不確実性 = 「乗法的な不確実性」は最適な政策行動の規模を小さくするが、単なるデータの不確実性 = 「加法的な不確実性」はリスク中立的な政策当局の政策行動に影響しない」というものであった。この教訓は広く受け入れられてきたが、「政策行動のうちで、データの誤差部分に対する反応部分は不要なものであり、不要な政策行動の結果としてマクロ経済の変動を高めてしまう」のである。不要部分の影響は、GDP やインフレ率の平均的水準に関しては、長期的には均されて消えてしまう。しかし、政策ルールの評価基準はインフレ率や GDP ギャップの安定性である。不完全なデータへの反応はそれらの安定性を低下させることになるので、好ましくないと評価される。したがって、最適な政策反応係数の規模は、該当する変数の不確実性の度合いが高まるにつれて、小さくなるのである。

Sack (2000) はさらに、アメリカ経済に関して、乗法的・加法的双方の不確実性を導入して、それぞれの政策行動への影響を調べている。彼の問題意識の焦点は、現実の政策行動において見受けられている部分調整的な行動の原因にあった。主要な結論は、この二つの不確実性の存在に

よって最適政策が慎重になり、現実の政策運営をはば説明できるというものである。現実の慎重な政策行動を説明するのに、生産や物価と言う基本目標以外に、利子率スミージングという特別な目標を連邦準備が追求していると考えなくてもいいと言うのである。

3 金利スミージング＝慎重な政策行動？

政策行動を検証する場合に用いられてきたのが、政策反応関数の推定である。基本的には、政策手段変数を被説明変数として、政策目標あるいは政策指標の諸変数を説明変数とした回帰式を推定するのである。金融政策の文脈では、次式のような形になる。

手段変数（短期金利が貨幣量） t

$$= \beta_1 \text{目標（指標）変数 } 1_t + \beta_2 \text{目標（指標）変数 } 2_t + \dots$$

問題意識に応じて定式化には様々なバリエーションがあるが、最近では、テイラー・ルールに近い形を採用することが多い。

実際の推定においては、ほとんどの定式化において、被説明変数である手段変数の1期ラグ値を説明変数に加えている。1期ラグ値の係数推定値（慣性値）は有意性も高く、1にかなり近い値をとることが多い。

このように1期ラグ値の影響が強いことは、政策行動が漸進的であることを示している。この観察に対しては、様々な解釈が提示されてきた。意図的な利子率のスミージングが行われているのかどうか、一つの焦点である。金利スミージングを正当化する議論として、金融市場への攪乱的影響の防止が挙げられよう。金融機関は、諸金融資産についてロングとショート両ポジションを大きくとっている。大幅な金利変動が引き起こす資産価格変動によって大きな損失を被る金融機関が出現すると、金融市場へ攪乱的效果が及ぶ危険性があるというのである。金融政策行動が原因ではないが、1998年のロシア危機とLTCM破綻が好例であろう。近年、様々なリスクヘッジ手段が活用できるようになったとはいえ、問題は発生しているのである。

Goodhart (1998) は、前述のSackの研究を利用し英国に適用しつつ、最適政策からの乖離を検討した。最適政策が每期達成されておれば次の政策行動は予想できないはずであるとして、諸国において政策行動の方向転換が少なく同じ方向の政策行動の連続が多いことを、最適性からの乖離かもしれないと重視している（表2）。BeanはGoodhart論文へのコメントの中で、漸進的な政策行動に関係して、次のような4分類を示した。

- ①慎重性（cautious）不確実性に直面して政策行動を小さくすること。
- ②保守性（conservatism）小さい政策行動をより早く実施（pre-emptive）することで、高い効果を狙うこと。
- ③漸進性（gradualism）大きな政策行動が必要なのに、数回連続の小さな行動に分割すること。
- ④遅行性（delay）政策実施時期が遅れること。

Beanは、④の遅行性を正当化することは難しいとして、それが方向転換の少なさに反映されて

表 2 政策金利の調整

	Sequence of adjustment											
	Number of changes				Average duration ^(a)				Average change ^(b)			
	++	+-	-+	--	++	+-	-+	--	++	+-	-+	--
United States	6	1	2	22	41	108	321	39	0.46	0.25	0.25	0.28
Germany	65	31	31	107	22	24	34	14	0.25	0.19	0.12	0.15
France	8	5	6	86	47	72	77	31	0.51	0.40	0.83	0.21
Italy	9	6	6	24	122	182	121	83	1.31	0.88	0.96	0.73
United Kingdom	28	17	18	84	36	69	49	23	0.94	0.50	0.77	0.37
Canada	10	1	2	21	22	57	103	21	0.43	0.25	0.25	0.25
Spain	4	5	4	33	56	72	67	35	0.42	0.24	0.35	0.38
Australia	2	1	1	17	43	413	264	67	1.00	0.50	0.75	0.79
Netherlands	55	27	28	108	16	15	32	15	0.42	0.53	0.40	0.21
Belgium	9	7	8	82	17	10	82	10	0.45	0.24	0.34	0.14
Sweden	14	1	2	24	16	132	146	10	0.12	0.25	0.27	0.18
Austria	15	1	1	48	70	42	150	34	0.38	0.50	0.25	0.16

注：++ = 2 回連続の利上げ，+- = 利上げ後の利下げ

-+ = 利下げ後の利上げ，-- = 2 回連続の利下げ

出処：Goodhart (1999) Table F.

いる可能性を示唆している。

もう一人のコメンターであった Canada 銀行副総裁の Freedman は、政策運営側の立場から様々なコメントをしているが、第 3 の不確実性としてモデル不確実性を強調している。政策効果の検討に複数のモデルを用いることが、現実的な対応である¹⁰。一部のモデルに対してのみ高パフォーマンスを示す政策ルールは、現実に応用するには危険すぎることになる。広範なモデルに対して、一貫して良好なパフォーマンスを示すという意味で、ロバストな政策ルールが望ましいのである。

Freedman は、「政策行動の方向逆転が少ないことを最適政策からの乖離とみなす」ことに対し、経済変動の短期的な方向性は明確でもその持続性が不明なことが多いことを指摘して、留保を表明している。過去の経験から平均的な持続性が判っていても、それを根拠に政策行動を外部に対して正当化することは難しいとも述べている。

理論面では、金利スミージングを正当化する新しい議論が、Woodford (1999) によって提示されている。金融政策ルールに高い慣性を設定すると、小さな政策行動でも、経済に大きな影響を与え得るというのである。民間主体は将来を考慮に入れて行動する。小さな政策行動が連続すると予想すると、将来の予想金利経路も大きく変化すると考える。これは、長期金利の変化に反映されて、資産価格や民間経済行動に影響することになる。民間主体が forward-looking に意思決定を行うほど、政策ルールが信頼されるほど、この効果も高まっていく。

金利スミージングに対する反論も数多い。実証面での反論は、観察された金利スミージングがそれ自身を意図したものではない、と主張する。Rudebush (2002) は、定型的な利子率スミージ

ングは市場に予測されるので金利の期間別構造に反映されるはずなのに、そうっていないことを示した。そして、単純な政策ルールの説明変数から排除されている様々な変数が、誤差項に系列相関を発生させているのだと論じた¹¹。English et al (2002) は、誤差項の系列相関が AR(1) の場合には Rudebush の議論への反証が得られること、したがって部分調整メカニズムが有意であることを示した。彼らは、部分調整メカニズムと誤差項の系列相関の両方が影響しているのではないかと、示唆している。

理論面での反論は、最悪のケースを一番ましなものにするという（マキシ・ミン）のアプローチをとるもので、その意味で頑健（robust）な政策であると称している。Onatski and Stock (2000) などがあり、金利スミージングとは逆に、デフレーションのような悪い状況の懸念に対応して、通常以上に増幅された過剰な政策行動を採るべきであるとしている。当然のことに「手段不安定性（instrument instability）を発生させるのではないか」と批判されており、Aoki の議論でみたように政策行動そのものが不要な経済変動の源となってしまう危険性が明らかである。しかし、「戦力の逐次投入は兵家の忌」という格言を想起させる考え方であり、適用すべき状況の見極めが重要なかもしれない。

4 中央銀行のもっている情報？

確かに第2節で見た Orphanides の研究は興味深いものであるが、大きな欠点がある¹²。中央銀行に利用可能な情報の質と量を、不当に低く制限しているとの印象は否みがたい。中央銀行は、実質 GDP ギャップについても、(Philadelphia 連銀が公表しているような) 単純なリアルタイム・データを超える、様々な関連情報をもっているはずである。ビジネス・エコノミストの経験が長い Greenspan 現議長が賞賛されているのも、米国経済データに対する歴大な知識に基づいて、詳細に現状確認を行っている点であろう。テイラー・ルールにリアルタイムの GDP ギャップ値を代入することは、確定値データを代入することとは逆方向に非現実的な思考実験であると評価できるのではないだろうか。

この考え方を裏付けるような研究も存在している。Bernanke and Boivin (2000) は、Stock and Watson (1999) が工夫した多数の系列のデータを用いて主要マクロ系列を予想する方法を、金融政策運営の検討に適用している。GDP とその構成要素、CPI・PPI とその構成要素、金融市場の諸価格、労働時間、機械受注、小売売上、住宅建設など、連邦準備銀行がモニターしている広範な諸変数を利用して、それらに共通する主因子を通じて、主要マクロ変数を予測するのである。最終的には、政策運営のベンチマークへの利用を検討している。

彼らは、生産指数や失業率と CPI 指数について、

- ① Stock-Watson の方法が単純な AR や VAR よりも良い予測パフォーマンスをもたらし得ること。
- ② 使用するデータがリアルタイム値か最終確定値かの違いは、予測精度にあまり影響しないこ

と。

③使用するデータ系列の豊富さが、予測精度に対して、より大きな影響をもたらすこと。

④FRB スタッフの作成する Greenbook の予測精度は、Stock-Watson の方法よりも、僅かながらも、より高い予測精度をもっていること。

を報告している。

FRB 等の中央銀行スタッフは、継続的に大量のデータを収集して、「複数の大型計量モデル、複数の (VAR のような) 小型統計モデル、発見的であったり主観的判断を要したりする分析、多様な情報源から得られた諸情報のインフォーマルなウェイト付けを混合¹³⁾」して、経済の現状分析・予測作成を行っており、その予測精度は高いのである。この研究結果からも、中央銀行がもっている大量のデータを無視したリアルタイム・データというものの非現実性が明らかであろう。

ただし、Bernanke and Boivin の研究には、リアルタイム・データとして 78 系列しか利用できていないという欠点がある。比較の条件をコントロールするために、彼らは、2 段階アプローチを取っている。まず、同じ 78 系列のみを含んだ確定値データセットを作成して、予測比較をして②の結果を得た。この 78 系列しか用いない予測の精度は、単純な AR や VAR に比べて、僅かしか改善していない。次いで、215 系列を含んだ確定値データのフルセットと比較して、③の結果を得たのである。フルセットを用いると、予測制度の改善は RMSE (平均 2 乗誤差の平方根) で測って 20~30% と顕著なのである。

この 2 段階アプローチも一定の対応ではあるが、やはり現実からは乖離しているといわざるを得ない。現実においては、リアルタイムでも 215 系列が利用可能であるが、その多くの系列についてはかなり遅れた情報しか利用できないはずである。この点をきちんと入れた分析を行わないと、リアルタイムでの多数系列利用が、自動操縦的なベンチマークに利用できるかどうかは判らない。

5 中央銀行のもっている情報の対民間優劣

前節で、中央銀行が大量のデータを集めて、経済の不確実性に対処しようとしていること、その予測精度がかなり高いことを見た。本節では、その予測精度を、他の諸機関の作成した予測と比較した一連の研究を見てみよう。

Romer and Romer (2000) は夫婦で金融政策についての一連の研究を行ってきた。ナラティブ・アプローチに基づいた研究は良く知られている¹⁴⁾。彼らは、FRB の予測を民間の諸予測と、ストレートに比較した。現実のインフレ率の予測値としての優劣を、次の回帰式で調べている。

$$\text{インフレ率}_t = \delta + \gamma_c \text{民間予測値}_t + \gamma_F \text{FRB 予測値}_t + \text{誤差項}_t$$

表 3 に示されているように、3 種類の民間予測のどれと組み合わせても、FRB 予測の係数値が 1 に近く有意なのに、民間予測の係数は小さく非有意でしかないので、FRB の予測の精度の方が

表3 FRBと民間のインフレ予測比較
 $\text{インフレ率}_t = \delta + \gamma \text{民間予測値}_t + \gamma_F \text{FRB 予測値}_t + \text{誤差項}_t$

予測期間 (四半期)	Forecast horizon (Quarters)	δ	γ	γ_F	R^2	N
Blue Chip						
	0	-0.06(0.40)	0.35(0.23)	0.64(0.18)	0.83	97
	1	0.49(0.52)	-0.35(0.27)	1.21(0.20)	0.81	97
	2	0.56(0.45)	-0.30(0.25)	1.12(0.22)	0.70	97
	3	0.22(0.60)	-0.34(0.32)	1.23(0.25)	0.71	97
	4	0.18(0.68)	-0.31(0.32)	1.19(0.37)	0.54	93
	5	0.64(1.17)	-0.23(0.41)	0.93(0.49)	0.37	69
	6	1.30(0.77)	0.55(0.18)	-0.20(0.18)	0.27	38
	μ (0-4)	0.50(0.36)	-0.28(0.21)	1.11(0.21)	0.91	93
DRI						
	0	-0.17(0.34)	0.39(0.16)	0.66(0.18)	0.80	170
	1	0.10(0.43)	-0.03(0.21)	1.04(0.23)	0.62	170
	2	0.27(0.50)	-0.19(0.20)	1.18(0.18)	0.49	168
	3	-0.16(0.57)	-0.24(0.30)	1.32(0.29)	0.48	161
	4	-0.51(0.65)	-0.65(0.38)	1.80(0.41)	0.46	146
	5	-0.67(0.85)	-0.72(0.49)	1.87(0.53)	0.41	105
	6	-0.81(1.05)	-0.33(0.43)	1.45(0.55)	0.45	60
	7	-1.51(1.49)	-0.30(0.38)	1.42(0.66)	0.54	38
	μ (0-4)	-0.15(0.41)	-0.53(0.36)	1.57(0.38)	0.74	146
SPF						
	0	-0.00(0.38)	0.15(0.19)	0.88(0.18)	0.76	79
	1	0.46(0.47)	-0.47(0.21)	1.45(0.21)	0.64	79
	2	1.55(0.77)	-0.78(0.44)	1.57(0.38)	0.49	78
	3	1.27(0.83)	-0.83(0.33)	1.70(0.32)	0.46	73
	4	0.72(0.81)	-0.93(0.36)	1.89(0.34)	0.48	64
	μ (0-4)	1.09(0.53)	-1.08(0.38)	1.93(0.35)	0.75	64

注：データの期間は Blue Chip 1980：1-1991：11，DRI 1970：7-1991：11，SPF 1968：11-1991：11。

出処：Romer and Romer (2000)。

高いと結論している。

Faust et al (2002) は、Romer and Romerとは逆に、連邦準備には特別な情報優位がないという結果を提示している。Romer and Romerとは異なり、彼らの研究はきわめて厳しいコントロールを施したもので、超短期における情報優位の検定である。したがって、異なる結果が得られたからといって、両者が互いに矛盾した内容であるとは限らない。Faust et al は、金融政策行動が起きた後、その前月のデータが公表されるまでの間の対応する民間予想値の変化を見たのである。前月の値なので政策行動の影響を受けることはないが、政策行動が特別な内部情報に基づいたものであれば、公表までの間の超短期においては、公表値を予想する民間主体にとって有益なはずである。予想されなかった政策行動の中に、民間主体がシステムティックに利用できるような情報が含まれていないというのが、Faust et al の結論である。唯一の例外は、FRB 自体が作成しているデータである生産指数であった¹⁵。

Gavin and Mandal (2002) は、FOMC メンバーの経済見通しの予測精度を調べている。この見

表4 FOMC と民間 (Blue Chip) との予測精度比較

予 測	生産平均	RMSE	インフレ率 平 均	RMSE
1981 to 2001 next-year				
FOMC-July	0.057	1.614	-0.671	1.112
Blue Chip-July	-0.156	1.922	-1.018	1.359
ナীব (May series)	0.061	2.753	-0.670	1.758
1980 to 2001 current-year				
FOMC-Feb	0.142	1.352	-0.559	0.951
Blue Chip-Feb	0.054	1.479	-0.563	0.914
ナীব (Feb series)	-0.031	2.225	-0.326	1.087
1979/1980 to 2000 current-year				
FOMC-July	0.070	1.268	-0.272	0.498
Blue Chip-July	0.004	1.297	-0.386	0.574
ナীব (May series)	-0.253	2.304	-0.295	1.130

注：RMSE は平均二乗誤差の平方根。

ナীব予測は静学的予想。

出処：Gavin and Mandal (2002)。

通しは、年2回、2月と7月に公表される。2月にはその年の年末値を、7月にはその年と翌年の夫々の年末値を予測している。個別メンバーの予測値は公表されず、全体の上限と下限のみが公表されている。やや長いスパンの予想であり、その間の「適切な政策行動」を考慮に入れることとなっている¹⁶。民間の Bluechip コンセンサス予測と比べると、(2月発表のインフレ予測を除くと) 生産とインフレ両方の予測において、FOMC の予測誤差の方が小さい(表4)。さらに、スタッフの作成する Greenbook 予測と比べても遜色がないという結果が示されている。

本節で紹介した3分析は、異なるデータを異なる予測期間で検討しているので、結果がまちまちであることも頷ける。FRB の情報に関する対民間優位性は判然としていないのである。

6 日本銀行政策委員会の経済見通し¹⁷

日銀も、FRB と同様に、スタッフの作成した予想値は発表していない。インフレ目標を採用している諸国のほとんどが発表しているのとは、対照的である。しかし、やはり、FRB と同様に、MPC メンバーの予想を年2回発表している。

日銀政策委員会によるこの見通しの公表は2000年10月に始まったばかりである。『経済・物価の将来展望とリスク評価』という文書に、表としてまとめて記載されている。その内容はFRB に倣ったもので、個別委員の見通しではなく、個別の意見の上限と下限とを、(上下の極端な値を排除した) 大勢見通しと全員見通しとの2種類提示している。予測の対象は3項目で、実質GDP・国内WPI・(生鮮食品を除いた) CPI の対前年度比である。公表スケジュールは、毎年4月に当該年度の見通しを、次いで10月に当該年度と翌年度の見通しを、それぞれ公表することになっている。

FRB との相違は、金融政策に関する想定であり、FRB は適切な政策が実施されることを考慮

に入れた予想値であるのに対し、日銀は現行の金融政策が継続されたものと想定した予想値である。予想値としては前者の方の適合率が高いであろうし、金融政策の運営上は後者を明確にすることが適切であろう。

サンプル数は非常に少ないが、この日銀政策委員会の見通しについて、民間諸機関の予測と比

表5 BOJと民間の予測値

	予測対象年度 予測作成時点	2000 2000.10(09)	2001 2001.04(03)	2001 2001.10(09)	2002 2001.10(09)	2002 2002.04(03)
GDP	現実値（発表直後）	0.90	-1.30	-1.30	na	na
	BOJ 大勢	2.10	0.55	-1.05	-0.50	-0.20
	上限	2.30	0.80	-0.90	0.10	0.10
	下限	1.90	0.30	-1.20	-1.10	-0.50
	BOJ 全員	1.90	0.45	-1.10	-0.75	-0.15
	上限	2.30	1.00	-0.60	0.20	0.20
	下限	1.50	-0.10	-1.60	-1.70	-0.50
	民間平均	2.15	0.85	-0.92	-0.06	-0.53
	民間中間値	2.25	0.80	-0.70	0.20	-0.50
	上限	3.00	1.80	0.20	1.70	1.00
	下限	1.50	-0.20	-1.60	-1.30	-2.00
	標準偏差	0.35	0.49	0.45	0.70	0.55
	調査機関数	30	37	37	37	36
WPI	現実値（発表直後）	0.00	-1.10	-1.10	na	na
	BOJ 大勢	0.05	-0.75	-1.10	-1.10	-0.75
	上限	0.10	-0.60	-1.00	-0.90	-0.50
	下限	0.00	-0.90	-1.20	-1.30	-1.00
	BOJ 全員	0.10	-1.00	-1.20	-1.20	-0.65
	上限	0.20	-0.50	-0.90	-0.50	-0.30
	下限	0.00	-1.50	-1.50	-1.90	-1.00
	民間平均	0.26	-0.48	-0.86	-0.82	-1.01
	民間中間値	0.20	-0.55	-0.55	-1.10	-1.40
	上限	0.60	0.30	0.60	0.40	-0.10
	下限	-0.20	-1.40	-1.70	-2.60	-2.70
	標準偏差	na	0.40	0.37	0.52	0.46
	調査機関数	na	33	35	35	34
CPI	現実値（発表直後）	-0.40	-0.80	-0.80	na	na
	BOJ 大勢	-0.30	-0.60	-1.05	-1.10	-0.90
	上限	-0.20	-0.40	-1.00	-0.90	-0.80
	下限	-0.40	-0.80	-1.10	-1.30	-1.00
	BOJ 全員	-0.30	-0.65	-1.10	-1.10	-0.80
	上限	-0.10	-0.30	-0.90	-0.50	-0.50
	下限	-0.50	-1.00	-1.30	-1.70	-1.10
	民間平均	-0.42	-0.37	-0.84	-0.70	-0.89
	民間中間値	-0.40	-0.40	-0.75	-0.80	-0.95
	上限	-0.10	0.00	-0.30	-0.20	-0.60
	下限	-0.70	-0.80	-1.20	-1.40	-1.30
	標準偏差	na	0.20	0.18	0.28	0.21
	調査機関数	na	36	36	36	34

較してみよう。民間諸機関の予測は、『経済統計月報』（東洋経済新報社）が多数の調査機関の予測値をまとめて、4半期毎に定期的に発表している、日銀の見通し公表時点に近い比較対象として、3月と9月とを用いることにしよう。残念ながら完全にフェアな比較ではなく、日銀の方が民間側の予測結果を一覧した上で1ヶ月分の情報を余分に利用できる点に、留意してほしい¹⁸。『月報』には、各調査機関毎の発表日付が掲載されており、月の半ば過ぎ以降が多い。

表5に基本的なデータをまとめた。実質GDPと国内WPIおよび（生鮮食品を除いた）CPIについて、各データの公表直後の値（後に改定される¹⁹）、日銀政策委員会の大勢・全員見通しの値（公表範囲の中間値）と夫々の上限・下限、民間調査機関予測値の平均値および上限・下限とその中間値、民間調査機関予測値の標準偏差および調査機関数である。

日銀予測と民間調査機関予測の相対的な精度を比較してみよう。日銀が公表した見通しは、全で5通りしかない上に、その内の2002年度は現在進行中である。精度比較に使えるのは、2000年10月公表の2000年度予測値、2001年4月公表の2001年度予測値、2001年10月公表の2001年度予測値のみであり、統計的な評価は下しがたい。表6に全てのケースの予測誤差を記載した。

予測誤差の絶対値のみを見ると、GDPとWPIについては、日銀が完勝している²⁰。CPIについては、2001年4月公表の2001年度予測値を除いて、民間の方が優れている。この相対的な優劣の規模を見るために、民間平均値を基準として、他の予測誤差の基準からの乖離を民間平均値の標準偏差（民間予測値の標準偏差を調査機関数の平方根で割った商）で割って規準化してみた²¹。そ

表6 BOJと民間の予測精度

	予測対象年度 予測作成時点	2000 2000.10 (09)		2001 2001.04 (03)		2001 2001.10 (09)	
		誤差	相違率	誤差	相違率	誤差	相違率
GDP	BOJ 大勢	1.20	-0.78	1.85	-3.72	0.25	-1.75
	BOJ 全員	1.00	-3.88	1.75	-4.96	0.20	-2.42
	民間平均	1.25		2.15		0.38	
	民間中間値	1.35	1.55	2.10	-0.62	0.60	2.96
	標準偏差/SQRT (機関数)		0.06		0.08		0.07
WPI	BOJ 大勢	0.05	na	0.35	-3.88	0.00	-3.83
	BOJ 全員	0.10	na	0.10	-7.47	-0.10	-5.43
	民間平均	0.26	na	0.62		0.24	
	民間中間値	0.20	na	0.55	-1.01	0.55	4.95
	標準偏差/SQRT (機関数)		na		0.07		0.06
CPI	BOJ 大勢	0.10	na	0.20	-7.06	-0.25	-7.03
	BOJ 全員	0.10	na	0.15	-8.60	-0.30	-8.71
	民間平均	-0.02	na	0.43		-0.04	
	民間中間値	0.00	na	0.40	-0.92	0.05	3.01
	標準偏差/SQRT (機関数)		na		0.03		0.03

注：相違率 = (各予測値 - 民間平均) / (標準偏差 / SQRT (調査機関数))

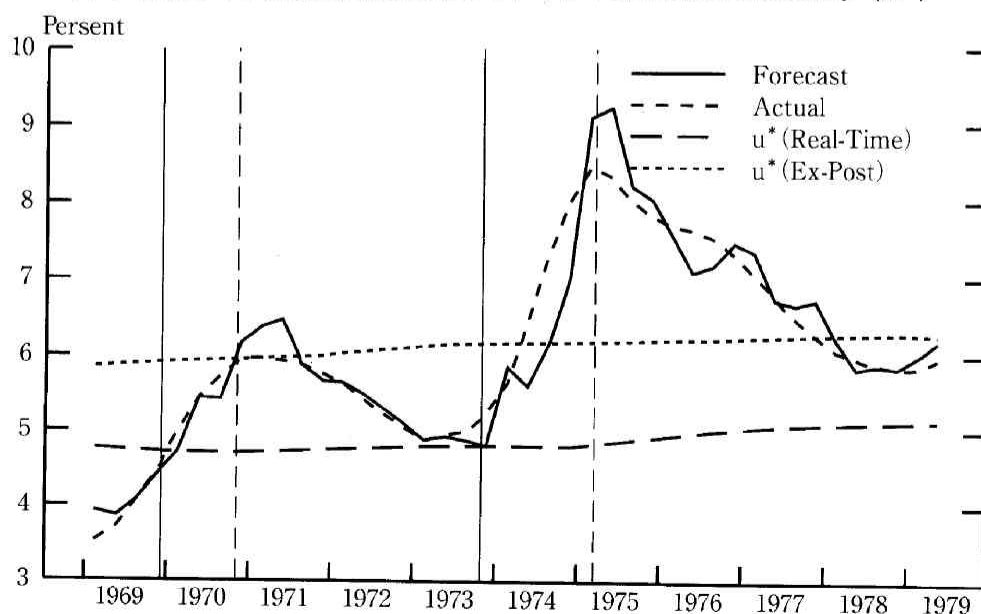
の計算値が「相違率」という項目に記載されている。厳密なものではないが、日銀の優位性は、WPIについては大きく、GDPについては僅かで、CPIについては（ケースバイケースであって）全くないという評価になろう。WPIは日銀が作成しているデータなので、WPIに関する日銀の優位性は、前述の生産指数に関するFRBの優位性に似ている。マイクロデータの収集と加工を行っていることが、予測へプラスの効果をもたらすのであろうか。日銀側に1か月分の情報優位があることに留意する必要があるが、良好なパフォーマンスであると言えるのではないだろうか²²。

7 経済の構造変化

Orphanides (1997, 2002) は、リアルタイム・データと確定値データとで、テイラー・ルールの計算値が大きく異なった理由を分析し、(GDPギャップの計算値の元となっている) 潜在 GDP 成長率と自然失業率のリアルタイムでの誤想定の影響が大きいことを示している。50～60年代の高成長と、「自然失業率 = 4%」という一般通念とによって、潜在 GDP を大きく見積もりすぎていたというのである（図2）。人口構造の変化（ベビーブーマーの労働市場参入など）によって自然失業率が高まっていたのに、その認識が遅れた政府が拡張的政策を継続してしまったという点は、これまでも指摘されてきた点である²³。

この考え方を推し進めると、経済構造の変化を政策当局が「学習」しながら、金融政策を運営するというストーリーができあがる。こうした手法を用いて、アメリカのマクロ経済状況の変遷を説明しようとする分析が現れてきた（Lansing (2002 b) など）。70年代の高インフレは、その初頭に生じていた自然率生産低下を循環的現象と誤認して金融緩和を継続した結果であり、90年代半ば以降の経済情勢（好況+低インフレ）も同じことで、持続的な自然率生産上昇を徐々にしか

図2 失業率の予測値と現実値およびリアルタイムと事後の自然失業率 (u^*)



出処：Orphanides (2002)。

認識できなかった結果であるというのである。

Sargent (1998) は、「適応的学習」の枠組みを用いて、第2次大戦後のアメリカのインフレ体験を説明しようとした本格的な研究の嚆矢であろう。1960年頃の Samuelson-Solow による安定的なフィリップス曲線の利用提唱、60年代末頃の Phelps-Friedman の自然失業率仮説の提示、70年代初頭の Lucas によるその洗練と合理的期待仮説という学説の変遷と、インフレおよび政策の変遷とが、結び合わされている。そこでは、FRB が自然失業率仮説を学んで政策を改めたという仮説と、FRB が適応的学習によってフィリップス曲線のシフトを認識して政策を改めたという仮説とを対比して、後者の方が現実的であると示唆している。

Orphanides and Williams (2002) は、民間サイドの知識の不完全性を取り扱っている。経済構造を政策当局は知っているが、民間サイドは知らなくて適応的学習によってインフレのプロセスを推定しているものと想定している。この場合、政策ルール of インフレ反応係数を高めて、GDP ギャップ反応係数を低めることが望ましいという結果が示された。インフレ反応係数が小さいとインフレの慣性が高まり、インフレ・ショックの影響が持続するので、民間サイドはインフレ目標も高まったものと誤認してしまう。予想インフレ率が高まってインフレの高止まりを支えるので、インフレ抑制策の持続が必要となり、1970年代のアメリカのようなスタグフレーションがもたらされると言うのである。

日本経済にこの分析を適用するとどのような結果が得られるであろうか。90年代初めに自然率生産を低下させるようなショックが発生したと想定するのが自然であろう。アメリカの経験をストレートに適用すると、金融緩和が実施されて、インフレが発生して、スタグフレーションへと進んでいくはずである。しかし、日本では、持続的経済停滞が生じているが、デフレーションも生じている。70年代のアメリカとは異なる要因を導入しないと、説明できないのである。この枠組みで解釈すれば、有利な供給ショックの存在、政策当局の選好の変化（物価安定のウェイト上昇）などが、そうした要因として提案されてきたわけである。

アメリカの経験をヒントにして、より普遍的な分析へと進むのは自然な発展である。経済状況や構造変化に対応する政策当局の学習²⁴を導入したシミュレーション分析が、盛んになってきた。こうした環境下での最適な政策ルールを探ろうというのである。

結 び

本稿では、シンプルなテイラー・ルールの現実適用が意外に厄介であること、しかし FRB や日本銀行など中央銀行の収集情報の質・量は優れているし、そのことを反映した分析—経済状況や構造を学習しながらの政策実施の検討—が進み始めていることを見た。日本に関しては、バブル崩壊の総需要ショックと IT 革命等の技術革新ショックとが引き続いて発生した中で、構造変化を学習しながらの金融政策が実施されてきたと、考えられよう。また、デフレからの脱出策の工夫においても、「適応的学習」と「金融政策ルール」の分析枠組みは、試れるべきであろう。

注

- 1 Lucas 批判に対応するために必要である。
- 2 最適ルールとの関連で、透明性やクレディビリティ等を中心とした問題や制度デザインを考慮する一群の研究もある。地主（2002）参照。
- 3 Clarida, Gali, and Gertler（1999）。
- 4 日本政府関係諸機関は、マクロ生産関数を用いて生産能力の限界としての潜在 GDP を用いることが多い。設備投資を資本ストックに追加していくので、ブーム期には潜在 GDP も大きくなる。
- 5 より広範な分析例は、Philadelphia 連銀 HP で Conference on the Real-Time Data Analysis（October, 2001）を参照のこと。
- 6 主要変数に関するリアルタイム・データは、Philadelphia 連銀がその HP に掲載しており、誰でも容易に利用できる。
- 7 日本に関する研究は、小巻・竹田・椿（2002）が嚆矢であろう。
- 8 Orphanides（2000）。
- 9 Orphanides（2001）。先述したように、完全なデータの利用可能性を前提としたモデルにおけるシミュレーションでは、GDP ギャップの係数を高めたほうがいいと結果の得られることが多い。現実とは矛盾しているのかもしれない。後述の Orphanides and Williams（2002）も参照。
- 10 Taylor（1998）も、金融政策ルールのコンファレンスのまとめとして、個々の参加者が推奨している政策ルールのパフォーマンスを、参加者全員の様々なモデルを用いて確かめている。
- 11 後述する「適合的学習」を適用して、Lansing（2002）は、潜在 GDP を知らない FRB が生産トレンド値を回帰分析によって推定するモデルを構築した。意図的な部分調整はなくても、事後データによる政策反応関数の推定では、1 期ラグ値がトレンドの推測誤差の系列相関を拾うことが示された。
- 12 「リアルタイム・データを用いると、Volker 以前にテイラー原則が満たされていた」とする Orphanides の結論も確定したわけではない。Mehra（2001）は異なるリアルタイム GDP ギャップの系列を用いて、逆の結果を示している。
- 13 Bernanke and Boivin（2000），page 2.
- 14 Romer and Romer（1989）。対応する日本の研究は、黒木（1999）。
- 15 民間にはアクセス不能なのに、多くの中央銀行が保有している情報としては、個別金融機関の経営内容に関する詳細な情報が挙げられよう。「最後の貸し手」機能の遂行と関連して直接検査をしている中央銀行でなくても、金融機関監督当局との情報共有が可能であろう。この情報の金融政策運営にとっての重要性を指摘したのは、Peek, Rosengren and Tootell（1999）である。
- 16 各メンバーの想定は当然に異なるだろうし、公表もされていない。
- 17 本節で用いている、民間調査機関の経済予測データについては、萩原泰治教授（神戸大学）から、教示を受けた。記して謝意を表したい。なお、日本政府の経済予測の対民間比較は、Ashiya（2002）参照のこと。
- 18 なお、CPI に関しては、東洋経済が全国総合指数、日銀が生鮮食品を除外した指数を用いているので、少しずれる。しかし、ここで考えているような 1 年や半年という期間の予測においては、例外的に大きな変動がない限り、生鮮食品の影響は捨象するのが通常であろうと考えられる。したがって、同じ指数（生鮮食品を除く）として扱うことになる。
- 19 数回の改定が重ねられた後の確定値よりも、注日が集まる。
- 20 2000 年度と 2001 年度（4 月公表分）の GDP の場合のように、どちらの予想値も大きく外れてしまつて、日銀と民間の予測値間の差異が相対的に僅かでしかないケースもある。
- 21 WPI と CPI については、2000 年 9 月公表分の詳細表が入手できなかったのも、個別データが得られず、標準偏差も計算できていない。
- 22 日銀の予測値は、公表範囲の中間値であつて平均値ではない点と、金融政策の維持を想定している点にも注意すべきであろう。ただ、今回に関しては、その影響が小さかったと推測される。民間側でみると、

平均値と中間値との予測値としてのパフォーマンスはほぼ等しい。検討対象期間を通して金融政策はゼロ金利とその近傍に維持されおり、予想されていなかったかもしれないゼロ金利解除と量的緩和導入による金利の僅かな上昇・下降も、その経済全体への影響は極小であったと推測される。

23 例えば, Stein (1994)。

24 適合的学習 (adaptive learning) と呼ばれている。このシミュレーションの中では、時間経過とともに新しいデータが発生するのに応じて、金融政策当局が潜在 GDP を回帰分析によって推定し続ける。構造変化が持続的なものであれば、潜在 GDP の推定値は真の値に収束していく。

参考文献

黒木祥弘, 『金融政策の有効性』, 東洋経済新報社, 1999 年。

小巻泰之・竹田陽介・椿広計, 「Real-Time Data 利用の危険性—財政政策ルールへの適用」, Discussion Paper No. 29, 上智大学, 2002 年 2 月。

地主敏樹, 「金融政策の革命=秘密主義との訣別」, 『神戸発 社会科学の新しい風』所収, 中央経済社, 2002 年 11 月。

東洋経済新報社, 『経済統計月報』, 関連号。

日本銀行政策委員会, 『経済物価の将来展望とリスク評価』, 日本銀行, 2000 年 10 月以降の関連号。

Aoki, Kosuke, "Optimal Monetary Policy Response to Noisy Indicators," Dissertation, Princeton University, 1998.

Ashiya, Masahiro, "Forecast Accuracy of the Japanese Government: Its Year-Ahead GDP Forecast Is Too Optimistic," mimeo, Nagoya City University, 2002.

Bernanke, Ben and Jean Boivin, "Monetary Policy in a Data-Rich Environment," *Journal of Monetary Economics*, forthcoming.

Brainard, William, "Uncertainty and the Effectiveness of Policy," *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 57 (2), 1967.

Clarida, Richard, Jordi Gali and Mark Gertler (1999), "The Science of Monetary Policy; A New Keynesian Perspective," *Journal of Economic Literature*, vol. 37.

English, William B., William R. Nelson, and Brian Sack, "Interpreting the Significance of the Lagged Interest Rate in Estimated Monetary Policy Rules," *Finance and Economics Discussion Paper*, 2002-24, Board of Governors of the Federal Reserve System, May 2002.

Goodhart, Charles A.E., "Central Bankers and Uncertainty," Keynes Lectures in Economics, *Proceedings of the British Academy*, 101, 1999.

Gavin, William T. and Rachel J. Mandal, "Evaluating FOMC Forecasts," *Working Paper* 2001-005 B, Federal Reserve Bank of St. Louis, Revised March 2002.

Judd, John P. and Glenn D. Rudebush, "Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997," *FRBSF Economic Review* 3, Federal Reserve Bank of San Francisco, 1998.

Lansing, Kevin J., "Real-Time Estimation of Trend Output and the Illusion of Interest Rate Smoothing," *FRBSF Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2002 a.

Lansing, Kevin J., "Learning About a Shift in Trend Output: Implications for Monetary Policy and Inflation," *Discussion Paper*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2002 b.

Mehra, Yash, "The Taylor Principle, Interest Rate Smoothing and Fed Policy in the 1970 s and 1980 s," *Working Paper* No. 01-05, Federal Reserve Bank of Richmond, August 2001.

Onatski, Alexei and James H. Stock, "Robust Monetary Policy under Model Uncertainty in a Small Model of the U.S. Economy," *Macroeconomic Dynamics*, forthcoming, 2002.

Orphanides, Athanasios, "Activist Stabilization Policy and Inflation: The Taylor Rule in the 1970 s", *Finance and Economics Discussion Paper*, 2000-13, Board of Governors of the Federal Reserve System, February

- 2000.
- Orphanides, Athanasios, "Monetary Policy Rules, Macroeconomic Stability and Inflation: A View from the Trenches," *Finance and Economics Discussion Paper*, 2001-62, Board of Governors of the Federal Reserve System, December 2001.
- Orphanides, Athanasios, "Monetary Policy Rules and the Great Inflation," *American Economic Review*, Vol. 92, No. 2, May 2002.
- Orphanides, Athanasios and John C. Williams, "Imperfect Knowledge, Inflation Expectations, and Monetary Policy," *Working Paper*, Federal Reserve Bank of San Francisco, May 2002.
- Peek, Joe, Eric S. Rosengren and Geoffrey M. B. Tootell, "Is Bank Supervision Central to Central Banking?," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, May 1999.
- Romer, Christina D. and David H. Romer, "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz," *NBER Macroeconomics Annual* 4 (1989): 121-170.
- Romer, Christina D. and David H. Romer, "Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates," *American Economic Review*, vol. 90 no. 3, June 2000.
- Rudebush, Glenn D., "Is the Fed Too Timid Monetary Policy in an Uncertain World," *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- Rudebush, Glenn D., "Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia," *Journal of Monetary Economics*, forthcoming, 2002.
- Sack, Brian, "Does the Fed Act Gradually? A VAR Analysis," *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, no. 1, 2000.
- Sack, Brian, "Uncertainty, Learning, and Gradual Monetary Policy," *Finance and Economics Discussion Paper*, 1998-34, Board of Governors of the Federal Reserve System, July 1998.
- Sack, Brian and Volker Wieland, "Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence," *Journal of Economics and Business*, January 2000.
- Sargent, Thomas J., *The Conquest of American Inflation*, Princeton University Press, 1998.
- Smets, Frank, "Output Gap Uncertainty: Does It Matter for the Taylor Rule?" in Hunt and Orr eds., *Monetary Policy Under Uncertainty*, Reserve Bank of New Zealand, 1999.
- Stein, Herbert, *Presidential Economics*, American Economic Institute, 1994.
- Stock, James and Mark Watson, "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes," *Journal of Business and Economic Statistics*, forthcoming.
- Taylor, John, *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 1998.
- Woodford, Michael, "Optimal Monetary Policy Inertia," *The Manchester School Supplement*, 1999.