

金融政策ルールとマクロ経済の安定性

木村 武 / 種村知樹

要 旨

本稿は、フォワードルッキング・モデルに基づいた確率的シミュレーションによって、金融政策ルールとマクロ経済の安定性について分析したものである。シミュレーション結果の頑健性について、今後さらに分析を積み重ねていく必要があるが、本稿で得られた結論は次のとおりである。

- ・経済の先行き予測に基づいて政策運営を行うフォワードルッキング・ルールは、経済の足許の動きのみに基づいたバックワードルッキング・ルールに比べ、マクロ経済の安定性をもたらす。この意味で、フォワードルッキング・ルールは、効率的な政策ルールといえる。
- ・フォワードルッキング・ルールに基づいた政策運営を遂行する際には、物価安定に強くコミットすることが重要で、景気安定のウエイトを高めるとかえって経済を不安定化させる。とくに民間部門の期待形成が先見的になればなるほど、景気安定にコミットすることのデメリットが大きくなる。これは、中央銀行が景気に振られやすいことを民間部門が知る結果、インフレ期待が不安定化し、実質金利の不安定化につながるためである。
- ・為替レートの安定化を金融政策の直接の目的とすると、マクロ経済の安定性を大きく損なう。
- ・潜在成長率が低いもとでは、効率的なフォワードルッキング・ルールを採用しても、目標インフレ率を低く(ゼロに)設定すると、金利のゼロ制約を受ける確率を高め、マクロ経済を不安定にする可能性がある。

キーワード：金融政策ルール、インフレーション・ターゲティング、
フォワードルッキング・モデル、金利のゼロ制約

本稿の作成に当たっては、Andrew Levin氏(FRB)、Athanasios Orphanides氏(同)、鎌田康一郎氏(日本銀行調査統計局)、武藤一郎氏(同)、原尚子氏(同)のほか、多くの行内スタッフから有益なアドバイスを頂いた。また、シミュレーションのテクニカル・サポートを、Peter Hollinger氏(Intex Solutions)、Andy Harless氏(同)から頂いた。記して感謝の意を表したい。

木村 武 日本銀行調査統計局(現企画室)(e-mail: takeshi.kimura-1@boj.or.jp)
種村知樹 日本銀行調査統計局(e-mail: tomoki.tanemura@boj.or.jp)

1. はじめに

政策ルールとは、「政策当局が、政策目的を達成するために、システマティックな意思決定過程に基づいた政策運営を行うこと」をいう。これを金融政策に当てはめていえば、金融政策ルールとは、「中央銀行が物価の安定を達成するために、経済活動に関する情報をもとに首尾一貫した判断を下し、操作変数を適切にコントロールしていく政策運営」と表現できる。金融政策ルールの一般型は、テイラー・ルール (Taylor rule) に代表されるように、インフレ率の目標値からの乖離と、GDPギャップのNAIRU (non-accelerating inflation rate of unemployment) からの乖離に対応して、操作変数である短期金利の変更を行っていくものが主流となっている (Taylor [1993a,b])¹。

金融政策ルールの分析は、インフレーション・ターゲティングを採用する中央銀行数の増加等を背景に²、1990年代後半以降、欧米を中心に盛んに研究されるようになったが、実際の中央銀行の政策運営においては、こうした政策ルールは、機械的にそのままのかたちで政策対応に結び付けられることはなく、むしろ、政策議論のたたき台 (出発点) として利用するメリットがあると考えられている (Kohn [1999]、Kozicki [1999])。また、政策ルールを直接機械的なかたちで運用しないにしても、それを考慮に置いた政策運営は、中央銀行の行動原理に関する理論的根拠を与え、金融政策のアカウンタビリティや透明性を高めるというメリットも指摘されている (Poole [1999])。

こうしたメリットに加え、金融政策ルールが、海外の学界や中央銀行において、近年多くの関心を集めてきた背景として最も重要な点は、政策ルールを経済モデルに取り込むことによって、以下のように、金融政策のパフォーマンスを定量的に評価することが可能になったということであろう³。

- ・政策ルールのモデル化によって、過去の政策運営が、マクロ経済の安定化を図るうえで効率的なものであったか否かの検証が可能になる。その結果、仮に非効率的であったとすれば、今後、どのような政策運営を行えばよいのか (よりインフレの安定を重視すべきか、あるいは景気の安定を重視すべきかなど)、その方針についても定量的な評価を与えることが可能になる。

1 操作変数として、短期金利ではなく、マネタリーベースを設定した政策ルールの研究もみられるが (McCallum [1990,1993] 等)、これまでの政策ルールの研究の多くは、前者の金利型ルールが中心となっている。

2 Sterne [1999] は、91カ国の中央銀行を対象としたアンケート調査を実施した結果、1998年時点において、広い意味でのインフレーション・ターゲティングを採用している中央銀行数は55カ国あると報告している。

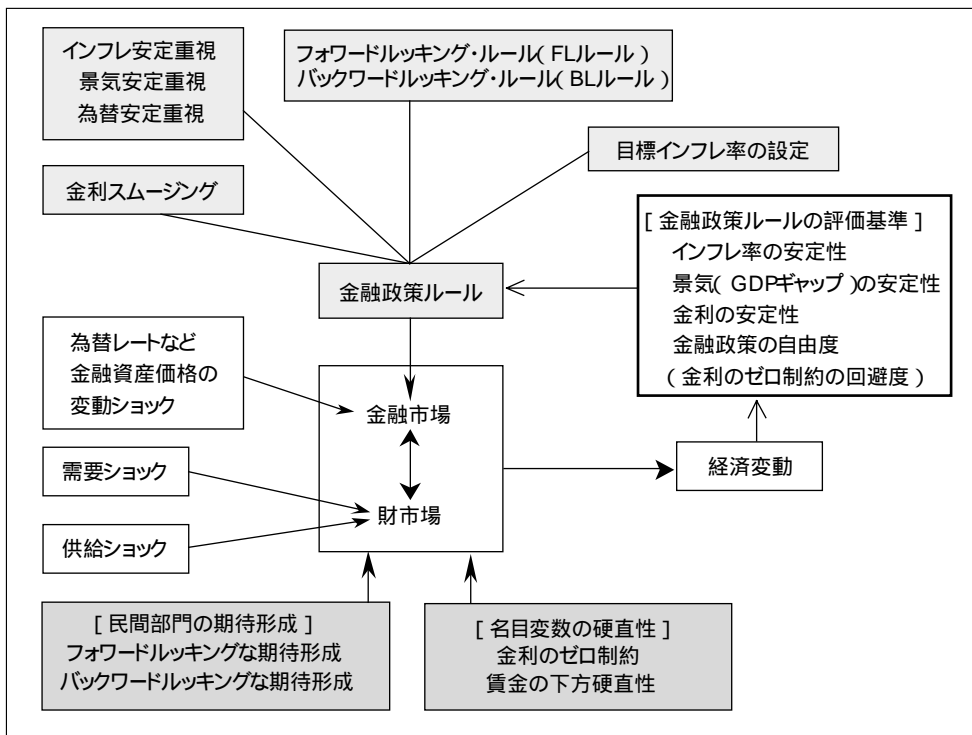
3 政策ルールの研究が盛んになった背景としては、他にも、コンピュータ処理速度の上昇や、非線型モデルの解法アルゴリズムの進展なども大きく影響している。例えば、本稿の7章では、金利のゼロ制約 (非線型制約) を課したシミュレーションを行っているが、これは、計算技術の改善なくして、実施することは困難であった。なお、本稿のシミュレーションは、非線型なフォワードルッキング・モデルの解法に優れた特徴を持つ計量ソフト “TROLL (Intex Solutions)” を用いて行った。

- ・より現実に即していえば、先行きのインフレ予測に基づいた政策運営方法が効率的かどうかという点、為替の安定化を金融政策の直接の目的とすべきか否かという点、さらには、金利のゼロ制約があるもとで、どのような政策運営（目標インフレ率の設定等）を行っていくべきかという点、などについて定量的な分析を行うことができるようになる。

（本稿の目的）

本稿は、以上の問題意識のもと、わが国のデータに基づいて、金融政策ルールとマクロ経済の安定性に関して定量分析を行ったものである。金融政策ルールは、さまざまなバリエーションをとり得るが、本稿では、以下の点に関して政策ルールのパフォーマンス評価を行った（図表1参照）。

図表1 金融政策ルールとマクロ経済の関係



- ・政策ルールでは、インフレ率の目標値からの乖離に対して、短期金利の変更を対応させるが、ターゲット変数は、インフレ率の予測値にすべきか、それとも足許のインフレ率にすべきか。つまり、フォワードルッキング・ルール（forward-looking rule、以下FLルール）が望ましいのか、それとも、バックワードルッキング・ルール（backward-looking rule、以下BLルール）が望ましいのか⁴。

⁴ FLルールは予測重視型ルール（forecast-based rule）、BLルールは結果重視型ルール（outcome-based rule）と呼ぶ場合もある。

- ・政策ルールでは、インフレ率の目標値からの乖離だけでなく、GDPギャップのNAIRUからの乖離に対応させて、短期金利を変更するが、その場合、インフレ率とGDPギャップのいずれに対してよりウエイトをかけることが望ましいのか。
- ・政策ルールにおいて、金利スミージングの度合いをどの程度に設定することが望ましいのか。
- ・政策ルールとして、為替レートの安定にウエイトをかけることは望ましいのか。
- ・名目金利の均衡値は、実質金利と中央銀行の目標インフレ率の和として表されるため、目標インフレ率の設定いかんによって、名目金利のゼロ制約（非負制約）⁵を受ける確率が異なってくる。この点を勘案すると、目標インフレ率をどの程度に設定することが望ましいのか。

具体的なパフォーマンスの評価基準としては、インフレ率の安定性、GDPギャップの安定性、金利の安定性、金融政策の自由度（金利のゼロ制約の回避度）の4点を取り上げ、これらの基準に照らし、上記テーマについて金融政策ルールの定量的評価を行うこととする。また、政策ルールのパフォーマンスは、民間部門の期待形成方法（先見性の度合い）にも依存すると考えられ、この点についても併せて分析を行う。

（本稿の分析アプローチ）

本稿の具体的な分析アプローチは、フォワードルッキング・モデル（forward-looking model、以下FLM）に基づいた政策シミュレーションである。FLMとは、経済主体が経済の先行きについて「予想」を行ったうえで行動し、それが経済に対して影響を及ぼすことを明示的に織り込んだモデルであり、以下の点で、金融政策シミュレーションに適している⁶。

- ・金融政策の効果を考える時には、長期金利の動きが焦点となるが、長期金利や為替レートといった資産価格は、その時々需給というよりも、経済主体の先行きに対する予想によって変動する。それだけに、政策の効果を考える時には、そうした予想の影響を考慮する必要がある。
- ・中央銀行の政策変更には、景気・物価情勢の見方の変化に加え、景気・物価の目標からの乖離をどの程度速やかに埋めていくのかというウエイトのかけ方も関連している。民間経済主体は、予想を行うに当たっては、そうした中央銀行の反応（政策ルール）を織り込むので、金融変数と実体変数の表面的な経験則からだけでは、政策効果を適切に評価することはできない。このため、経済構造を正しく描写した方程式と、政策ルールを組み合わせたモデル分析を行う必要がある。

5 なお、名目賃金の下方硬直性がある場合にも、目標インフレ率の設定次第で、実質賃金の伸縮性が異なってくるため、労働市場の調整に影響が及ぶ可能性が考えられる（木村 [1999] 参照）。ただし、本稿では、モデルの単純化から、賃金の下方硬直性は織り込んでいない。

6 FLMについては、鎌田・武藤 [2000] が詳しい。

(本稿の分析に関する留意点)

FLMに基づいた政策シミュレーションは、単純な理論モデルに基づく定性的分析に比べ、より豊富でかつ具体的な情報を提供することができるようになることから、インフレーション・ターゲティングなど政策運営のあり方について議論する際には、こうした定量分析は必要不可欠な研究分野になりつつある。しかし一方で、シミュレーション結果の解釈に当たっては留意すべき点もあり、ここでは、金融政策ルールに関する先行研究が現在こういったステージにあるのかを説明し、主な留意点についてあらかじめ述べておこう。

海外の先行研究がベースとするモデルにはさまざまなバリエーションがあるが、2つの共通点がある。まず、第1の共通点は、確率的動学モデルであること、すなわち、需要・供給ショック等の外生的攪乱が経済にランダムに発生し、そうしたショックに対して、経済主体がラグを伴いつつ反応するとともに、先行きの経済動向を予測しながら行動すると仮定している点である。第2の共通点は、価格の調整速度が緩慢であることを仮定している点であり、この結果、長期的にはGDPギャップはNAIRUに収束するが、短期的にはインフレーションとGDPギャップの間にトレードオフが発生する。

こうした特徴を持つモデルによるシミュレーションによって、大方のコンセンサスが得られたポイントとしては、単純な政策ルールは、(分析対象のモデルから導出された)複雑な最適ルールとほぼ同程度のパフォーマンスを呈すること⁷、複雑な最適ルールは、あるモデルでは最適であっても、他の代替モデルではパフォーマンスが著しく悪化することがあるが、単純な政策ルールは、モデルが変わっても比較的安定したパフォーマンスをあげることで、などが挙げられる(Taylor [1999])。しかし、比較的早い段階から研究が進んだ欧米においても、FLMを用いた定量分析に関しては、コンセンサスが得られていない問題もあり、この分野の研究は未だ発展途上の段階といえる。例えば、FLルールがBLルールに比べ、定量的に有意なパフォーマンスの改善をもたらすのか否か、政策ルールにおいて、金利スムージングは定量的に有意なパフォーマンスの改善をもたらすのか否か、などの問題に関しては、分析結果がまちまちで、コンセンサスが必ずしも得られてはいないようである⁸。こうした背景には、(1)研究のベースとなるモデルが、先にあ

7 ここで、「単純な政策ルール」とは、テイラー・ルールのように、インフレーションとGDPギャップに対して短期金利を変更させるルールを指す。一方、「複雑な最適ルール」とは、中央銀行の損失関数を厳密に最小化するルールで、インフレーションやGDPギャップの他にもさまざまな変数(およびそのラグ変数)に対して金利の変更を対応させたものである。

8 例えば、Batini and Haldane [1999a] はイギリスのデータを用いて、また、Black, Macklem and Rose [1997] はカナダのデータを用いて、それぞれ政策ルールのパフォーマンス評価を行った結果、FLルールはBLルールに比べ定量的に有意なパフォーマンスの改善をもたらすことを報告している。しかし、Levin, Wieland and Williams [1999] は、米国のデータに基づいて、複数の代替モデルに対するFLルールの評価を行い、同ルールのパフォーマンスは、BLルールに比べ有意な改善をほとんどもたらさないことを報告している。一方、同じ米国のデータを用いた分析でも、Isard, Laxton and Eliasson [1999] は、モデルが非線型な場合には(フィリップス曲線の非線型性) FLルールの方が、BLルールよりも好ましいとして、Levin, Wieland and Williams [1999] とは異なる見方を提示している。

げた2つの共通点を除くと、モデルの大きさや海外開放度（国内経済モデルかオープン・エコノミーか）などにかなりのばらつきがあること、(2)モデルの動学的特性は、モデルの構造やパラメータの変化に対して敏感であること（つまり、国やサンプル期間が異なればモデルの動学的特性が変化し得ること）などが影響していると考えられる。

本稿のFLMは、確率的動学モデルであり、また、価格の調整速度の緩慢さ⁹を仮定しているという点では、先行研究と共通しているが、モデルの構造やパラメータの変更などが、シミュレーション結果にどういった影響を与え得るのかに関しては、今後さらに研究を積み重ねていく必要がある。とくに、わが国では、わが国のデータに基づいた金融政策ルール¹⁰の分析は皆無に近い状況のもと、本稿の定量分析と比較対象となる研究も存在しないため、本稿で示すシミュレーション結果に関しては幅を持ってみる必要がある。

（本稿の構成）

本稿の構成は次のとおりである。まず、2章では、金融政策ルールの概要について説明する。3章では、金融政策の運営スタンスの違いがマクロ経済の安定性にどのような影響を及ぼすのか、その直観的な理解を容易にするために、単純な政策ルールとミニ・モデルを用いた考察を行う。その後、4章では、本稿の分析で用いるFLMの概要について説明する。5章では、FLMを用いた確率的シミュレーションを行い、FLルールとBLルールの違い、インフレ重視政策と景気重視政策の違いといった、金融政策ルールの基本的論点について検討する。6章では、為替安定に配慮した金融政策がどのような問題点を持つかについて、定量的な評価を行う。7章では、目標インフレ率の設定によって、金利のゼロ制約を受ける確率がどのように変化するのか検討を加える。最後に、8章では、全体を要約する。

2. 金融政策ルール（政策反応関数）の概要

まず、本節では、金融政策ルールを政策反応関数として定式化するとともに、いくつかのルールのバリエーションについて、留意点を交えながら説明する。

政策反応関数の基本型は、次のように表すことができる。

$$i_t = d_1 i_{t-1} + (1-d_1) i_t^T, i_t^T = r i_t^* + \pi_t^* + d_2 (\pi_t^e - \pi_t^*) + d_3 (y_t - NAIRU) \quad (1)$$

9 Fuhrer and Moore [1995] に基づく “staggered wage adjustment” を仮定した。詳細は補論参照。

10 わが国でのFLMに基づいた金融政策ルールの分析に関しては、鎌田・武藤 [2000] の先駆的な研究を除くと、筆者たちの知る限り皆無である。

[記号]

i_t : コール・レート、 i_t^T : 目標コール・レート、 ri_t^* : 均衡実質短期金利
 $\pi_t^e = E_t[p_{t+n} - p_t] \times 400/n$: 予想インフレ率 (四半期ベースのデータを年率換算)
 p_t : 物価水準 (対数値)、 π_t^* : 中央銀行の目標インフレ率
 y_t : GDPギャップ、 $NAIRU$: 均衡GDPギャップ

ポイントは、次の3点。

コール・レート i_t は、目標コール・レート i_t^T に向かって徐々に調整される (部分調整モデルによる金利スムージング)。

目標コール・レート i_t^T は、予想インフレ率の目標インフレ率からの乖離と、GDPギャップの $NAIRU$ からの乖離に反応して決定される¹¹。両乖離がゼロの時、目標コール・レート i_t^T は、均衡コール・レート $ri_t^* + \pi_t^*$ に一致する。金融政策が有効であるためには、(1)式において、 $d_2 > 1$ を満たす必要がある。これは、目標コール・レートを表した式の両辺から、予想インフレ率 (=期待インフレ率) を控除して、実質短期金利を表した次式を得ることによって確認できる。

$$i_t^T - \pi_t^e = ri_t^* + (d_2 - 1)(\pi_t^e - \pi_t^*) + d_3(y_t - NAIRU) \quad (2)$$

インフレ率が目標インフレ率を上回ることが予想される場合には、コール・レートを引き上げるが、それが実質金利の上昇に結び付かないと、つまり、 $d_2 > 1$ でないと、政策効果が発揮されない (コール・レート 実質金利 GDP インフレ率)。

なお、金融政策ルールの分析で、これまで最も注目を集めてきたテイラー・ルール (Taylor [1993a,b]) は、次式で表される¹²。

$$i_t = ri_t^* + \pi_t^* + 1.5(\pi_t - \pi_t^*) + 0.5(y_t - NAIRU) \quad (3)$$

これは、(1)式の政策反応関数において、ターゲットとするインフレ率を予想インフレ率 π_t^e ではなく、当期のインフレ率 π_t に置き換えたうえで、金利スムージングを仮定せず ($d_1 = 0.0$)、 $d_2 = 1.5$ 、 $d_3 = 0.5$ と設定したものである。

11 一般に、GDPギャップ y_t は、インフレ率の先行指標であると考えられ、フォワードルッキングな政策ルールにおいて、あえてGDPギャップにリード・ラグを設定する必要性は小さいと考えられる (ターゲットとするGDPギャップは当期のギャップでよく、先行きのギャップの予想値である必要はない)。

12 (3)式は、

$$i_t = ri_t^* + \pi_t + 0.5(\pi_t - \pi_t^*) + 0.5(y_t - NAIRU)$$

と書き換えることができる。つまり、テイラー・ルールは、インフレ率とGDPギャップそれぞれに対して、同じウエイトで政策対応するルールとみられることもできる。

(1) フォワードルッキング・ルールとバックワードルッキング・ルール

従来の金融政策ルールの研究では、(3)式のテイラー・ルールに代表されるように、中央銀行は現時点もしくは過去のインフレ率とGDPギャップをもとに政策対応を行う、つまり、BLルールを前提とするのが一般的であった。しかし、実際は、中央銀行の政策対応は予防的 (preemptive) であり、過去の経済状態ではなく、むしろ、先行きの経済状態を予測しながら政策対応を行っている面が強いと考えられる。こうした政策対応は、(3)式よりも、(1)式のようなFLルールによって表現する方がむしろ自然である^{13,14}。

とくに、FLルールは、インフレーション・ターゲティングに基づいた金融政策運営において、重要なガイドラインになると考えられる (Svensson [1997,1998]、Batini and Haldane [1999a,b])。すなわち、インフレーション・ターゲティングの実際の運営に際しては、金融政策変更の効果波及に1~2年の時間がかかることを踏まえ、先行きのインフレ見通しに基づいて足許の政策金利を変更していくケースが一般的となっている。例えば、BOE (Bank of England) は、*Inflation Report* において、先行き2年間のインフレ率の予測値を公表しているが、この予測値は、金融政策委員会 (Monetary Policy Committee) での政策決定の際にきわめて重要な判断材料となっている (Batini and Haldane [1999b])。このため、FLルールは、インフレ予測重視型ルール (inflation forecast-based rule) と呼ばれることもあり、インフレーション・ターゲティングを実際に採用しているイギリス、カナダ、オーストラリアなどの中央銀行エコノミストは、同ルールに関する分析を積極的に行い、その有用性を主張している¹⁵。

13 1980~90年代の日米独の政策運営について分析した Clarida, Gali and Gertler [1997] は、これら3国の過去の政策変更はFLルールによって概ね説明できるとしている。この他、FRBの政策運営について分析した Mehra [1999] も同様な結論を導いている。

14 FRBのMeyer理事は、足許の景気悪化がみられないなかで行った1998年秋の金融緩和は、バックワードルッキングなテイラー・ルールによって説明できるものではなく、新興市場の通貨危機が先行きの米国経済に影響を及ぼすことを見越して実施した、いわば予防的な措置であると説明している。こうした政策行動は、フォワードルッキングな政策ルールによって正当化できるとしている (Meyer [1999])。

また、日本銀行の関連でいえば、実質ゼロ金利政策を決めた1999年2月12日の決定会合と4月9日の決定会合 (4/13日の総裁会見) での判断は、フォワードルッキングな政策行動の表れであると、植田審議委員は指摘している (植田 [1999])。なお、植田 [1999] の説明は以下のとおり。

(2/12日の会合) ... 当時の、あるいはその前後の議事要旨をみると、多くの審議委員が「足許の景気は下げ止まり、しかし、年後半以降再び悪化のリスクあり」言い換えれば、「財政政策からの刺激で足許は支えられているが、これが今年後半から来年にかけて民需の自律的、持続的な回復につながるかどうか」という点を懸念していた。

(4/13日の総裁会見) ... 「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで、ゼロ金利を続ける。」「懸念」や「展望」といった言葉に政策スタンスが先見的 (forward-looking) であるという思いが込められている。つまり、足許の経済状況に反応するのではなく、かなり先、それも数カ月というような単位ではない先、を見通した場合に、深刻なデフレに陥るリスクがあるかどうか判断基準ということだ。

15 イギリス : Batini and Haldane [1999a]、カナダ : Black, Macklem and Rose [1997]、オーストラリア : de Brouwer and Ellis [1998] などを参照。

なお、FLルール に対しては、その重要性を指摘する見方の一方で、同ルールに対する批判的・否定的な見方もある。すなわち、インフレ予測といっても、その予測は、現時点に存在する情報（先決変数）に基づいてなされるものであり、その意味では、FLルールは、BLルールと同じ情報集合をもとに政策対応しているにすぎず、基本的には、両者にパフォーマンスの違いは発生しないはずとの見方がある（Taylor [1998,1999]）¹⁶。このように、FLルールについては、相対立する見方があり、それぞれの主張が、どういったケースにおいて正当化されるのかについて、理解を深めておく必要がある。とくに、FLルールが、BLルールと比べ定量的にどの程度パフォーマンスの改善をもたらすのか（あるいはもたらさないのか）、ルールの特性が民間部門の期待形成（フォワードルッキングさの度合い）に依存するか否か、などについて分析しておくことは重要であろう。この点については、5章で分析する。

（2）金利スムージング

従来、政策反応関数の推計においては、テイラー・ルールのように、金利スムージングを仮定しない研究が多かったが（前掲（1）式において $d_1 = 0.0$ を仮定）、最近では、金利スムージングを取り入れた政策反応関数の推計やモデル分析が増加傾向にある¹⁷。中央銀行が金利スムージングを行う背景としては、以下の点を指摘できる¹⁸。

金利のボラティル化に伴う資本市場の不安定性を回避し、金融システムの安定性を確保するためには、金利スムージングが必要。

頻繁な政策反転（policy reversals）は、政策ミスや優柔不断の証と市場から認識・批判され、中央銀行の信頼性の喪失につながる可能性が高い。そうした事態を回避するためには、中央銀行は、金利変更の方向性が一方向に継続する見込みが強くなるまでは、政策変更を行わない方がむしろ望ましい（Goodfriend [1991]、Goodhart [1999]）。

金利スムージングを前提とした政策ルールでは、大きなショックが加わった場合に、素早くてかつ効き目の強い政策発動が困難であるとの見方がある。しかし、これに対して、Woodford [1999] は、そうした場合でも、むしろ金利スムージングは最適な政策ルールであることを理論的に明らかにしている。すなわち、小

16 こうしたTaylorの主張をサポートする実証分析としては、Levin, Wieland and Williams [1999] がある。また、Svensson [1997] は、ある特定のモデルを前提にすると、中央銀行の損失関数を最小化する最適な政策ルールは、テイラー・ルールのようなBLルールになることを明らかにしている。

17 Levin, Wieland and Williams [1998]、Clarida, Gali and Gertler [1997]、Williams [1999]、Mehra [1999]、Bernanke and Gertler [1999] 等。

18 なお、～ の3点の他にも、金利スムージングを正当化させる要因として、経済構造の不確実性（モデルのパラメータの不確実性）の存在を挙げることができる。これは、「不確実性が存在するもとは、多少もたもたした政策対応の方が、経済の安定性を増す」という、いわゆる“Brainard conservatism”に基づく考えである（Brainard [1967]）。

小さな政策反転の後に、同方向の政策変更を続ける政策ルールのもとでは、合理的かつフォワードルッキングな経済主体は、一度政策反転が起きると、先々の同方向の政策変更まで予測するため、大きな行動変化を起こす。この結果、金利スミージングのもとでも、金融政策の有効性は十分確保されることになる¹⁹。

もっとも、これら金利スミージングの正当性を主張する見方の一方で、実証的には、金利スミージングを取り入れた政策ルールは、パフォーマンスの改善をほとんどもたらさないか、むしろ悪化させる場合があることが、Taylor [1999] によって指摘されている。しかし、このTaylorの主張は、BLルールに限定したものであり、FLルールでも、金利スミージングの正当性が実証的に確保できないかどうかについては明らかでない。この問題についても、5章で分析する。

(3) 為替安定政策

政策ルールの設定に関しては、通常は、(1)式に示したように、物価と景気のいずれにウエイトを置くかという論点が中心的なテーマである。しかし、最近わが国で大きな関心と呼んだ「為替の安定を中央銀行の目的とすべきか否か(為替レートを政策ルールのターゲット変数として取り入れることが望ましいか否か)」という点についても、検討する価値があろう。日本銀行は、為替相場と金融政策に関して、以下のような公式見解を表明している。

「当面の金融政策運営に関する考え方」(1999/9/21)²⁰

「日本銀行は、為替相場そのものを金融政策の目的とはしていません。金融政策運営を為替相場のコントロールということに直接結び付けると、誤った政策判断につながるリスクが高いことは、バブル期の政策運営から得られる貴重な教訓になっています。ただ、このことは、金融政策運営において為替相場の動向をみないでよいということではありません。日本銀行はあくまでも、為替相場が景気や物価の先行きにどのような影響を及ぼすかという観点から、その動向を注意深くみていくべきものと位置づけています。」

19 言い方を換えれば、大きなショックに対する政策の有効性を確保するためには、小さなショックに対応して政策反転を頻繁に繰り返すべきではないことになる。なぜなら、小刻みな政策反転を頻繁に行ってしまうと、いざ大きなショックが発生しても、民間部門が金融政策の方向性を掴みきれないため、ショックを吸収できなくなるからである。なお、Amato and Laubach [1999] も、ここで説明したWoodford [1999] と同様な見方を示している。

20 速水日銀総裁は、21日の公式見解に関して、以下の補足説明を行っている。

「金融政策を為替相場のコントロールに直接割り当てないというのは、一定の為替相場水準そのものを目標にして金融政策を運営することは適切ではない、ということであり、金融政策と為替相場が無関係であるとか、重要でないということでは全くない。為替相場の変動は、経済や物価に影響を与えるので、金融政策は、為替の変動の影響も含めた総合的な判断に基づいて行うことが必要だと思っている。」(9/26日の記者会見)

この見解を金融政策ルールの枠組みで解釈すれば、「インフレ率とGDPギャップをターゲットにした政策運営を基本とすべきであり、為替レートを直接のターゲット変数として考慮することは好ましくない」ということになる。こうした見方が、実証的に正当化され得るか否かについては、6章で検証する²¹。

(4) 目標インフレ率の設定と金利のゼロ制約

名目金利の均衡水準は、財市場で決まる実質金利の均衡水準と中央銀行の目標インフレ率の和によって表される((1)式の $ri_t^* + \pi_t^*$)。したがって、目標インフレ率が低いと、名目金利の均衡水準も低くなる。このとき、経済に大きな負のショックが加わると、金利のゼロ制約によって、中央銀行は十分な緩和政策をとることができないケースが発生し、実質金利の高止まりから、経済が大きく不安定化するようになる(デフレ・スパイラルはその典型)²²。したがって、金利のゼロ制約に伴う経済の不安定性を回避し、金融政策の自由度を確保しておくためには、目標インフレ率はゼロではなく、ある程度プラスの方が望ましいとの見方がある(Summers [1991])。本稿の7章では、こうした見方を検証するために、金利のゼロ制約に伴う経済の不安定性について簡単なシミュレーションを行ったうえで、目標インフレ率の水準によって、ゼロ制約を受ける確率がどの程度影響を受けるのかについて分析する。

なお、従来の政策ルールの評価基準としては、インフレ率とGDPギャップの安定性が中心となってきたが、目標インフレ率の設定と金利のゼロ制約を考慮した場合には、金利の安定性も重要な評価基準となる。なぜなら、物価と景気の安定性を高める政策ルールであっても、金利の安定性が低いルールでは、目標インフレ率が低くなると金利のゼロ制約を受ける確率が高まり、最終的には、物価と景気の安定性までも毀損されるようになるためである。

21 政策ルールと為替安定について分析した先行研究としては、Ball [1999] が挙げられる。Ballは特定の経済モデルを設定し、中央銀行の政策ルールに為替レートを導入することにより、GDPの変動を低下させることができると主張している。しかし、Ballのモデルは、かなり単純化したモデルであるうえに、パラメータもカリブレーション(calibration)により設定したものであり、彼の主張が頑健なものか否かは、実際のデータを使って確認しておく必要がある。一方、Bernanke and Gertler [1999] は、分析対象として、為替レートではなく、株価などの資産価格を取り上げ、政策ルールとの関係について理論的な分析を行っている。彼らは、インフレ予測値のターゲットに強くコミットするルールを採用しさえすれば、(資産価格の安定化にコミットしなくとも)資産価格の安定性も達成できることを示しており、資産価格の変動に直接反応する政策ルールはかえって望ましくないとしている。

22 米国の先行研究では、こうした見方の正当性が実証的にも確認されており、金利のゼロ制約が経済にもたらす歪みは定量的に大きいことが主張されている(Fuhrer and Madigan [1997], Orphanides and Wieland [1998] 参照)。

3. バックワードルッキング・モデルを用いた金融政策ルール of 考察

以下では、ミニ・モデルを用いて、政策ルール（政策反応関数）のインフレ感応度とGDPギャップ感応度の大小が、経済変動に対してどのような影響を及ぼすのか、その直観的な理解を容易にするために、簡単な考察を行う²³。FLMによるシミュレーションの前に、こうした準備を行うのは、FLMやFLルール of 特性を理解するには、まずは単純なバックワードルッキング・モデル（backward-looking model、以下BLM）を用いて、BLルール of 特性を理解しておくことが重要なステップと考えられるからである。

ミニ・モデルは、政策反応関数とIS曲線、フィリップス曲線（インフレ供給曲線）の3本から構成される。

[政策反応関数]

$$i_t = r_t^* + \pi^* + d_2(\pi_t - \pi^*) + d_3(y_t - NAIRU) \quad (4)$$

[IS 曲線]

$$y_t - NAIRU = -\alpha(i_t - \pi_t - r_t^*) + \varepsilon_t^{IS} \quad (5)$$

[フィリップス曲線 = インフレ供給曲線]

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \gamma(y_t - NAIRU) + \varepsilon_t^\pi \quad (6)$$

(5)式 of IS曲線に(4)式 of 政策反応関数を代入すると、(7)式 of インフレ需要曲線が導出される。

[インフレ需要曲線（IS曲線に政策反応関数を代入して導出）]

$$\pi_t = -\frac{1 + \alpha \cdot d_3}{\alpha(d_2 - 1)}(y_t - NAIRU) + \pi^* + \frac{1}{\alpha(d_2 - 1)}\varepsilon_t^{IS} \quad (7)$$

このインフレ需要曲線 of 傾きがマイナスになるのは、インフレ率が上昇すると、中央銀行が政策反応関数に基づいて金利を引き上げる結果、需要が低下するためである。政策反応関数 of インフレ感応度 d_2 とギャップ感応度 d_3 は、インフレ需要曲線 of 傾きや切片に影響を与える。つまり、金融政策ルールは、インフレ需要曲線 of 形

23 ここでの考察は、Taylor [1994] とBall [1994] を参考にした。

状を変化させることによって、マクロ経済の安定性に影響を与えることができるようになる。しかし、その影響に関しては、供給ショックが発生した場合と需要ショックが発生した場合とで、以下のように異なる点に留意しておく必要がある。

供給ショックの場合

中央銀行による政策ルールの設定（インフレ感応度とギャップ感応度の設定）は、供給ショックに対するインフレ率とGDPギャップの変動にトレードオフをもたらす。例えば、石油ショックによる物価上昇を抑制するために、中央銀行が金利を引き上げると景気は悪化するが、その景気の悪化度合いは、中央銀行が物価安定をより重視すればするほど大きくなる。このことを図表2上で整理すると、インフレ感応度 d_2 の上昇（＝物価安定重視）は、インフレ需要曲線の傾きを緩やかにするため、供給ショック（ $\varepsilon_t^{\pi} > 0$ ）は、GDPギャップの振れを相対的に大きくする。逆に、ギャップ感応度 d_3 の上昇（＝景気安定重視）は、インフレ需要曲線の傾きを急にするため、供給ショックは、インフレ率の変動を相対的に大きくする。

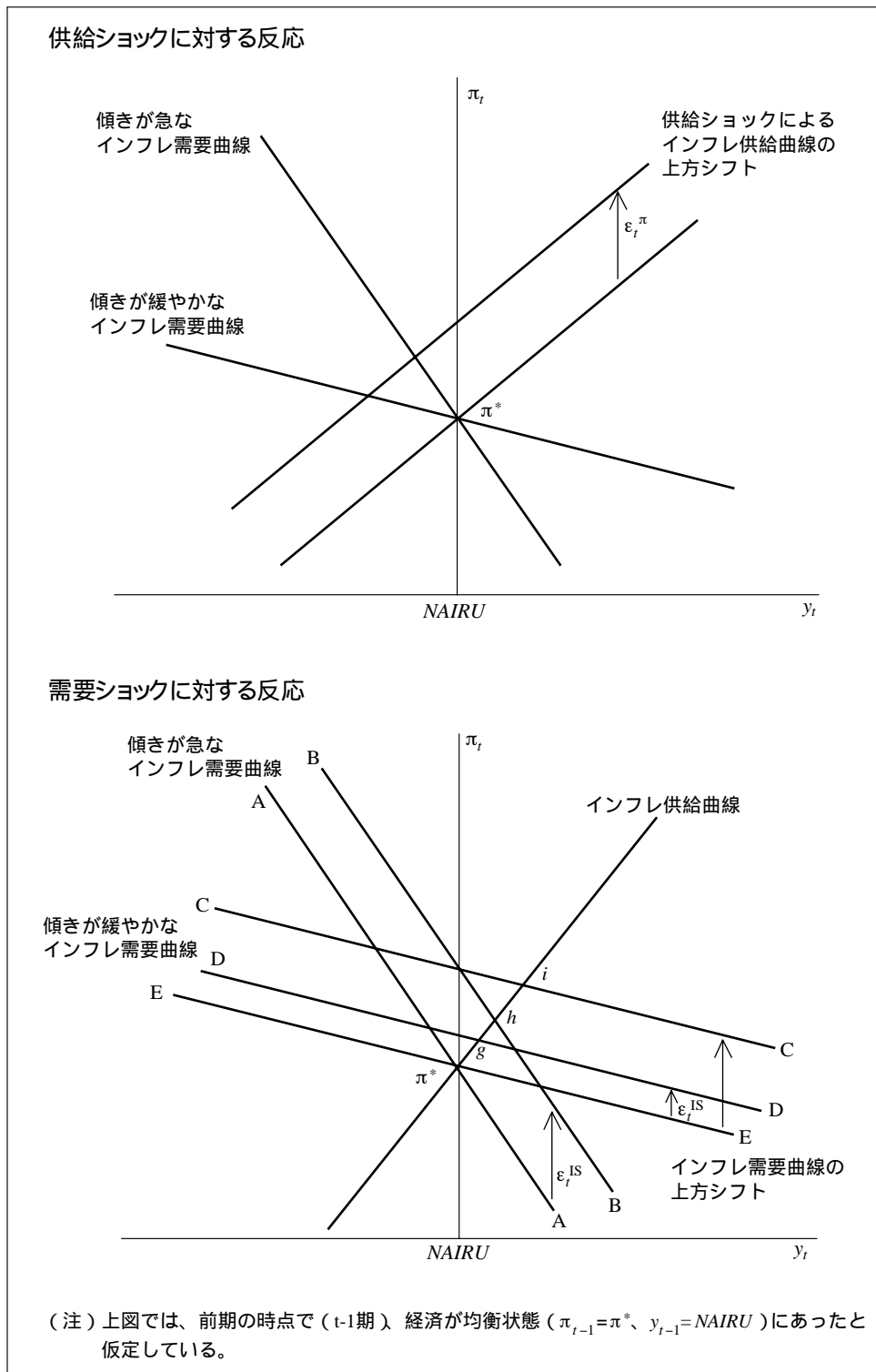
需要ショックの場合

政策ルールの設定（インフレ感応度とギャップ感応度の設定）は、需要ショックに対するインフレ率とGDPギャップの変動にトレードオフをもたらさない。インフレ感応度 d_2 とギャップ感応度 d_3 がともに高いほど、インフレ率とGDPギャップの変動は小さくなる。例えば、プラスの需要ショック（財政支出増等）は、インフレ率上昇とGDPギャップの上昇をもたらすが、中央銀行が物価安定を達成するために（インフレ率上昇を抑制するために）、金利を引き上げれば、景気の拡大も抑制することができる。このとき、中央銀行が物価安定を強く望めば望むほど、金利の引上幅も大きくなるので、景気の拡大幅も最小限にとどめることができる。

図表2下の直線AAとEEは、同じギャップ感応度 d_3 に対して、インフレ感応度 d_2 の低いインフレ需要曲線と、 d_2 の高いインフレ需要曲線をそれぞれ表している。インフレ感応度 d_2 は需要ショックに伴うインフレ需要曲線のシフト幅にも影響を及ぼす（(7)式参照）。すなわち、インフレ感応度 d_2 が高いと需要ショックに伴うインフレ需要曲線のシフト幅を小さくするため、需要ショック（ ε^{IS} ）に対するインフレ需要曲線EEの上方シフト幅（切片の変化幅EE DD）は、AA BBに比べ小さくなる。したがって、 d_2 が大きい場合には、インフレ率とGDPギャップともに振れが小さくなる（ $g < h$ ）。

一方、見方をかえて、直線AAとEEを、同じインフレ感応度 d_2 に対して、ギャップ感応度 d_3 が大きいインフレ需要曲線と、 d_3 の小さいインフレ需要曲線とみなそう。このケースでは、需要ショック（ ε^{IS} ）は、インフレ需要曲線を同じ幅（切片の変化幅）だけ上方シフトさせる（AA BB、EE CC）。このとき、政策反応関数のギャップ感応度 d_3 が大きい場合には、需要ショックに対するインフレ率とGDPギャップの変動をともに小さくする（ $h < i$ ）。

図表2



上記ミニ・モデルの分析をまとめると、図表3のようになる²⁴。

図表3 金融政策ルールの変更とマクロ経済の関係

民間部門の期待形成、中央銀行の政策ルールがともにバックワードルッキングな場合

		需要ショック	供給ショック
金融政策のインフレ感応度	高める	インフレ安定化 ギャップ安定化	インフレ安定化 ギャップ不安定化
	低める	インフレ不安定化 ギャップ不安定化	インフレ不安定化 ギャップ安定化
金融政策のギャップ感応度	高める	インフレ安定化 ギャップ安定化	インフレ不安定化 ギャップ安定化
	低める	インフレ不安定化 ギャップ不安定化	インフレ安定化 ギャップ不安定化

上記の考察は、政策ルールの設定とマクロ経済の安定性の関係を直観的に整理するうえで役に立つ。しかし、これは、モデルの動学的特性を簡略化したうえで、「中央銀行の政策ルール、民間部門の期待形成ともに、バックワードルッキングなケース」に対して考察したものであって、中央銀行や民間部門がより現実的で、かつフォワードルッキングな行動をとった場合にも、上記の結果が当てはまるか否かは明らかでない。そこで、以下では、ここでの考察を念頭においたうえで、本稿の分析の基本フレームとなるFLMの説明と確率的シミュレーションによる分析を進めていく。

24 以上の分析を、数式で厳密に表すと以下ようになる。

まず、インフレ需要曲線とインフレ供給曲線を整理し、インフレ率とGDPギャップのショックに対する反応式を導出する（ただし、前期の時点で経済が均衡状態 [$\pi_{t-1} = \pi^*$, $y_{t-1} = NAIRU$] にあったと仮定する）。

$$\pi_t = \pi^* + \frac{1 + \alpha d_3}{1 + \alpha d_3 + \alpha \gamma (d_2 - 1)} \varepsilon_t^\pi + \frac{\gamma}{1 + \alpha d_3 + \alpha \gamma (d_2 - 1)} \varepsilon_t^{IS}$$

$$y_t - NAIRU = - \frac{\alpha (d_2 - 1)}{1 + \alpha d_3 + \alpha \gamma (d_2 - 1)} \varepsilon_t^\pi + \frac{1}{1 + \alpha d_3 + \alpha \gamma (d_2 - 1)} \varepsilon_t^{IS}$$

両式をもとにすると、インフレ率とGDPギャップの分散は次のようになる（ただし、需要ショックと供給ショックは独立と仮定）。

$$V[\pi_t] = \left(\frac{1 + \alpha d_3}{1 + \alpha d_3 + \alpha \gamma (d_2 - 1)} \right)^2 V[\varepsilon_t^\pi] + \left(\frac{\gamma}{1 + \alpha d_3 + \alpha \gamma (d_2 - 1)} \right)^2 V[\varepsilon_t^{IS}]$$

$$V[y_t - NAIRU] = \left(\frac{\alpha (d_2 - 1)}{1 + \alpha d_3 + \alpha \gamma (d_2 - 1)} \right)^2 V[\varepsilon_t^\pi] + \left(\frac{1}{1 + \alpha d_3 + \alpha \gamma (d_2 - 1)} \right)^2 V[\varepsilon_t^{IS}]$$

政策ルール (d_2, d_3) を変更すると、需要ショックや供給ショックによる経済への影響度合いが変化することが、上記の2式によって説明できる。

4. フォワードルッキング・モデルの概要

(1) モデルの基本型

本稿の分析で用いるFLMは、以下の(8)~(12)式の5本から成っている(詳細は補論参照)

[政策反応関数]

$$i_t = d_1 i_{t-1} + (1-d_1) i_t^T, i_t^T = r i_t^* + \pi_t^* + d_2 (\pi_t^e - \pi_t^*) + d_3 (y_t - NAIRU) \quad (8)$$

$$r i_t^* = g r_t - premium$$

[長期金利決定式(期間構造理論)]

$$bond_t = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t [i_{t+j}] + premium \quad (9)$$

[為替レート決定式(金利裁定)]

$$re_t = E_t [re_{t+1}] - (i_t - E_t [\Delta p_{t+1}] - i_t^{US} + E_t [\Delta p_{t+1}^{US}]) + \varepsilon_t^{re} \quad (10)$$

[IS曲線]

$$y_t - NAIRU = a_1 (y_{t-1} - NAIRU) + a_2 (bond_t - \pi_t^e - g r_t) + a_3 (re_{t-1} - re^*) + a_4 (gov_t - gov_t^*) + \varepsilon_t^{IS} \quad (11)$$

[物価の決定式(フィリップス曲線)]

$$\Delta p_t = \sum_{j=1}^n \theta_{-j} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=1}^m \theta_j \Delta p_{t+j} + \sum_{j=-k}^l \omega_j (y_{t+j} - NAIRU) + \varepsilon_t^{\Delta p} \quad (12)$$

$$ただし、\sum_{j=1}^n \theta_{-j} + \sum_{j=1}^m \theta_j = 1$$

[財政変動]

gov_t は外生扱いとし、均衡財政支出比率 gov_t^* に常に等しい。

[記号]

- i_t : コール・レート、 i_t^T : 目標コール・レート、 ri_t^* : 均衡実質短期金利
 $\pi_t^e = E_t[p_{t+n} - p_t] \times 400/n$: 期待インフレ率(年率)、 π_t^* : 中央銀行の目標インフレ率
 $bond_t$: 長期金利、 $premium$: 固定ターム・プレミアム
 y_t : GDPギャップ、 $NAIRU$: 均衡GDPギャップ、 gr_t : 潜在成長率
 re_t : 実質為替レート(対数値)、 re^* : 均衡実質為替レート
 gov_t : 財政支出比率(潜在GDP対比)、 gov^* : 均衡財政支出比率
 p_t : 物価水準(対数値)、 i_t^{US} : 米国短期金利、 p_t^{US} : 米国の物価水準(対数値)

政策反応関数((8)式)とIS曲線((11)式)、フィリップス曲線((12)式)の3式については、推計式を用いた。推計期間の始期は、第2次オイルショックの影響が概ね剥落したと考えられる1981年第1四半期とし、終期は金融システムショック発生前の1997年第3四半期とした(ただし、政策反応関数の推計終期に関しては、金利のゼロ制約期を回避するために、1995年第4四半期にした)²⁵。一方、長期金利決定式((9)式)と為替レート決定式((10)式)は、理論式を直接用いた。なお、政策反応関数とIS曲線のインフレ予測値 π_t^e のリード・ラグに関しては、金融政策のラグ(効果が十分浸透するまでの期間)が1~2年程度あると考え²⁶、先行き1年半(6四半期分)に設定した($\pi_t^e = E_t[p_{t+6} - p_t] \times 400/6$)²⁷。

(モデルの定常状態)

(8)~(12)式から成るFLMの定常状態は、以下のように定義できる。

$$\pi = \pi^*, y = NAIRU$$

インフレ率は、中央銀行の目標インフレ率に収束。GDPギャップは、 $NAIRU$ に収束。なお、 $NAIRU$ はインフレ関数の推計から-3.6%に設定(詳細は補論参照)。

25 1997年末に発生した金融システムショックは、実体経済変数と金融変数の関係を大きく不安定化させたため、同ショックを明示的に取り込んだモデルを構築せずに、推計期間を98年以降に延長した場合には、不適切なシミュレーション結果を得る可能性がある(木村・藤田[1999]参照)。したがって、実体経済ブロックの推計期間は、1997年第3四半期までとした。

なお、日本銀行がゼロ金利政策を実施したのは、1999年2月以降だが、政策反応関数の標準誤差を考慮すると、推計上は、コール・レートが0.5%近辺で張り付いた1996年以降をゼロ制約期とみなすことが適切であると考えられる。

26 岩淵[1990]は、Structural VARによる分析で、金利のイノベーションが実質生産を1年半程度にわたって影響を及ぼし続けることを報告している。また、本多ほか[1995]も、短期金利の引上げ後、約1年半後に実質GDPの減少額が最も大きくなると報告している。

27 FRBのグリーンスパン議長は、「金融政策のラグを踏まえると、最低1年先の経済動向をみて政策を決定すべきだ」(1999/6/17日の議会証言)と述べている。また、BOEのインフレ予測期間は2年間になっている。こうした米英の事例も、FLルール分析において、インフレ予測値のリード・ラグを6四半期程度に設定するサポート材料になるであろう。なお、以下の分析において、インフレ予測値のリード・ラグを4四半期や8四半期に設定しても、分析結果に大きな変更をもたらすことはなかった。

$$bond = gr + \pi^*$$

長期金利は、潜在成長率と目標インフレ率の和に収束（＝実質長期金利は、潜在成長率に等しいと仮定）。

$$i = bond - premium$$

短期金利は、長期金利からターム・プレミアムを控除した水準に収束。なお、ターム・プレミアムは、過去の長期金利とコール・レートの平均値の乖離1%に設定。

$$re = re^*$$

実質為替レートは、一定の均衡為替レート re^* に収束する、つまり、長期的にはPPPが成立すると仮定（ re^* は過去の平均値に設定）。なお、米国の実質短期金利は、日本の均衡実質短期金利 $gr - premium$ に常に等しいと仮定。

$$gov = gov^*$$

財政支出比率は一定の値 gov^* に収束（均衡財政支出比率 gov^* はIS曲線の推計時に推計）。

（2）推計結果とシミュレーションのバリエーション

（政策反応関数の推計）

政策反応関数の推計パラメータは次のとおり（詳細は補論参照）。

$$i_t = 0.8i_{t-1} + (1-0.8)[ri_t^* + \pi_t^* + 1.5(E_t[p_{t+6} - p_t] \times \frac{400}{6} - \pi_t^*) + 1.0(y_t - NAIRU)] \quad (13)$$

以下のシミュレーションでは、(13)式を「FLルールベース・ルール」と呼ぶ。また、推計されたパラメータを前提としたうえで、ターゲットとするインフレ率を予測値ではなく、現在のインフレ率に置き換えた次のルールを、「BLルールベース・ルール」と呼ぶことにし、これについても併せてシミュレーションを行う。

$$i_t = 0.8i_{t-1} + (1-0.8)[ri_t^* + \pi_t^* + 1.5([p_t - p_{t-6}] \times \frac{400}{6} - \pi_t^*) + 1.0(y_t - NAIRU)] \quad (14)$$

同じパラメータを前提にした両ルールの比較によって、それぞれのルールの特徴がよりクリアになるものと考えられる。

（IS曲線とフィリップス曲線の推計）

IS曲線の推計パラメータと、推計したフィリップス曲線の期待インフレ率は次のとおり。

$$y_t - NAIRU = 0.92(y_{t-1} - NAIRU) - 0.27(bond_t - E_t[p_{t+6} - p_t] \times \frac{400}{6} - gr_t) + 0.64(re_{t-1} - re^*) + 0.12(gov_t - 14.487) \quad (15)$$

(フィリップス曲線の期待インフレ率)

$$= \sum_{j=1}^2 \theta_{-j} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \theta_j \Delta p_{t+j} = 0.14 \Delta p_{t-2} + 0.36 \Delta p_{t-1} + 0.36 \Delta p_{t+1} + 0.14 \Delta p_{t+2} \quad (16)$$

フィリップス曲線の期待インフレ率((16)式)は、労働者の今期契約する賃金が、今後1年間他の労働者の受け取る賃金と比べ、実質ベースでみて見劣りしない水準を確保できるよう交渉する際に前提とするインフレ率である(詳細は補論参照)。(15)(16)式は、インフレ予測値を実質金利算出の際に使用している、労働者の交渉スタンスが合理的であることから、以下のシミュレーションでは、このケースを「民間部門の期待形成が先見的(forward-looking)」であると呼ぶ²⁸。

また、次の2点を仮定した代替モデルを「民間部門の期待形成が弱先見的(weakly forward-looking)なモデル」と呼び、同様にシミュレーションを行う(詳細は補論参照)。

- ・推計された(15)式のパラメータを前提として、IS曲線の実質金利を算出する際の期待インフレ率のリード・ラグを6期から2期に短縮する。

$$(bond_t - E_t[p_{t+6} - p_t] \times \frac{400}{6} - gr_t) \quad (bond_t - E_t[p_{t+2} - p_{t-4}] \times \frac{400}{6} - gr_t)$$

- ・労働者が、すでに契約切れとなった従来の賃金水準(1期前・2期前水準)の確保に固執する傾向が強いと仮定する。このとき、代替モデルのフィリップス曲線の期待インフレ率は、(17)式のように表され、(16)式に比べ、過去のインフレ実績により依存するようになる。

$$\pi_t^e = \sum_{j=1}^3 \theta_{-j} \Delta p_{t-j} + \theta_1 \Delta p_{t+1} = 0.04 \Delta p_{t-3} + 0.22 \Delta p_{t-2} + 0.48 \Delta p_{t-1} + 0.26 \Delta p_{t+1} \quad (17)$$

28 Fuhrer [1997b] は、単なるインフレ関数の推計であれば、フォワードルッキングな要素は有意な説明力を持たず、完全にバックワードルッキングな期待インフレ率のスペックで問題ないとしている。しかし、完全にバックワードルッキングなフィリップス曲線を用いて政策シミュレーション(ディスインフレ政策等)を行ってみると、政策変更後、15年以上経った後も経済が収束に向かわないなど、非現実的な面があり、むしろフォワードルッキングな要素を折り込んだモデルの方が、政策シミュレーションの際には有用であることを強調している。

(民間部門の期待形成と経済の動学的特性)

金融政策ルールのパフォーマンスは、民間部門の期待形成方法(先見性の度合い)に依存する面があると考えられ、シミュレーションにおいて、上記のようなモデルの比較を行うことは重要なプロセスである。なお、民間部門の期待形成の違いによって、需要ショックと供給ショックに対する経済のレスポンスがどう違ってくるかをみたのが、図表4と図表5である(政策ルールはFLルールのベース・ルール(13)式を使用)。いずれのシミュレーションでも、民間部門の期待形成が弱先見的な場合には、経済が均衡状態に収束するまでの期間が長くなっている。これは、期待インフレ率が過去のインフレ率の変動に引きずられる傾向が強いため(インフレが持続的< persistent >になるため)、金融引締めが長期化し、景気の悪化も長引くことが背景となっている。

5. 確率的シミュレーションによる金融政策ルールの特性分析

以下では、4章で説明したFLMをベースに、確率的シミュレーションを行い、金融政策ルールの特性について分析する。確率的シミュレーションとは、モデルの推計期間である1981年～1997年に発生した需要ショック(ε_t^{IS})と供給ショック($\varepsilon_t^{\Delta p}$)をFLMに付与し、金融政策の運営スタンスが異なった場合に、経済がどのように変動するのか、模擬実験を行うことである。具体的には、(13)～(14)式の金融政策のベース・ルールにおいて、金利スムージング d_1 、インフレ感応度 d_2 、ギャップ感応度 d_3 の3パラメータを変化させることで、経済の安定性がどのような影響を受けるかをみる²⁹。つまり、今後も経済構造が不変で、過去と同じ外生的攪乱が発生した場合、金融政策の運営によって経済パフォーマンスがどう影響を受けるのか、いわば「経済の再現実験」を行うことによって、金融政策ルールの評価を行

29 確率的シミュレーションのより具体的な方法は以下のとおり。

政策反応関数のパラメータ (d_1, d_2, d_3) を適当な値に固定。

IS曲線、フィリップス曲線の攪乱項 ($\varepsilon_t^{IS}, \varepsilon_t^{\Delta p}$) に同時相関を仮定した確率的ショックを100期間にわたって与え、シミュレーションを実行。

内挿推計されたインフレ率とGDPギャップ、コール・レートの標準偏差を算出。

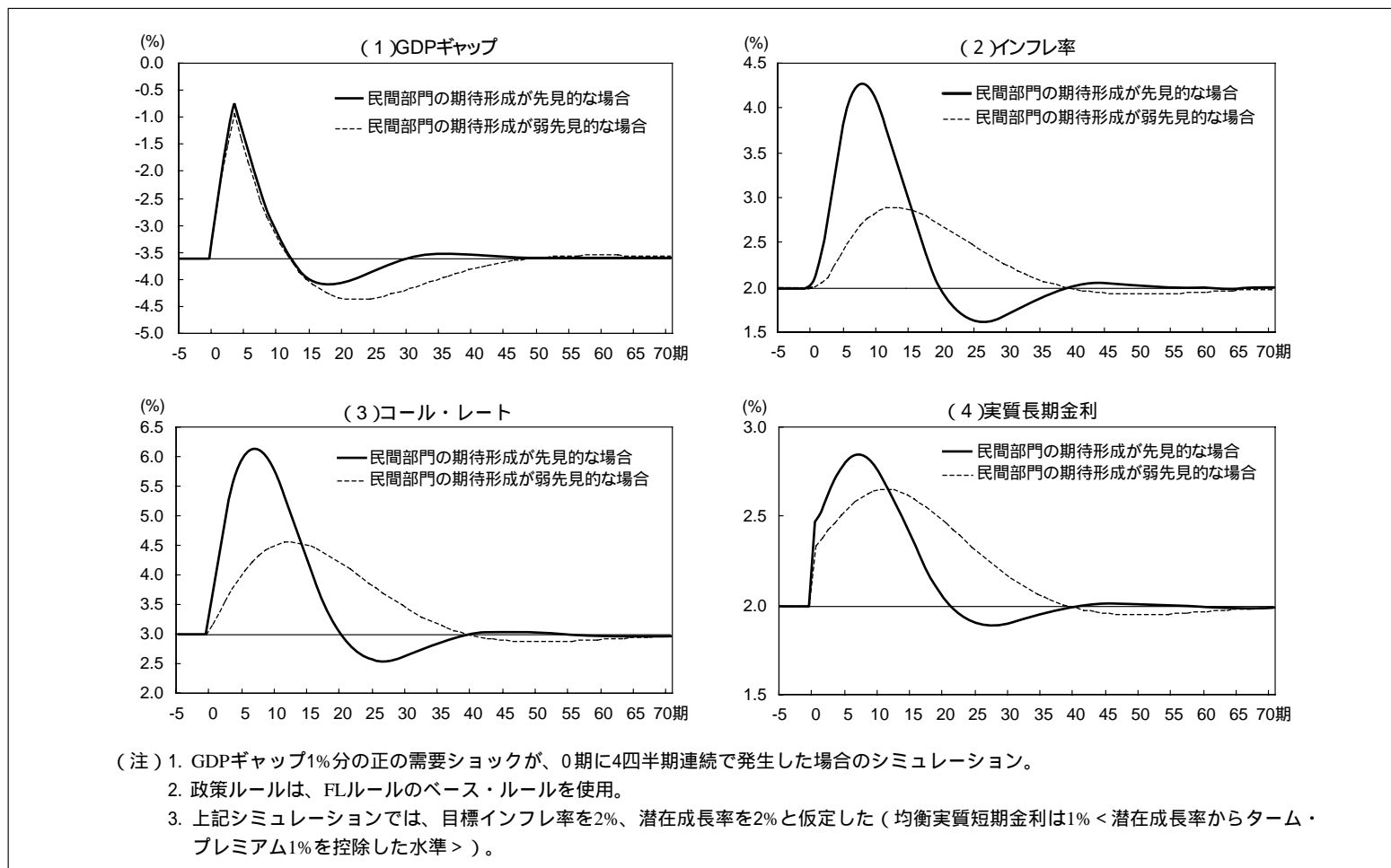
上記 - の作業を300回繰り返す。

300回のシミュレーションから得られた3変数の標準偏差の平均値を算出。

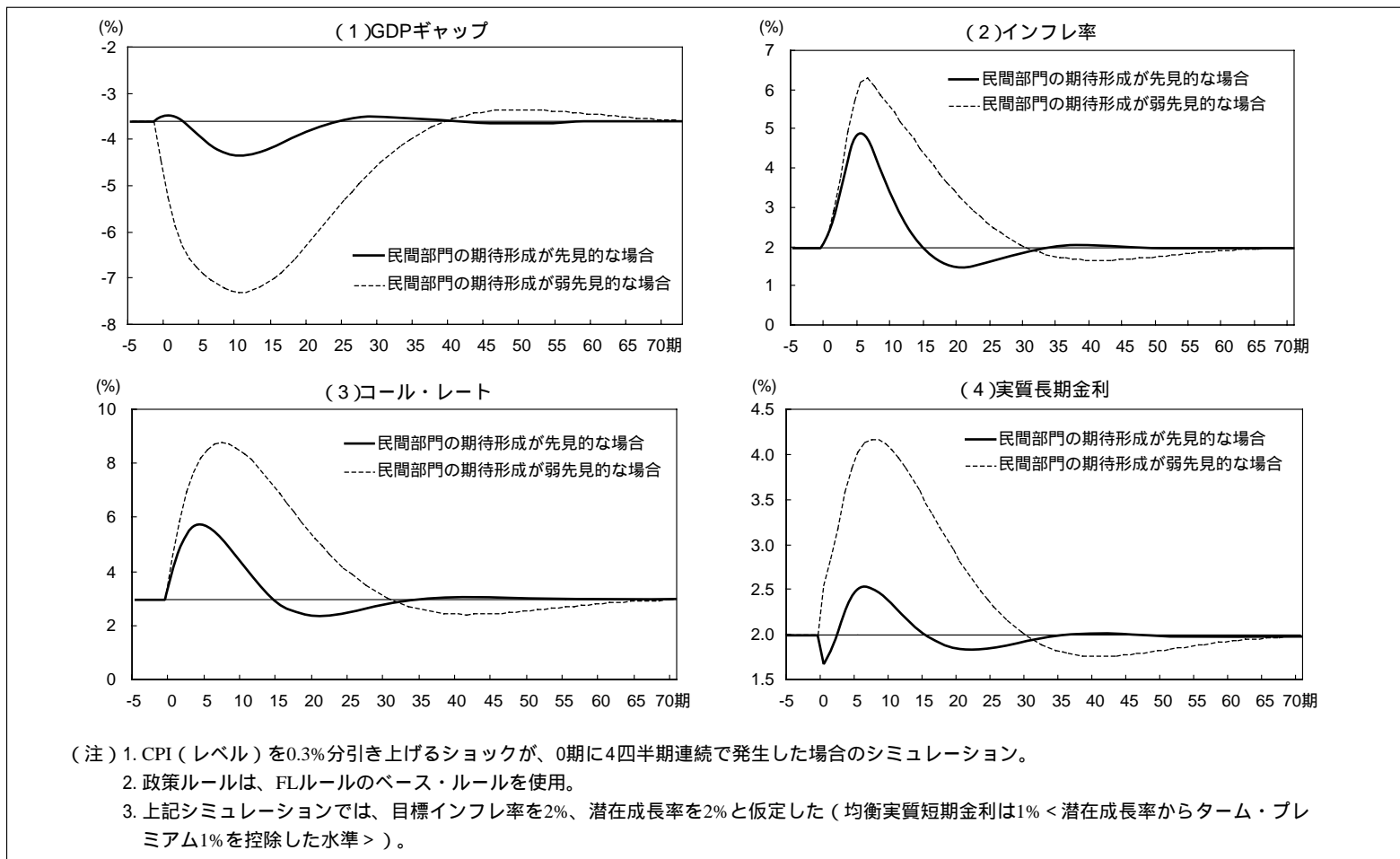
再び、上記 へ戻り、パラメータの組合せを変更し、 までの作業を繰り返す。

なお、 で与えるショックの分散共分散行列は、モデルの推計残差から算出した。これは、経済に対して将来発生する外生的ショックのばらつきが、モデルの推計期間(1981～1997年)における過去の攪乱項と同じであると仮定することを意味している。ただし、厳密に言えば、推計された残差には、モデルの予測誤差が含まれており、真の外生的ショックとはみなすことはできない。そこで、本来であれば、“AIM implementation”(Anderson and Moore [1985])により、FLMを誘導型モデルに変換し、構造ショックの推計を行う必要がある。しかし、このためには、モデルが線型であることが前提となるが、モデルの推計期間中において、政策反応関数は金利のゼロ制約から非線型になっており、“AIM implementation”はフィジブルではない。よって、今回の分析では、次善の策として、モデルの推計誤差の分散共分散行列をそのまま外生的ショックとして利用した。

図表4 プラスの需要ショックに対する経済の反応（民間部門の期待形成の違いによる経済変動の比較）



図表5 プラスの物価ショックに対する経済の反応（民間部門の期待形成の違いによる経済変動の比較）



うというものである。なお、以下のシミュレーションでは、目標インフレ率 π_i^* を2%、潜在成長率 gr を2%と仮定した（均衡実質短期金利 ri_i^* は1%＜潜在成長率からターム・プレミアム1%分を控除した水準＞）。

(1) 政策ルールの変更とマクロ経済の安定性

ここでは、インフレ重視・景気重視といった金融政策の運営スタンスの違いや金利スミージングの度合いが、マクロ経済の安定性にどのような影響を及ぼすのか、あるいは、FLルールとBLルールとでどのようなパフォーマンスの違いが発生するのか、という金融政策ルールの基本的論点について検討を行う。また、民間の期待形成方法によって、金融政策ルールのパフォーマンスがどのように異なるのかという点についても併せて分析を行う。

イ．インフレ感応度変化の影響

(8) (13) (14)式の政策反応関数において、金利スミージング d_1 とギャップ感応度 d_3 を固定したまま、インフレ感応度 d_2 を変化させ（ $d_1 = 0.8, 1.0$ $d_2 = 4.0$, $d_3 = 1.0$ ）確率的シミュレーションを行ったところ、以下のような特徴点が確認された（図表6）。

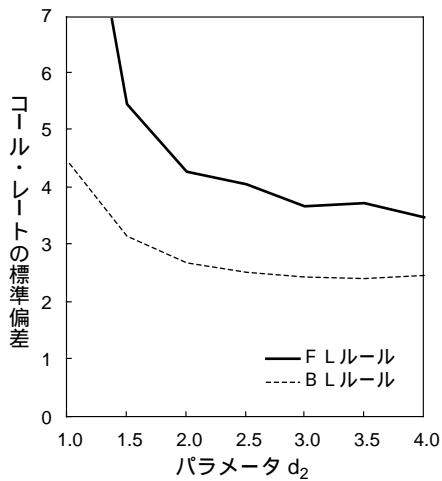
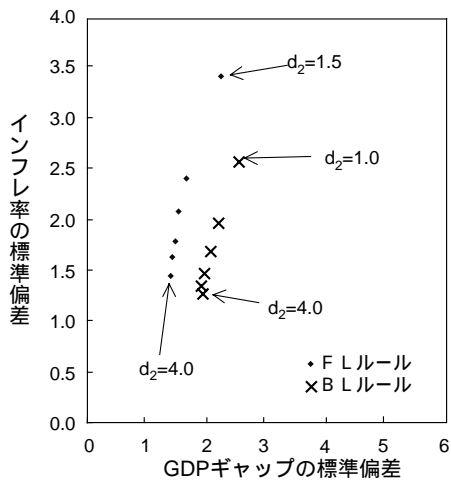
民間部門の期待形成が弱先見的で、かつ政策ルールがBLルールの場合には、インフレ率とGDPギャップの変動にトレードオフが発生する（図表6左下）。（ギャップ感応度を固定したままでの）インフレ感応度 d_2 の上昇が、インフレ率とGDPギャップの変動にトレードオフを発生させるのは、モデルに供給ショックが加わっているためである（3章のミニ・モデルの考察）。インフレ感応度 d_2 の上昇は、インフレ率の変動を低下させるが、GDPギャップの変動を増加させる結果、コール・レートの変動も大きくなる（図表6右下）。

民間部門の期待形成が先見的な場合には、政策ルールがFLルールかBLルールかにかかわらず、インフレ率とGDPギャップの変動にトレードオフは発生せず、政策ルールのインフレ感応度を高めると双方の安定性ももたらされる（図表6左上）。これは、インフレ感応度 d_2 が上昇すると、インフレ率が将来にわたって安定することを民間部門が予想する結果、実質金利も安定化し、GDPギャップの安定化も達成できるためである。この結果、インフレ感応度 d_2 の上昇は、コール・レートの変動も小さくするよう作用する（図表6右上）。逆に、インフレ感応度が低い場合には、経済はかなり不安定化する。

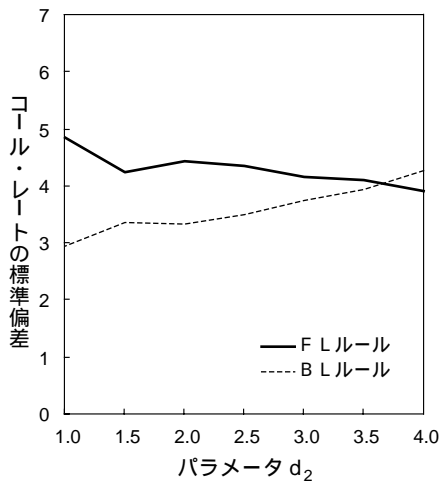
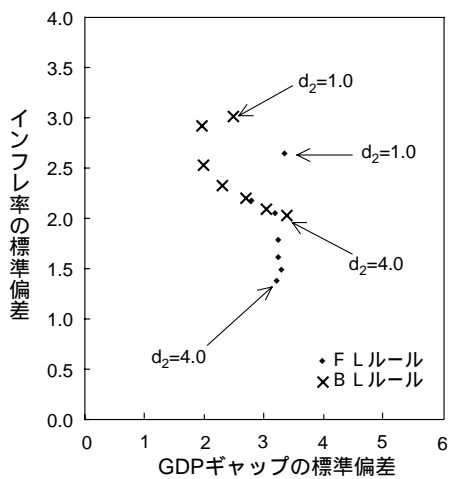
民間部門の期待形成が弱先見的な場合でも、金融政策ルールがFLルールであれば、と同様に、インフレ感応度を高めると、GDPギャップの不安定化を招かずにインフレ率の安定化が達成できる。これは、中央銀行が、インフレ感応度を引き上げることによって、インフレ率が将来にわたって安定する結果、「現時点のコール・レート安定 名目長期金利安定 実質金利安定」というメカニズムを通じて、景気も安定させる効果を持つためである。

図表6 政策ルールにおけるインフレ感応度の変化

(1) 民間部門の期待形成が先見的な場合



(2) 民間部門の期待形成が弱先見的な場合



(注) 1. d_1 と d_3 は固定したまま ($d_1=0.8$ 、 $d_3=1.0$)、インフレ感応度 d_2 を0.5刻みで変更。
 2. シミュレーションは1つのパラメータ・セットにつき300回(1回100期間)を行った。

ロ．ギャップ感応度変化の影響

(8)(13)(14)式の政策反応関数において、金利スムージング d_1 とインフレ感応度 d_2 を固定したまま、ギャップ感応度 d_3 を変化させ ($d_1=0.8, d_2=1.5, 0.0$ $d_3=4.0$)、シミュレーションを行うと、以下のような特徴点が確認される(図表7)。

政策ルールがBLルールで、かつ民間部門の期待形成が弱先見的な場合には、ギャップ感応度 d_3 が極端に低いと、インフレ率、GDPギャップともに変動が大きくなる(図表7左下)。これは、3章のミニ・モデルで考察したとおり、政策反応関数のギャップ感応度 d_3 が小さい場合には、需要ショックに対して、インフレ率とGDPギャップがともに大きく変動するようになるためである。

中央銀行の政策ルールと民間部門の期待形成のいずれかがフォワードルッキングな場合に、ギャップ感応度 d_3 を高めると、インフレ率、GDPギャップともに不安定化する³⁰。これは、中央銀行が足許の景気に振られやすくなる結果、インフレ率が将来にわたって不安定化し、そのことを民間部門と中央銀行のいずれかが予想すれば、実質金利も不安定化するためである。つまり、民間部門のインフレ予測が不安定化すれば直ちに実質金利が不安定化するし、民間部門が予測しなくとも中央銀行が予測すれば、政策対応(短期金利)が不安定になる結果、長期金利もボラタイルになる。いずれにしても、実質金利の不安定化は、GDPギャップを不安定にする。こうした特徴は、3章のミニ・モデル(民間部門・中央銀行いずれもがバックワードルッキングなモデル)ではみられなかった点である。

ハ．金利スムージングの影響

(8)(13)(14)式の政策反応関数において、インフレ感応度 d_2 とギャップ感応度 d_3 を固定したまま、金利スムージングの度合い d_1 を変更し ($0.0 < d_1 < 0.9, d_2=1.5, d_3=1.0$) シミュレーションを行うと、以下の特徴点が確認される(図表8)。

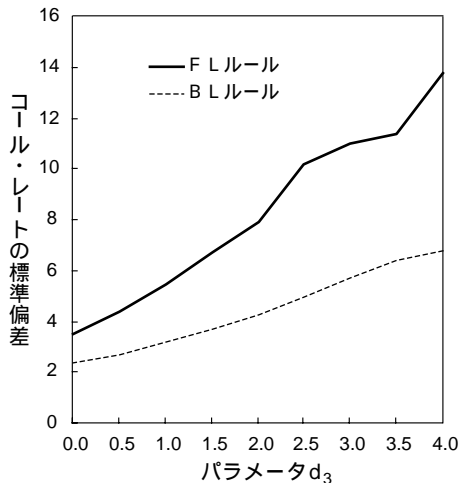
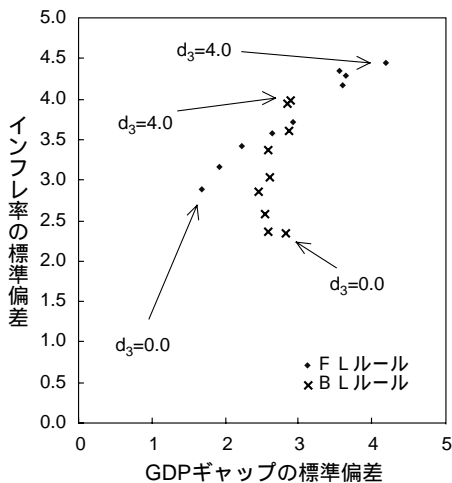
政策ルールがFLルールの場合には、スムージングの度合いを小さくする (d_1 を小さくする) と、経済が不安定化する(図表8左)。これは、中央銀行のインフレ予測には誤差を伴わざるを得ないため、予測値を確実視した対応をとると、事後的には誤った政策対応となるリスクがあるためである³¹。したがって、予防的(preemptive)な政策対応をとる場合には、様子をみながら、インフレ予測を徐々に政策変化に反映させていくやり方が、経済の安定化をもたらすこととなる。ただし、金利スムージングの度合いを極端に強め過ぎると ($0.8 < 0.9$)、経済の安

30 Batini and Haldane [1999a,b] も、本稿と同じ結論を導き出している。

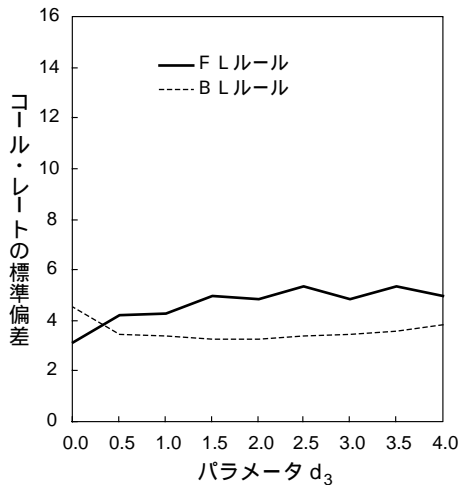
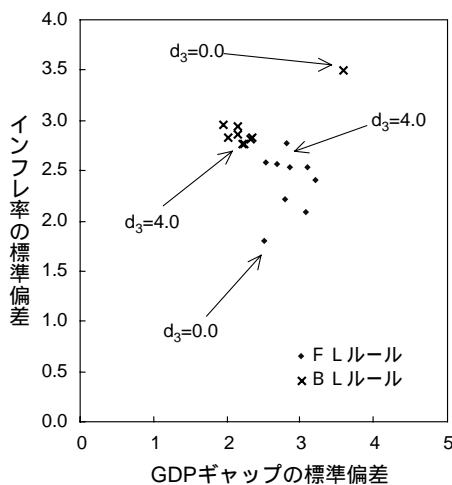
31 経済には慣性が働くことから (IS曲線のコイック項、フィリップス曲線の期待インフレ率が過去のインフレ率に依存) 政策効果が浸透するまでにはラグが発生する。FLルールは、そのラグを考慮したうえで、これから将来にかけてのインフレ率 (本分析では今後1年半のインフレ率) を予測して、予防的な政策対応をとっていくものである。しかし、中央銀行は、今後起り得る攪乱までも予測することはできないため、インフレ率の予測には当然誤差が発生する。したがって、FLルールといっても、完全予見は不可能であるため、予測値を確実視した政策対応をとると、予期せぬショックの発生によって、事後的には誤った政策対応となるリスクが大きくなる。

図表7 政策ルールにおけるギャップ感応度の変化

(1) 民間部門の期待形成が先見的な場合

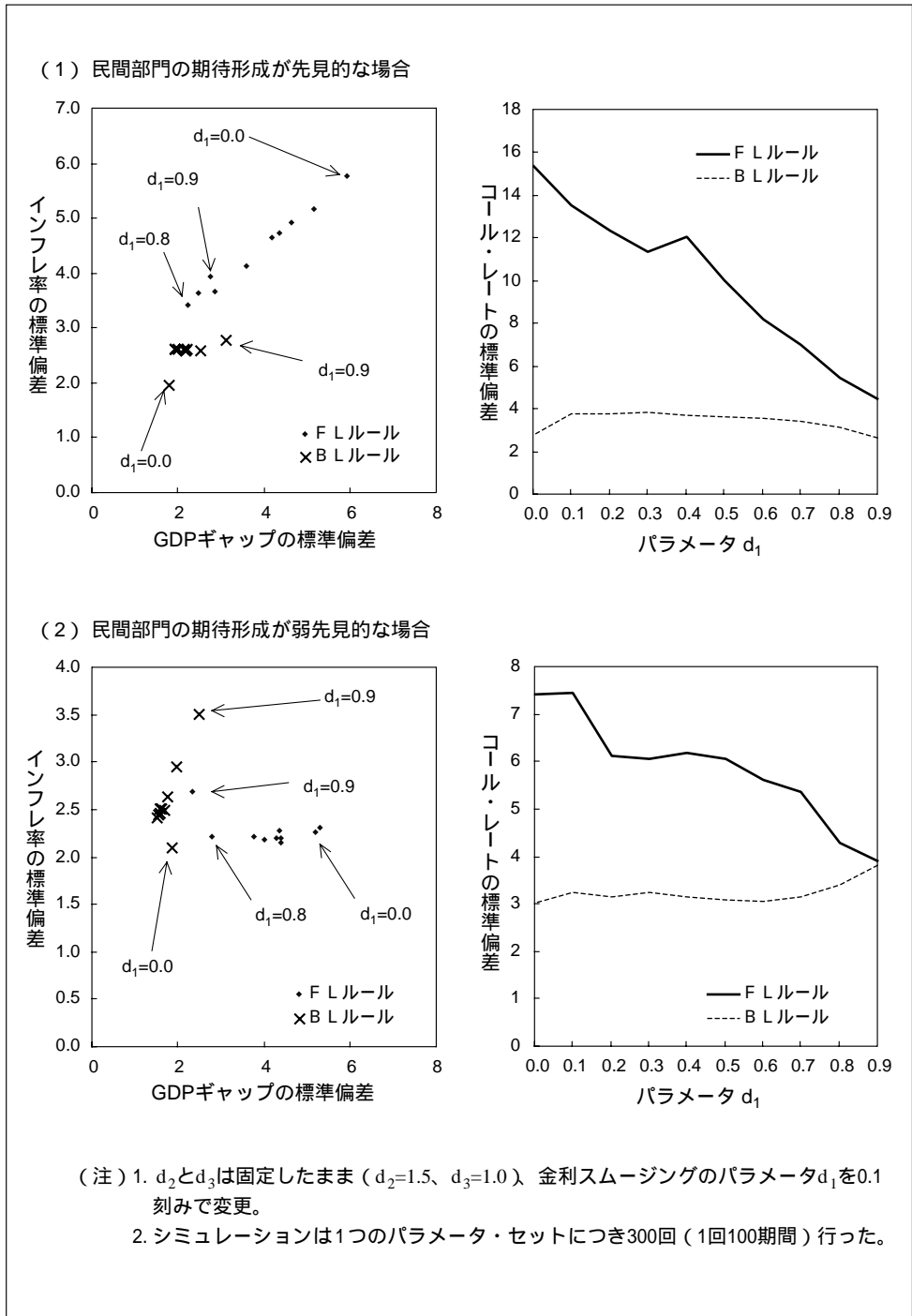


(2) 民間部門の期待形成が弱先見的な場合



(注) 1. d_1 と d_2 は固定したまま ($d_1=0.8$ 、 $d_2=1.5$)、ギャップ感応度 d_3 を0.5刻みで変更。
 2. シミュレーションは1つのパラメータ・セットにつき300回(1回100期間)行った。

図表8 金利スミージングの影響



定性が必ずしも高まるわけではない。

一方、BLルールの場合、スムージングの度合いを大きくすると、経済は不安定化する。これは、過去の情報に引きずられすぎて、緩慢な政策対応をとってしまうと、結局、政策が後手後手に回るためである。例えば、半年前までは、景気が拡大していたが、前期と今期に負の需要ショックが加わり、景気が下向きかけてきた時に、好景気だった半年前の情報をもとに、高めの金利を維持してしまうと、景気をより悪化させてしまうことになる。2章2節で述べたように、Taylor [1999] は、「金利スムージングを取り入れた政策ルールは、パフォーマンスの改善をほとんどもたらさないか、むしろ悪化させる」ことを指摘しているが、これはBLルールの場合に該当する結論である。FLルールの場合には、上記のとおり、Taylorの主張が該当するわけではないことに留意が必要である。

二．まとめ

以上の分析結果をまとめると、金融政策ルールについて、以下のような評価が可能である。

中央銀行がBLルールを採用した場合、民間部門の期待形成の方法次第で、インフレ率とGDPの変動に大きなトレードオフが生じ得る。

一方、FLルールを採用すれば、一兎（物価安定）を追って、三兎（物価安定、景気安定、金利安定）を得る可能性がある。すなわち、将来の物価安定に強くコミットした政策運営は、金利の安定性を損なうことなく、物価、景気のいずれも安定化させることができる。逆に、足許の景気安定にウエイトをおいた政策運営では、一兎も獲れない可能性があり、とくに民間部門が先見的な期待形成を行っている場合には、景気安定にコミットすることで、経済は大きく不安定化する。FLルールに基づいた政策運営においては、様子をみながら、インフレ予測を徐々に金利変化に反映させるという慎重な政策対応（金利スムージング）をとることが、マクロ経済の安定性の観点では望ましい。この点は、BLルールにおいて、金利スムージングの度合いを高めると、経済を不安定化させるのと対照的である。

このうち、FLルールに関して、この結論が導き出されるメカニズムを改めて整理すると、以下のとおりである。

- ・ 3章のミニ・モデルで考察したように、中央銀行が足許の景気に感応的な政策対応をとると、インフレ率を不安定化させる。現時点のインフレ率の不安定性は、モデルのダイナミックな性質を通して将来時点におけるインフレ率の不安定性を惹起する。先行きのインフレ率をターゲットとするFLルールの場合には、中央銀行は、そうした将来のインフレの不安定化を先読みするため、政策反応（コール・レート）も不安定化する。
- ・ この結果、実質金利は不安定化し、景気も不安定化する。民間部門の期待形成が先見的な場合には、民間部門が将来のインフレの不安定化を予想するため、実質金利の不安定化に拍車がかかる。その結果、景気の不安定化も大きくなる。

- ・したがって、FLルールを採用する場合には、物価安定に高いウエイトを置くことが望ましい。

(2) 分散フロンティアの計測と特徴点

次に、金利スムージング d_1 、インフレ感応度 d_2 、ギャップ感応度 d_3 の3パラメータについて、 $0.0 < d_1 < 1.0$, $1.0 < d_2 < 10.0$, $0.0 < d_3 < 10.0$ の範囲で、すべて変化させて確率的シミュレーションを行い、前節で見出された政策ルールの特徴点を確認することとする。図表9～11は、インフレ率、GDPギャップ、コール・レートの標準偏差のうち、2つを取り出し散布図を描いたものである。同図上の各点が、政策ルールの各パラメータ・セット (d_1, d_2, d_3) に対応している³²。これら散布図において、原点に向かって凸面の点を結んだ曲線が、分散フロンティアであり、フロンティア上のパラメータ・セットに対応する政策ルールは、フロンティアの内側にあるパラメータ・セットに対応する政策ルールに比べ、経済を安定化させているという意味で、効率的な政策ルールといえる³³。

イ．民間部門の期待形成が先見的な場合

民間部門の期待形成が先見的な場合、インフレ率、GDPギャップ、コール・レートの変動（標準偏差）のいずれをも小さくするようなFLルールが存在する（3変数の標準偏差の間に大きなトレードオフがない）。また、そうしたルールは、前節の分析で明らかにした「望ましいFLルール」の特徴点である、(i) インフレ感応度が高い、(ii) ギャップ感応度が低い、(iii) 金利スムージングの度合いが強い、の3条件を満たしている。例えば、FLルール

$$i_t = 0.9i_{t-1} + (1-0.9)i_t^T, \quad i_t^T = ri_t^* + \pi_t^* + 5.0(\pi_t^e - \pi_t^*) \quad (18)$$

32 つまり、各点が、1つのパラメータ・セット (d_1, d_2, d_3) につき、100期間300回のシミュレーションから得られた3変数の標準偏差の平均値に対応している（脚注29参照）。

33 分散フロンティアと最適金融政策の概念については、Fuhrer [1997a] が詳しい。

なお、政策ルールの評価に際しては、中央銀行の損失関数を最小化するようなパラメータ・セットが最適ルールであるという基準に基づいて分析する場合も多い。例えば、以下の損失関数を考えてみよう。

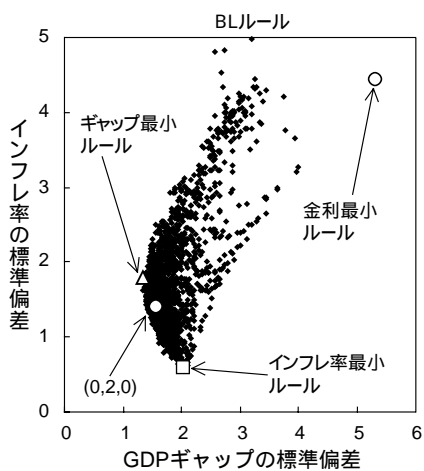
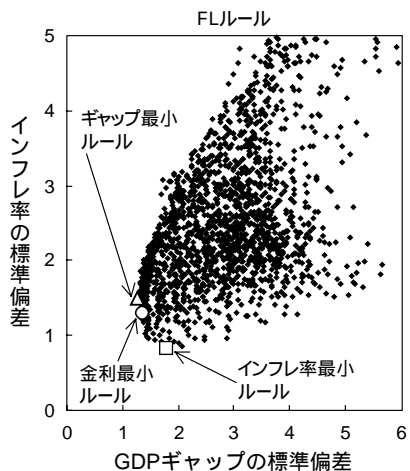
$$L = \alpha (\text{インフレ率の標準偏差}) + \beta (\text{GDPギャップの標準偏差}) + \gamma (\text{金利の標準偏差})$$

ここで、 α は中央銀行のインフレ安定に対する選好を示すパラメータで、この値が大きいくほど、インフレ安定志向が強いことを示す。同様に、 β 、 γ は、それぞれギャップ安定、金利安定に対する選好パラメータである。この損失関数を最小化するような (d_1, d_2, d_3) は、中央銀行の選好度合いを示す α 、 β 、 γ さえ決まれば、計算することは可能である。しかし、 α 、 β 、 γ を事前に設定することは困難であり、それを恣意的に設定したのでは適切な政策ルールの評価とはいえない。とくに、 γ の値を決めることは難しい。中央銀行がインフレと景気を両方同じ程度に重要視している ($\alpha = \beta$) ということが仮定できたとしても、インフレ安定と景気安定とを比較して、金利安定を数値上どの程度重要視するか仮定することは容易でない。

したがって、本稿では、こうした損失関数のアプローチを採用せず、散布図を複数見比べることによって、政策ルールの特徴について分析することとした。

図表9 GDPギャップとインフレ率の分散

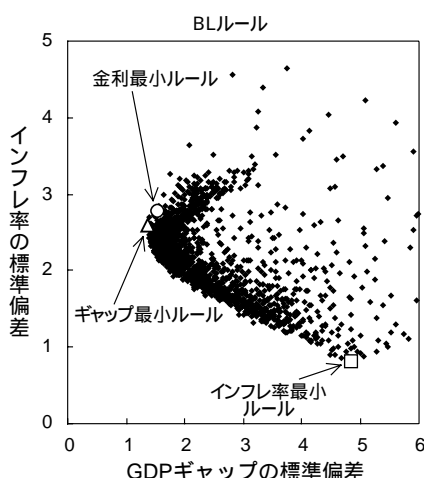
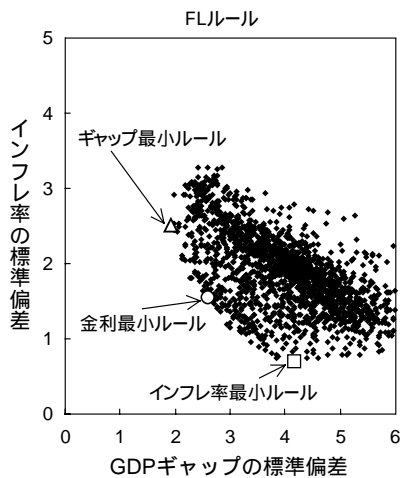
(1) 民間部門の期待形成が先見的な場合



ギャップ最小ルール [1.27, 1.50, 2.32](0.9, 4.0, 0.4)
 インフレ率最小ルール [1.78, 0.84, 3.56](0.8, 10, 0.0)
 金利最小ルール [1.34, 1.30, 2.23](0.9, 5.0, 0.0)

ギャップ最小ルール [1.34, 1.80, 8.03](0.2, 7.0, 10)
 インフレ率最小ルール [2.02, 0.59, 4.48](0.0, 10, 0.0)
 金利最小ルール [5.32, 4.43, 1.86](0.9, 1.0, 0.0)

(2) 民間部門の期待形成が弱先見的な場合

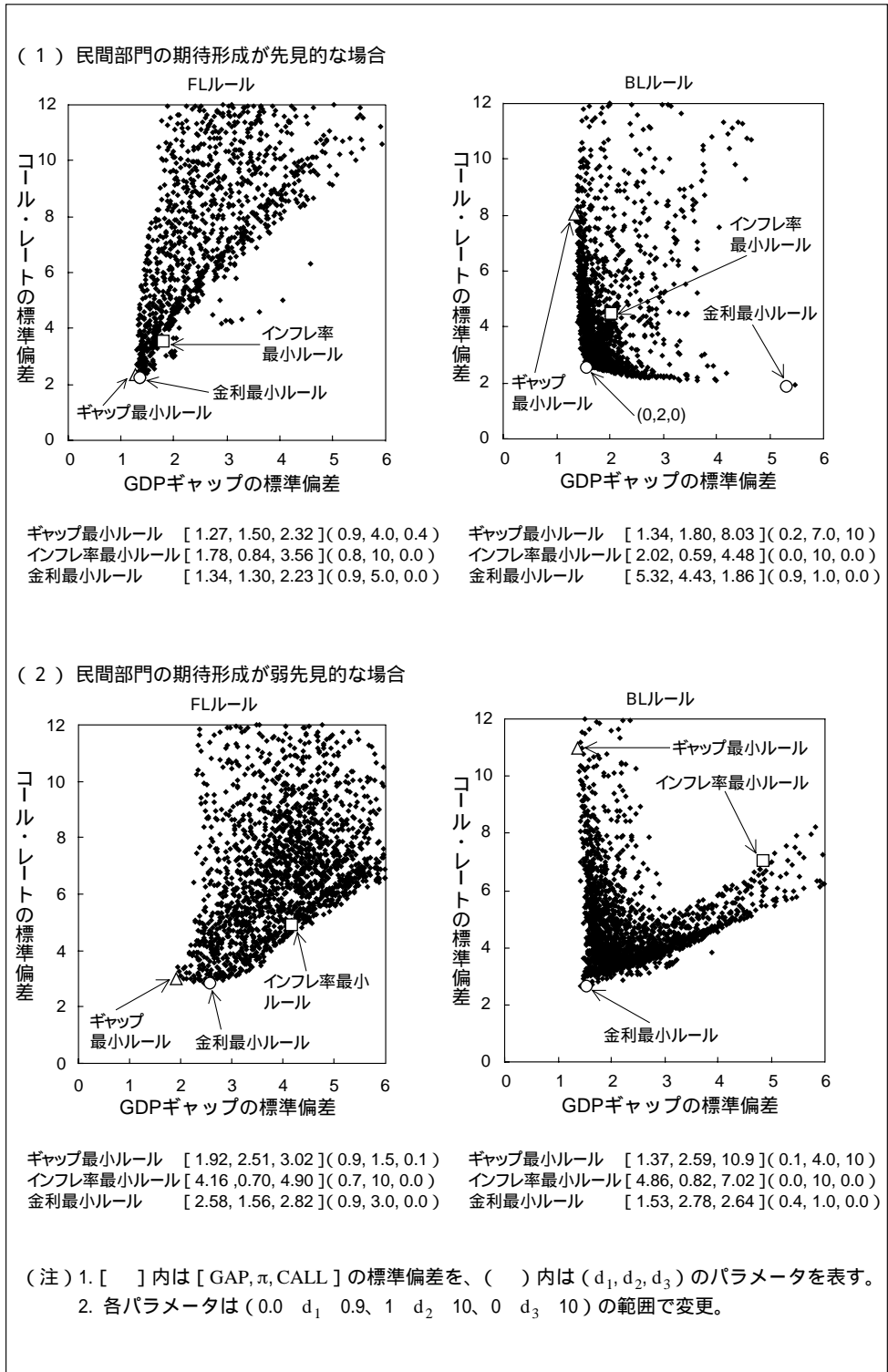


ギャップ最小ルール [1.92, 2.51, 3.02](0.9, 1.5, 0.1)
 インフレ率最小ルール [4.16, 0.70, 4.90](0.7, 10, 0.0)
 金利最小ルール [2.58, 1.56, 2.82](0.9, 3.0, 0.0)

ギャップ最小ルール [1.37, 2.59, 10.9](0.1, 4.0, 10)
 インフレ率最小ルール [4.86, 0.82, 7.02](0.0, 10, 0.0)
 金利最小ルール [1.53, 2.78, 2.64](0.4, 1.0, 0.0)

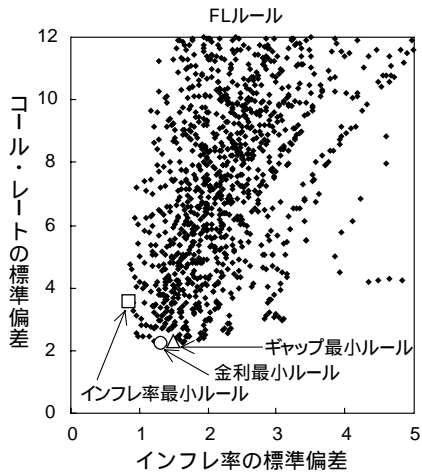
(注) 1. []内は [GAP, π , CALL] の標準偏差を、()内は (d_1 , d_2 , d_3) のパラメータを表す。
 2. 各パラメータは (0.0 d_1 0.9, 1 d_2 10, 0 d_3 10) の範囲で変更。

図表10 GDPギャップとコール・レートの分散

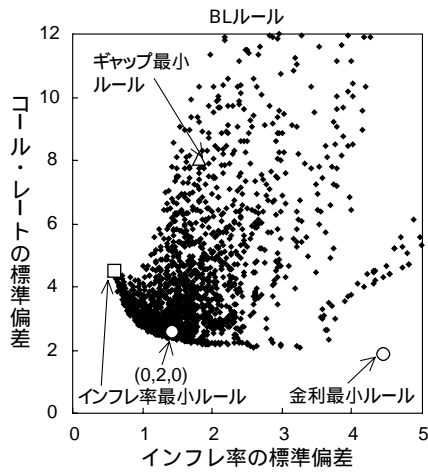


図表11 インフレ率とコール・レートの分散

(1) 民間部門の期待形成が先見的な場合

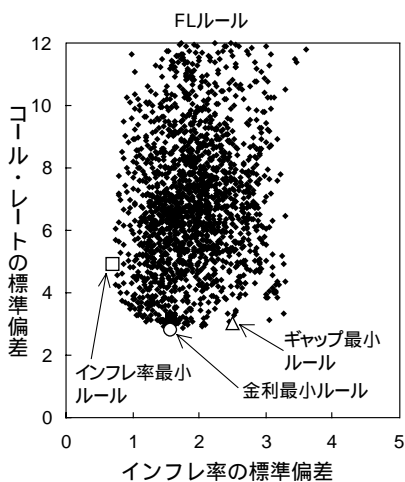


ギャップ最小ルール [1.27, 1.50, 2.32](0.9, 4.0, 0.4)
 インフレ率最小ルール [1.78, 0.84, 3.56](0.8, 10, 0.0)
 金利最小ルール [1.34, 1.30, 2.23](0.9, 5.0, 0.0)

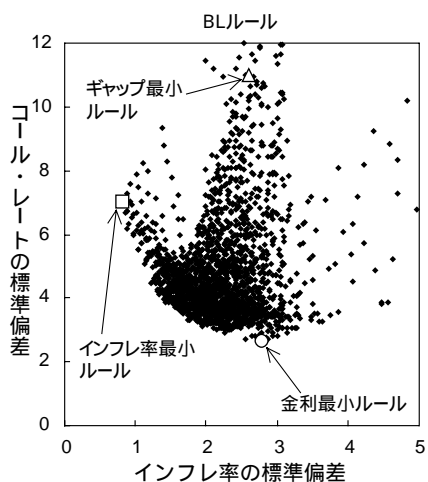


ギャップ最小ルール [1.34, 1.80, 8.03](0.2, 7.0, 10)
 インフレ率最小ルール [2.02, 0.59, 4.48](0.0, 10, 0.0)
 金利最小ルール [5.32, 4.43, 1.86](0.9, 1.0, 0.0)

(2) 民間部門の期待形成が弱先見的な場合



ギャップ最小ルール [1.92, 2.51, 3.02](0.9, 1.5, 0.1)
 インフレ率最小ルール [4.16, 0.70, 4.90](0.7, 10, 0.0)
 金利最小ルール [2.58, 1.56, 2.82](0.9, 3.0, 0.0)



ギャップ最小ルール [1.37, 2.59, 10.9](0.1, 4.0, 10)
 インフレ率最小ルール [4.86, 0.82, 7.02](0.0, 10, 0.0)
 金利最小ルール [1.53, 2.78, 2.64](0.4, 1.0, 0.0)

(注) 1. []内は [GAP, π , CALL]の標準偏差を、()内は (d_1, d_2, d_3)のパラメータを表す。
 2. 各パラメータは (0.0 d_1 0.9, 1 d_2 10, 0 d_3 10)の範囲で変更。

は、パラメータ・セットのなかで、コール・レートの変動を最小にするルール（金利最小ルール）であるが、このルールは、分散フロンティア上において、ギャップ最小ルールやインフレ率最小ルールのかなり近くに位置しており、GDPギャップとインフレ率の変動についても同様に小さく抑えることができる（図表9～11左上）。金利最小ルール、ギャップ最小ルール、インフレ率最小ルールの3ルールとも、先の3条件(i)～(iii)を満たしている。

一方、民間部門が先見的な期待形成を行っている時に、中央銀行がBLルールを採用すると、インフレ率とGDPギャップ、コール・レートの変動（標準偏差）の間にトレードオフが発生する。図表9右上の分散フロンティア上で、GDPギャップを1単位安定化させるために、犠牲となるインフレ率の安定性（＝増加するインフレ率の不安定性）はきわめて大きい。ちなみに、インフレ率とGDPギャップの変動をそれぞれ最小にするBLルール（ d_1, d_2, d_3 ）は、次のとおり。

インフレ率最小ルール：（ d_1, d_2, d_3 ）＝（0.0, 10.0, 0.0）[2.0, 0.6, 4.5]
 ギャップ最小ルール：（ d_1, d_2, d_3 ）＝（0.2, 7.0, 10.0）[1.3, 1.8, 8.0]
 []内は、GDPギャップとインフレ率、コール・レートの標準偏差

ギャップ感応度 d_3 の上昇（0.0 → 10.0）は、GDPギャップの安定性をさほど増加させないわりには（標準偏差は34%減少）、インフレ率とコール・レートの変動を大幅に不安定化させる（標準偏差はそれぞれ3倍、1.8倍に増加）。

また、BLルールでは、ギャップ最小ルール、インフレ率最小ルール、金利最小ルールが、散布図上かなり離れたところに位置している。これは、FLルールの3ルールが互いに近いところに位置していたことと比べると大きな違いである。もっとも、BLルールにおいても、GDPギャップ、インフレ率、金利変動のいずれもほどほどに抑えるルールの選択は可能である。例えば、コール・レートとGDPギャップの分散散布図（図表10右上）の端点に位置したBLルール（ d_1, d_2, d_3 ）＝（0.0, 2.0, 0.0）は、インフレ率とGDPギャップの分散フロンティア近辺に位置している（図表9右上）。ただし、この場合でも、達成されるGDPギャップ、インフレ率、金利の標準偏差は、(18)式のFLルールに比べ、10～20%程度大きくなっている。

ロ．民間部門の期待形成が弱先見的な場合

民間部門の期待形成が弱先見的な場合には、政策ルールいかにかわらず、インフレ率とGDPギャップの間にトレードオフが発生する。しかし、そのトレードオフの度合いや金利の安定性の観点からみると、FLルールとBLルールとでは、パフォーマンスが大きく異なる。

FLルールの場合には、インフレ率とGDPギャップの分散フロンティア上で、インフレ率を1単位安定化させるために、犠牲となるGDPギャップの安定性はさほど大きくない（＝ギャップの不安定性の増加が小さい、図表9左下）。一方、BL

ルールの場合には、インフレ率とGDPギャップの分散フロンティアの傾きが緩やかで（図表9右下）、分散フロンティア上で、インフレ率を1単位安定化させるために、犠牲となるGDPギャップの安定性は、FLルールに比べ大きい（＝ギャップの不安定性の増加が大きい）。よって、中央銀行がBLルールを採用したまま、物価安定に強くコミットすることは、景気安定と引き換えになることを十分認識する必要がある。

インフレ率とコール・レートの分散フロンティアをみると（図表11下段）BLルールのフロンティアは、FLルールのフロンティアよりも原点から離れている。すなわち、BLルールが、FLルールと同程度のインフレ率の安定性を達成するためには、コール・レートをより大幅に変化させる必要があり、この意味で、BLルールは非効率的といえる。

FLルールの金利最小ルール（ d_1, d_2, d_3 ）=（0.9, 3.0, 0.0）は、「望ましいFLルール」の特徴、（i）インフレ感応度が高い、（ii）ギャップ感応度が低い、（iii）金利スミージングの度合いが強い、の3条件を満たしている。

$$i_t = 0.9i_{t-1} + (1-0.9)i_t^T, \quad i_t^T = ri_t^* + \pi_t^* + 3.0(\pi_t^e - \pi_t^*) \quad (19)$$

同ルールは、インフレ率とGDPギャップの分散フロンティア上に位置している（インフレ率最小ルールとGDPギャップ最小ルールの中間地点、図表9左下）。つまり、金利変動を最小限に抑えながら、マクロ経済を安定化させる効率的なルールといえる。一方、BLルールの場合には、FLルールとは違って、金利最小ルールがインフレ率とGDPギャップの分散フロンティア上に位置しておらず（分散フロンティアの内側に位置、図表9右下）、効率的な政策運営は困難と考えられる。

八．まとめ

FLルールは、BLルールに比べ、インフレ率とGDPギャップ、金利の3変数間に大きなトレードオフをもたらさないほか、金利の安定性を高めるというメリットを有する³⁴。2章4節でも説明したように、目標インフレ率の設定と金利のゼロ制約を考慮すると、金利の安定性は、政策ルールの評価基準として重要な尺度となってくる。なぜなら、物価と景気の安定性を高める政策ルールであっても、金利の安定性が低いルールでは、目標インフレ率を低く設定すると金利のゼロ制約を受ける確率を高め、最終的には、物価と景気の安定性までも毀損されるようになるためである³⁵。したがって、金利のゼロ制約を回避しつつ、できるだけ低い目標

34 Black, Macklem and Rose [1997] は、カナダのデータに基づいたモデルのシミュレーションを行い、本稿と同様に、FLルールは、BLルールに比べ、金利の安定性に関してより高いパフォーマンスをもたらすということを報告している。

35 ここでのシミュレーションは、線型な政策反応関数（前掲(8)式）を用いているため、ショックの大きさによっては、金利がゼロを下回ることも起こり得る。よって、その場合には、実際は金利引下げを行うことはできないため、景気と物価の変動は、シミュレーションで得た標準偏差よりも大きくなる。

インフレ率を掲げた政策運営を行う場合には、BLルールよりも、FLルールの採用が望ましいと考えられる。

FLルールにおいては、相対的にインフレ感応度を高めることが、より効率的な政策運営につながる。この点、わが国のデータをもとに実際に推計したFLルールのベース・ルール(13)式は、(18)(19)式の効率的なルールと比較すると、インフレ感応度が低い一方で、ギャップ感応度が高くなっている。シミュレーションの計測には幅をもってみる必要があり、今後更なる検討が必要であろうが、ここでの結果は、過去の政策運営には、効率性の面で改善の余地があった可能性を示唆している。

効率的なFLルールを採用した場合には、金利の安定性を大きく損なうことなく、インフレ率の標準偏差(1σ)を1%前後に抑えることができる(図表9、11)。つまり、約70%の確率で目標インフレ率の±1%の範囲内にインフレ変動を収めることができることを意味している³⁶。

6. 為替安定と金融政策ルール

次に、為替レートの安定化を金融政策の直接の目的とした場合に、マクロ経済にどのような影響が生じるかについて分析する。金融政策の目的として、為替レートの安定化を設定する考えが正当化されるとすれば、政策が発動されるのは、以下の2つのケースと考えられる。

為替レートのみスアラインメントの是正

為替レートののみスアラインメントは、持続的な経常収支の不均衡や、それを反映した資源配分の歪み等を引き起こす可能性がある。

為替レートのスムーズング(急激な為替レート変動の抑制)

為替レートの急激な変動(ボラティリティの上昇)は、将来の為替レート予想に基づいて生産・販売計画を立てる企業にとって、価格の不確実性の増大を意味する。企業がリスク回避的であれば、ボラティリティの増大が生産量の減少をもたらす、資源の効率的利用を阻害する可能性がある。

これら為替安定に関する2つの目的を金融政策によって達成するためのルールとしては、次のような政策反応関数を想定できる。

$$i_t = d_1 i_{t-1} + (1-d_1) i_t^T, \\ i_t^T = r i_t^* + \pi_t^* + d_2 (\pi_t^e - \pi_t^*) + d_3 (y_t - NAIRU) + d_4 (re_t - re^*) + d_5 (re_t - re_{t-1}) \quad (20)$$

36 ちなみに、Haldane and Salmon [1995] は、英国のデータを用いて、本稿と同様の分析を行った結果、インフレ率の標準偏差は1%を大きく上回ると報告している。このため、彼らは、±1%のバンドは、インフレーション・ターゲティングを遂行するうえで小さすぎると主張している。

パラメータ d_4 、 d_5 は、それぞれ、為替レートのミスアラインメントの是正と為替スミージングの強さを表すものである³⁷。

こうした政策ルールを採用した場合に、為替ショック（円安ショック）に対して、経済がどう反応するか簡単なシミュレーションを行った（図表12参照、 d_4 、 d_5 はそれぞれ 0.1、1.0に設定）。為替安定を政策目的に取り込んだ場合、円安ショックを和らげるために、まず中央銀行は金利を上昇させる。この結果、初期の段階では景気（GDPギャップ）は落ち込むが、為替が安定し金利も下がった頃になって、既往円安の影響から、景気はラグを伴いつつ拡大していく。この間、インフレ率も景気と同様に大きく変動する³⁸。このように、為替安定化を金融政策の目的にすると、（為替安定を目的としない場合に比べ）物価や景気変動を不安定にするため、これが実質金利の不安定化を招き、結局、目的とした為替安定の効果も達成できなくなる可能性がある（実質為替レートは、足許から将来にかけての実質金利のパスに依存して決まる〔前掲(10)式参照〕）。

以上の分析を踏まえ、(20)式の政策ルールが、定量的にみて、物価や景気変動の安定性にどの程度影響を及ぼすのか、確率的シミュレーションを行った³⁹。図表13の分散フロンティアは、(d_1, d_2, d_3)をFLルールのベース・ルール(0.8, 1.5, 1.0)に固定したまま、パラメータ d_4 、 d_5 について、0.0 d_4 0.1 (0.02刻み) 0.0 d_5 1.0 (0.2刻み) の範囲で変化させて作成したものである。

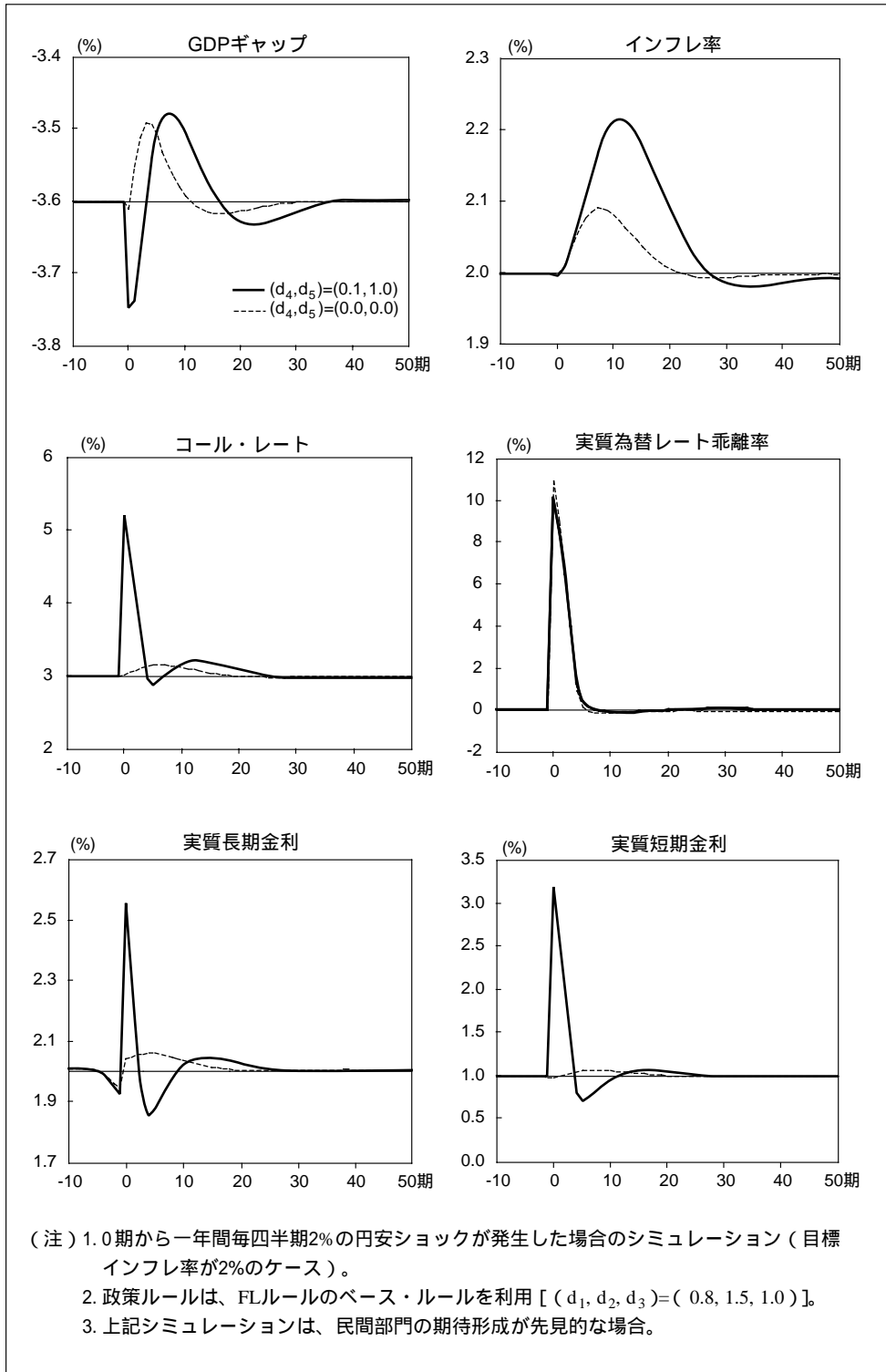
これをみると、ミスアラインメントの是正のために、為替レートの均衡値からの乖離1%に対して、わずか0.1%分のコール・レートの変化を対応させる政策ルール ($d_4 = 0.1$)でも、景気と物価の安定を著しく損ねるものとなっている。とくに、民間部門の期待形成が先見的な場合には、経済パフォーマンスが著しく悪化する。これは、為替安定のために中央銀行が政策金利を変動させるようになると、需要ショックや供給ショックに対する物価や景気の変動を放置することにつながり、このことが民間部門に予想されると、金利の乱高下というかたちでショックの影響が増幅され、経済に伝播するようになるためである。

37 Clarida, Gali and Gertler [1997] は、日本銀行の政策反応関数(20)式を月次で推計した結果(推計期間: 1979/4~1994/12) d_4 は小さいが、符号条件を満たしかつ有意であることを確認し、日本銀行のこれまでの政策は、為替をターゲットとして運営していた可能性があることを示している。なお、四半期データを用いて、実際に(20)式を推計してみたところ(推計期間: 1981~1995年) Clarida, Gali and Gertler [1997] とは異なり、 d_4 の有意性は確認できなかった。これには、データ・フリクエンシーの違いや、均衡為替レート re^* の設定の違いなどが影響しているものと考えられる。

38 なお、本稿のモデルでは、為替変動の影響が、輸出入の変動となって経済に伝播するルートのみが考慮されており、物価への直接的な影響は考慮されていない。本来であれば、後者のルートも考慮すべきだが、そのためには、円ベースの輸入物価をモデル化する必要がある(つまり、名目為替レートと契約通貨ベースの輸入物価をモデル化する必要)。しかし、今回の分析では、モデルの単純化からこの点を考慮していない。

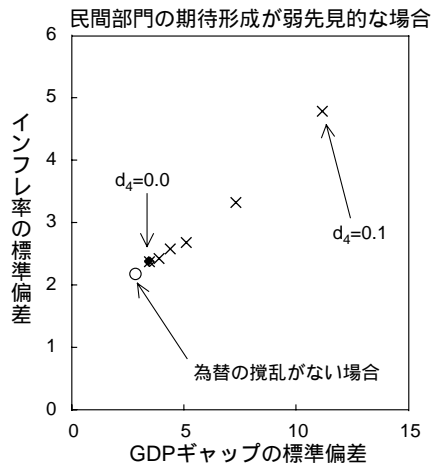
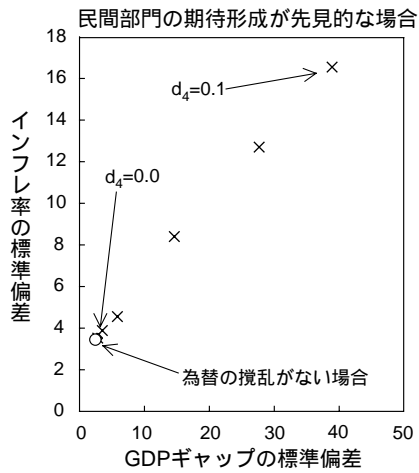
39 なお、5章の確率的シミュレーションでは、リスク・プレミアムを無視して、為替の攪乱要因はゼロ ($\varepsilon_t^{re} = 0$) と仮定してきたが、本節では、リスク・プレミアムについて、一次の自己回帰モデル $\varepsilon_t^{re} = \rho \varepsilon_{t-1}^{re} + \xi_t$ を仮定して、シミュレーションを行った(詳細は補論参照)。

図表12 為替ショック（予期せざるショック）に対する経済の反応

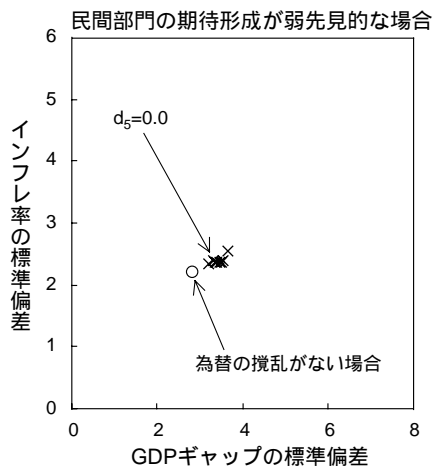
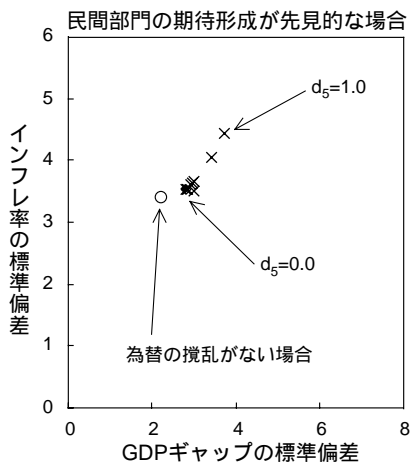


図表13 為替安定化の効果

(1) 為替レートのみスライメントの是正 [$d_4 = 0.1$ (0.02刻みで変更), $d_5 = 0.0$]



(2) 為替レート変化率に反応する場合 [$d_4 = 0.0$, $d_5 = 1$ (0.2刻みで変更)]



- (注) 1. 政策反応関数の係数は $(d_1, d_2, d_3) = (0.8, 1.5, 1.0)$ で固定。
 2. シミュレーションは1つのパラメータ・セットにつき300回(1回100期間)を行った。

一方、中央銀行が為替スミージングのために金融政策を発動することをコミットした場合にも、ミスアラインメント是正のケースほどではないが、民間部門の先見的な期待形成により、経済のボラティリティは拡大する。民間部門の期待形成が弱先見的な場合には、経済のボラティリティを拡大することはないようにみられるが、益もまたみられない。

したがって、為替安定化を金融政策の直接の目的とすることは、マクロ経済のパフォーマンスを著しく悪化させることにつながるといえよう。いうまでもなく、こうしたことが起こるのは、為替安定と景気・物価の安定という各々独立な政策目的を同時に達成するためには、本来2つの独立した政策手段が必要であるが、中央銀行は金利操作という1つの政策手段しか持っていないためである。それにもかかわらず、無理に両目的を達成しようとするれば、経済の安定性は大きく損なわれることになる⁴⁰。

7. 金利のゼロ制約と金融政策ルール

(1) 金利のゼロ制約下でのシミュレーション

これまでの分析では、目標インフレ率 π_t^* を2%、均衡実質短期金利 ri_t^* を1%（潜在成長率2%からターム・プレミアム1%分を控除した水準）に設定したうえで、線型な政策反応関数（前掲(8)式）を用いて確率的シミュレーションを行ってきた。

$$i_t = d_1 i_{t-1} + (1-d_1)[ri_t^* + \pi_t^* + d_2(\pi_t^e - \pi_t^*) + d_3(y_t - NAIRU)] \quad (8)$$

しかし、線型な政策反応関数の場合、目標インフレ率 π_t^* を2%に設定しても、ショックの大きさによっては、金利がゼロを下回ることも起こりえ、まして、 π_t^* を0%に設定した場合には、金利がゼロを下回る確率はより高まるものと考えられる。そこで、本節では、金利のゼロ制約を考慮して簡単なシミュレーションを行い、目標インフレ率の違いによって、経済にどのような歪みが発生し得るのか検証した。

40 なお、ここでの分析では、為替安定のために金利政策を割り当てるべきか否かについて検討したが、為替安定を達成するための政策手段としては、金利変更を伴わない為替介入政策（不胎化政策）もある。為替介入が正当化されるためには、リスク・プレミアム（ ε_i^{re} ）の変動を介入によって相殺できることが必要になる（前掲(10)式参照）。図表13をみると、為替の攪乱（ ε_i^{re} ）がない場合には、ある場合と比較して、インフレ率とGDPギャップの標準偏差がそれぞれ約5%、約20%小さくなっている。よって、実際に不胎化介入により、為替の攪乱が経済に伝播することを遮断できるのであれば、そのメリットは大きいといえる。しかし、不胎化介入がそうした効果を実際にあげるためには、通貨当局が当期の攪乱（ ε_i^{re} ）について十分な情報を持っている、介入によって攪乱（ ε_i^{re} ）の変動を相殺できる、ことが前提となる。この前提が満たされない場合には、不胎化介入が、むしろ為替の攪乱を相殺するどころか増幅させる可能性もあり、不胎化介入の正当性が無条件に確保されるわけでは必ずしもない。

金利のゼロ制約を考慮した政策反応関数は、以下のようになる。

$$i_t = \text{MAX}\{0, d_1 i_{t-1} + (1-d_1)[r_i^* + \pi_t^* + d_2(\pi_t^e - \pi_t^*) + d_3(y_t - \text{NAIRU})]\} \quad (21)$$

この非線型反応関数を用いて、経済に負の需要ショック ($\varepsilon_t^{IS} < 0$) を1年間加えた場合と、物価の下落ショック ($\varepsilon_t^p < 0$) を1年間加えた場合のシミュレーションを行った。目標インフレ率 π_t^* については、2%と0%の2ケースを設定した。均衡実質短期金利 r_i^* に関しては、いずれのケースも1% (潜在成長率2%からターム・プレミアム1%分を控除した水準) に設定している。このため、コール・レートの均衡水準は、目標インフレ率が2%の時には3%、目標インフレ率が0%の時には1%となる。

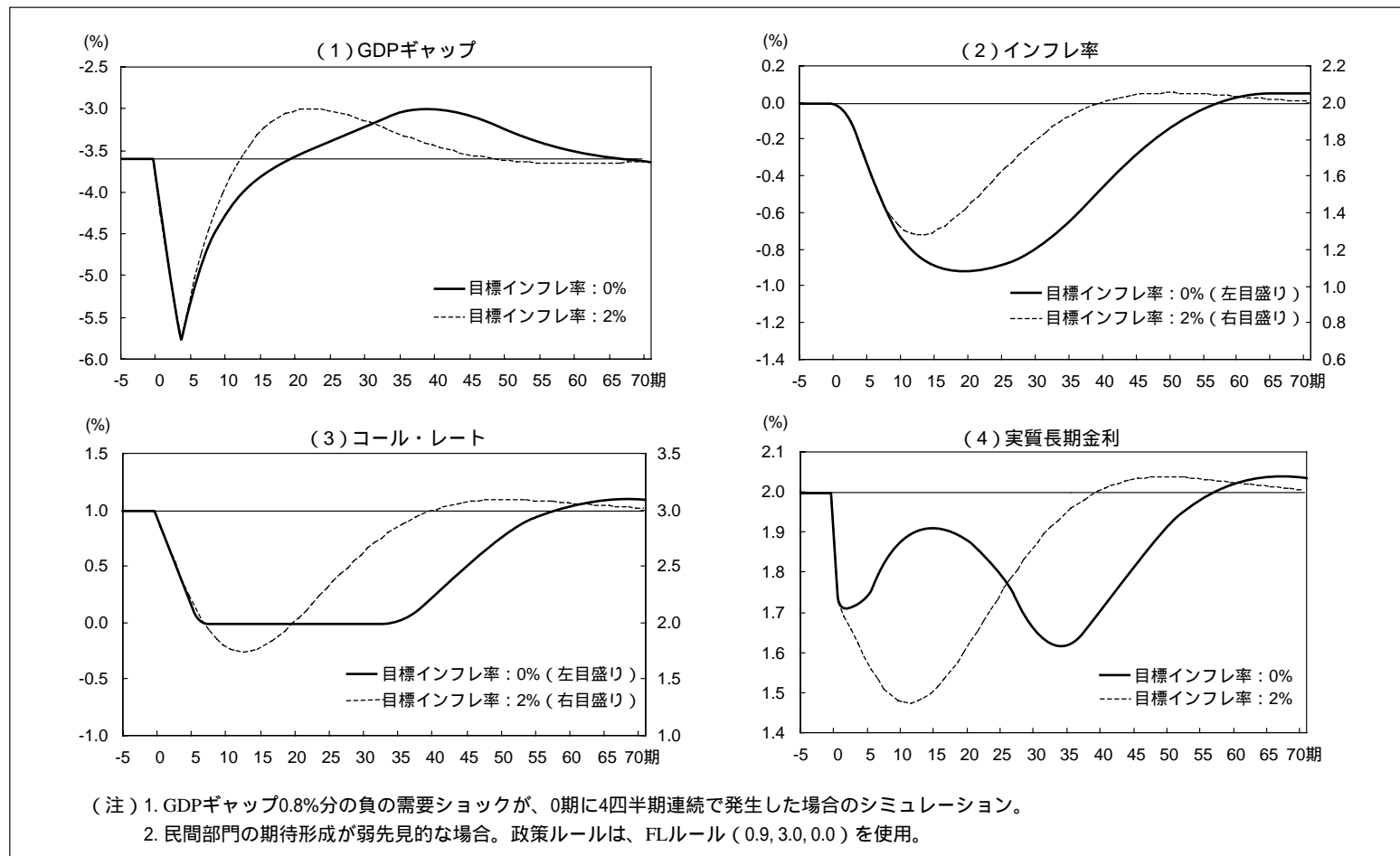
図表14、15は、民間部門の期待形成が弱先見的な場合に、需要ショックと物価(供給)ショックをそれぞれ与えたシミュレーションである⁴¹。いずれのシミュレーションでも、目標インフレ率が2%の時には、ショックに対して、コール・レートがゼロ制約を受けることなく、実質金利の低下が実現され、GDPギャップを押し上げる力が作用する。このため、インフレ率も比較的速やかに元の均衡状態に戻る姿となっている。一方、目標インフレ率が0%の時には、ショックに対してコール・レートがゼロ制約を受けるようになり、実質金利の高止まりが発生する。このため、GDPギャップを押し上げる力が十分に作用せず、インフレ率は均衡値から大きく乖離した状態が長期間続く⁴²。つまり、目標インフレ率が0%の場合には、2%の場合に比べて、経済は不安定になる。

なお、民間部門の期待形成が先見的な場合にも、同じシミュレーションを行って見たが、モデルが発散し、シミュレーション解が求まらなかった。金利のゼロ制約を受けない通常のケースであれば、民間部門の先見的な期待形成が強まると、経済が均衡状態に戻るのに要する期間は短くなる(前掲図表4、5参照)。これは、「負のショック 金利低下 経済が回復に向かう インフレ率上昇」というメカニズムを民間部門が先読みする結果、実質金利が十分低下し、実際に景気回復が早まるためである。しかし、金利のゼロ制約があると、金利の低下幅が限られるため、「負のショック 金利低下により経済が回復に向かう インフレ率上昇」という予想は民間部門には生まれず、むしろ、「負のショック 金利のゼロ制約から経済は回復に向かわない デフレ率の拡大」というルート在先読みする結果、実質金利が大幅に上昇し、景気は一層悪化することになる。これが、更なるデフレ率の拡大を生み、経済はデフレ・スパイラルに陥ってしまう。こうしたメカニズムが、モデルのシミュレーション上で作用すると、モデルは発散することになる。

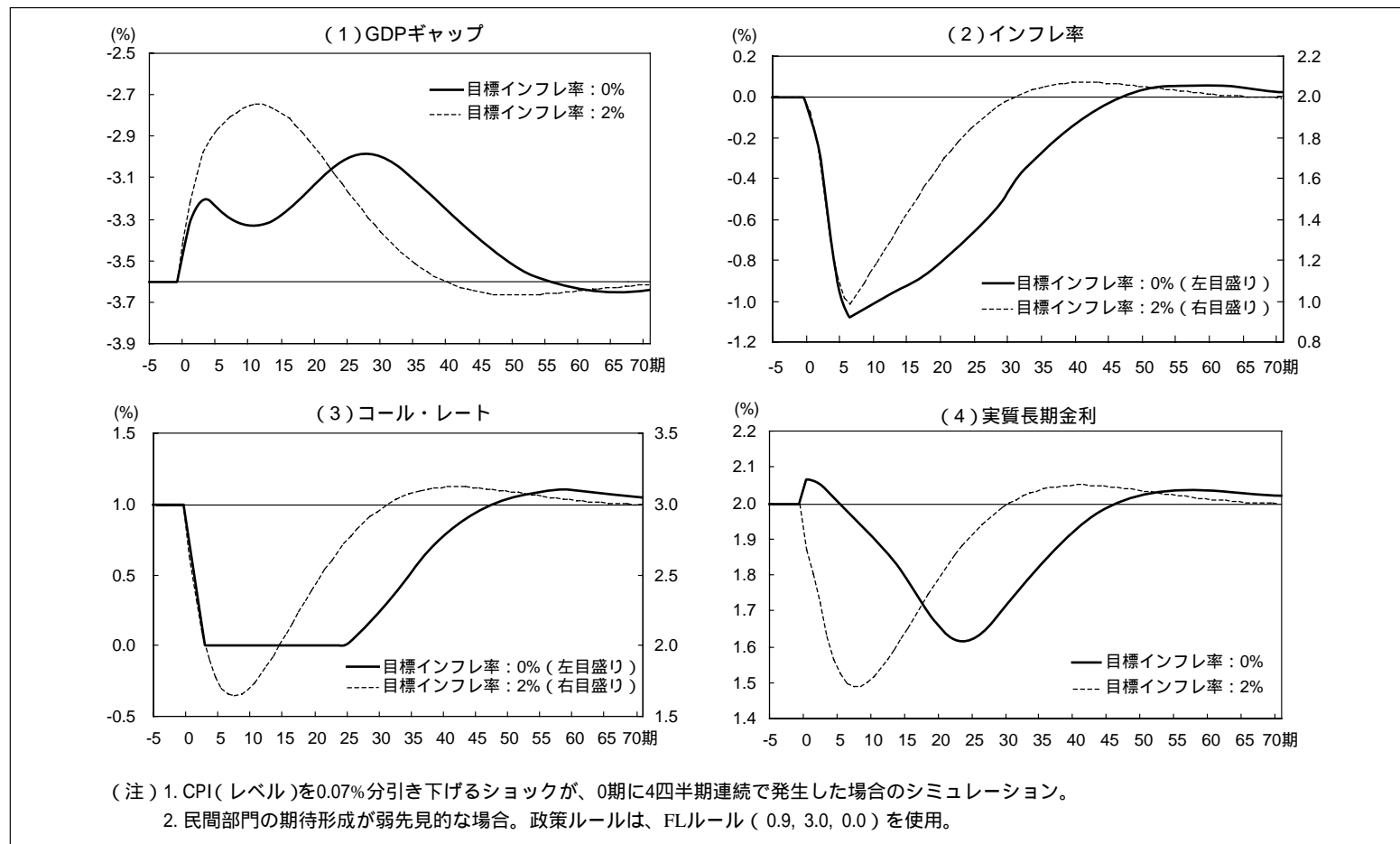
41 政策反応関数のパラメータ・セット (d_1, d_2, d_3) については、ベース・ルール (0.8, 1.5, 1.0) よりも効率的なFLルール (0.9, 3.0, 0.0) を使用した ((19)式参照)。

42 目標インフレ率が0%の場合には、(負のショックが剥落し) デフレ率が縮小に向かっても、コール・レートは、暫くの間ゼロに張り付いたままの状態が続く。その結果、漸く実質金利が低下し、経済が均衡に復するようになる。

図表14 金利のゼロ制約がある中での需要ショックに対する経済の反応



図表15 金利のゼロ制約がある中での物価ショックに対する経済の反応



もちろん、民間部門の期待形成が弱先見的な場合でも、負のショックが大きすぎると、同様にモデルが発散することがある。これは、デフレ率の拡大があまりにも大きい場合には、すぐにコール・レートがゼロバウンドに達し、かつ実質金利がほとんど低下しない(ないし上昇する)ため、経済の自律回復への途が完全に塞がれてしまうことによる。

(2) 目標インフレ率と金利のゼロ制約の関係

上記シミュレーションを踏まえると、目標インフレ率の違いによって、金利のゼロ制約を受ける頻度が異なるため、確率的シミュレーションによる分散フロンティアの形状も当然異なってくるのが予想される(目標インフレ率がゼロに近いほど、分散フロンティアは原点から離れていく)。しかし、金利のゼロ制約を課して確率的シミュレーションをそのまま実行すると、モデルが発散するケースが多くなり、分散フロンティアの計測は不可能である。そこで、代替的な評価手段として、線型な政策反応関数(8)式をそのまま使ったシミュレーション(金利のゼロ制約を課さずに行ったシミュレーション)から算出された「金利の標準偏差」を用い、金利がマイナス領域に陥る確率を逆算して、その確率の大小が目標インフレ率の設定によってどう左右されるかをチェックした。

図表16(1)は、潜在成長率が2%(実質短期金利が1%)で、民間部門の期待形成が弱先見的な場合に、ゼロ制約を受ける確率を示したものである⁴³。金利の変動を最小にする効率的なFLルール(0.9, 3.0, 0.0)を用いても((19)式参照)目標インフレ率を0%に設定すると、35%強の確率でゼロ制約を受ける(金利がマイナス領域に陥る)⁴⁴。これが、目標インフレ率を例えば2%と高めに設定した場合には、ゼロ制約を受ける確率は15%前後にまで低下する。非効率的なベース・ルール(0.8, 1.5, 1.0)を採用した場合には、ゼロ制約を受ける確率はより高くなり(ゼロ・インフレをターゲットすると、40%強の確率でゼロ制約を受ける)、また、目標インフレ率を引き上げても、効率的なルールほどにはゼロ制約を受ける確率は低下しない。

また、金利のゼロ制約を受ける確率は、経済環境によって異なり、高い潜在成長率を持続できる環境においては、ゼロ・インフレを目標とすることにさほど問題は発生しない(図表16(2))。例えば、潜在成長率が4%程度であれば、ゼロ制約を受ける確率は急速に低下する。しかし逆に、高い潜在成長率が期待できない環境において、ゼロ・インフレを目標とした場合には、ゼロ制約の確率を高め、経済の安定性を大きく損なう可能性があることに留意する必要がある(ちなみに、潜在成長率を1%と仮定した場合に、ゼロ・インフレを目標とすると、ゼロ制約を受ける確

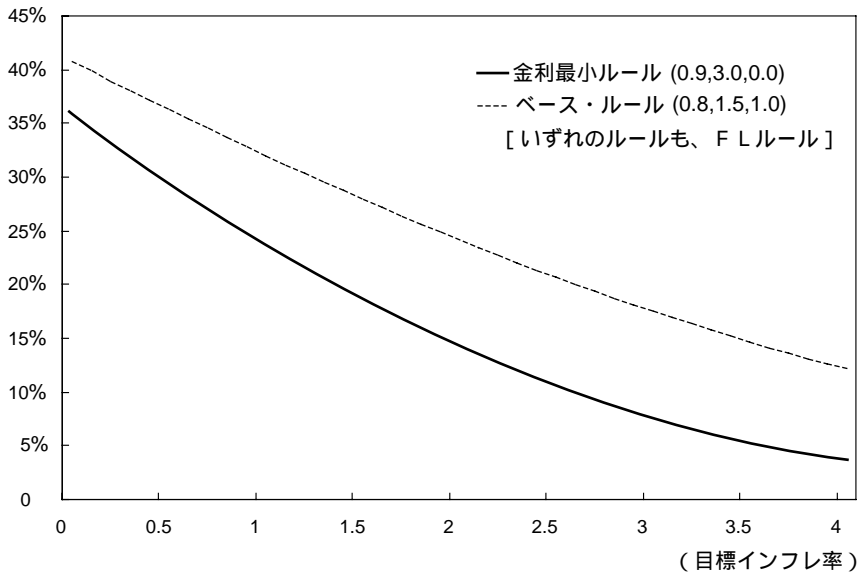
43 なお、本稿の分析では、財政政策の発動がないことを前提にしているため、実際にゼロ制約を受ける確率は、図表16よりも小さいと考えられる。つまり、経済が危機的状況に陥ることを回避するために、財政政策が発動されれば、金融政策の自由度もある程度確保されると考えられよう。

44 米国のデータを用いて検証したOrphanides and Wieland [1998]も、ゼロ・インフレをターゲットとした場合には、およそ20~30%の確率でゼロ制約を受けるという結果を報告している。

図表16 コール・レートがゼロ制約（非負制約）を受ける確率

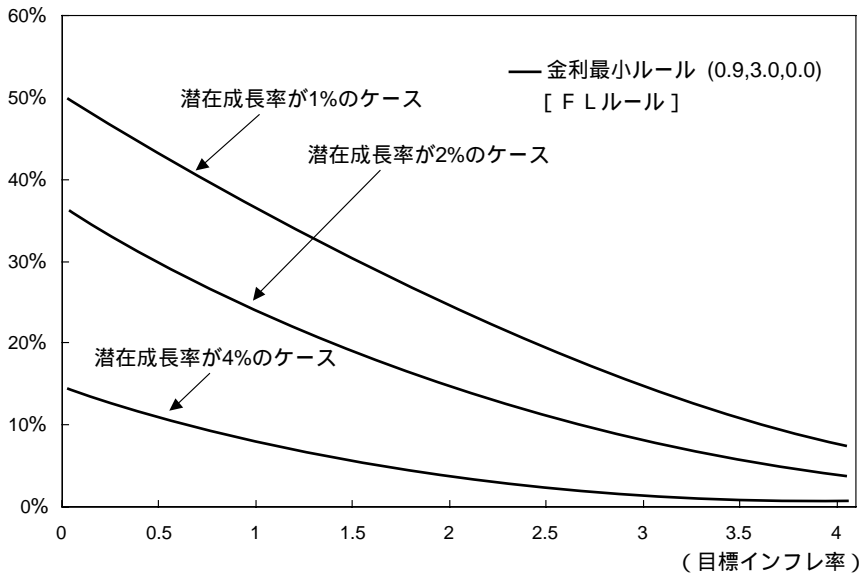
(1) 潜在成長率が2%の場合

(確率)



(2) 潜在成長率と目標インフレ率

(確率)



(注) いずれの確率も民間部門の期待形成が弱先見的な場合を想定したもの。

率は50%前後へと急上昇する)⁴⁵。

8. 結論

以上のFLMに基づく分析結果を改めて整理すると、以下のとおりである。

経済の先行き予測に基づいて政策運営を行うFLルールは、経済の足許の動きのみに基づいたBLルールに比べ、マクロ経済（インフレ率、GDPギャップ、金利）の安定性をもたらす。この意味で、FLルールは、効率的な政策ルールといえる。FLルールに基づいた政策運営を遂行する際には、物価安定に強くコミットすることが重要で、景気安定のウエイトを高めるとかえって経済を不安定化させる。とくに、民間部門の期待形成が先見的になればなるほど、景気安定にコミットすることのデメリットが大きくなる。これは、中央銀行が景気に振られやすいことを民間部門が織り込んで先行きを予想するので、インフレ期待が不安定化し、実質金利の不安定化につながるためである。この結果、インフレ率のみならず、景気も最終的には不安定になる。

FLルールに基づいた政策運営においては、様子をみながら、インフレ予測を徐々に金利変化に反映させるという慎重な政策対応（金利スムージング）をとることが、マクロ経済の安定性の観点では望ましい。これは、中央銀行のインフレ予測には誤差を伴わざるを得ないため、予測値を確実視した対応をとると、事後的には誤った政策対応となるリスクがあるためである。こうした点は、BLルールにおいて、金利スムージングの度合いを高めると、経済を不安定化させるのと対照的である（BLルールにおいて、金利スムージングの度合いを大きくすると、過去の情報に引きずられすぎて、緩慢な政策対応をとる結果、政策が後手後手に回り経済が不安定化する）。

為替レートの安定化を金融政策の直接の目的とすると、マクロ経済の安定性を大きく損なう。これは、為替安定のために中央銀行が政策金利を変動させるようになると、需要ショックや供給ショックに対する物価や景気の変動を放置することにつながり、最終的には金利の乱高下というかたちで、経済にネガティブな影響を及ぼすようになるためである。

目標インフレ率の設定と金利のゼロ制約を考慮すると、金利の安定性は、政策ルールの評価基準として重要な尺度である。なぜなら、物価と景気の安定性を高

45 仮に、潜在成長率と目標インフレ率の間に負の相関があり、ゼロ・インフレを目指すことにより、潜在成長率が高まり、結果として実質コール・レートの均衡水準も上昇するのであれば、上記説明はミスリーディングであるかもしれない。実際、経済成長率とインフレ率の相関に関するクロスカントリー分析によれば、両者の間には負の相関がみられることが報告されている（Bruno and Easterly [1996]、Barro [1996]、Johnson, Small and Tryon [1999] など）。しかし、10%未満のインフレーション国のみを対象にした場合には、明確な負の相関は検出できないことも報告されており、潜在成長率と目標インフレ率の間に負の相関を想定して、ゼロ・インフレの正当性を主張することは適切ではないように思われる。

める政策ルールであっても、金利の安定性が低いルールでは、目標インフレ率が低くなると金利のゼロ制約を受ける確率が高まり、最終的には、物価と景気の安定性までも毀損されることになるためである。したがって、金利のゼロ制約を回避しつつ、できるだけ低い目標インフレ率を掲げた政策運営を行う場合には、BLルールよりも、金利の安定性の高いFLルールの採用が望ましいと考えられる。しかし、潜在成長率が低い環境下では、効率的なFLルールを採用しても、目標インフレ率をゼロに設定すると、金利のゼロ制約を受ける確率を高め、マクロ経済を不安定にする可能性がある。非効率的な政策ルールを採用した場合には、金利をより不安定化させるために、ゼロ制約を受ける確率はさらに上昇する。

最後に、本稿の分析結果を解釈するうえでの留意点について述べる。

まず第1に、上記の分析結果は直観的な妥当性があり、FLルールの望ましさや物価安定にコミットすることの重要性といった定性的結論は頑健（robust）なものと考えられるが、冒頭1章でも述べたとおり、シミュレーション等の定量分析の結果については十分幅を持ってみる必要がある。民間部門の期待形成を先見的なものから、弱先見的なものへと変更することによって、分散フロンティアの形状が大きく変化することが示すとおり、こうした期待を含むモデルの動学的特性は、モデルの構造やパラメータの変化に対して敏感（sensitive）である。今後、代替的なモデルを用いて分析を行った場合にも、本稿のシミュレーションと同様な結果が得られるか否かについて検討することが必要であろう^{46,47}。

46 本稿の分析では、経済主体にとって、経済構造（モデルとパラメータ）は既知であるとの前提のもとで、外生的攪乱（需要・供給ショック）の発生に伴う経済変動を分析対象とした。つまり、経済主体にとっての不確実性は、外生的攪乱に関するもののみと仮定したが、現実には、経済構造（モデルに含まれるべき変数と方程式）の大きかな姿はわかっている、経済変数間のつながり度合いに不確実性がある（モデルのパラメータの不確実性）あるいは、経済構造そのものに不確実性がある（モデルに含まれるべき変数やモデル型が不明）と仮定した方がより望ましいと考えられる。実際、海外の先行研究では、外生的攪乱に関する不確実性を仮定した政策シミュレーションから、パラメータの不確実性やモデルの不確実性を仮定した政策シミュレーションへと研究ステージがすでにシフトしている。

例えば、パラメータの不確実性に関していうと、単純な静学的モデルに基づいた従来の定性的分析では、多少慎重な政策対応の方が経済の安定性を増すという結論がBrainard [1967] によって導かれていたが（いわゆる“Brainard conservatism”）、確率的動学モデルに基づいた最近の研究では、パラメータの不確実性がある場合には、むしろ積極的に政策変更を行った方が望ましいというシミュレーション結果も一部で見られるようになってきている。こうした結論は、FLルールにおける金利スミージングの有用性を確認した本稿のシミュレーション結果とも異なっており、パラメータの不確実性やモデルの不確実性を取り込んだわが国のモデル分析は、今後の課題である。

なお、これらの不確実性に関する先行研究に関しては、ニュージーランド連銀主催のコンファレンス“Monetary Policy under Uncertainty,” June 1998 や、欧州中央銀行（ECB）主催のコンファレンス“Monetary Policy-Making under Uncertainty,” December 1999、NBER主催の“Monetary Policy Rules”（Taylor ed. [1999]）を参照。

47 また、本稿では、ターゲット変数に計測誤差はなく、中央銀行は真のGDPギャップを正確に把握しているとの前提で分析を行った。しかし、最近の研究では、ターゲット変数に不確実性が存在する場合の金融政策運営についての分析が多くみられるようになっており、この点も今後の課題である。このテーマの先行研究に関しては、前脚注のコンファレンス・ペーパーの他、サンフランシスコ連銀とスタンフォード大学の共同主催のコンファレンス“Structural Change and Monetary Policy,” March 2000 を参照。

第2の留意点は、望ましいインフレ率についてである。金利のゼロ制約を踏まえると、望ましいインフレ率（中央銀行の目標インフレ率）は、ある程度プラスであった方がよいという結果をシミュレーションによって得た。しかし、第1の留意点で述べたように、シミュレーションの結果に対しては幅を持つべきであり、本稿の分析だけで、望ましいインフレ率に関する何らかの確定的な情報を抽出することは困難である⁴⁸。さらに留意しなければならないのは、金利のゼロ制約の回避という評価基準だけからすると、ゼロ・インフレより低インフレ、低インフレよりモデレート・インフレ、モデレート・インフレより（確実に金利のゼロ制約を回避できる）ハイ・インフレ、が望ましいことになる。しかし、これは本稿のFLMがインフレのコストを取り入れていないためであり、そうした見方が誤りであることは明らかであろう。インフレ率の上昇は、インフレの不確実性を増し、経済主体の支出活動にネガティブな影響を及ぼすことから、不確実性の低減という意味では、インフレ率は低い方が望ましいと考えられる⁴⁹。したがって、望ましいインフレ率に関しては、金利のゼロ制約という観点だけではなく、インフレの不確実性を含むインフレのコストなどさまざまな観点から議論されるべきものである。

第3の留意点は、FLルールと実際の政策運営の関係についてである。本稿の分析は、FLルールの有用性をサポートしたものであるが、しかし、これは同ルールを機械的なかたちで政策運営に当てはめることを主張するものではない。政策ルールは、あくまで政策議論のたたき台として利用すべきものであろう⁵⁰。また、日本銀行の政策運営との関連でいえば、FLルールの有用性とインフレーション・ターゲティングの導入を結び付けるには、現時点では問題があると筆者たちは考える。すなわち、上記第2の問題点を解決し、望ましいインフレ率が特定できても、（ゼロ金利になってしまった今）中央銀行が通常用いるような手段をもってしては、望まし

48 また、本稿では、物価指標としてCPI（除く生鮮）を用いたシミュレーションを行ったが、そもそも、物価安定を特定指標の特定数値で表すことが適当か否かという問題や、指数の計測誤差の問題などもある。「望ましいインフレ率」を議論するには、こうした論点についても考慮する必要がある。

49 インフレ率とインフレの不確実性の相関に関する理論・実証分析のサーベイは、Golob [1993, 1994]やCrawford and Kasumovich [1996]を参照。また、クロスカントリー分析に関しては、Barro [1996]やHess and Morris [1996]等を参照。

50 例えば、金融政策ルールのパラメータ・セット (d_1, d_2, d_3) と適切な目標インフレ率 π^* が設定されたもとで、インフレ率の予測値 π^e が決まると、金利変更のタイミングは、(21)式から自動的に算出できる。しかし、こうしたルールを機械的に、例えば、ゼロ金利政策を続けている日本銀行に当てはめ、ゼロ金利解除のタイミングについて確定的なことを主張するのは適切ではないように思われる。すなわち、景気回復によりインフレ率が上昇することが平均的には予想されても、その上昇テンポがごく緩やかな場合（景気回復の足腰がしっかりしていない場合）などには、ゼロ金利をいったん解除しても、その後に予期せざる負のショックが発生すれば、すぐにまた金利をゼロにまで下げなければならない可能性が考えられる。そして、実質金利が再び高止まるようなことになれば、景気はすぐに悪化することになりかねない。そうした事態を回避するためには、景気に多少のショックが加わっても、再度ゼロ金利政策に追い込まれる必要がないようになるまで、景気を確実に回復させておくべきだという見方もできよう（Reifschneider and Williams [1999]参照）。このように、金融政策運営には、いわば総合判断が必要なケースも多いと考えられ、政策ルールの情報を重視しつつも、それを機械的に運用することは適切ではない面がある。

いインフレ率を高い確率で達成できるような見通しを立てることが困難であると考えられるからである⁵¹。

しかし一方で、経済がより正常な状態に戻って、金融緩和・引締め、双方向の手段が十分に確保された場合には、物価安定を保つための工夫としてのインフレーション・ターゲティングは、金融政策運営の選択肢として検討に値すると考えられる。そして、そうした選択が望ましいか否か、望ましいとしてどういった政策ルールに基づくべきかに関しては、本稿のようなFLMに基づいた政策ルールの分析をよりいっそう積み重ねていくことがきわめて重要と考えられる。

51 この点については、植田 [2000] を参照。

補論．フォワードルッキング・モデルの詳細
(記号は本文4章を参照)

A.1. 政策反応関数

$$\begin{aligned} i_t &= d_1 i_{t-1} + (1-d_1) i_t^T + \varepsilon_t^{PR} & (A-1) \\ i_t^T &= r i_t^* + \pi_t^* + d_2 (\pi_t^e - \pi_t^*) + d_3 (y_t - NAIRU) \\ r i_t^* &= g r_t - premium \end{aligned}$$

政策反応関数の推計においては、観測不能な予想インフレ率 π_t^e と目標インフレ率 π_t^* をどのように設定するかという点が問題となる。

まず、インフレ率の予測期間に関しては、金融政策のラグなどを考慮し、一年半(6四半期)に設定した。

$$\pi_t^e = E_t [p_{t+6} - p_t] \times \frac{400}{6} \quad (A-2)$$

さらに、推計の際には、これを実際の観測値 $\pi_t^6 = [p_{t+6} - p_t] \times 400/6$ に置き換える。よって、推計式は、次式ようになる。

$$\begin{aligned} i_t &= d_1 i_{t-1} + (1-d_1) [r i_t^* + \pi_t^* + d_2 (\pi_t^6 - \pi_t^*) + d_3 (y_t - NAIRU)] + v_t & (A-3) \\ v_t &= \varepsilon_t^{PR} + d_2 (1-d_1) (\pi_t^e - \pi_t^6) \end{aligned}$$

v_t の第2項は、予測誤差 $(\pi_t^e - \pi_t^6)$ の影響を表したものである。なお、中央銀行のインフレ予測が合理的であれば、この予測誤差は、 $t-1$ 期に利用可能な情報集合 I_{t-1} と直交する、すなわち、 $E[\pi_t^e - \pi_t^6 | I_{t-1}] = 0$ が成立し、したがって、攪乱項 v_t についても、直交条件 $E[v_t | I_{t-1}] = 0$ が成立するものと見込まれる。

次に、目標インフレ率 π_t^* に関しては、可変性を認め、

$$\pi_t^* = \lambda \pi_{t-1}^* + \xi_t \quad (A-4)$$

という一次の自己回帰モデルによって表されると仮定する。(A-4)式を(A-3)式に代入し整理すると、最終的な推計式を得る(L はラグオペレータ)。

$$\begin{aligned} i_t &= \lambda i_{t-1} + d_1 (1-\lambda L) i_{t-1} + (1-d_1) (1-\lambda L) [r i_t^* + d_2 \pi_t^6 + d_3 (y_t - NAIRU)] + \theta_t \\ \text{ただし、} \theta_t &= (1-\lambda L) v_t + (1-d_1) (1-d_2) \xi_t & (A-5) \end{aligned}$$

この(A-5) 式をGMMによって推計する⁵²。なお、誤差項 θ_t は、 v_{t-1} を含む、すなわち、予測誤差($\pi_{t-1}^e - \pi_{t-1}^6$)を含んでいるので、操作変数は、 $t-2$ 期以前のものとする⁵³。推計期間(1981/1Q~1995/4Q)に関しては、政策反応の安定性を考え、2度の石油ショックを含む高インフレ期を回避するために、1981年以降とし、かつ、コール・レート为非負制約期を回避するために、1995年以前とした。
推計結果は次のとおり。

$$i_t = 0.791i_{t-1} + (1-0.791) \left[ri_t^* + \pi_t^* + 1.577(\pi_t^6 - \pi_t^*) + 1.001(y_t - NAIRU) \right], \lambda = 0.698$$

(0.083) (0.456) (0.544) (0.144)

sample period = 1981/1Q~1995/4Q, $\bar{R}^2 = 0.958$, $\chi^2 = 3.872$ [0.568]

なお、()内は標準誤差。 χ^2 は直交条件を検定するための χ^2 統計量(J-test)、[]内はp-value。

推計結果をみると、直交条件が成立しており(p-value=0.568)、モデル(A-1)~(A-5)の正当性は確保されている。

A.2. 長期金利決定式 [期間構造型理論]

$$bond_t = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t [i_{t+j}] + premium \quad (A-6)$$

長期金利は、先行き2年分の予想コール・レートの単純平均($n=8$)に、固定ターム・プレミアム *premium* を付加した水準に決定されると仮定した。固定プレミアムは、1981~1998年における長期金利とコール・レートの平均値の乖離1%に設定した⁵⁴。

A.3. 為替レート決定式 (金利裁定)

$$re_t = E_t [re_{t+1}] - (i_t - E_t [\Delta p_{t+1}] + premium - gr_t) + \varepsilon_t^{re} \quad (A-7)$$

52 推計パラメータは、 d_1 、 d_2 、 d_3 、 λ の4つ。*NAIRU*と*premium*については、別途推計した値に設定(それぞれ-3.6、1)。

53 具体的には、定数項の他、GDPギャップとCPI変化率、株価変化率、為替変化率の2期前変数と3期前変数を操作変数とした。

なお、予測誤差 v_t は、ショックの重複(overlapping)により、5次の系列相関を有する。このため、GMMの推計では、 v_t と v_{t-1} を含む誤差項 θ_t に対して、6次の系列相関を仮定して推計した。

54 なお、 $n=8$ に設定したうえで、実際に(A-6)式をGMMで推計すると、プレミアムは、1.2%程度となる。

$$bond_t = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t [i_{t+j}] + 1.232$$

(0.081)

sample period = 1981/1Q~1995/4Q, $\bar{R}^2 = 0.675$, $\chi^2 = 5.327$ [0.503]

(A-7) 式の導出過程は、以下のとおり。
 まず、実質為替レートの定義式は、対数値ベースで次式で与えられる。

$$re_t = e_t + p_t^{US} - p_t \quad (\text{A-8})$$

ただし、 e_t は名目為替レート、 p_t^{US} は米国の物価水準を表す。上式とその1期先の予測式との差をとると、次式を得る。

$$re_t = E_t[re_{t+1}] + (e_t - E_t[e_{t+1}]) + E_t[\Delta p_{t+1}] - E_t[\Delta p_{t+1}^{US}] \quad (\text{A-9})$$

ここで、リスク・プレミアム (ε_t^{re}) を含んだ金利裁定式

$$E_t[e_{t+1}] - e_t = i_t - i_t^{US} + \varepsilon_t^{re} \quad (\text{A-10})$$

を、(A-9) 式に代入すると、次式を得る。

$$re_t = E_t[re_{t+1}] - (i_t - E_t[\Delta p_{t+1}] - i_t^{US} + E_t[\Delta p_{t+1}^{US}]) + \varepsilon_t^{re} \quad (\text{A-11})$$

ここで、米国の実質短期金利 $i_t^{US} - E_t[\Delta p_{t+1}^{US}]$ は、日本の均衡実質短期金利 $gr_t - premium$ に等しいと仮定すると、(A-7) 式が導出できる。

本文5章のシミュレーションでは、リスク・プレミアム ε_t^{re} を単純化してゼロと仮定した。一方、6章の為替安定と政策ルールの分析では、為替の攪乱なくしては、分析の意味がなくなるため、問題含みであることを十分承知のうえで、(A-11) 式の残差をそのままリスク・プレミアムとみなして、これを一次の自己回帰モデル

$$\varepsilon_t^{re} = 0.28\varepsilon_{t-1}^{re} + \xi_t, \quad \sqrt{V[\xi_t]} = 0.03 \quad (\text{A-12})$$

として表し、シミュレーションに取り込んだ。

A.4. IS曲線

$$y_t - NAIRU = a_1(y_{t-1} - NAIRU) + a_2(bond_t - \pi_t^e - gr_t) + a_3(re_{t-1} - re^*) + a_4(gov_t - gov^*) + \varepsilon_t^{IS} \quad (\text{A-13})$$

政策反応関数と同様に、 $\pi_t^e = E_t[p_{t+6} - p_t] \times 400/6$ を仮定し、GMMにより推計する⁵⁵。

55 推計パラメータは、 a_1 、 a_2 、 a_3 、 a_4 、 gov^* の5つ。 re^* については、サンプル期間中の平均5.056に設定。
 $NAIRU$ については、別途の推計により-3.6と設定。

なお、推計に際しては、予測誤差($\pi_t^e - \pi_t^6$)におけるショックの重複を考慮して、5次の系列相関を仮定した。

推計期間の始期は、政策反応関数と同じ1981/1Qとし、終期は、金融システムショック発生前の97/3Qまでとした。推計結果は次のとおり。

$$y_t - NAIRU = 0.917(y_{t-1} - NAIRU) - 0.267(bond_t - \pi_t^e - gr_t) + 0.635(re_{t-1} - re^*) + 0.119(gov_t - 14.487)$$

(0.043) (0.054) (0.288) (0.062) (1.365)

sample period = 1981/1Q~1997/3Q, $\bar{R}^2 = 0.827$, $\chi^2 = 3.905$ [0.419]

A.5. 賃金・物価決定式

$$v_t = \sum_{j=0}^3 f_j (w_{t-j} - p_{t-j}), \quad \text{ただし、} \sum_{j=0}^3 f_j = 1 \quad (\text{A-14})$$

$$w_t - p_t = \sum_{j=0}^3 f_j E_t [v_{t+j} + \gamma(y_{t+j} - NAIRU)] + \varepsilon_t^w \quad (\text{A-15})$$

$$\Delta p_t = b_1 \Delta p_{t-1} + (1 - b_1) \sum_{j=0}^3 f_j \Delta w_{t-j} + \varepsilon_t^p \quad (\text{A-16})$$

ただし、 w_t : 名目賃金（対数値） p_t : 物価水準（対数値）
 v_t : 実質賃金インデックス

わが国の賃金交渉は、年に1度の春闘により、各企業とも同時に決定される傾向が強い。しかし、本稿では、四半期の季調済データを扱ったモデルを基本としているので、春闘による年1回の同時的賃金交渉を、各四半期に散らばらせた仮想的な賃金交渉モデルを仮定し推計する。

すなわち、企業と労働者を4つのグループに分け、各グループとも年に1回の賃金交渉が行われるが、賃金交渉時期は各四半期に散らばっていると仮定する。また、賃金交渉は名目ベース(w_t)で行われるが、労働者は合理的であり、交渉の際には実質賃金($w_t - p_t$)を重視するとする。賃金契約は1年間有効であり、時点 t 期において有効な賃金契約を指数化（実質ベース）すると、これは（A-14）式で表される。合理的な労働者は、今期契約する賃金が、今後1年間、他の労働者の受け取る賃金と比べ、実質ベースでみて見劣りしない水準を確保できるように交渉する。その際には、労働需給の逼迫度合い（ $y_{t+j} - NAIRU$ ）を考慮して交渉に当たる。この賃金交渉過程をモデル化したのが、（A-15）式である。

このようにして決定された賃金が、物価へ波及していく様子をモデル化したのが (A-16) 式である。ここでは、賃金から物価への波及は徐々にしか進まないと仮定し、部分調整モデルを設定した(ただし、賃金の長期的なマークアップ比率は1)。

(A-14) ~ (A-16) 式を整理・統合すると、ここでの賃金・物価モデルは、以下の形状をしたフィリップス曲線として表現できる(詳細は、Fuhrer and Moore [1995] 参照)

$$\pi_t = f(L)f(L^{-1})\pi_t + g(L)(y_{t+j} - NAIRU) \quad (A-17)$$

ただし、 L はラグオペレータで、ラグ多項式 $f(L)$ 、 $g(L)$ は次式で表される。

$$f(L) = f_0 + f_1L + f_2L^2 + f_3L^3$$

$$g(L) = \frac{\gamma(1-b_1)}{(1-b_1L)[f_1+f_2+f_3+(f_2+f)L+f_3L^2]}$$

つまり、期待インフレ率 $f(L)f(L^{-1})\pi_t$ は、フォワードルッキングな要素とバックワードルッキングな要素を均等に加重平均したものである。このように、労働者が賃金交渉において合理的かつフォワードルッキングな行動をとる場合であっても、賃金契約は1年間継続することから、期待インフレ率には、バックワードルッキングな要素が含まれ、インフレ率の変動には慣性が発生する。

推計は、これまでと同様に、GMMで行う(推計期間はIS曲線と同じ1981/1Q~1997/3Q)。なお、加重平均のウエイト f_j については、Fuhrer and Moore [1995] にない、次式を満たすとする。

$$f_j = 0.25 + (1.5-j)s, \quad 0 < s \leq 1/6, \quad j = 0, \dots, 3 \quad (A-18)$$

したがって、未知のパラメータは、 γ 、 $NAIRU$ 、 b_1 、 s の4つになる。ただし、 s に関しては、 $0 < s \leq 1/6$ の範囲で、(A-15)式と(A-16)式のフィットを最もよくする値を、グリッド・サーチ法により求めた。

$$w_t - p_t = \sum_{j=0}^3 f_j E_t [v_{t+j} + (0.448 \times 10^{-3})(y_{t+j} - (-3.621))] , \quad s = 1/6$$

$$(0.219 \times 10^{-3}) \quad (0.559)$$

$$\Delta p_t = 0.8328 \Delta p_{t-1} + (1 - 0.8328) \sum_{j=0}^3 f_j \Delta w_{t-j}$$

$$(0.064)$$

sample period = 1981/1Q~1997/3Q, 第1式の $\overline{R^2} = 0.933$, 第2式の $\overline{R^2} = 0.682$,
 $\chi^2 = 10.442 [0.316]$

よって、(A-14)～(A-16)式で表される賃金・物価ブロックから導出されるフィリップス曲線のNAIRUは-3.6%となり、また、期待インフレ率は、(A-17)式と(A-18)式をもとに算出すると、次式ようになる。

$$\pi_t^e = 0.14\pi_{t-2} + 0.36\pi_{t-1} + 0.36\pi_{t+1} + 0.14\pi_{t+2} \quad (\text{A-19})$$

A.6. 民間部門の期待形成の仮定

本稿のモデルでは、経済主体のフォワードルッキングな期待形成を、コール・レートの政策反応、長期金利の期間構造、為替決定、IS曲線の実質金利、賃金交渉、の5部門において仮定している。シミュレーションでは、政策ルールの有効性が、民間部門の期待形成にどの程度依存するかをみるために、A.1.～A.5.の基本モデルの他に、期待形成の先見的な度合いを弱めたモデルについても考慮する。具体的には、IS曲線の実質金利と賃金交渉における民間部門の期待形成について、以下の変更を加えたモデルを代替モデル（期待形成が弱先見的なモデル）として利用する。

まず、IS曲線の実質金利を算出する際の期待インフレ率のリード・ラグを6期から2期に短縮し、 $\pi_t^e = E_t [p_{t+2} - p_{t-4}] \times 400/6$ と仮定する（フォワードルッキングな度合いを弱め、バックワードルッキングの程度を強める）。

次に、賃金交渉に関しては、(A-15)式では、今期契約する賃金が、今後1年間、他の労働者の受け取る賃金と比べ、実質ベースでみて見劣りしない水準を確保できるように交渉すると仮定したが、ここでは、バックワードルッキングな程度を強め、労働者が、既に契約切れとなった従来の賃金水準（1期前・2期前水準）の確保に固執する傾向が強いと仮定する。これをモデル化したのが次式である。

$$w_t - p_t = \sum_{j=-2}^1 h_j E_t [v_{t+j} + \gamma (y_{t+j} - NAIRU)] + \varepsilon_t^w \quad (\text{A-20})$$

$$h_{-2} = f_3, \quad h_{-1} = f_2, \quad h_0 = f_0, \quad h_1 = f_1$$

本稿では、上記の2点の変更に関して、再推計を行うのではなく、すでに推計したパラメータを利用して、スペックのみ変更を行うものとする。なお、(A-20)式をベースにしたフィリップス曲線の期待インフレ率は

$$\pi_t^e = 0.04\pi_{t-3} + 0.22\pi_{t-2} + 0.48\pi_{t-1} + 0.26\pi_{t+1} \quad (\text{A-21})$$

となり、過去のインフレ率により依存するようになる。

データ付録

- p : 消費者物価指数（総合除く生鮮、消費税調整済）の対数値（X-12-ARIMAによる季調）。
- w : ユニット・レーバ・コストの対数値（X-12-ARIMAによる季調）。
 ユニット・レーバ・コスト = 就業者所得 ÷ 潜在GDP
 就業者所得 = (雇用者所得 ÷ 雇用者数) × 就業者数
- i : コール・レート（無担オーバーナイト）。
- $bond$: 長期国債（最長期物）流通市場利回り。
- re : 実質為替レートの対数値。実質為替レート = 名目為替レート × (米国CPI ÷ 日本CPI)
 名目為替レートは、東京外国為替市場ドル円相場（17時時点）。
- y : GDPギャップ = (実質GDP - 潜在GDP) ÷ 潜在GDP × 100
 潜在GDPは、Cobb-Douglas型生産関数アプローチにより推計（TFPIは屈折ありの一次トレンドを仮定）。 gr は、推計した潜在GDPの成長率。
- gov : 財政支出比率。実質政府支出を潜在GDPで除したもの。
- i^{us} : 米国短期金利（フェデラル・ファンド・レート）。
- p^{us} : 米国消費者物価指数（総平均除く食料）の対数値（季節調整済み）。

参考文献

- 岩淵純一、「金融変数が実体変数に与える影響について Structural VARモデルによる再検証」」、『金融研究』第9巻第3号、日本銀行金融研究所、1990年
- 植田和男、「金融政策の考え方：先見性（forward-lookingであること）が重要」」、鹿児島県金融経済懇談会講演、1999年
- 、「金融経済情勢と金融政策の枠組みを巡る議論」」、千葉県金融経済懇談会講演、2000年
- 鎌田康一郎・武藤一郎、「フォワード・ルッキング・モデルによる我が国金融政策の分析」」、日本銀行調査統計局 Working Paper 00-7、2000年
- 木村 武、「名目賃金の下方硬直性に関する再検証 ある程度のインフレは労働市場の潤滑油として必要か？」」、日本銀行調査統計局 Working Paper 99-4、1999年
- ・藤田 茂、「金融不安とマネー、実体経済、物価の関係」」、日本銀行調査統計局 Working Paper 99-6、1999年
- 本多祐三・上岡孝一・洞口紳也、「金融情報変数とタイムラグ」」、本多祐三編『日本の景気』第7章、有斐閣、1995年
- Amato, Jeffery D., and Thomas Laubach, “The Value of Interest Rate Smoothing: How the Private Sector Helps the Federal Reserve,” *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Vol.84, No.3, 1999, pp. 47-64.
- Anderson, Gary, and George Moore, “A Linear Algebraic Procedure for Solving Linear Perfect Foresight Models,” *Economics Letters* 17, 1985, pp. 247-252.
- Ball, Laurence, “Discussion on ‘The Inflation/Output Variability Trade-off Revisited’,” in J. C. Fuhrer ed., *Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policy Makers*, Conference Series, No.38, Federal Reserve Bank of Boston, 1994, pp. 39-42.
- 、「Policy Rules for Open Economies,” in J. B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, Chicago: University of Chicago Press, 1999.
- Barro, Robert, “Inflation and Growth,” *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol.78, 1996.
- Batini, Nicoletta, and Andrew G. Haldane, “Forward-Looking Rules for Monetary Policy,” Bank of England Working Paper, No.91, January 1999a.
- 、and , “Monetary Policy Rules and Inflation Forecasts,” *Quarterly Bulletin*, Bank of England, February 1999b, pp. 60-67.
- Bernanke, Ben, and Mark Gertler, “Monetary Policy and Asset Price Volatility,” Prepared for *New Challenge for Monetary Policy*, a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, August 1999.
- Black, Richard, Tiff Macklelm, and David Rose, “On Policy Rules for Price Stability,” in *Price Stability, Inflation Targets and Monetary Policy*, Ottawa: Bank of Canada Conference Volume, 1997.
- Brainard, William, “Uncertainty and the Effectiveness of Policy,” *American Economic Review*, Vol.57, 1967.
- Bruno, Michael, and William Easterly, “Inflation and Growth: In Search of a Stable Relationship,” *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol.78, 1996.

- de Brouwer, Gordon, and Luci Ellis, "Forward-looking Behavior and Credibility: Some Evidence and Implications for Policy," Research Discussion Paper 9803, Reserve Bank of Australia, 1998.
- Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler, "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence," National Bureau of Economic Research Working Paper, No.6254, November 1997.
- Crawford, Allan, and Marcel Kasumovich, "Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation?" Bank of Canada, Working Paper 96-9, August 1996.
- Fuhrer, Jeffrey C., "Inflation/Output Variance Trade-Offs and Optimal Monetary Policy," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.29, No.2, May 1997a, pp. 214-234.
- , "The (Un) Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.29, No.3, August 1997b, pp. 338-350.
- , and Brian F. Madigan, "Monetary Policy When Interest Rates are Bounded at Zero," *Review of Economics and Statistics*, November 1997, pp. 573-585.
- , and George Moore, "Inflation Persistence," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.105, No.1, February 1995, pp. 127-159.
- Golob, John, "Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Variability: A Survey," Federal Reserve Bank of Kansas City, RWP 93-15, 1993.
- , "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?" *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Third Quarter, 1994, pp. 27-38.
- Goodfriend, Marvin., "Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.34, 1991, pp. 7-30.
- Goodhart, Charles, "Central bankers and Uncertainty," *Quarterly Bulletin*, Bank of England, February 1999, pp. 102-121.
- Haldane, Andrew G., and Christopher K. Salmon, "Three Issues on Inflation Targets," in *Targeting Inflation*, ed. by A. Haldane, Bank of England, March 1995.
- Hess, Gregory D., and Charles S. Morris, "The Long-Run Costs of Moderate Inflation," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Vol.81, Second Quarter, 1996, pp. 71-88.
- Isard, Peter, Douglas Laxton, and Ann-Charlotte Eliasson, "Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty," IMF Working Paper, WP/99/75, May 1999.
- Johnson, Karen, David Small, and Ralph Tryon, "Monetary Policy and Price Stability," Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper, No.641, 1999.
- Kohn, Donald L., "Comment on the paper 'Forward-Looking Rules for Monetary Policy'," in *Monetary Policy Rules*, ed. by J. Taylor, University of Chicago Press, 1999.
- Kozicki, Sharon, "How Useful Are Taylor Rules for Monetary Policy," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Vol.84, No.2, Second Quarter 1999.
- Levin, Andrew, Volker Wieland, and John C. Williams, "Robustness of Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty," National Bureau of Economic Research Working Paper, No.6570, May 1998.

- , , and , “The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules under Model Uncertainty,” presented at the Conference on “*Monetary Policy-Making under Uncertainty*,” European Central Bank and Center for Financial Studies, November 1999.
- McCallum, Bennett T., “Could a Monetary Base Rule Have Prevented the Great Depression?” *Journal of Monetary Economics*, August 1990, pp. 3-26.
- , “Specification and Analysis of a Monetary Policy Rule for Japan,” *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, November 1993, pp. 1-45.
- Mehra, Yash P., “A Forward Looking Monetary Policy Reaction Function,” *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond, Volume 85, Number 2, Spring 1999, pp. 33-53.
- Meyer, Laurence H., “The Global Economic Outlook and Challenges Facing Monetary Policy around the World,” Remarks at the Annual Dinner of the Society of Business Economists, London, England, February 25, 1999.
- Orphanides, Athanasios, and Volker Wieland, “Price Stability and Monetary Policy Effectiveness when Nominal Interest Rates are Bounded at Zero,” Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series, 1998-35, August 1998.
- Poole, William, “Monetary Policy Rules?” *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol.81, No.2, March/April 1999, pp. 3-12.
- Reifschneider, David, and John C. Williams, “Three Lessons for Monetary Policy in a Low Inflation Era,” Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series, 1999-44, August 1999.
- Sterne, Gabriel, “The Use of Explicit Targets for Monetary Policy: Practical Experiences of 91 Economies in the 1990s,” *Quarterly Bulletin*, Bank of England, August 1999, pp. 272-281.
- Summers, Lawrence, “How should Long-Term Monetary Policy be Determined,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.23, No.3, August 1991, pp. 625-631.
- Svensson, Lars E. O., “Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets,” *European Economic Review*, Vol.41, No.6, June 1997, pp. 1111-1146.
- , “Inflation Targeting as a Monetary Policy,” National Bureau of Economic Research Working Paper, No.6790, November 1998.
- Taylor, John B., *Macroeconomic Policy in the World Economy: From Econometric Design to Practical Operation*, New York: W.W.Norton, 1993a.
- , “Discretion versus Policy Rules in Practice,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, December 1993b, pp. 195-214.
- , “The Inflation/Output Variability Trade-off Revisited,” in J. C. Fuhrer ed., *Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policy Makers*, Conference Series, No.38, Federal Reserve Bank of Boston, 1994, pp. 21-38.
- , “Comments on *Monetary Policy Under Uncertainty*,” a conference sponsored by the Reserve Bank of New Zealand, June 1998.
- , ed., *Monetary Policy Rules*, NBER and University of Chicago Press, 1999.

Williams John C., "Simple Rules for Monetary Policy," Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series, 1999-12, February 1999.

Woodford, Michael, "Optimal Monetary Policy Intertia," *The Manchester School Supplement*, 1999.

