



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

バブル崩壊後の日本の金融政策 不確実性下の望ましい政策運営を巡って

木村 武*

takeshi.kimura@boj.or.jp

藤原 一平**

ippef.fujiwara@boj.or.jp

原 尚子**

naoko.hara@boj.or.jp

平形 尚久**

naohisa.hirakata@boj.or.jp

渡邊 真一郎*

shinichirou.watanabe@boj.or.jp

No.06-J-04
2006年2月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 調査統計局景気動向担当 ** 調査統計局マクロモデル担当

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

バブル崩壊期の日本の金融政策 不確実性下の望ましい政策運営を巡って

木村武、藤原一平、原尚子、平形尚久、渡邊真一郎

日本銀行調査統計局

2006年2月

[要約]

本稿は、経済構造が不確実な下での望ましい金融政策について、1990年代前半のバブル崩壊期における日本銀行の政策運営を例に分析したものである。日本経済の大型マクロモデルであるJEM (Japanese Economic Model) を用いた確率シミュレーションによると、政策効果 (政策乗数) の不確実性を考慮した場合には、当時の日銀の政策運営はほぼ最適なものであったとの結果が得られた。一方、インフレ過程の不確実性を重視した場合には、実際の政策よりも積極的な対応が望ましかったとの結果が得られた。このように、どのような不確実性を重視するかによって結論は大きく異なるが、結果的に、1990年代後半以降デフレ克服が重要な課題になった点を踏まえれば、90年代前半においてインフレ過程の不確実性をより重視し、積極的な金融緩和を行うべきであったとの議論は可能であろう。実際、そうした観点からカウンター・ファクチュアル・シミュレーションを行ってみると、90年代前半により緩和的な政策対応を行っていれば、インフレ率や実質成長率をある程度下支えすることはできたという結果が得られた。ただし、シミュレーションは同時に、その効果は限定的であり、金融政策だけで、90年代の長期停滞という全体像を変えることはできなかったであろうことも示唆するものであった。

キーワード: バブル崩壊、金融政策、不確実性、JEM (Japanese Economic Model)

本稿は、日本銀行調査統計局・東京大学金融教育研究センター共催による「1990年代以降の日本の経済変動」に関する研究会 (2005年11月) の第2セッション報告論文である。論文作成に当たっては、早川英男、川本卓司、武藤一郎、門間一夫、鶴飼博史、渡辺努、村田啓子、肥後雅博の各氏のほか、同研究会の出席者、ならびに、第4回現代経済政策研究会議「現代日本の望ましい金融政策運営」の出席者から有益なコメントを頂いた。ただし、本稿に示されている意見は日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは、全て筆者たち個人に属する。

E-mail: takeshi.kimura@boj.or.jp、ippef.fujiwara@boj.or.jp、naoko.hara@boj.or.jp、
naohisa.hirakata@boj.or.jp、shinichirou.watanabe@boj.or.jp

1. はじめに

日本の1990年代における長期停滞は、90年代前半における日本銀行の金融緩和の遅れが主因であるという見方がある¹。こうした主張は、現実の政策金利(コールレート)の水準が、テイラールールに比べて、引締め気味であったという研究結果をその根拠にしたものが多い²。また、日本経済が良好なパフォーマンスを示していたとみられる1975~1985年の期間における政策反応関数と比較して、1990年代前半の政策運営は引締め気味であったという主張もみられる(地主他(2001))。

言うまでもなく、こうした主張は、ベンチマークとする政策ルールが、1990年代前半の日本経済において最適である(あるいは望ましい)ことを前提としたものである。しかし、当該ルールが、本当に最適であるかどうかは、背後に想定する経済構造を抜きにして議論できるものではない。例えば、テイラールールは、もともと1987~1992年の米国のFEDの政策運営を描写したものであり、当時の米国経済において、同ルールが経済安定化を達成するうえで最適であったことを指摘したのではない(Taylor(1993))。仮に、テイラールールが当時の米国において最適であったとしても、それが1990年代の日本経済において最適であったことを保証するものではない。また、1975~1985年の期間における政策反応関数をベンチマークとした地主らの研究に関しても、日本経済のマクロモデルに基づいた分析にはなっていないという点で、同様の問題があると考えられる。

この点、早期の金融緩和がデフレを回避したという同じ主張でも、Ahearne et al.(2002)の分析は、日本経済のマクロモデル(FRB/Global)を用いたシミュレーションを行っている点で異なっている。具体的には、1991年初、94年初、ある

¹ 例えば、浜田(2004)は、次のように述べている。

「1990年代から現在まで、デフレーションが継続している。したがって、長期停滞はデフレ問題であり、デフレに対する政策割り当てとしてもっとも重要な金融政策の失敗が、長期停滞の原因であるという議論は、もっともなところである。」

同様の主張は、野口・岡田(2003)、岡田・飯田(2004)などを参照。

² 例えば、Bernanke and Gertler(1999)や McCallum(2001)、Taylor(2001)は、90年代前半の金利水準がテイラールールに比べて高い、あるいは、緩和テンポが同ルールに比べ遅かったことを指摘している。

いは95年初のいずれかの時点において、実際のコールレートの水準に比べ、金利を2.5%恒常的に引き下げていたら、デフレは回避できたという結果を得ている。しかし、特定のマクロモデルを所与として、あたかも日銀がそのモデルについて正確な知識を有していることを前提としたうえで、「早期かつ大幅な金融緩和を行っていれば」といった回顧的な政策の処方箋は、果たして現実的なものと言えるであろうか。現実の中央銀行は、常に経済構造に関する不確実性に直面しており、その下で政策運営を行っていかなくてはならない。当時の日銀は、過去に例をみないような低金利政策が経済に対してどのような効果を及ぼすのかに関する不確実性　いわゆる「政策乗数の不確実性」　に直面していたと考えられる。実際、日本銀行は、1980年代後半に2.5%という歴史的にみて極めて低い公定歩合を長期にわたって続けた結果、バブルの発生を招いたのではないかと、厳しい批判を受けていた。こうした記憶もまだ生々しかった当時、日銀が、バブル再燃自体を恐れたのではないにしても、2.5%をも下回る水準への金利引き下げ　とりわけ、それが長期化した場合の様々な副作用のリスク　に対して躊躇を感じたとしても、決して不自然とは言えまい。こうした政策乗数の不確実性に直面した場合、政策当局は保守的な政策運営を行う方がむしろ望ましいという見方がある（Brainard(1967)）。すなわち、「ブレйнаードの保守主義」を考慮した場合、当時の日銀が慎重に金融緩和を進めていったということは、理論的に正当化され得る面がある。

以上の点を踏まえると、1990年代前半における日銀の金融政策を評価するためには、日本経済を描写するマクロ経済モデルを単に用いるだけでなく、当時の日銀が直面した不確実性の存在も考慮した分析が必要である。不確実性としては、政策乗数のほかに、インフレ過程や需要・価格ショックの持続性などに関する様々な種類のものがある。そして、日銀が、そうした経済構造に関する不確実性を考慮しながらも、リアルタイムな政策判断として、より早期の金融緩和を実施することができたのか、あるいは、実施することが望ましかったのか評価することが必要である。

本稿は、以上の問題意識のもとで、日本銀行調査統計局が開発したマクロ計量モデルJEM(Japanese Economic Model)に、日銀が当時直面したと考えられる経

済構造に関する不確実性を導入して、政策評価を行ったものである。経済構造を規定するパラメータが不確実であった場合、当局が政策運営において取り得るアプローチは二つある。一つ目のアプローチは、不確実なパラメータに対する当局の主観的な確率分布を前提に、平均的な政策パフォーマンスの改善を目指そうとするものである。以下では、このアプローチを、便宜上、ベイジアン・アプローチと呼ぶ。二つ目のアプローチは、不確実なパラメータの想定範囲において、政策当局にとって最悪のパフォーマンスをもたらし得るパラメータを前提に、最善の政策を採用するというアプローチである。言わば、最大損失の最小化を目指すという意味で、このアプローチは、ミニマックス・アプローチ（あるいは頑健アプローチ）と呼ばれる。本稿では、これら両アプローチに基づいた確率シミュレーションによって、政策評価を行う。主たる結論は次の 4 点である。

- [1] 90 年代前半に对外公表された情勢判断資料によると、日銀は、CPI が 0% ~ 2% のレンジ内で推移している期間において、「物価は安定基調」と判断している。JEM を用いた確率シミュレーションによると、日銀は、そうした物価に対する判断の下で、政策乗数の不確実性を考慮し、ほぼ最適な政策運営を行っていたことが確認できた。これは、ベイジアン、ミニマックスいずれのアプローチからもいえる。
- [2] しかし一方で、インフレの慣性や輸入物価変動（為替レート変動）の持続性などインフレ過程の不確実性を重視した場合には、上記両アプローチいずれの観点でも、当時の日銀の政策は最適ではなかった。すなわち、インフレ過程の不確実性を重視した場合には、日銀はより積極的な政策対応を行っておくことが望ましかった。
- [3] 当時の政策運営を振り返ってみると、1980 年代から 90 年代前半までの長期にわたって、バブル末期の一時期を除けば殆どの期間 CPI が幅 2% のレンジ内に収まってきたという事実の下で、インフレ過程の不確実性に対する警戒心が希薄化していた可能性が考えられる。しかし、結果としてみれば、90 年代後半以降はデフレ克服が重要な政策課題となった事実を踏まえると、90 年代前半の政策運営において、インフレ過程の不確実性をより重視して、積極的な金融緩和を行っておくべきだったのではないかと、という

議論は可能であろう。

- [4] そうした観点から、仮に 90 年代前半に実際の政策よりも積極的な金融緩和を行っていたら、経済の姿がどう変わっていたかについてのカウンター・ファクチュアル・シミュレーションを行ってみた。これによると、インフレ率や実質成長率をある程度下支えすることができていたという結果が得られる一方、その効果は限定的であり、早めの金融緩和だけで、90 年代の長期停滞という全体像を変えることはできなかったことも同時に示唆するものであった。

本稿の構成は次の通りである。次の第 2 節では、パラメータの不確実性に対する二つのアプローチ（ベイジアン、ミニマックス）の考え方の整理を行う。第 3 節では、分析に用いる JEM を説明したうえで、具体的に経済構造のどのパラメータに不確実性を導入するのか明らかにする。また、確率シミュレーションにおける政策パフォーマンスの評価基準についても説明する。第 4 節では、シミュレーションの結果を示す。第 5 節では、90 年代前半の日銀の政策運営を振り返ったうえで、インフレ過程が不確実である場合に日銀は物価安定にどのようなウェイトを置いて政策運営を行うべきであったか、理論的な説明を行う。第 6 節では、90 年代前半において、日銀がインフレ過程の不確実性を重視した政策運営を行っていた場合、実際のインフレ率や GDP ギャップはどのように推移したかカウンター・ファクチュアル・シミュレーションを行う。最後に、第 7 節で、本稿のまとめを行う。

2. パラメータの不確実性と政策対応 二つのアプローチ

経済構造のパラメータが不確実である場合に、どのような政策対応が望ましいかを考察するために、次の単純なモデルを考えよう。

$$\pi_t = \theta\pi_{t-1} + \lambda x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 π_t はインフレ率、 x_t は政策変数、 ε_t は外生ショック（輸入物価の変動など）を表している。パラメータ λ は政策乗数を表し、また、 θ はインフレの慣性を規定するパラメータである。 θ が大きいほど、インフレの慣性が強く、一度

インフレ率の上昇に勢いがつくと、なかなかその上昇圧力は沈下しないことを意味する。つまり、前期のインフレ率 π_{t-1} が高い場合、今期のインフレ率 π_t も高止まりする傾向があるということである。中央銀行の政策変数 x_t としては、短期金利を想定するのが一般的であるが、ここでは、GDP ギャップを政策変数として考える。つまり、実質金利と GDP ギャップの関係を表す IS 曲線に不確実性は一切なく、中央銀行は金利のコントロールによって、GDP ギャップを完全にコントロールできることを前提とする。政策変数 x_t が GDP ギャップであれば、(1)式はフィリップス曲線であり、パラメータ λ は政策乗数であると同時に、フィリップス曲線の傾きでもある。

中央銀行は、(1)式を制約条件とし、次の損失関数が最小になるように政策運営を行うとする。

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j [(\pi_{t+j} - \pi^*)^2 + \chi(x_{t+j})^2] \quad (2)$$

ここで、 π^* はインフレ目標値を、 β は割引因子を表している。パラメータ χ は、中央銀行が GDP ギャップの安定をインフレの安定に比べ、相対的にどの程度重視するかを表している³。(2)式は、中央銀行の利用可能な情報集合 Ω_t^{CB} をもとにした条件付き期待値である。中央銀行は、当期の外生ショック ε_t を観察してから政策を決定するが、来期以降のショックについては未知である ($\varepsilon_t \in \Omega_t^{CB}, \varepsilon_{t+j} \notin \Omega_t^{CB}, \forall j \geq 1$)。以上の準備のもとで、経済構造のパラメータに関する不確実性 ($\theta, \lambda \notin \Omega_t^{CB}$) が政策運営にどのような影響を与えるか考えよう⁴。

2.1. ベイジアン・アプローチ

ベイジアン・アプローチとは、不確実なパラメータ θ, λ に対する主観的な確率分布をもとに、中央銀行が政策を決定する方法である。つまり、中央銀行は、パラメータ θ, λ について、その値そのものについては知らないが、平均

³ (1)式から明らかなように、輸入物価の変動など外生ショック ε が発生した場合、中央銀行は、インフレ率の安定と GDP ギャップの安定に関するトレードオフに直面する。インフレ率 π を安定させようと思えば、GDP ギャップ x を大幅に変動させる必要があるし、逆に、GDP ギャップ x の変動を回避しようとするれば、インフレ率 π の不安定化を許容しなければならない。

⁴ なお、本節の説明は、主に、武藤・木村(2005)に基づいている。

($E[\theta], E[\lambda]$) と分散 ($V[\theta], V[\lambda]$) は知っているとする。

(静学モデル)

最初に、静学モデル ($\theta = 0$) を考え、政策乗数 λ の不確実性がどのような影響を及ぼすか考えてみよう。静学モデルであるため、(2)式の損失関数は、次のように簡略化できる。

$$E[(\pi - \pi^*)^2 + \chi(x)^2] = [E(\pi) - \pi^*]^2 + V[\pi] + \chi(x)^2 \quad (3)$$

これが意味するところは、中央銀行は、インフレ率の平均値が目標からどれだけ乖離するかというバイアス (右辺第1項) だけではなく、その確からしさである分散 (同第2項) についても、気にするということである。ここで、インフレ率の平均と分散は、次式で表せる。

$$E[\pi] = E[\lambda]x + \varepsilon, \quad V[\pi] = V[\lambda]x^2 \quad (4)$$

(4)式から明らかなように、政策乗数であるパラメータ λ が不確実なときには ($V[\lambda] > 0$) インフレ率の分散 $V[\pi]$ は、中央銀行の政策変数 x に依存する。中央銀行がバイアスを小さくするようにすなわち、インフレ率の期待値 $E[\pi]$ を目標 π^* に近づけるように、政策変数 x の変更を大きくしていくにつれて、インフレ率の分散 $V[\pi]$ が大きくなってしまふ。つまり、パラメータ λ が不確実な場合、インフレ率のバイアスと分散の間にはトレードオフが発生することになる。

こうした状況のもとでの最適な金融政策は、(4)式を(3)式の損失関数に代入して、それを最小化する政策 x^* として導出できる。

$$x^* = \frac{E[\lambda]}{E[\lambda]^2 + V[\lambda] + \chi} (\pi^* - \varepsilon) \quad (5)$$

上式の意味するところは、パラメータ λ の不確実性の程度が大きくなるほど $V[\lambda]$ が大きくなるほど、外生ショック ε (の目標値からの乖離) に対する政策反応を小さくすることが望ましいということである。

このように、政策乗数に不確実性がある場合、小幅の政策対応に止めることが経済の安定化にとって望ましいという考えは、Brainard(1967)によって古くから指摘されていたものだが、FRB の元副議長であるブラインダーが「ブレインダーの保守主義」として論じて以降、各国の中央銀行においてとみに注目を集

めるようになった。

私の直観では、現実の世界においては、この考え(ブレイナードの保守主義)は、数学的な裏づけよりも普遍的であるし、少なくとも賢明である。私がFRBの副議長室で執務していた時、この考えは片時も頭から離れることはなかった。私自身、一市民として、また、政策当局者として、中央銀行が少しばかりゆっくりと慎重に物事を進めるのは、非常に適切なことだと考えている。(Blinder(1998))

もっとも、最近の研究によれば、パラメータの不確実性に対して保守的な政策運営を行うべきであるという考え方が、ブラインダーがいうほど普遍的なものではないことも指摘されるようになってきている。すなわち、ブレイナードの保守主義は、静学モデルにおいて成立するものであり、経済の動学変動を考慮した場合には必ずしも成立しない⁵。この点について、以下、説明しよう。

(動学モデル)

経済動学の不確実性が政策運営に与える影響を考えるために、 $\theta \neq 0$ のケースを考える。議論を単純化するために、政策乗数 λ に不確実性はないが、パラメータが不確実である状況を考えよう。ただし、既述の通り、中央銀行は、パラメータについて、その値そのものについては知らないが、平均 $E[\theta]$ と分散 $V[\theta]$ は知っているとする。

動学モデルにした場合の重要なポイントは、(2)式の損失関数から明らかな通り、中央銀行は、今期(t 期)の経済変動のみならず、来期以降($t+1$ 期以降)の経済変動についても気にかけるという点である。つまり、中央銀行は、今期の政策を決定する際に、インフレ率に関する今期のバイアスと分散だけでなく、来期以降のバイアスと分散も計算に入れる必要がある。

以上の準備のもとで、まず、インフレの慣性 に不確実性が無い場合の最適政策について、図表1を用いて考えよう。右図は、今期のインフレ率 π_t と今期のGDPギャップ x_t の関係を示しており、左図は、今期のインフレ率 π_t と来期の

⁵ Söderström(2000)は、バックワード・ルッキング・モデルに不確実性を導入した動学分析を行っている。一方、Kimura and Kurozumi(2003)は、フォワード・ルッキングな期待形成とバックワード・ルッキングな期待形成の折衷モデルに不確実性を導入した動学分析を行っている。

インフレ率 π_{t+1} の関係を示している。単純化のために、インフレ率の目標値 π^* はゼロ%とする。右図は、輸入物価の下落など負の外生ショックが発生したケースを示している ($\varepsilon_t < 0$)。輸入物価の下落に対して、インフレ率 π_t を目標値のゼロ%に戻そうとすれば、GDP ギャップ x_t を点 A まで拡大させなければならない。しかし、(2)式の損失関数のもとでは、中央銀行は GDP ギャップの安定も考慮するため、点 A よりも、小幅の変動で済む点 B に GDP ギャップ x_t を設定することが最適な政策である。この時、今期のインフレ率 π_t は点 C となり、目標値のゼロ%には届かない。また、来期のインフレ率 π_{t+1} は、慣性 に不確実性がないため、左図の点 F が達成されることが見込まれる。(なお、左図の横軸である来期のインフレ率は、右に行くほどインフレ率のマイナス幅が大きくなることを示している。)

しかし、インフレの慣性 が不確実な場合 ($V[\theta] > 0$)、今期のインフレ率 π_t が点 C に設定されると、来期のインフレ率の分散 $V[\pi_{t+1}]$ は、かなり大きなものとなる。(左図で、両点線で挟まれた幅が、慣性 の不確実性に起因した来期のインフレ率の分散 $V[\pi_{t+1}]$ を表している。) ここで、重要なポイントは、(2)式の損失関数を形成する来期のインフレ率の分散 $V[\pi_{t+1}]$ が、当期のインフレ率の水準 π_t に依存するということである⁶。

$$V[\pi_{t+1}] = V[\theta](\pi_t)^2 + V[\varepsilon_{t+1}] \quad (6)$$

したがって、中央銀行が全体の損失を小さくするために、来期のインフレ率の分散を縮小させようとするならば、今期のインフレ率 π_t の水準(絶対値)をより小さくする必要がある。そのためには、今期の GDP ギャップ x_t を、不確実性が無い状態に比べ、より改善させることが望ましい。右図で言えば、点 B ではなく、点 D に今期の GDP ギャップ x_t を設定する 　つまり、より積極的に政策を変更する 　ことが望ましい。この結果、今期のインフレ率 π_t は、点 E となり、来期のインフレ率の分散 $V[\pi_{t+1}]$ もより小幅になる⁷。

⁶ (6)式は、(1)式のフィリップス曲線を一期ずらした式 ($\pi_{t+1} = \theta\pi_t + \lambda x_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$) について、分散をとったものである。

⁷ 来期のインフレ率の分散が大きくなることを回避するために、わざわざ今期の政策(GDP ギャップ)を大きく変更する必要はないのではないかという見方もあろう。すなわち、来期になって実際にインフレ率が大きく変動した場合に、来期の政策(GDP ギャップ)を大

このように、経済動学のメカニズムに不確実性がある場合には、保守的な政策運営を行うのではなく、積極的な政策運営を行う方が望ましいという結論が得られる⁸。要すれば、インフレ慣性に不確実性がある場合、今日のインフレ（あるいはデフレ）の芽は今日のうちに摘んでおかないと、明日になって、予想以上にインフレ（やデフレ）が進行する可能性があるので、心配の種は今日のうちになるべく解消しておくことが望ましいということである。

以上の静学モデルと動学モデルの考察が示すように、パラメータの不確実性と一口に言っても、中央銀行がどのパラメータの不確実性に直面しているかで、望ましい政策対応が異なり得ることには注意が必要である。

2.2. ミニマックス・アプローチ

前節では、経済構造のパラメータに関する不確実性が存在する場合、中央銀行はパラメータの値そのものについてはわからないが、パラメータの平均と分散については、知識を持っていると仮定した。つまり、中央銀行は、パラメータに関する主観的な確率分布を有しており、その主観的な見通しのもとで、最適な政策運営を遂行すると考えた。

ベイジアン・アプローチに基づいた政策運営は、試験を控えた学生が、山を張って　つまり、確率分布を想定して　、勉強することと本質的には同じと言える。出題される可能性が高いと予想した問題を中心に勉強するが、そう

きく動かせば良いという見方である。しかし、これは、来期の GDP ギャップの分散の拡大を意味し、結果として、(2)式の損失は大きくなる。このため、今期の政策をやはり積極的に変更しておくことが望ましい。詳しくは、Söderström(2000)を参照。

⁸ 動学モデルにおいて、こうした結果が導かれるのは、ショックの発生によるインフレ率への影響が、発生時点では完全にオフセットされず、翌期以降に持ち越されることに起因している。実際、本文で説明した通り、フィリップス曲線を上下にシフトさせる価格ショックの発生は、インフレ率と GDP ギャップの安定にトレードオフを発生させるため、ショックの影響が翌期に持ち越される。一方、IS 曲線をシフトさせる需要ショックが発生した場合には、理論上は、その影響を金利のコントロールによって完全にオフセットすることができる。ただし、これは、中央銀行が需要ショックについて完全情報を有し、かつ、金利を自由自在に変動させることが可能な場合に限られる。しかし、現実には、中央銀行は、不完全情報のもとで、かつ金利スミージングもある程度考慮に入れた政策運営を行っているため、需要ショックの場合でも、それがインフレ率に与える影響を完全にオフセットすることはできず、同影響は翌期に持ち越される。したがって、本稿の考察は、ショックの性質如何にかかわらず成立する。詳しくは、Kimura and Kurozumi(2003)を参照。

でない問題への準備はなおざりになる。そのため、山が当たると良い点が取れる一方で、山が外れた場合の悲惨な結果（例えば、落第）を許容しなければならない。したがって、そうした山を張って勉強するというアプローチではなく、落第という最悪のケースだけは避けようと、不得意な問題を重点的に勉強する学生もいよう。そうした学生は、山を張って勉強した学生のように、予想が当たって良い点が取れることもない代わりに、予想が外れて落第のような悲惨な結果になることもない。

中央銀行の金融政策においても、パラメータに関して、山を張って主観的な確率分布を持って政策を運営するのではなく、最悪の結果だけは回避するように政策を運営するという考え方もある。これは、最大損失の最小化を目指すという意味で、ミニマックス・アプローチ（あるいは頑健アプローチ）と呼ばれる。本稿のモデルに沿って整理すれば、中央銀行は、パラメータ θ, λ に対して主観的な確率分布を持つのではなく、それぞれのパラメータに関する上限と下限をもとに、想定し得る範囲を考える。

$$\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}], \quad \lambda \in [\underline{\lambda}, \bar{\lambda}] \quad (7)$$

そして、上記範囲のもとで、 θ, λ がそれぞれどのような値をとったときに、損失が最大になるかを考え、その最大損失を最小化するように政策を決定するというのが、ミニマックス・アプローチである。これを数学的に表現すれば、次の通りである。

$$\begin{aligned} \text{Min Max}_{\{x_t\} \{ \theta, \lambda \}} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j [(\pi_{t+j} - \pi^*)^2 + \chi(x_{t+j})^2] \\ \text{s.t. } \pi_t = \theta \pi_{t-1} + \lambda x_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

不確実性に直面した場合に、ミニマックス・アプローチを採用した中央銀行は、不確実性が無い場合と比べ、保守的な政策運営を行うべきであろうか、それとも、積極的な政策運営を行うべきであろうか。以下では、この点について考察しよう。

（静学モデル）

議論を単純化するために、再び、静学モデル（ $\theta = 0$ ）を考える。中央銀行は、フィリップス曲線の傾き λ がどのような値をとる時に、損失が最大になるかを考

え、その状況を想定して最適な政策変数 x を選択する。政策反応関数は、インフレ目標値と外生ショックの乖離 ($\pi^* - \varepsilon$) に対して、政策変数 x を正比例的に対応させる次式を考える。

$$x = h(\pi^* - \varepsilon) \quad (9)$$

図表 2 は、所与の傾き λ に対して、政策反応 h の変化が、(3) 式の損失をどう変化させるか示したものである（ただし、 $\beta = 1$ に設定）。

ここで、パラメータ λ の真値が 1.5 であるとしよう。中央銀行は、真値を知らないが、 λ の想定範囲については、 $1.0 \leq \lambda \leq 2.0$ であると考えているとする。この時、ミニマックス・アプローチに基づいて政策を決定する場合には、想定範囲において最大損失をもたらす $\lambda = 1.0$ を前提にして、政策を実施することになる。フィリップス曲線の傾き λ が小さい時に損失が最大となるのは、インフレ率 π を安定させるために、GDP ギャップ x をより大きく変動させる必要があるからである。そして、 λ が小さい時には、より高い h を設定して積極的に政策対応しないと、物価の安定は達成されない。このように、パラメータ λ について不確実性がある場合には、 λ の真値について、確実に 1.5 であるを知っていた場合に比べて、積極的な政策運営をすることが望ましい。既往のミニマックス・アプローチに関する先行研究においても、パラメータの不確実性に対して、保守的ではなく、むしろ積極的に政策対応を行うことが望ましいと指摘する研究が多くみられ⁹、ここでの具体例はそうした研究結果と整合的といえる。

もっとも、ミニマックス・アプローチが、いつも積極的な政策運営をサポートするわけでは必ずしもない。例えば、 λ について、より広い範囲を想定した場合には、例えば、 $0.5 \leq \lambda \leq 2.0$ と想定した場合には、中央銀行は、最大損失をもたらす $\lambda = 0.5$ を前提に、より保守的な政策を実施することが望ましいということになる¹⁰。したがって、ミニマックス・アプローチに基づいた政策運営

⁹ Giannoni(2001a,2002)、Hansen and Sargent(2003)、Sargent(1999)、Stock(1999)、Onatski and Stock(2002)を参照。

¹⁰ こうした結果が得られるのは、フィリップス曲線の傾き λ が極端に小さい場合、物価を安定させるために犠牲にしなければならない GDP ギャップの変動が非常に大きくなり、損失も急拡大するためである。つまり、政策効率が極端に悪いことが最悪のケースとして想定される場合、積極的な政策対応を行っても、景気を大幅に振幅させるだけで、物価の安定にはさほど寄与しないため、慎重な政策対応にとどめておくことが望ましいということ

は、不確実性の程度（パラメータの想定範囲）に依存する可能性があるということには留意が必要である。

（動学モデル）

動学モデル（ $\theta \neq 0$ ）におけるミニマックス・アプローチについても、近年研究が進んでいる。詳細は省略するが、動学モデルの最大損失は、 θ が高いすなわち、インフレの慣性が高いケースにおいて発生する。つまり、インフレの慣性が強い場合、一度インフレ率の上昇に勢いがつくと、なかなかその上昇圧力が沈下しないため、金融政策によるコントロールは困難化する。このため、インフレ慣性について不確実性が高い場合には、取り敢えず慣性が高いことを前提にして、積極的な政策運営を行うことが望ましいというのが一般的な見方である¹¹。

ミニマックス・アプローチに基づいた政策運営は、不確実性の程度（パラメータの想定範囲）に依存する可能性に留意する必要があるが、将来発生し得る大きな損失を視野に置きながら、政策運営を行っていくというリスク管理の発想そのものは重要と言える。実際、FRBの前議長であるグリーンSPANは、自らの政策運営のスタイルを「リスク・マネージメント・アプローチ」と呼んでいたが、そこには、政策運営においてミニマックス・アプローチの観点が反映されたものと解釈することができる（Greenspan(2003)参照）。

3. 分析モデル

3.1. JEM (Japanese Economic Model) と政策ルール

分析に用いるJEMは、方程式219本からなる大型モデルであり、現実の経済が持つ様々なフリクションを考慮したものであるが、そのエッセンスに関しては、フィリップス曲線とIS曲線の2本の式に集約して考えることができる。両式は、民間部門の期待形成について、フォワード・ルッキングな期待形成とバックワード・ルッキングな期待形成の両方を取り入れた折衷型になっている

である。

¹¹ Angeloni et al.(2003)を参照。

(Fujiwara et al.(2005)参照)

$$\pi_t = \theta\pi_{t-1} + (1-\theta)E_t[\pi_{t+1}] + \lambda(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$y_t - y_t^* = \phi(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + (1-\phi)E_t[y_{t+1} - y_{t+1}^*] - \sigma(i_t - E_t[\pi_{t+1}] - r^*) + \mu_t \quad (11)$$

ここで、 y_t と y_t^* は、それぞれ対数ベースの実質 GDP と潜在 GDP を表し、 $y_t - y_t^*$ は GDP ギャップを表す。 r^* は均衡実質金利である。また、 ε_t と μ_t は、それぞれ価格ショックと需要ショックを表している。(10)(11)式において、 $\theta = \phi = 0$ の時に、純粹にフォワード・ルッキングなニューケインジアン・モデルとなる。

次に、政策ルールについては、次式を考える¹²。

$$i_t = i^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta(y_t - y_{t|realtime}^*) + \gamma\Delta y_t \quad (12)$$

$$y_{t|realtime}^* = y_t^* + \xi_t \quad (13)$$

i^* は均衡名目金利を表す ($i^* = \pi^* + r^*$)。 $y_{t|realtime}^*$ は、時点 t において、中央銀行がリアルタイムに計測した潜在 GDP であり、したがって、 $y_t - y_{t|realtime}^*$ は、中央銀行がリアルタイムに計測した GDP ギャップである。 $y_{t|realtime}^*$ は、真の潜在 GDP である y_t^* とは乖離し、その乖離が計測誤差 ξ_t である。潜在 GDP の計測には、実際の GDP のトレンド情報が用いられる場合が多いが、一般に経済データのトレンドはリアルタイムでは正確に把握できず、ましてやトレンドの屈折が生じている場合の認定などは、かなり後で振り返ってみて漸くある程度わかるという場合も多い。こうした状況の下では、GDP ギャップの計測に誤差が発生することになる。

1990 年代前半の日銀の政策運営について、テイラールールをベンチマークに評価した先行研究をみると、使用する GDP ギャップによって、実際の金利がテイラールールに比べて引締めの的であったのか、あるいは中立的であったのか異なる結果が得られている¹³。政策評価を行う分析者が、当時の日銀にとって利用

¹² なお、インフレ率に関しては、(10)(11)式内の π_t は前期比年率、(12)式の政策ルールの π_t は前年比を用いている。また、政策ルール上の実質成長率 y_t も前年比である。

¹³ 例えば、McCallum(2001)と翁・白塚(2002)は、それぞれ異なる GDP ギャップを用いて、90 年代前半の政策を評価している。前者は、実際の金利水準がテイラールール対比引締めの的であるとする一方、後者はテイラールールとほぼ整合的であることを報告している。

可能でない とりわけ「後知恵」による 情報を用いて、「日銀は本来こうすべきであった」と言っても、意味のあることではない。日銀が、当時利用可能な情報に基づいて、何ができて、何ができなかったのかを明確に区別しておくことは重要である。ちなみに、政策運営において、GDP ギャップの計測誤差を考慮することが極めて重要であるということは、米国の事例からもよく知られている。Orphanides(2001,2003)は、1970年代の米国における Great Inflation の原因について、FED がその当時入手可能であったデータに基づいて計測した GDP ギャップのマイナス幅が 現在のデータから得られる「真の」GDP ギャップに比べ 過大であった結果、必要以上に金融を緩和してしまったことにあるとの見方を示している。

なお、(12)式の政策ルールにおいて、インフレ率と GDP ギャップに加えて、実質成長率 Δy_t を加えたのは、次の理由による。上記の通り、GDP ギャップに計測誤差がある場合、GDP ギャップの変動に対して積極的に政策対応すると

(12)式で を大きくすると 、金利が計測誤差 ξ_t に対応して不必要に変動するようになる結果、経済が不安定になる可能性がある。そうした問題を回避しながら、経済の安定化を確保するために、GDP ギャップのかわりに、同じリアル変数である実質成長率 Δy_t をターゲットするというのが一つの考え方である¹⁴。

また、実質成長率 Δy_t をターゲット変数として取り入れるもう一つの理由は、民間部門のフォワード・ルッキングな期待形成のもとで、政策の歴史依存性を高めることが、経済の安定化につながるためである¹⁵。より具体的にいうと、価格ショックが発生した場合 例えば、輸入物価の下落 ($\varepsilon_t < 0$) などによりインフレ率が低下した場合 、インフレ率を安定化させるためには、金融を緩和して GDP ギャップを上昇させる必要がある。このとき、中央銀行が GDP ギャップだけでなく、実質成長率 Δy_t をターゲットするということは、上昇した水準で GDP ギャップをなるべく維持するように金融緩和を続けることを意味する。つまり、政策を決定する際に、前期に発生したショックの影響を和らげるよう

¹⁴ Orphanides et al.(1999)を参照。

¹⁵ Giannoni(2001b)や Kimura and Kurozumi(2004)を参照。

配慮し続けるという意味で、実質成長率をターゲットする政策には歴史依存性がある。こうした政策運営が民間に合理的に予想された場合には、つまり、(10)式のフィリップス曲線において $\theta < 1$ であれば、価格ショックが発生しても、現在のインフレ率はあまり低下しないことになる¹⁶。

3.2. 日銀が直面していたパラメータの不確実性

JEMの各種ショックに対するインパルス応答は、1983～1995年をサンプル期間とするVARのインパルス応答とほぼ同じになることが確認されている(Fujiwara et al.(2005)参照)。つまり、JEMの基本式である(10)(11)式のパラメータセットは、同期間の日本経済の構造を適切に描写していると一応考えられる。しかし、バブル崩壊期の1990年代前半において、当時の日銀が、経済構造を規定するパラメータを十分に認識できていたわけではなく、その意味で日銀はパラメータの不確実性に直面していたと考えるのが妥当であろう。

本稿で分析対象とするパラメータの不確実性は、政策乗数の不確実性、インフレ慣性の不確実性、価格ショックの持続性に関する不確実性、需要ショックの持続性に関する不確実性、の4つである。以下、これら4つの不確実性がJEMのどのパラメータの不確実性に対応しているのか確認しよう。

(政策乗数の不確実性)

政策乗数は、IS曲線(11)式の実質金利にかかるパラメータ σ である。

$$y_t - y_t^* = \phi(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + (1 - \phi)E_t[y_{t+1} - y_{t+1}^*] - \sigma(i_t - E_t[\pi_{t+1}] - r^*) + \mu_t \quad \text{前掲(11)}$$

1990年代前半、とりわけ92年から93年の当時、日銀は、政策効果の不確実性に向き合いながら政策運営を行っていたと考えられる。確かに、2%台の政策金利は87～89年において一度経験した金利水準であり、現在からみれば決して「異例」という程のものはない(図表3)。しかし、まさにその1980年代後半の長期にわたる2.5%という低金利が、バブル発生 of 少なくとも一因になったことが強い反省をもって認識されていた。こうした点を踏まえると、80年代後半をも下

¹⁶ $\theta < 1$ であることは、現在のインフレ率が、今期以降のGDPギャップの流列に依存して決まることを意味している。

回るような低金利政策が、仮にバブルの再燃には繋がらないとしても、とくにそれが長期化したような場合に、いかなる副作用をもたらしうるかについての一定の躊躇があったとしても決して不自然ではない。そういう意味で、当時の日銀が政策乗数 θ についての不確実性に直面していたというのは、比較的自然な解釈であると考えられる。

(インフレの慣性に関する不確実性)

インフレの慣性を規定するのは、折衷型フィリップス曲線(10)式のパラメータ θ である ($0 \leq \theta \leq 1$)。

$$\pi_t = \theta\pi_{t-1} + (1-\theta)E_t[\pi_{t+1}] + \lambda(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t \quad \text{前掲(10)}$$

θ が大きいほど、インフレの慣性が強く、一度インフレ率の上昇(下落)に勢いがつくと、なかなかその上昇(下落)圧力は低下しないことを意味する。 $\theta = 1$ のケースが、いわゆる NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) 型のインフレ関数に相当する。一方、 $\theta = 0$ のケースが、純粋なニューケインジアン型フィリップス曲線であり、インフレの慣性はかなり小さくなる。

折衷型フィリップス曲線に関する実証研究が相当蓄積された現在においても、経済学界で、パラメータ θ の推計結果に関してコンセンサスは得られていない¹⁷。このため、日本に限らず、各国の中央銀行はインフレ過程の不確実性に常に直面していると考えるのが妥当であろう。もっとも、1990年代前半において、NAIRU型インフレ関数については、経済学界で既に十分な議論がなされていたが、ニューケインジアン型フィリップス曲線に関する研究はまだされてはおらず、(10)式の折衷型フィリップス曲線に関する知識そのものが、当時の経済学界には存在しなかったことには注意が必要である¹⁸。その意味では、当時の日銀がパラメータ θ について不確実であったというよりも、構造式の全体像そのものについて不確実であったといった方が正確かもしれない。

ただし、(10)式の折衷型フィリップス曲線の誘導式は、次の(14)式として表

¹⁷ 詳しくは、Kimura and Kurozumi(2003)を参照。日本の折衷型フィリップス曲線の推計に関しては、Kimura and Kurozumi(2004)を参照。

¹⁸ ニューケインジアン・フィリップス曲線が、経済学界で広く議論されるようになったのは、Roberts (1995)以降であろう。

すことが可能である¹⁹。

$$\pi_t = \Theta \pi_{t-1} + \Lambda(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \varepsilon_t \quad (14)$$

当時から、日銀においても、(14)式のパラメータの推計を巡って議論がされていたが、その推計値についてはコンセンサスが得られてはいなかった²⁰。(10)式の構造パラメータが大きいほど、(14)式の誘導パラメータも大きいという関係があることから、「当時、パラメータの推計に日銀内でコンセンサスが得られていなかった」ということを、現代風に解釈すれば、「折衷型フィリップス曲線のパラメータに関して確たる知識を日銀は有していなかった」ということになる。このように、インフレの慣性に関するパラメータが不確実である場合、インフレの見通しにも大きな不確実性を伴うこととなる。(インフレ率の推移については、図表4を参照。)

(価格ショックの持続性に関する不確実性)

フィリップス曲線上の価格ショックは、次の1次の自己回帰モデルに従っている。ショックの持続性を規定するのは、パラメータ ν である($0 \leq \nu < 1$)。

$$\varepsilon_t = \nu \varepsilon_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t \quad (15)$$

$\hat{\varepsilon}_t$ はホワイトノイズである。パラメータ ν が大きいほど、価格ショックの持続性が強いことを意味する。例えば、為替レートが円高にいったん振れた場合、その後も円高傾向が持続し、輸入物価の下落が長続きするような状況を指す。90年代前半は、長期にわたって円高傾向が続いたが(図表5)、当時の日銀が、どの程度まで円高が進むかについて、正確に予測できていたとは考え難い。実際、経済学界では、為替レートの予測について、理論に基づいた実証モデルのパフォーマンスがランダムウォーク・モデルのそれを上回れないという見方が支配的であった²¹。この点を踏まえると、日銀は、現実にみられたような持続的な円高 当時の言葉を使えば「超円高」を予期していたとは考え難く、少な

¹⁹ 詳しくは、Rudebusch(2005)を参照。

²⁰ 例えば、田中・木村(1998)とWatanabe(1997)を参照。前者はNAIRU仮説($\beta=1$)を支持し、後者は同仮説を否定している。なお、両論文とも1990年台後半になってまとめられたものだが、いずれも、研究自体は1994年頃から既に始められていたものである。

²¹ Meese and Rogoff(1983)を参照。

くとも価格ショックの持続性を規定するパラメータ ν について、不確実性に直面していたと考えるのが妥当であろう²²。

(需要ショックの持続性に関する不確実性)

IS 曲線上の需要ショックは、次の1次の自己回帰モデルに従っている。ショックの持続性を規定するのは、パラメータ τ である ($0 \leq \tau < 1$)。

$$\mu_t = \tau\mu_{t-1} + \hat{\mu}_t \quad (16)$$

$\hat{\mu}_t$ はホワイトノイズである。パラメータ τ が大きいほど、需要ショックの持続性が強いことを意味する。バブル崩壊期の資本ストックの調整圧力は、過去の平均的な景気後退局面に比べ大きかったが、これは、企業の期待成長率の急激かつ持続的な低下によってもたらされたものである。また、株価や地価などの資産価格の下落が予想以上に長期化したことから、バランスシート調整圧力のインパクトも大きなものとなった。いずれの調整圧力も、企業の設備投資抑制を持続的なものとした。これは、パラメータ τ が大きく、マイナスの需要ショックの持続性が高かった状況を表している。しかし、当時の日銀が、企業の期待成長率や資産価格の下落がどの程度持続的なものとなるのか、また、そのマクロ的なインパクトの持続性について、正確な知識を持ち合わせてはいなかったと考えられる。この点について、白塚他(2000)は、当時の政策運営について、「バランスシート調整の大きさが時間の経過とともに拡大するという認識が必ずしも十分であったとはいえない」としている。以上のことを踏まえると、当時の日銀は、需要ショックの持続性を規定するパラメータ τ に関しても、不確実性に直面していたと考えるのが妥当であろう。

3.3. 政策の評価基準

(2)式で表される中央銀行の損失関数は、1の極限において、次の分散の加重和に比例する²³。

²² (15)式において、 $\hat{\varepsilon}_t$ の不確実性は加法的な不確実性であるため、確実性等価が成立する。このため、この不確実性の程度は、政策スタンスに影響を与えない。一方、パラメータの不確実性は乗法的な不確実性であるため、確実性等価が成立しない。このため、パラメータの不確実性の程度は、政策スタンスに影響を与えることになる。

²³ (2)式の x_t は、GDPギャップ $y_t - y_t^*$ であることに注意。

$$\text{Var}[\pi_t - \pi^*] + \chi \text{Var}[y_t - y_t^*] \quad (17)$$

中央銀行は、(17)式で与えられる損失がなるべく小さくなるような政策ルールを設定することが望ましいが、社会の経済厚生を踏まえて、GDPギャップの安定志向度 χ を決める必要がある。つまり、中央銀行は、インフレ率の安定とGDPギャップの安定のトレードオフに直面した時に、社会がそれぞれの安定性をどの程度重視するのか考えなければならない。

(新しいケインズ経済学と物価安定)

社会の経済厚生を反映した χ の設定に関しては、新しいケインズ経済学が理論的な考察を行っている²⁴。価格が粘着的なもとで、企業の価格設定にばらつきが発生すると、企業間の相対価格が歪む結果、資源配分も歪み経済厚生が悪化する。したがって、そうした経済厚生を悪化を回避するためには、企業が価格改定のインセンティブを感じない状況、つまり、物価安定を維持することが望ましいというのが、新しいケインズ経済学の基本的な考え方である。そして、物価変動に伴う資源配分の歪みがどの程度発生するか、言い換えれば、社会がどの程度物価安定を重視するかは、価格の粘着性や企業の価格設定タイミングのばらつき次第ということになる。

ニューケインジアン・フィリップス曲線の基礎となる Calvo(1983)と Taylor(1980)は、価格の粘着性と価格設定タイミングについて、異なるモデリングをとっている。Calvo(1983)のモデルでは、企業間の価格改訂のばらつきが長期にわたって続く可能性があるため、社会は、GDPギャップの安定性に比べ、物価の安定性をかなり選好するということが理論的に導出される。具体的には、妥当なパラメータの組合せのもとで、 $\chi = 0.05$ に設定した(17)式が経済厚生を近似する。一方、Taylor(1980)のモデルでは、企業間の価格改訂のばらつきが長期にわたって続くことが無いため、Calvo(1983)のモデルほど、物価変動に伴う経済厚生への損失は発生しない。このケースでは、 $\chi = 1$ に設定した(17)式が経済厚生を近似することが知られている²⁵。

²⁴ 木村・藤原・黒住(2005)によるサーベイを参照。

²⁵ 詳しくは、Erceg and Levin(2002)を参照。

(日本における物価安定のウェイト)

ところで、日本では、サービス価格を中心に、企業の価格設定タイミングが、4月や10月など特定の時期に集中するという「同調的な価格設定」の傾向がみられる²⁶。つまり、Calvo(1983)やTaylor(1980)が想定するほど、企業間で価格改定のタイミングにばらつきは発生していないと考えられる。このため、日本の経済厚生近似として、 $\chi > 1$ を設定することが1つの考え方といえよう。

また、この点に関しては、1980年代以降、日本の物価変動がCPIでみる限り極めて安定していたという事実をも考慮する必要があるだろう。実際、1980年代から90年代前半までの間、バブル末期の90~91年のごく一時期を除いて、日本のCPI上昇率は0%から2%の狭い幅に殆ど収まっていた。恐らくこうした実績

今からみれば「過信」なのかも知れないが、これを踏まえて、1990年代前半における日銀の物価に対する評価について、対外公表した情勢判断資料をみると、CPIが概ね0%から2%で推移している期間において、「安定基調で推移(あるいは落ち着き傾向)」と評価していたことが確認できる(図表6、7)。すなわち、当時の日銀は、CPIが幅2%のレンジ内に収まる蓋然性は高く、またその範囲に収まっている限りは、GDPギャップの安定性にかかなりのウェイトを置いて政策運営を行っていたと解釈することが可能であろう。こうした解釈も、当時の日銀が、 $\chi > 1$ を前提に金利のコントロールを行っていたという見方をサポートするものと言えよう²⁷。

(シミュレーションで考察する評価基準)

以上の考察を踏まえ、 $\chi > 1$ の具体例として、 $\chi = 2$ に設定し、これを1990年代前半の日銀の政策運営のベンチマークと考える。ただし、代替ケースとして、 $\chi = 1$ と $\chi = 0.5$ についても考察する²⁸。

²⁶ CPIの価格改定タイミングについては、才田他(2006)を参照。

²⁷ (17)式の損失関数は、中央銀行が、インフレ目標値^{*}をポイント・ターゲットすることを前提にしたものである。このため、厳密には、インフレ率をあるレンジ内におさめようとする政策運営(いわゆる、ゾーン・ターゲティング)を、(17)式に直接あてはめることはできない。ここでの考えは、幅2%のゾーン・ターゲティングを、(17)式で近似すれば、物価安定のウェイトはポイント・ターゲティングに比べ相対的に低まるという見方に基づいている。

²⁸ なお、dual mandate(物価安定と完全雇用の並列的な目標)を法律で義務付けられた米国

なお、経済理論からは、明確な理由付けが困難であるが、中央銀行の実務的観点から、金利スージングについても、政策の評価基準として取り入れるべきであるという見方がある。これは、金利の安定化が、資本市場の安定化を経由して、銀行収益の安定、ひいては金融システムの安定につながるという見方に基づいたものである²⁹。翁・白塚(2002)は、「日本を含め、多くの国の中央銀行のプラクティスとして予想外の大幅な金利変動を避けることが既に定着している以上、これを無視した金利政策が金融システムを不安定化させる可能性は考慮せざるを得ないであろう」としている。本稿では、こうした実務的視点も考慮し、金利スージングを取り入れた次式を、政策シミュレーションの評価基準とする。

$$\text{Var}[\pi_t - \pi^*] + \chi \text{Var}[y_t - y_t^*] + \delta \text{Var}[\Delta i_t] \quad (18)$$

具体的には、既往研究にならって、 $\delta = 0$ と $\delta = 0.5$ の両ケースについて、シミュレーションを行う³⁰。1990年代前半の日銀は、 $\chi = 2$ と $\delta = 0.5$ の組合せの下で、損失関数を最小化するように政策運営を行っていたものと以下では解釈して、分析を進めることとする。

4. 分析結果

4.1. 政策ルールの推計結果

日銀の実際の政策運営を評価するために、(12)式の政策ルールを推計する。

$$i_t = \alpha(\pi_t) + \beta(y_t - y_{t|realtime}^*) + \gamma \Delta y_t + c \quad \text{前掲(12)}$$

ただし、定数項 c は、 $c = i^* - \alpha\pi^*$ である。

推計に用いる説明変数の GDP ギャップの推移を図表 8 に示した。ギャップの計

連邦準備制度の金融政策に関しては、多くの研究が $\beta = 1$ をベンチマークとして設定している。

²⁹ Goodfriend(1991)を参照。金利スージングの目的としては、他に、頻繁な政策転換(policy reversal)を回避することで、政策のクレディビリティの確保につながるという見方もある(Goodhart(1999)を参照)。

³⁰ FEDの金融政策を分析した研究では、 $\beta = 1$ 、 $\delta = 0.5$ を設定したものが多くみられる(例えば、Rudebusch(2001)やWilliams(2004)を参照)。

測は、生産関数アプローチに基づいているが、TFP に関しては、ソロー残差に Hodrick-Prescott filter を適用して推計している。図中の「最終計測 ($y_t - y_t^*$)」は、2005 年までのソロー残差にフィルターをかけて計測したものである。一方、「リアルタイムに計測した GDP ギャップ ($y_t - y_{t|realtime}^*$)」は、各時点において利用可能な系列に対してフィルターをかけて計測したものである。例えば、1991 年の「リアルタイム」の計測値は、1991 年までのデータを用いて計測した GDP ギャップである。データ系列の末端近辺では、トレンド要因を正確に抽出することが困難であるため、その後の数年間のデータを追加して再度フィルターをかけ直すと、リアルタイムの計測値が大幅に遡及改訂されることが確認できる。リアルタイムの計測値から最終計測値にかけての遡及改訂幅が計測誤差 ξ_t である ((13)式参照)。計測誤差の標準偏差は、1986~1995 年において、1.9% もあり、これを無視して政策ルールの推計を行うことは適切ではなからう³¹。

(12)式の政策ルールの推計結果は、次の通りである。推計期間は、1986 年 1Q ~ 1995 年 4Q の 10 年間である。

$$i_t = 1.58\pi_t + 0.51(y_t - y_{t|realtime}^*) - 0.10\Delta y_t + 2.78, \quad \bar{R}^2 = 0.83, S.E. = 0.83 \quad (19)$$

(11.63) (3.44) (-0.75) (5.49)

[注意] ()内の値は t 値。推計期間：1986:1Q ~ 1995:4Q

実質成長率 Δy_t にかかるパラメータ γ は統計的に有意ではなく、実体経済変数に関しては、GDP ギャップが主たるターゲット変数になっていたと考えられる。そこで、 $\gamma = 0$ のパラメータ制約を課し、再度推計を行った結果が次である³²。

$$i_t = 1.60\pi_t + 0.41(y_t - y_{t|realtime}^*) + 2.43, \quad \bar{R}^2 = 0.84, S.E. = 0.81 \quad (20)$$

(12.32) (7.05) (11.22)

[注意] ()内の値は t 値。推計期間：1986:1Q ~ 1995:4Q

結果は、オリジナルなテイラールール ($\alpha = 1.5, \beta = 0.5$) とほぼ同じ、 $\alpha = 1.6, \beta = 0.4$ というものである。つまり、リアルタイムに計測された GDP ギャップを

³¹ ちなみに、米国における GDP ギャップの計測誤差の標準誤差は、1980~1994 年の期間で 1.8%、1966~1994 年で 3.8% となっている (Orphanides et al. (1999))。

³² 推計は OLS に基づいている。ただし、操作変数法で推計した場合でも、ほぼ同じ結果が得られた。

もとに、当時の日銀の政策運営を評価すると、テイラールールにほぼ沿って政策金利の決定を行っていたというものである³³。以下のシミュレーションでは、90年代前半の日銀の政策運営は、 $\alpha = 1.6, \beta = 0.4, \gamma = 0.0$ に基づいた政策ルールによって描写できると考えて、分析を進めることとする。(なお、(20)式の推計パラメータの標準誤差を考慮すると、政策運営の描写としては、 α と β をピンポイントで表示するよりは、信頼区間で表示した方が適切であるとも考えられる。この点については、以下の分析で適宜考慮する。)

なお、GDPギャップについて、「リアルタイム ($y_t - y_{t|realtime}^*$)」ではなく、「最終計測 ($y_t - y_t^*$)」を用いた場合には、金融政策の実効性を確保する条件であるテイラー原理 ($\alpha > 1$) を満たさないほか、モデルの当てはまり (決定係数 \bar{R}^2) もかなり悪化するという結果が得られた。

$$i_t = 0.93\pi_t + 0.46(y_t - y_{t|realtime}^*) + 3.33, \quad \bar{R}^2 = 0.73, \quad S.E. = 1.04 \quad (21)$$

(3.94) (3.63) (8.33)

[注意] ()内の値は t 値。推計期間：1986:1Q～1995:4Q

このように、(20)式と(21)式の推計結果の違いから明らかな通り、政策評価に際して GDP ギャップの計測誤差を考慮することの重要性が理解できる。

4.2. 不確実性が無い場合のシミュレーション結果

パラメータの不確実性が、政策運営にどのような影響を及ぼすかを考察するには、まず、不確実性が無い場合の最適な政策をベンチマークとして導出しておく必要がある。具体的には、需要ショック μ_t と価格ショック ε_t のイノベーション $\hat{\mu}_t, \hat{\varepsilon}_t$ を每期ランダムに発生させる確率シミュレーションを行い、(18)式の損失関数を最小にする政策ルールのパラメータ (α, β, γ) を求める³⁴。イノ

³³ インフレ目標値 π^* について、0%から2%のゾーン・ターゲティングの中心値である1%と考えた場合、以下の関係式を用いることで、均衡金利 r^* は3%程度と逆算できる。

$$c = i^* - \alpha\pi^* = r^* - (\alpha - 1)\pi^* = 2.43$$

³⁴ 最適政策は、本来、3つのパラメータを同時に変化させて、損失関数を最小にするようなパラメータの組合せを求める必要がある。しかし、大型モデルに不確実性を導入したミニマックス・アプローチの解法アルゴリズムはまだ学界でも研究されていない。このため、本稿では、90年代前半の日銀の政策運営を描写したベンチマークルール ($\alpha = 1.6, \beta = 0.4, \gamma = 0.0$) を基準に、他の2つのパラメータは固定しながら、パラメータを1つずつ変化させて、損失を最小にする値を求めるようにした。

バージョンの分散は、1983～1995年に基づいて設定している³⁵。つまり、バブル生成期と崩壊期を再現した模擬実験によって、最適政策を導出する。また、GDPギャップの計測誤差 ξ_t についても、同様に、確率的に発生させてシミュレーションを行う³⁶。

図表9に、シミュレーションの結果を示した。損失関数のウェイトの設定は、 $\chi = 0.5, 1, 2$ と $\delta = 0, 0.5$ の組合せに基づいた6(=3×2)通りある。主たるポイントは、次の3点である。

第一に、損失関数における金利スージングのウェイト δ を高めた場合、政策ルールの中のいずれのパラメータ(α, β, γ)も小さく設定することが望ましい。これは、金利を安定させるためには、インフレ率やGDPギャップの安定性を犠牲にしなければならないからである。

第二に、損失関数におけるGDPギャップの安定性のウェイト χ を高めた場合、GDPギャップに対する政策感応度 β を高く設定することが望ましい。また、同じ実体経済変数である実質成長率に対する政策感応度 γ も大きく設定することが望ましい。一方で、インフレ率に対する感応度 α は小さく設定することが望ましい。これは、価格ショックの発生によって、インフレ率とGDPギャップの安定性のトレードオフに直面した場合、中央銀行はいずれの安定も同時に達成することはできないためである。

第三に、日銀が90年代前半に暗黙に最小化に努めたと考えられる損失関数($\chi = 2, \delta = 0.5$)のもとで、最適な政策パラメータの組合せは(α, β, γ)=(1.6, 0.2, 0.1)となる。実際の日銀の政策運営($(\alpha, \beta, \gamma) = (1.6, 0.4, 0.0)$)は、この最適パラメータにほぼ等しく、当時の政策は概ね最適であったと言える(図表10)³⁷。つまり、パラメータに不確実性が無いという前提のもとでは、

³⁵ 既述の通り、同期間において、JEMのインパルス応答はVARのそれとほぼ一致している。

³⁶ 具体的には、図表8に示した1980年代後半から90年代前半における計測誤差 ξ_t のプロセスを、AR(2)モデルによって描写し、確率的にランダムなショックを発生させてシミュレーションを行っている。

³⁷ 図表10から明らかなように、インフレ感応度については、実際の政策が最適値と全く等しくなっている。一方、GDPギャップ感応度と実質成長率感応度については、実績が最適値から若干乖離しているが、最適値近傍で損失関数の形状はかなりフラットになっているため、最適圏内と評価できる。

当時の政策運営は、ほぼ最適なものであったと評価できる。

4.3. 政策乗数が不確実性である場合のシミュレーション結果

次に、パラメータの不確実性がある場合の最適政策を導出しよう。

(政策乗数の不確実性)

最初に、政策乗数 σ が不確実な場合のベイジアン・アプローチについて考察する。ここでは、日銀が、不確実なパラメータ σ に対して、正規分布の主観的確率分布を持っていると仮定する。正規分布の平均は、JEMの標準パラメータを設定し、分布の分散は推計パラメータの分散を用いて設定する。そして、 σ について正規乱数を発生させて、確率シミュレーションを行い、損失関数を最小にする政策ルールインフレ感応度 α を求める³⁸。図表11から明らかな通り、パラメータ σ の分散が大きくなるほど日銀の直面する不確実性が大きくなるほど、損失を最小にするインフレ感応度 α は小さくなる。つまり、このケースでは、ブレイナードの保守主義が成立している。90年代前半に日銀が暗黙に想定していたと考えられる損失関数($\chi=2, \delta=0.5$)を前提にすると、実際の政策運営($\alpha=1.6$)は、概ね最適圏内であった評価できる。あるいは、政策乗数の不確実性に直面していた割にはむしろ積極的であったという評価も可能である。また、損失関数のウェイトが $\chi=1, \delta=0.5$ のケースや $\chi=2, \delta=0.0$ のケースでも、 $\alpha=1.6$ という政策運営は、不確実性に直面したもとで概ね最適であるとみることができる。こうした評価は、(20)式の推計誤差を踏まえ、日銀の実際の政策運営をインフレ感応度 α の信頼区間として表示した場合、より明確である。すなわち、不確実な政策乗数 σ の下で損失を最小にするインフレ感応度 α は信頼区間内にあり、当時の政策運営が概ね最適であったと判断できる。

次に、政策乗数 σ が不確実な場合のミニマックス・アプローチについて考察する。パラメータ σ の想定し得る範囲として、推計パラメータの ± 2 標準誤差を上下限に設定する。ミニマックス・アプローチのもとでの最適なインフレ感応

³⁸ との最適値については、不確実性を導入しても、あまり変わらなかったため、説明を省略する。

度 α は、最大損失の包絡線上の最小値を達成する値である。90年代前半に日銀が暗黙に想定していたと考えられる損失関数($\chi=2, \delta=0.5$)を前提にすると、実際の政策運営($\alpha=1.6$)は、最大損失の包絡線上の最小値を達成しており、概ね最適であったと評価できる。また、 $\chi=2, \delta=0.0$ のもとでも、 $\alpha=1.6$ という政策運営は、不確実性に直面したもとで概ね最適とみることができる。

以上をまとめると、政策乗数の不確実性を考慮した場合、ベイジアン、ミニマックスいずれのアプローチの観点でも、当時の日銀の政策運営は、概ね最適であった。少なくとも、金融緩和の程度が不十分であったり、緩和のテンポが遅れたということとはなかった。といえる。

(インフレ慣性の不確実性)

インフレの慣性 θ の不確実性についても、同様の分析を行う。パラメータ θ のとり得る範囲は、理論的に0から1の間に限定されるので、主観的確率分布については、正規分布ではなく、「ベータ分布」と「範囲を限定した一様分布」の2つを考える³⁹。図表12から明らかな通り、パラメータ θ の分散が大きくなるほど、日銀の直面する不確実性が大きくなるほど、損失を最小にするインフレ感応度 α は大きくなる。同図では、一様分布の方がベータ分布よりも分散が大きく、前者において損失を最小にするインフレ感応度 α は、後者のそれよりも大きくなっている。つまり、このケースでは、ブレイナードの保守主義は成立しない。むしろ、インフレ慣性に不確実性がある場合、今日のインフレ(あるいはデフレ)の芽は今日のうちに摘んでおかないと、明日になって、予想以上にインフレ(やデフレ)が進行する可能性があるので、心配の種は今日のうちにできるだけ解消しておく。積極的に政策対応することが望ましいという結果である。これは、2.1.で説明したシンプルな動学モデルと整合的な結果である。実際の日銀の政策運営($\alpha=1.6$)は、損失関数についてどのようなウェイトを基準にしても、インフレ慣性の不確実性を考慮した場合には、保守的過ぎたという結果が得られる。

同様の結論は、ミニマックス・アプローチからも得られる。インフレの慣性

³⁹ ただし、いずれの分布についても、平均は、JEMの標準パラメータに設定している。

が不確実な場合の最大損失は、 θ が大きいとき インフレの慣性が強いときに発生する。その最大損失を最小化する政策運営は、 $\alpha=1.6$ に比べ、より積極的なものである。こうした結果は、ECBのマクロモデルを用いた Angeloni et al.(2003)とも整合的である。

以上をまとめると、インフレ慣性の不確実性を考慮した場合、ベイジアン、ミニマックスいずれのアプローチでも、当時の日銀の政策運営は保守的であり、本来、もっと積極的な政策対応を行うべきであったと考えることができる。こうした評価は、不確実性が大きい場合、それぞれのアプローチに基づいた最適なインフレ感応度 α が、日銀の政策運営を表示する α の信頼区間の上限を超えていることから裏付けられる。

(価格ショックの持続性に関する不確実性)

続いて、価格ショックの持続性 ν に関する結果を説明する。簡略化のために、図表 13 では、ミニマックス・アプローチの結果のみを示す。パラメータ ν の想定し得る範囲として、推計パラメータの ± 2 標準誤差を上下限に設定した。価格ショックの持続性が不確実な場合の最大損失は、パラメータ ν が大きいとき例えば、為替レート変化や輸入物価変動の持続性が高いときに発生する。そして、その最大損失を最小化する政策運営は、 $\alpha=1.6$ に比べ、より積極的なものである。パラメータ ν が大きい場合の最適なインフレ感応度 α は、日銀の政策運営を表示する α の信頼区間の上限を超えている。

このように、インフレ過程(フィリップス曲線)の不確実性として、慣性 θ と価格ショックの持続性 ν を考慮した場合、いずれの不確実性に対しても、日銀の政策は最適な範囲には収まっておらず、より積極的な政策対応をとることが望ましかったと言える。

(需要ショックの持続性に関する不確実性)

最後に、需要ショックの持続性 τ に関する結果を説明する。紙幅を省略するために、損失関数のウェイトを $\chi=2, \delta=0$ に設定したミニマックス・アプローチのみを説明する(図表 14(1))。パラメータ τ の想定し得る範囲として、推計パラメータの ± 2 標準誤差を上下限に設定する。需要ショックの持続性が不確実な場合の最大損失は、 τ が大きいとき例えば、期待成長率の低下や資産価格の

下落によるストック調整圧力やバランスシート調整圧力がより持続的なときに発生する。このとき、ミニマックス・アプローチのもとでの最適な GDP ギャップ感応度 β は、日銀の実際の政策 ($\beta = 0.4$) よりも、大きめに設定することが望ましい⁴⁰。

ただし、GDP ギャップ感応度を大きくする場合、真の GDP ギャップだけでなく、ギャップの計測誤差に対しても、より大きく反応することになる。このため、計測誤差が予想以上に大きい場合には、損失がかえって拡大する可能性があることに注意が必要である（図表 14(2)）。したがって、GDP ギャップの計測誤差に対する頑健性という観点からは、GDP ギャップ感応度 β を小さめに設定することが望ましい。

結局のところ、適切な GDP ギャップ感応度 β の設定は、需要ショックの持続性とギャップの計測誤差いずれの不確実性をより重視するかということになるが、「小さ過ぎず、大き過ぎず」ということで、日銀の実際の政策 ($\beta = 0.4$ 近辺) は概ね適切であったと評価して差し支えないであろう。

5. インフレ過程の不確実性と政策運営

5.1. 当時の政策運営を振り返って

日本企業の同調的な価格設定行動や日銀の物価安定に対するレンジを伴った選好、金利スムージングに対する選好を踏まえると、日銀が最小化しようとした損失関数(18)式のウェイトは $\chi > 1$ 、 $\delta > 0$ であったと解釈できよう。経済構造の不確実性を考慮しない場合、1990年代前半における日銀の政策運営は、この損失関数の最小化という点でほぼ最適なものであったことが前節の分析で示された。一方、不確実性を考慮する場合には、どのような不確実性を重視するかによって結論は変わってくる。すなわち、政策乗数の不確実性が重要であったと考えるならば、当時の政策運営は最適圏内のものであったと言える。しかし、インフレ過程(慣性や価格ショックの持続性)の不確実性を重視する場合には、

⁴⁰ との最適値については、不確実性を導入しても、あまり変わらなかったため、説明を省略する。

当時の政策運営は最適であったとは言えないことになる⁴¹。グリーンSPAN前議長（Greenspan(2003)）の講演以来、経済構造の不確実性を考慮した政策運営を「リスク・マネージメント・アプローチ」と呼ぶことが多いが、結局のところ、このアプローチの有効性は、その経済が直面する数多くの不確実性のうち、どのような不確実性がもっとも重要かより正確には、どのようなリスクが実現してしまった場合、その損害がもっとも深刻かの識別に依存することになる。

以下、ある程度推測に依存せざるを得ないが、上記のような観点から90年代前半の日本銀行の政策運営を振り返ってみると、次のように考えることができよう。まず、当時のエコノミストや政策当局者が認識していた最大の不確実性は、バブル期に大幅に積み上がった各種のストック調整圧力の大きさ、および資産価格の下落に伴う逆資産効果あるいは資産価格下落が金融システムを通じて及ぼす悪影響であったと考えられる。また、前述のように日銀においては、異例の低金利がもたらす政策効果の不確実性も意識されていたと思われる。これらは、本稿の枠組みで言えば、需要ショックの持続性、ないし政策乗数の不確実性に関わるものであり、その点に関する限り、日本銀行の政策対応は決して不十分ではなかったと評価される。

しかし、80年代以降、現実のCPIが極めて安定的に推移してきたという事実の下で、インフレ過程の不確実性とりわけデフレのリスクに対する警戒心が希薄化していた可能性は否めないのではないかと思われる。CPIが0%～2%のレンジ内で推移している期間、日銀が「物価は安定基調」と判断していた点は先に指摘した通りであるが、インフレ率がこのレンジを逸脱するリスクを強く意識していたのであれば、インフレには慣性があり、インフレ率の低下はすぐには止められない以上、インフレ率がレンジの下限に達する前に、政策対

⁴¹ 金利のラグが付いた政策ルールを用いたシミュレーションも行ったが、上記の結論は基本的には変わらなかった。

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i^* + \alpha (\pi_t - \pi^*) + \beta (y_t - y_{t|realtime}^*) + \gamma \Delta y_t$$

ただし、インフレ慣性の不確実性を考慮した場合に、実際の政策に比べ、だけでなく、もう少し引き上げの方が望ましいという結果が追加的に得られた。

応する必要があったと考えられる⁴²。例えば1994年という時点を考えてみると、景気は確かに回復局面に入ったが（図表15）、デフインフレは引続き進行し、CPIは暗黙の下限である0%に近づいていた（図表7）。したがって、円高傾向の持続などインフレ過程の不確実性を重視するならば、94年中に金融緩和を行っておくべきだったという批判はあり得よう。ただ、その当時意識されていたのは、主に円高の景気へのリスクであり、一般物価のデフレを懸念する議論は殆ど聞かれなかった⁴³。これらを踏まえると、リスク・マネジメントを考える場合にも、どのような不確実性を重視するかは、過去の歴史的な経験に影響され易いという点は十分に意識しておく必要があるように思われる。

5.2. インフレ慣性の不確実性と物価安定のウェイト

インフレ慣性の不確実性が高いほど、政策ルール of インフレ感応度 α を高めることが望ましいという4節の分析結果は、損失関数のウェイトを所与としたうえでの考察であった。しかし、新しいケインズ経済学は、インフレ慣性が不確実な場合には、(18)式の損失関数において、相対的に物価安定のウェイトを高め、つまり、 λ を引き下げて β を高め、政策運営を行うことが望ましいという見方を提示している⁴⁴。こうした考えに従えば、政策ルール of インフレ感応度 α や実質成長率感応度 β について、損失関数のウェイトを固定した場合に比べ、より高めに設定することが望ましいことになる（図表9）⁴⁵。以下では、こうした考え方の背景について、整理しよう。

社会の経済厚生上の損失について、物価変動に伴うコスト・ウェイトを1に

⁴² 詳しくは、インフレーション・ゾーン・ターゲティングについて分析した Orphanides and Wieland(2000)を参照。

⁴³ この点について、例えば地主他(2001)は、「もし1994年に更なる金融緩和措置がとられていたとするならば、1995年3月の異常なまでの円高を防ぐことにつながっただけでなく、その後の景気回復もより力強いものとなっていた可能性を否定できない」として、公定歩合が据え置かれたことを批判している。しかし、これはあくまで2001年時点の回顧的な議論である。

⁴⁴ Kimura and Kurozumi(2003)や Walsh(2005)を参照。

⁴⁵ 金利スミージングのウェイト β を下げた場合には、政策ルールの実質成長率感応度 β のみならず、GDPギャップ感応度 γ も引き上げてよい。しかし、4.3.の分析で明らかにしたように、 β を高めることは、GDPギャップの計測誤差に対して脆弱であることに注意が必要である。

基準化する前の損失の絶対水準は次式で表せる。

$$\Omega_{\pi}Var[\pi_t - \pi^*] + \Omega_yVar[y_t - y_t^*] + \Omega_iVar[\Delta i_t] \quad (22)$$

(18)式の損失関数との相対ウェイトとは、次の関係がある。

$$\chi = \Omega_y / \Omega_{\pi}, \quad \delta = \Omega_i / \Omega_{\pi} \quad (23)$$

物価変動に伴う経済厚生上のコストは $\Omega_{\pi}Var[\pi_t - \pi^*]$ で表せるが、このコスト・パラメータ Ω_{π} は、インフレ慣性を規定するパラメータ θ と密接な関係にある⁴⁶。(10)式のフィリップス曲線は、フォワード・ルッキングな期待形成のもとで限界費用をベースに価格を設定する企業群と、過去のインフレ率にスライドさせて価格を設定する企業群の存在を前提としている。後者の企業群の割合を ω ($0 \leq \omega \leq 1$)とすると、この割合 ω が高くなればなるほど、前者の企業群との相対価格の歪みが長期にわたって続くことで、物価変動のコスト・パラメータ Ω_{π} が増加すると同時に、インフレの慣性が強まり、フィリップス曲線のパラメータ θ は大きくなる。つまり、インフレ慣性 θ の根源は、過去のインフレ率にスライドさせて価格を設定する企業群の存在であり、インフレ慣性について不確実であるということは、中央銀行が、これら企業群のウェイト ω について正しい知識を有していないことに起因する。そして、このウェイト ω が不確実である場合、中央銀行は、インフレ慣性 θ の不確実性と物価変動のコスト・パラメータ Ω_{π} の不確実性の両方に直面することになる。

物価変動のコスト・パラメータ Ω_{π} は、ウェイト ω の非線形関数で表されことが知られており、したがって、ウェイト ω の不確実性の度合いが強まるほど、 Ω_{π} の期待値は非線形的に上昇する。つまり、ベイジアン・アプローチの観点からすると、インフレ慣性の不確実性に直面した中央銀行は、物価変動に伴う経済厚生上のロスが拡大しやすいと考えて、物価安定をより重視した(18)式の χ や δ を引き下げた政策運営を行うことが望ましい。同様に、ミニマックス・アプローチの観点でも、過去のインフレ率にスライドさせて価格を設定する企業群の割合 ω が高い時に、物価変動のコスト・パラメータ Ω_{π} が高くなるため、このケースを最大損失と認識し、物価安定を最優先した政策を行うことが

⁴⁶ 詳しくは、木村・藤原・黒住(2005)を参照。

望ましいということになる。

6. カウンター・ファクチュアル・シミュレーション

最後に、1990年代前半に、実際の政策よりも積極的な金融緩和を行っていたら、経済の姿はどう変わっていたかシミュレーションを実施する。具体的には、インフレ慣性の不確実性を重視し、相対的に物価安定のウェイトを高めたすなわち、(18)式の損失関数のウェイト λ と δ を引き下げた政策運営のシミュレーションを行う。図表9において、 $\lambda = 1.0$ と $\delta = 0.0$ の最適パラメータの組合せを参考にして、以下の政策ルールを採用する⁴⁷。

$$i_t = \text{Max}[0, i^* + 2.5(\pi_t - \pi^*) + 0.5(y_t - y_{t, \text{realtime}}^*) + 0.5\Delta y_t] \quad (24)$$

これは、実際の日銀の政策運営である(20)式の政策ルールと比べると、インフレ感応度 λ と実質成長率感応度 δ を高めたルールである。なお、(24)式は、シミュレーション期間中のゼロ金利制約を考慮して、*Max* 関数を用いている。

景気の山である1991年1Qを発射台にシミュレーションを行った結果を、図表16に示した。(24)式に基づいて政策対応を行っていれば、1993年上期から1995年上期にかけての名目短期金利を、最大で1%程度さらに引き下げるといふ積極的な金融緩和を行っていたことになる。この結果、同期間のGDPギャップのマイナス幅(デフレギャップ)は縮小し、CPIも実際よりは0.2%程度上振れていたとみられる。そして、その後、90年代後半になって、インフレの慣性効果から、上振れ幅を徐々に拡大させていく姿となる。

しかし、バブル崩壊によるストック調整圧力やバランスシート調整圧力は大きく、積極的な金融緩和によっても、デフレギャップを目立って解消させるには至っていない。(これら2つの調整圧力は、JEMでは、(11)式のIS曲線上の負の需要ショック $\mu_t < 0$ として捉えられている。)同様に、97年末に発生した金融システムショックに端を発したクレジット・クランチの影響も大きく、98年中のデフレギャップは依然かなり残ったままとなっている。この結果、CPI

⁴⁷ ただし、インフレ目標値 π^* については、0~2%のゾーン・ターゲティングの中心値である1%に設定した。

は、積極的な政策対応のもとでも、再び2000年にはマイナスの領域に突入している。

以上のシミュレーション結果を踏まえると、バブル崩壊以降、より積極的な政策対応を行っていけば、インフレ率や実質成長率をある程度下支えすることができていたと考えられるが、その効果は限定的であり、早めの金融緩和だけで、90年代の長期停滞という全体像を変えることはできなかったと考えられる⁴⁸。

7. 最後に

1990年代の日本経済の長期停滞を巡って、様々な論争がこれまで繰り広げられてきた。長期停滞の原因について、大きく分けると、供給サイドの潜在成長率の鈍化によるという見方と、需要不足のために経済の潜在成長力を生かしきれなかったという2つの見方がある。本稿は、の需要不足が原因であるとする具体例として、多くの論者によって主張された「90年代前半の金融緩和の遅れが主因である」という見方について検討した。

分析によると、政策乗数や需要ショックの持続性に関する不確実性を重視した場合、当時の日銀の政策はほぼ最適であったが、インフレ過程の不確実性を重視した場合には、必ずしも最適とは言えず、より積極的な政策対応を行うことが望ましかったという結果が得られた。90年代後半以降、日本経済がデフレ状態に陥った事実を踏まえると、日銀は90年代前半に、インフレ過程の不確実性をより重視し、早めの金融緩和を行っておくべきだったということに関しては、否定し難いように思われる。しかし、カウンター・ファクチュアル・シミュ

⁴⁸ 川崎・青木(2004)も、日本経済のマクロ計量モデルを用いたシミュレーションを行い、同様の結論を導出している。

なお、冒頭で紹介したとおり、Ahearne et al.(2002)は、90年代前半に、実際よりも金利を2.5%恒常的に引き下げていたらデフレを回避できたという結果を導出している。実際、JEMを用いたシミュレーションでも、2.5%の外生的な金利引き下げを長期間にわたって実施すれば、デフレを回避し得たことが確認できる。しかし、2.5%もの引き下げは、図表9のいかなる最適ルールからも導き得ないほど非現実的な設定といえる。もちろん、この点に関しては、ゼロ金利制約を考慮した場合には、下方のショックに対して、早期かつ大胆に金利を引き下げることが望ましいという指摘もあり得よう(Kato and Nishiyama(2005))。ゼロ金利制約を考慮しつつ、経済構造の不確実性にどのように政策対応すべきかは興味深いことであるが、これは、本稿の研究範囲を越えており、今後の研究課題としたい。

ュレーションによれば、積極的な金融緩和が実施されていた場合でも、長期停滞という全体像が変わっていたわけではなかったという結果も同時に得られた。つまり、金融緩和の遅れが、長期停滞の主因であるという見方は適切ではなく、需要・供給の両サイドの要因に加え、不良債権問題など銀行機能の低下などの要因が複合的に絡み、長期停滞をもたらしたと考えるのが妥当であるように思われる。

最後に、本稿の分析から得られるインプリケーションとして、最大リスクがどこにあるのかという政策判断が、リスクマネジメントにおいて極めて重要な分かれ目になるということを指摘しておきたい。本稿の分析は、90年代前半において、日銀が政策乗数の不確実性よりもインフレ過程の不確実性を重視すべきであったことを示しているが、今後将来にわたっていつ何時においても、前者よりも後者の方が最大リスクであるとは限らない。リアルタイムに、かつ正しく、最大リスクの定量評価を行っていくには、景気判断においてどのような工夫が必要か、今後検討していくことが望まれる。

参考文献

- 岡田靖・飯田泰之、「金融政策の失敗が招いた長期停滞」、浜田宏一・堀内昭義編『論争：日本の経済危機 長期停滞の真因を解明する』日本経済新聞社、2004年
- 翁邦雄・白塚重典、「資産価格バブル、物価の安定と金融政策：日本の経験」、『金融研究』第21巻第1号、日本銀行金融研究所、2002年、71-105頁
- 川崎研一・青木大樹、「マクロ計量モデルによる歴史的シミュレーション：1990年代の金融政策の効果」、浜田宏一・原田泰編『長期不況の理論と実証』東洋経済新報社、2004年
- 木村武・藤原一平・黒住卓司、「社会の経済厚生と金融政策の目的」、『日銀レビュー』、2005-J-9、2005年
- 地主俊樹・黒木祥弘・宮尾龍蔵、「1980年代後半以降の日本の金融政策：政策対応の遅れとその理由」、三木谷良一、アダム・S・ポーゼン編、清水啓典監訳『日本の金融危機 米国の経験と日本への教訓』東洋経済新報社、2001年
- 才田友美・高川泉・西崎健司・肥後雅博、「小売物価統計調査を用いた価格粘着性の計測」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、06-J-02、2006年
- 白塚重典・田口博雄・森成城、「日本におけるバブル崩壊後の調整に対する政策対応 中間報告」、『金融研究』第19巻第4号、日本銀行金融研究所、2000年、87-143頁
- 田中英敬・木村武、「Vector Error Correction Modelを用いた物価の決定メカニズムに関する実証分析」、調査統計局ワーキングペーパーシリーズ、98-10、日本銀行調査統計局、1998年
- 野口旭・岡田靖、「金融政策の機能停止はなぜ生じたのか」、岩田規久男・宮川努編『失われた10年の真因は何か』東洋経済新報社、2003年
- 浜田宏一、「経済学の無理解が深化させた平成不況」、浜田宏一・堀内昭義編『論争：日本の経済危機 長期停滞の真因を解明する』日本経済新聞社、2004年
- 武藤一郎・木村武、「不確実性下の金融政策」、『日銀レビュー』、2005-J-17、2005年
- Ahearne, A., J. Gagnon, J. Haltmaier, S. Kamin, C. Erceg, J. Faust, L. Guerrieri, C. Hemphill, L. Kole, J. Roush, J. Rogers, N. Sheets, and J. Wright, "Preventing Deflation: Lessons from Japan's Experience in the 1990s," Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers Number 729, 2002.
- Angeloni, I., G. Coenen and F. Smets, "Persistence, the Transmission Mechanism and Robust Monetary Policy," Working Paper No.250, European Central Bank, 2003.
- Bernanke, B. and M. Gertler, "Monetary Policy and Asset Price Volatility," in Achieving Price Stability, Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, Fourth Quarter, 1999, pp. 77-128.
- Blinder, A., *Central Banking in Theory and Practice*, MIT Press, Cambridge, Mass, 1998.
- Brainard, W., "Uncertainty and the Effectiveness of Policy," *American Economic Review*, 57(2), 1967, pp. 411-425.
- Calvo, G. A., "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12, 1983, pp. 383-398.
- Erceg, C. J. and A. T. Levin, "Optimal Monetary Policy with Durable and Non-durable Goods," Working Paper, 179, European Central Bank, 2002.

- Fujiwara, I., N. Hara, Y. Hirose and Y. Teranishi, "The Japanese Economic Model," *Monetary and Economic Studies*, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 23(2), 2005, pp. 61-142.
- Greenspan, A., "Monetary Policy under Uncertainty," Remarks at a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, August 29, 2003.
- Giannoni, M., "Robust Optimal Monetary Policy in a Forward-Looking Model with Parameter and Shock Uncertainty," Working paper, Federal Reserve Bank of New York, 2001a.
- Giannoni, M., "Optimal Interest-Rate Rules in a Forward-Looking Model, and Inflation Stabilization versus Price-Level Stabilization," Working paper, Federal Reserve Bank of New York, 2001b.
- Giannoni, M., "Does Model Uncertainty Justify Caution? Robust Optimal Monetary Policy in a Forward-Looking Model," *Macroeconomic Dynamics*, 6(1), 2002, pp. 111-144.
- Goodfriend, M., "Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 34, 1991, pp. 7-30.
- Goodhart, C., "Central Bankers and Uncertainty," *Bank of England Quarterly Bulletin*, February 1999, pp. 102-114.
- Hansen, L. P. and T. J. Sargent, "Robust Control of Forward-Looking Model," *Journal of Monetary Economics*, 50, 2003, pp. 581-604.
- Kato, R. and S. Nishiyama, "Optimal Monetary Policy When Interest Rates are Bounded at Zero," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29, 2005, pp. 97-133.
- Kimura, T. and T. Kurozumi, "Optimal Monetary Policy in a Micro-Founded Model with Parameter Uncertainty," Board of Governors of the Federal Reserve System, FEDS Working Paper 03-67, 2003. (forthcoming, *Journal of Economic Dynamics and Control*.)
- Kimura, T. and T. Kurozumi, "Effectiveness of History-Dependent Monetary Policy," *Journal of the Japanese and International Economies*, 18, 2004, pp. 330-361.
- McCallum, B. T., "Japanese Monetary Policy," mimeo, 2001.
- Meese, R. and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of Seventies: Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economics*, 14, 1983, pp. 3-24.
- Onatski, A. and J. H. Stock, "Robust Monetary Policy under Model Uncertainty in a Small Model of the U.S. Economy," *Macroeconomic Dynamics*, 6(1), 2002, pp. 85-110.
- Orphanides, A., "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data," *American Economic Review*, 91(4), 2001, pp. 964-985.
- Orphanides, A., "The Quest for Prosperity without Inflation," *Journal of Monetary Economics*, 50, 2003, pp. 633-663.
- Orphanides, A., R. D. Porter, D. Reifshneider, R. Tetlow, and F. Finan, "Errors in the Output Gap and the Design of Monetary Policy," Working paper, Board of Governors of the Federal Reserve System Washington, D.C., 1999.
- Orphanides, A. and V. Wieland, "Inflation Zone Targeting," *European Economic Review*, 44(7), 2000, pp. 1351-1387.
- Roberts, J. M., "New Keynesian Economics and the Phillips Curve," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27(4), 1995, pp. 975-984.
- Rudebusch, G., "Is the FED Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World," *Review of Economics and Statistics*, 83(2), 2001, pp. 203-217.
- Rudebusch, G., "Assessing the Lucas Critique in Monetary Policy Models," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(2), 2005, pp. 245-272.

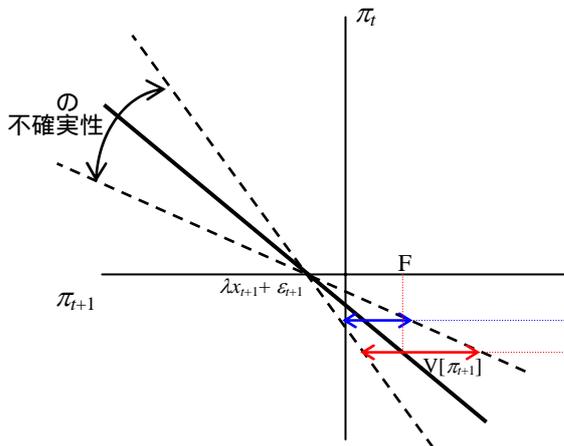
- Sargent, T. J., "Comment," in John B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 1999, pp. 144-154.
- Söderström, U., "Monetary Policy with Uncertain Parameters," *Scandinavian Journal of Economics*, 104, 2000, pp. 125-145.
- Stock, J. H., "Comment," in John B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 1999, pp. 253-259.
- Taylor, J. B., "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts," *Journal of Political Economy*, 88, 1980, pp. 1-23.
- Taylor, J. B., "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 1993, pp. 195-214.
- Taylor, J. B., "Low Inflation, Deflation, and Policies for Future Price Stability," *Monetary and Economic Studies*, 19 (S-1), Bank of Japan, 2001, pp. 35-51.
- Walsh, C. E., "Endogenous Objectives and the Evaluation of Targeting Rules for Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52(5), pp. 889-911.
- Watanabe, T., "Output Gap and Inflation: the Case of Japan," *Monetary Policy and the Inflation Process*, Conference Papers, 4, Bank for International Settlements, 1997.
- Williams, J. C., "Robust Estimation and Monetary Policy with Unobserved Structural Change," FRBSF Working Paper, 2004.

(図表 1)

動学モデルにおけるパラメータの不確実性と政策対応

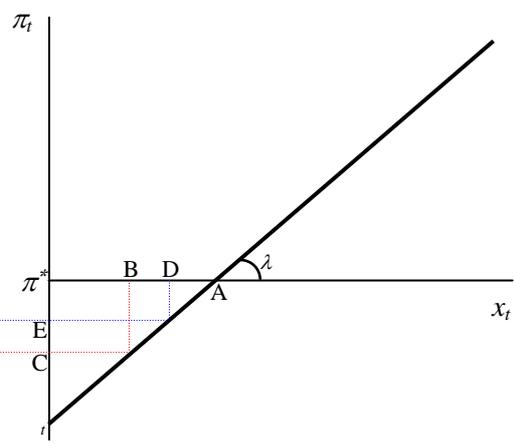
今期のインフレ率 π_t (縦軸) と来期のインフレ率 π_{t+1} (横軸) の関係

$$\pi_{t+1} = \theta\pi_t + \lambda x_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$$

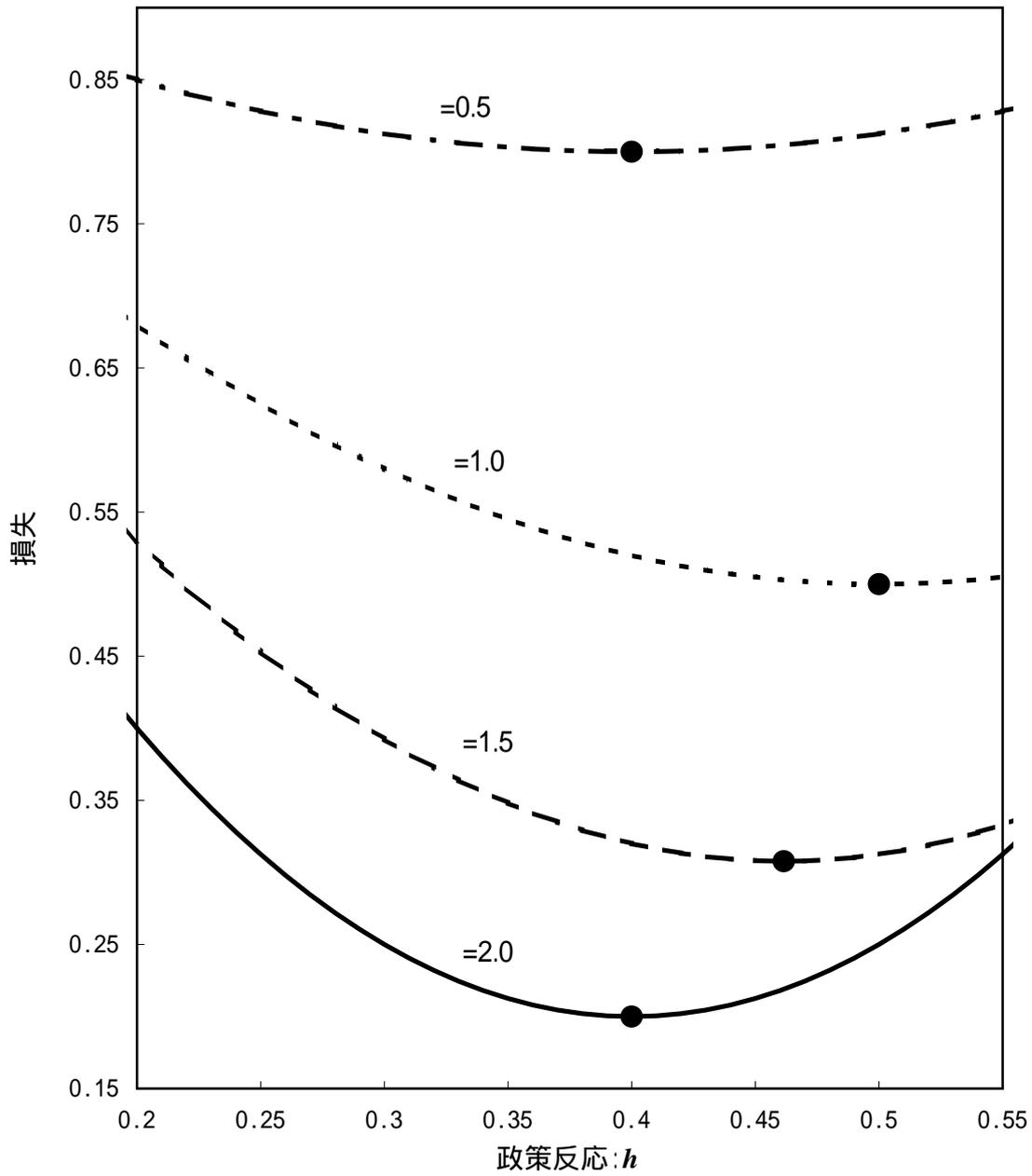


今期のインフレ率 π_t (縦軸) と今期の GDP ギャップ x_t (横軸) の関係

$$\pi_t = \lambda x_t + \varepsilon_t$$

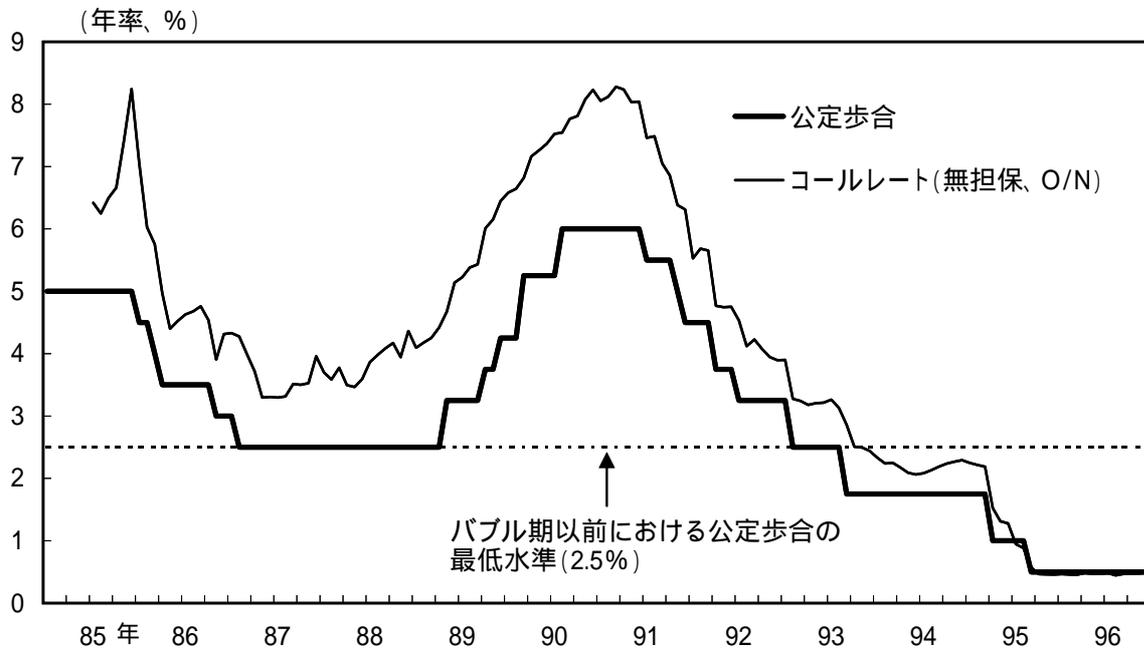


ミニマックス・アプローチ

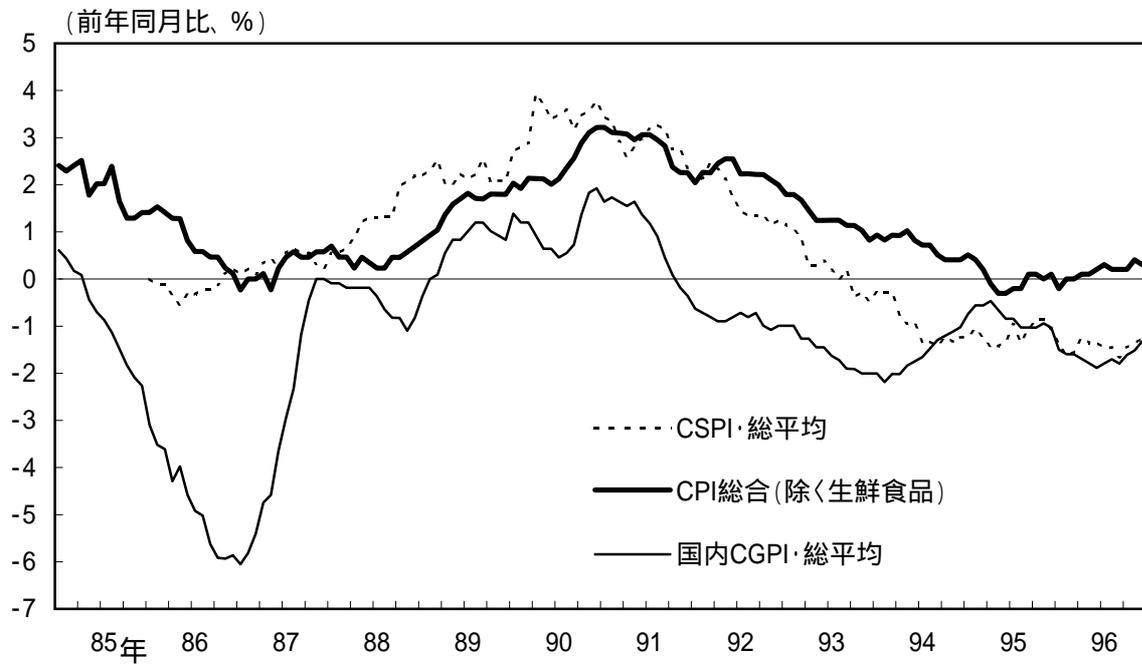


(注) 印は、各パラメータ に対して、損失を最小にするポイントを示す。

政策金利の推移



物価指数の推移



(注) 89/4月以降は消費税率引き上げの影響を除いている。

(図表5)

為替レートの推移



(図表 6)

バブル崩壊期における日本銀行の物価に対する評価 対外公表された情勢判断資料からの抜粋

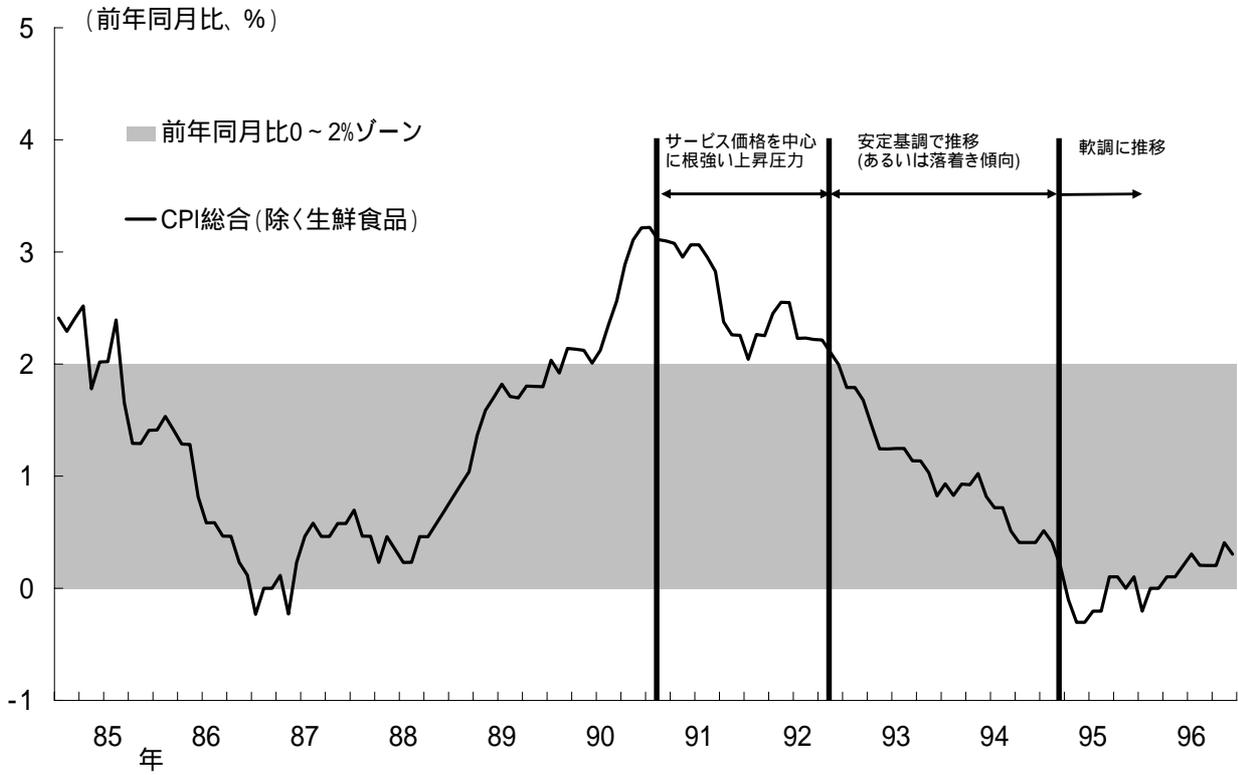
	現状	展望
1991年1月	物価面をみると、これまでの落ち着き基調が大きく損なわれるには至っていないが、石油関連品目に加え生鮮食品等の値上がりもあって、国内卸売物価、消費者物価ともに足元やや 上昇率を高めている 。	原油情勢と為替相場の安定を前提とし、かつインフレ心理の落ち着きが確保される限り、景気拡大テンポの緩やかなスローダウンが予想される中、物価上昇率がさらに加速する情勢にはないとみられるが、需給状況を映じた人件費コスト上昇などの 物価上昇圧力の高まりを考えると 、物価情勢については、 先行きも注意が怠れない 状況にあるものと思われる。
1991年4月	物価面をみると、これまでの落ち着き基調が大きく損なわれるには至っていないが、 需給引締まりの下で、諸コストの上昇を製品・サービス価格に転嫁する動きが幅広く見られる 。	物価動向については、石油関連製品の価格低下は予想されるとしても、需給環境等を反映して人件費や物流費などのコスト上昇を背景とする 物価上昇圧力が根強いものと見込まれ 、引続き注意を怠れない状況にある。
1991年7月	物価面をみると、国内卸売物価は、石油・同関連製品の値下がり等から過去数ヶ月騰勢が鈍化しており、 消費者物価も依然前年比水準は高いものの、上昇テンポはやや鈍化するなど、全体として騰勢が幾分か鈍化しつつある 。	物価の先行きを展望すると、卸売物価は、景気の減速に伴い製品・労働需給の引締まり度合いが幾分後退するとみられるため、為替相場や国際商品市況が安定的に推移するとすれば、徐々に安定につながっていくものと期待できる。また、消費者物価についても、一般工業製品価格が落ち着いていくことなどから、先行き騰勢は緩やかに鈍化していくものと期待される。もっとも、景気の減速テンポが緩やかであり、資源のフル稼働に近い状況が続くだけに、 価格引上げの動きが広範化するリスクが潜在している点には留意する必要がある 。
1991年10月	物価面では、卸売物価は安定基調で推移しているが、 消費者物価はサービス価格を中心に下げ渋り気味に推移している 。	物価面を展望すると、需給の緩和を背景に卸売物価は安定基調の持続が期待されるが、 消費者物価については、サービス価格を中心にその安定化テンポは緩やかなものにとどまる可能性があり、なお注意を要しよう 。
1992年1月	物価面では、 消費者物価については、サービス価格の根強い上昇が続く など、なお課題を残してはいるが、国内卸売物価は一段と落ち着いた推移をしめしており、全体として落ち着き傾向がより確かなものとなりつつある。	物価面を展望すると卸売物価は需要の緩やかな足取りや海外商品市況の安定から今後も落ち着いた基調が維持されるものと期待される。工業製品価格の落ち着きは、 消費者物価にも好影響を及ぼすとみられるが、タイトな労働需給が続く中で、サービス価格には引続き上昇圧力が加わり続けるものとみられる 。
1992年4月	一方物価面では、国内卸売物価は一段と落ち着き傾向が明確化しており、 消費者物価についても、サービス価格には引続き根強い上昇圧力が残存しているもの の、卸売物価の安定化を反映した一般商品の騰勢鈍化から一頃に比べ上昇率は低下をみている。	物価面を展望すると、卸売物価は海外商品市況の安定や国内需給の緩やかな足取りを反映して今後とも落ち着いた推移が見込まれる。 消費者物価についても、公共性料金の上昇率がやや高まる可能性があるが、卸売物価の安定が引続き一般商品に好影響を及ぼすと考えられるため、当面全体として上昇率が高まる可能性は少ないものと期待される 。ただし、 労働需給が総じてタイトな状況下、サービス価格にはなお根強い上昇圧力が残ろう 。
1992年7月	物価面では、国内卸売物価が落ち着き基調で推移しているほか、 消費者物価についても、サービス価格にはやや高止まり傾向がうかがわれるが、一般商品の騰勢鈍化から、ならしてみれば上昇率は緩やかな低下傾向にある 。	物価面をみると、最終需要、生産が回復に向かった後も、製品・労働需給が急速に引締まるといった事態は考え難く、 国内卸売物価、消費者物価とも、当面安定基調で推移するとみられる 。
1992年10月	物価面では、国内卸売物価が落ち着き基調で推移しているほか、 消費者物価についても、サービス価格には目立った低下がみられないが、一般商品の騰勢鈍化から、全体として上昇率は緩やかに低下している 。	物価面をみると、製品・労働需給に当が目立った引締まりが生ずるとは考えにくく、 国内卸売物価、消費者物価とも、安定基調で推移するものとみられる 。
1993年1月	物価面では、国内卸売物が弱含みで推移しているほか、 消費者物価についても、これまで高止まり傾向にあったサービス価格上昇率が低下の兆しがみられるなど、落ち着き傾向が明確化している 。	物価面をみると、製品・労働需給に目立った引締まりが生ずることは考え難く、 国内卸売物価、消費者物価とも、安定基調で推移することが見込まれる 。
1993年4月	物価面では、国内卸売物価が弱含みで推移しているほか、 消費者物価についても、昨年中高止まっていたサービス価格の上昇率が幾分か低下しつつあるなど、安定の度を強めている 。	物価面をみると、製品・労働需給に当が目立った引締まりが生ずることはないと思われ、 国内卸売物価、消費者物価とも、安定基調で推移することが見込まれる 。

(図表 6 続き)

1993 年 7 月	物価面では、国内卸売物価が引続き軟調裡に推移しているほか、消費者物価についても、商品、サービス価格とも上昇率が低下している。	物価面をみると、製品・労働需給に当面急速な引締めりが生ずることはないと思われるうえ、円高の物価安定効果もあって、国内卸売物価、消費者物価とも、安定基調で推移すると見込まれる。
1993 年 10 月	物価面では、国内卸売物価が弱含みで推移し、企業向けサービス価格も着き傾向にある。また、消費者物価についても、生鮮食品が天候不順の影響から 7 月以降上昇しているものの、基調的には落ち着いている。	物価面をみると、製品・労働需給とも引緩みの状態で推移すると見込まれるほか、これまでの円高の影響もあって、国内卸売物価、企業向けサービス価格、消費者物価いずれも安定基調で推移すると見込まれる。
1994 年 1 月	物価面では、国内卸売物価が弱含みで推移しているほか、消費者物価についても、着き傾向が一段と明確化している。	物価面をみると、製品・労働需給は当面引緩んだ状態で推移すると見込まれほか、原油価格の下落等の影響もあって、国内卸売物価は弱含みで、また企業向けサービス価格、消費者物価は安定圏内で推移する見通しである。
1994 年 4 月	物価面では、国内卸売物価が引続き弱含みで推移しているほか、企業向けサービス価格、消費者物価も、落ち着いた動きを示している。	物価情勢をみると、上記の景気展開のもとで、国内卸売物価は着き基調を続け、また、企業向けサービス価格、消費者物価も、安定の度を増すとみられる。
1994 年 7 月	物価面では、国内卸売物価が弱含み基調で推移しているほか、企業向けサービス価格、消費者物価も落ち着いた動きを示している。	物価情勢をみると、総じて安定圏内で推移するが、国内卸売物価は製品の需給緩和が後退するにつれ、今後前年比マイナス幅が縮小していく可能性が高い。消費者物価については、なお幾分伸び率を低下させるとみられる。
1994 年 10 月	物価面では、国内卸売物価、企業向けサービス価格が引続き前年を下回って推移しているほか、消費者物価の上昇率も低下傾向を続けている。	先行きの物価については、需給の引緩みが後退する一方で、生産の回復を背景とする単位労働コストの伸び鈍化に加え、廉価輸入品の増加の影響もあって、総じて安定圏内で推移するとみられる。すなわち、国内卸売物価は本年度下期以降、前年比の低下幅が幾分縮小し、消費者物価(除く生鮮食品)はなお前年比上昇率の低下が続くと見込まれる。
1995 年 1 月	物価面では、国内卸売物価の前年比下落幅がやや縮小する一方、企業向けサービス価格の下落幅は引続き拡大しており、また消費者物価の上昇率は縮小傾向を続けている。	先行きの物価については、国際商品市況が上昇気味ながら、国内の需給ギャップが依然大きく、かつ廉価輸入品の増加の影響もあって、総じて安定圏内で推移するとみられる。すなわち、国内卸売物価は前年比の低下幅が幾分縮小し、消費者物価(除く生鮮食品)も前年比上昇率の低下傾向に歯止めがかかる見通しにある。ただ、流通段階での競争が激しさを増すなかで、国内卸売物価の低下圧力が減退するにもかかわらず、消費者物価は落ち着いた動きを続ける可能性が高い。
1995 年 4 月	物価は引続き軟調に推移している。国内卸売物価は、概ね下げ止まっているが、消費者物価の前年比上昇率は緩やかに低下しているほか、企業向けサービス価格も下落幅を拡大している。	物価は、景気の回復力が弱く、大きな需給ギャップを抱えた状態が続くうえ、円高に伴う輸入価格の下落もあって、引続き軟調に推移するとみられる。すなわち、国内卸売物価は、このところの下げ止まりから、再び下落に向かう可能性が高く、また、消費者物価についても、安値輸入品増加の影響が、「価格破壊」の下で速やかに消費者段階に波及するとみられるため、前年比上昇率はゼロ近傍で推移する見通しである。
1995 年 7 月	物価は軟調を続けている。国内卸売物価は、円高進行が本格化する前まで概ね下げ止まっていたが、その後再び下落に転じている。消費者物価(除く生鮮食品)の前年比は、約 8 年振りにマイナスとなり、企業向けサービス価格も大幅な前年比マイナスが続いている。	物価は、景気の回復力が弱く、大幅な需給ギャップを抱えた状態が続くうえ、円高に伴う輸入価格の低下もあって、引続き軟調に推移するとみられる。すなわち、国内卸売物価は、当面向下基調が続く公算が大きく、消費者物価(除く生鮮食品)についても、安値輸入品増加の影響等から、前年比上昇率は小幅マイナスを続ける見通しである。
1995 年 10 月	物価は、全般に軟調を続けているが、減産や円高修正の影響等から、このところ低下ピッチが幾分鈍化しつつある。すなわち、下落を続けてきた国内卸売物価は、最近では、減産強化や円高修正を反映して、下げ渋りの様相を呈している。消費者物価は(全国・除く生鮮食品)は、4 月以降 5 ヶ月連続で前年比マイナスとなっているが、東京の 9 月(速報)は前年を上回った。	物価は、円高修正や在庫調整の進展に伴う需給改善から、下落基調にある程度歯止めがかかるとみられるが、輸入ベネレーション比率の上昇など構造的な押し下げ圧力も依然根強いだけに、当面は横這いもしくは幾分弱含みで推移するとみられる。

(図表7)

CPIと情勢判断

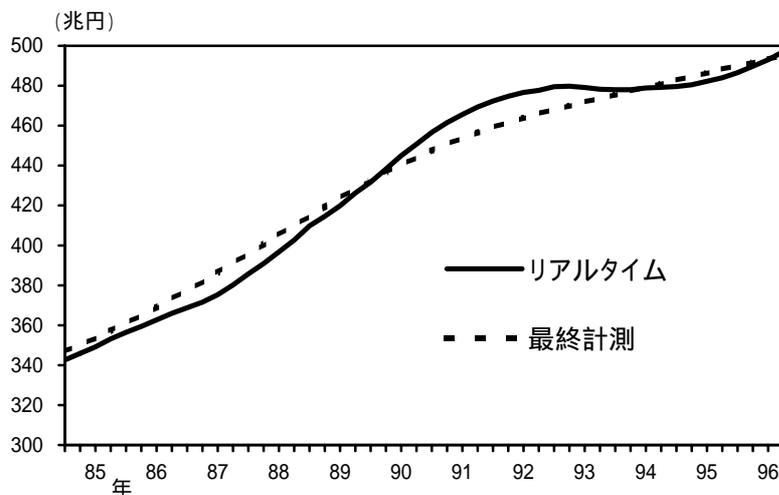


(注) 89/4月以降は消費税率引上げの影響を除いている。

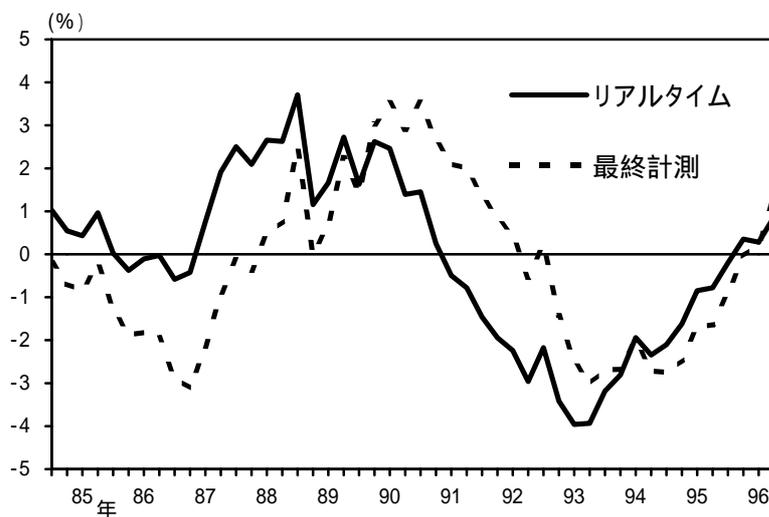
(図表8)

GDPギャップの計測

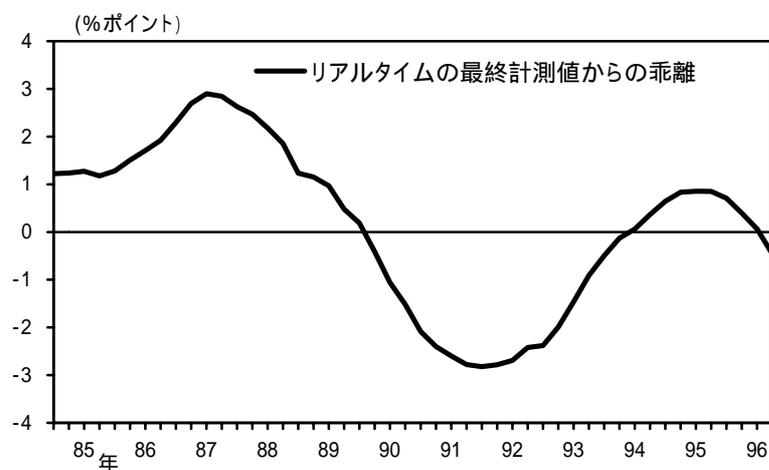
(1) 潜在GDP



(2) GDPギャップ



(3) 計測誤差 ζ_t



不確実性が無い場合のシミュレーション結果

$$Loss = Var[\pi_t - \pi_t^*] + \chi Var[y_t - y_t^*] + \delta Var[\Delta i_t]$$

$$i_t = i^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta(y_t - y_{t|realtime}^*) + \gamma \Delta y_t$$

最適な政策ルールのパラメータセット

	=0.5	=0.0
=0.5	=1.9 =0.0 =0.0	=3.7 =0.0 =0.4
=1.0	=1.8 =0.1 =0.0	=2.7 =0.1 =0.7
=2.0	=1.6 =0.2 =0.1	=2.0 =0.6 =0.9

大 小 小

小 大 大

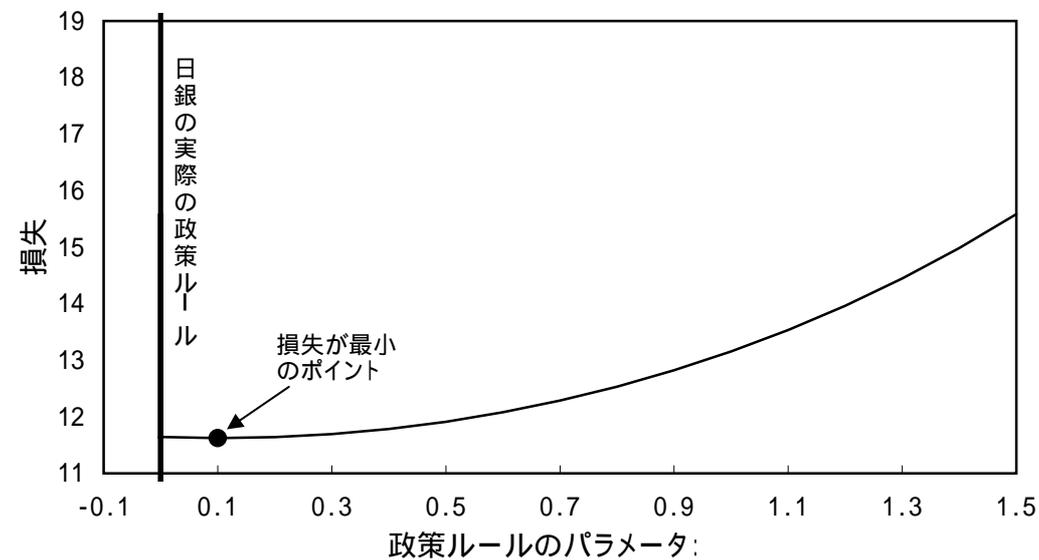
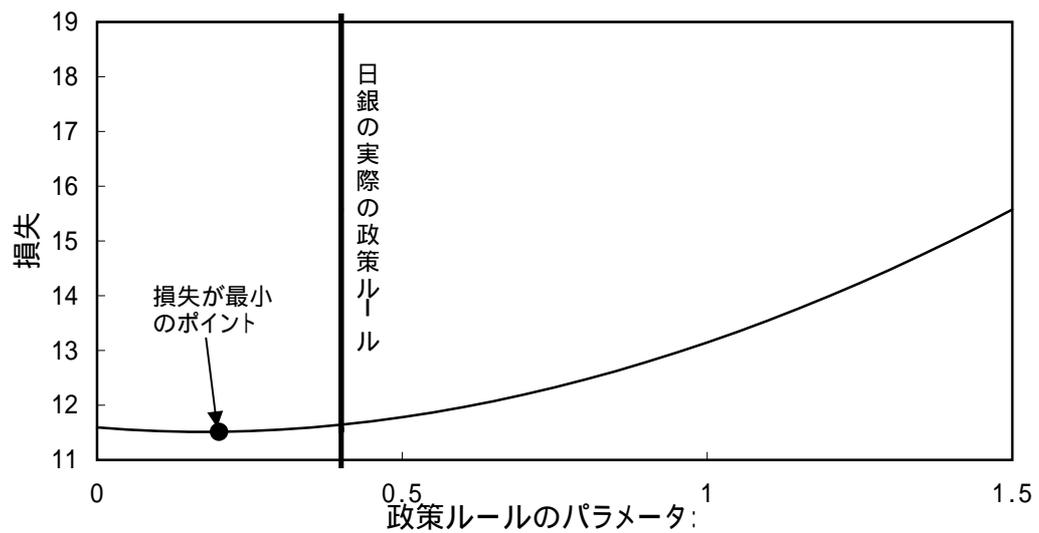
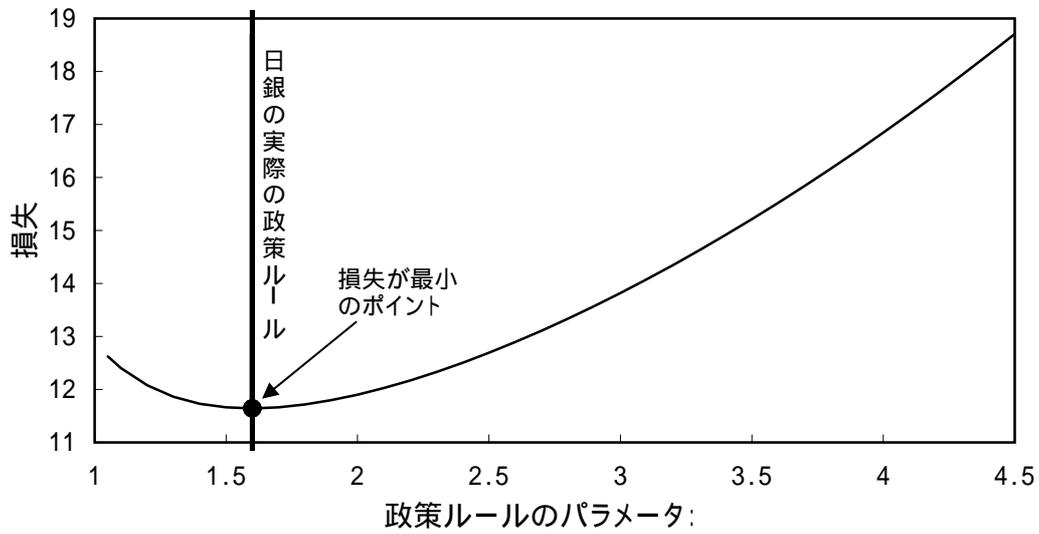
小 、 、 大

日銀の実際の政策ルールとほぼ同じ

$\sigma = 2.0$ & $\rho = 0.5$ における損失と政策ルールのパラメータ

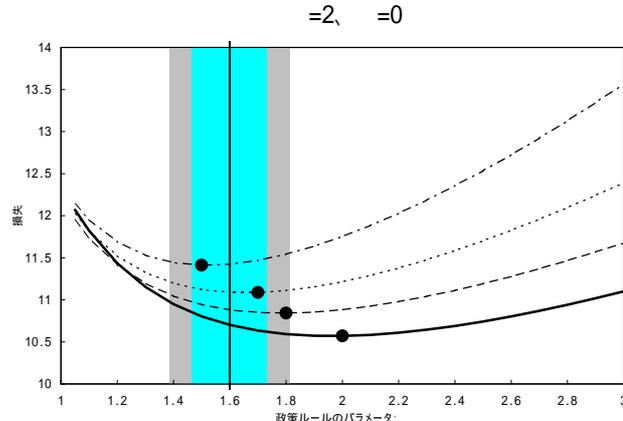
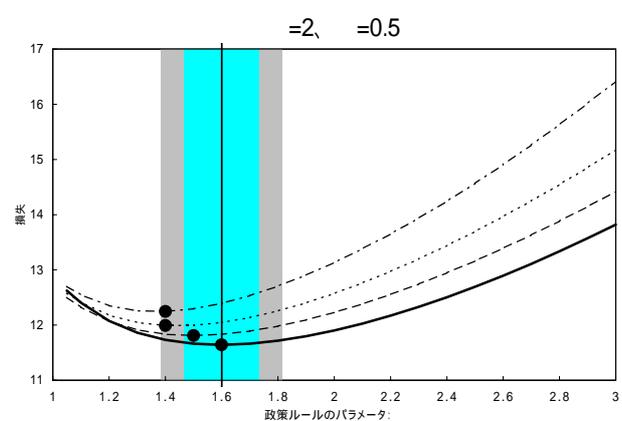
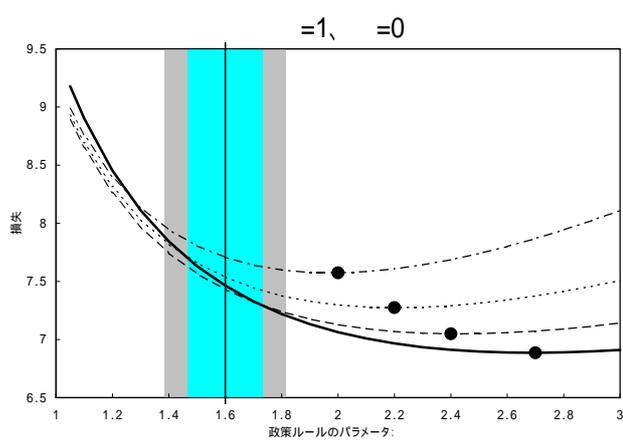
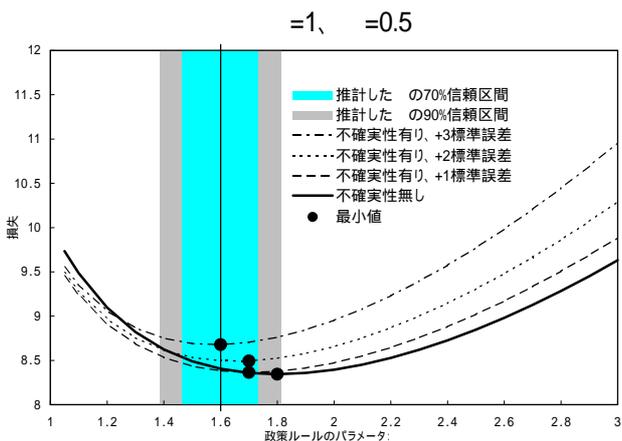
$$Loss = Var[\pi_t - \pi_t^*] + \chi Var[y_t - y_t^*] + \delta Var[\Delta i_t]$$

$$i_t = i^* + \alpha(\pi_t - \pi_t^*) + \beta(y_t - y_{t|realtime}^*) + \gamma \Delta y_t$$

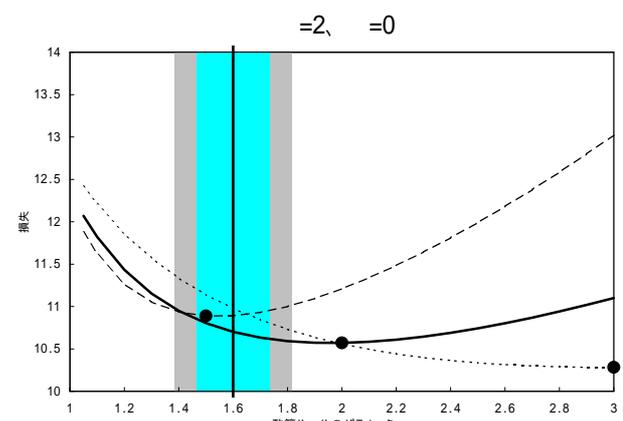
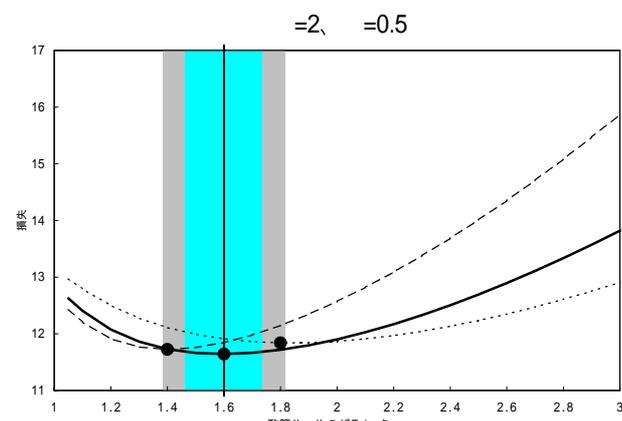
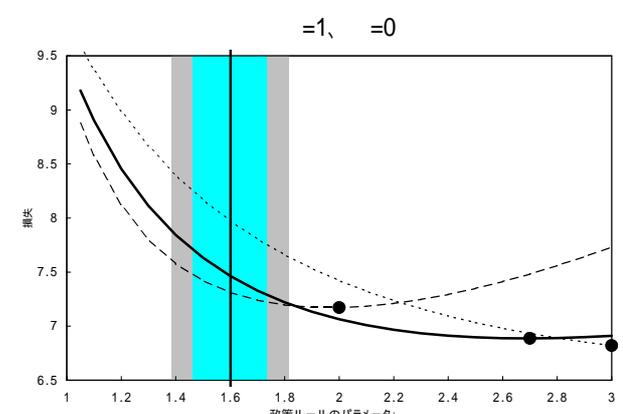
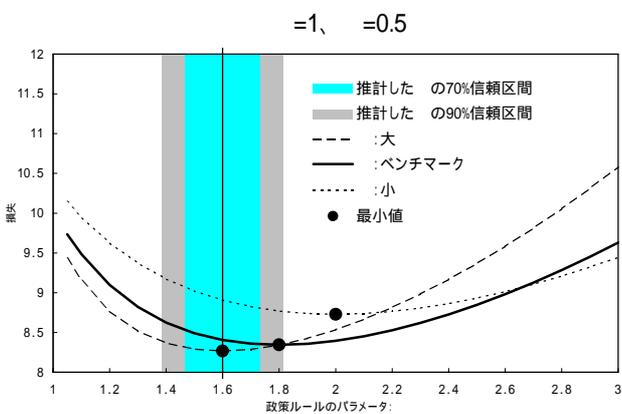


政策乗数 の不確実性と政策金利のインフレ感応度

(1) ベイジアン・アプローチ



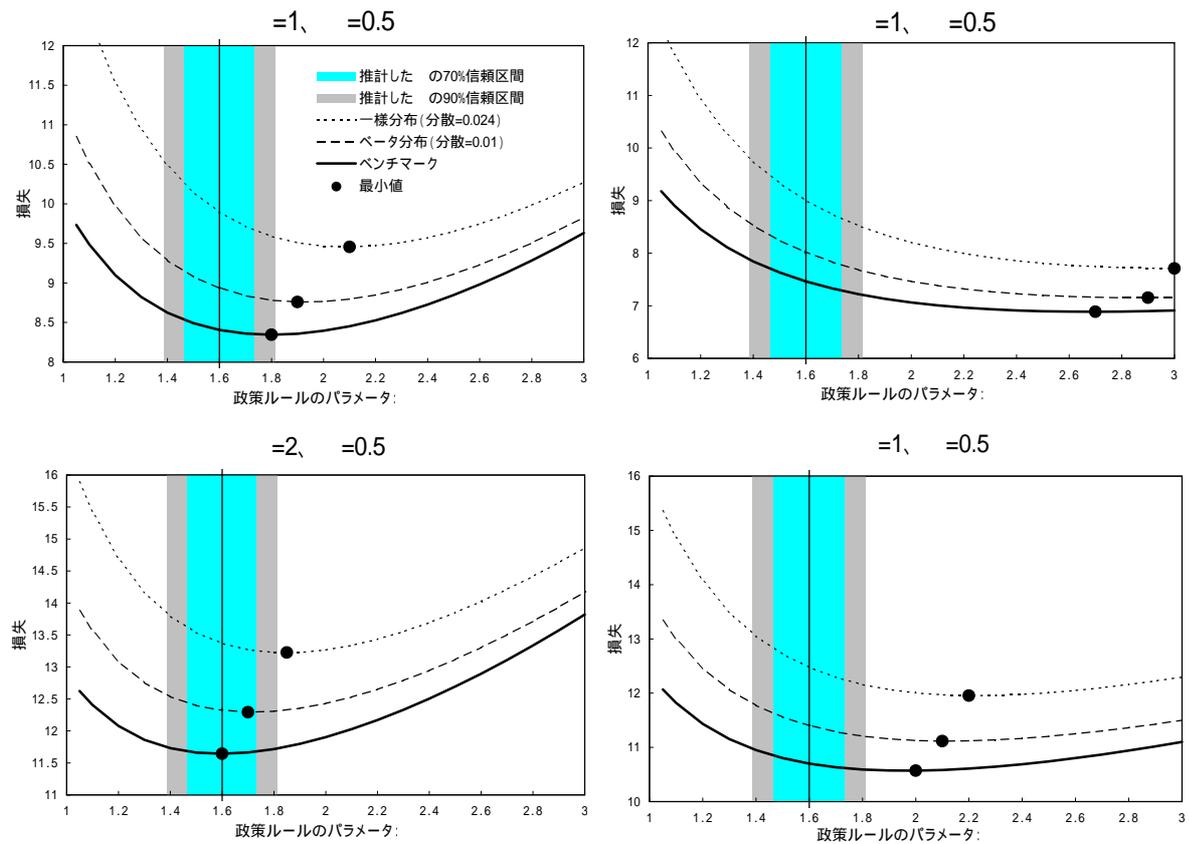
(2) ミニマックス・アプローチ



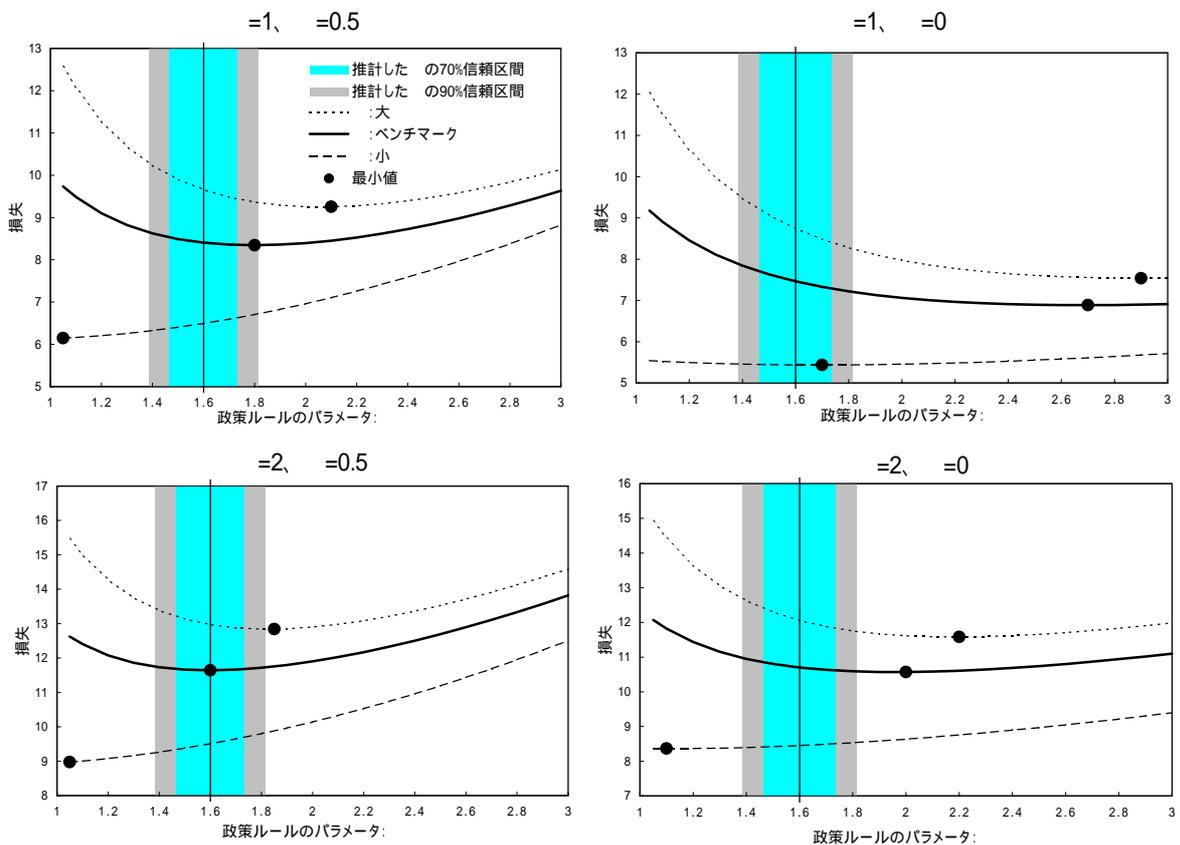
注：「 :大」は、ベンチマークに比べ α が大きく、政策乗数が高いケース（ベンチマーク + 2 標準誤差）。
 「 :小」は、ベンチマークに比べ α が小さく、政策乗数が小さいケース（ベンチマーク - 2 標準誤差）。
 信頼区間の設定は、(20)式で推計したパラメータ α の標準誤差を用いている。

インフレ慣性 の不確実性と政策金利のインフレ感応度

(1) ベイジアン・アプローチ



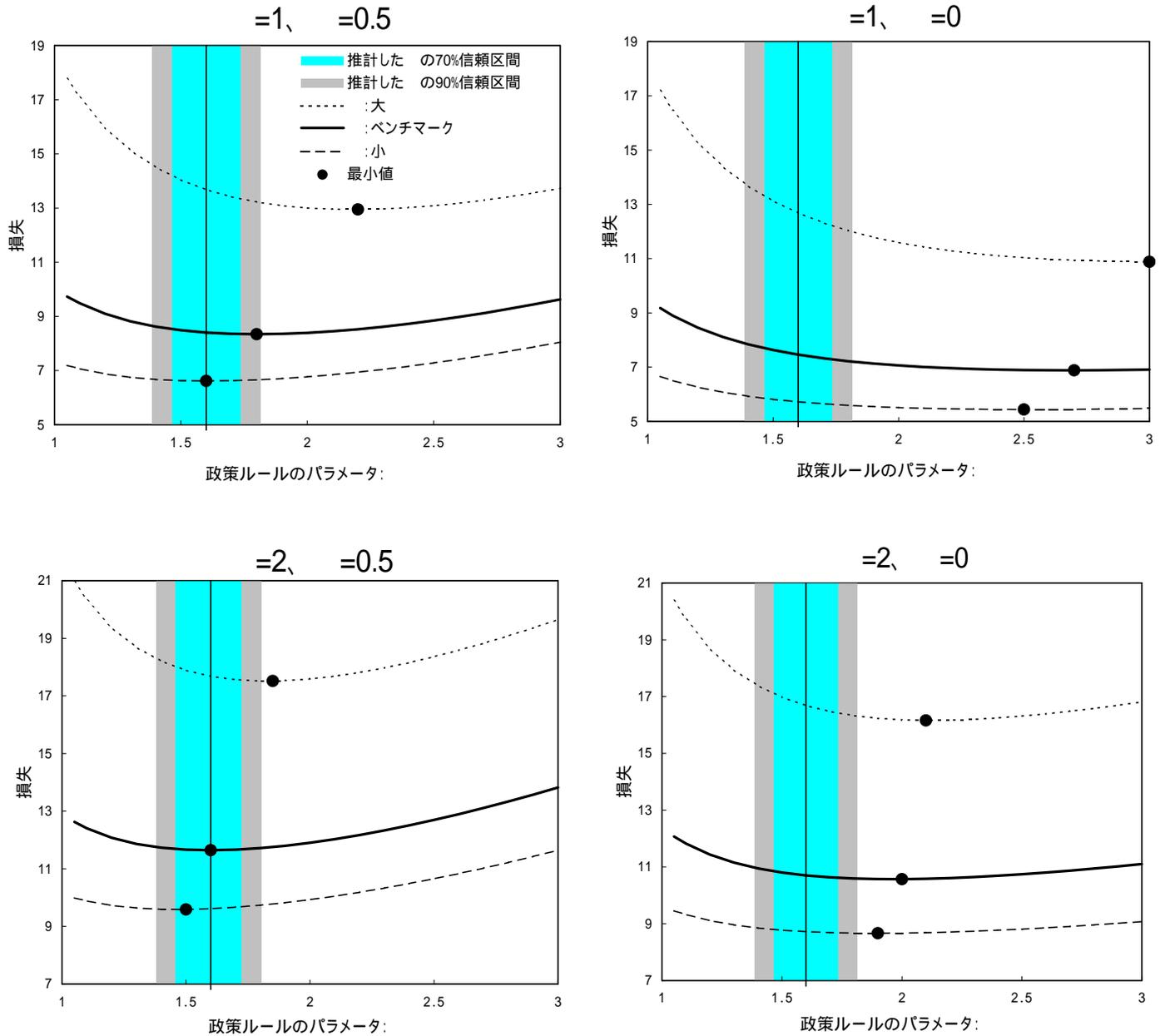
(2) ミニマックス・アプローチ



注：「 :大」は、ベンチマークに比べ α が大きく、インフレの慣性が高いケース ($\alpha=1.0$)。
「 :小」は、ベンチマークに比べ α が小さく、インフレの慣性が低いケース ($\alpha=0.6$)。
信頼区間の設定は、(20)式で推計したパラメータの標準誤差を用いている。

価格ショックの持続性 の不確実性と政策金利のインフレ感応度

ミニマックス・アプローチ

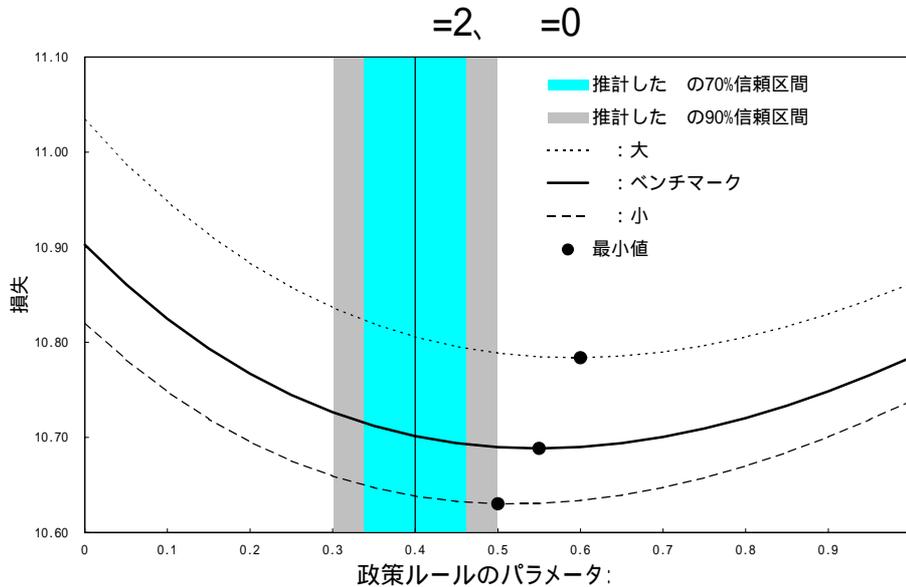


注：「大」は、ベンチマークに比べて大きく、価格ショックの持続性が大きいケース（ベンチマーク + 2 標準誤差）。
「小」は、ベンチマークに比べて小さく、価格ショックの持続性が小さいケース（ベンチマーク - 2 標準誤差）。
信頼区間の設定は、(20)式で推計したパラメータの標準誤差を用いている。

政策金利のGDPギャップ感応度

(1) 需要ショックの持続性 の不確実性と政策対応

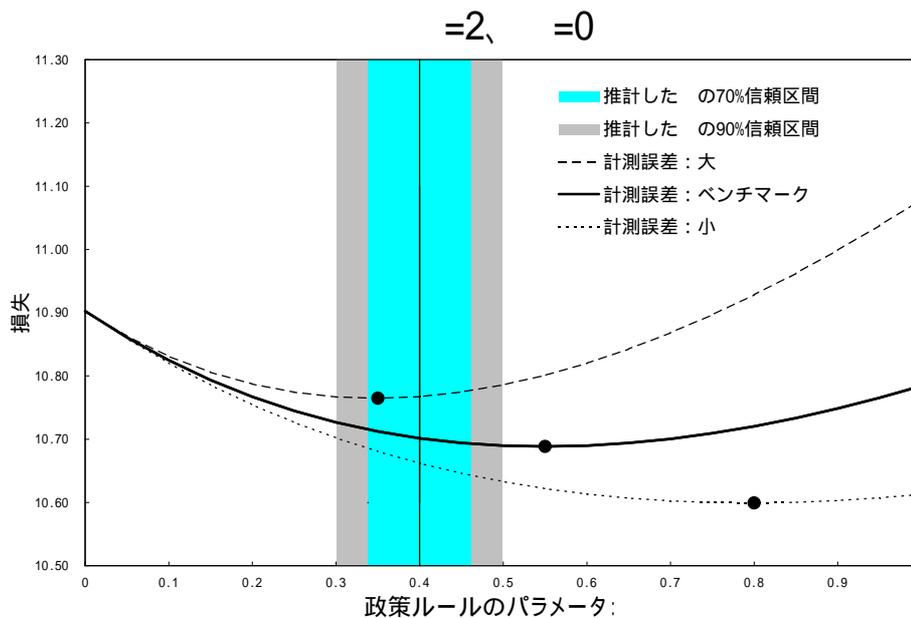
ミニマックス・アプローチ



(注) 「 : 大」は、ベンチマークに比べ ρ が大きく、需要ショックの持続性が大きいケース (ベンチマーク + 2 標準誤差)。
「 : 小」は、ベンチマークに比べ ρ が小さく、需要ショックの持続性が小さいケース (ベンチマーク - 2 標準誤差)。
信頼区間の設定は、(20)式で推計したパラメータ の標準誤差を用いている。

(2) GDPギャップの計測誤差と政策対応

ミニマックス・アプローチ



(注1) 「計測誤差 : ベンチマーク」は、図表8で示した誤差 ϵ_t のプロセスを、1983~2004年までのサンプル期間において、AR(2)モデルによって推計したうえで、確率的にランダムなショックを発生させてシミュレーションを行った。

「計測誤差 : 大」は、推計したAR(2)モデルのホワイトノイズの分散を2倍にして (標準誤差は1.4倍)、シミュレーションを行った。

「計測誤差 : 小」は、推計したAR(2)モデルのホワイトノイズの分散を0.5倍にして (標準誤差は0.7倍)、シミュレーションを行った。

(注2) 信頼区間の設定は、(20)式で推計したパラメータ の標準誤差を用いている。

GDP成長率と景気動向指数C Iの推移

(1) 実質GDP成長率



(2) 景気動向指数C I (一致指数)

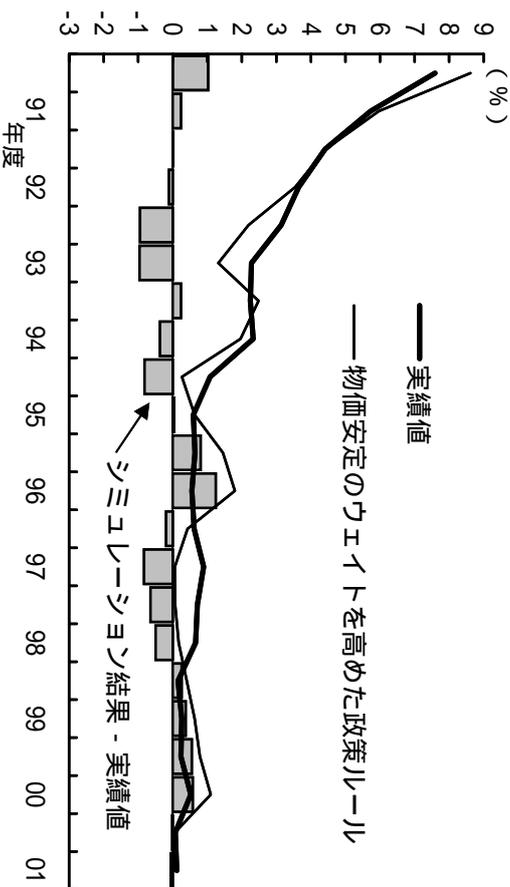


(注) シャドーは景気後退期。

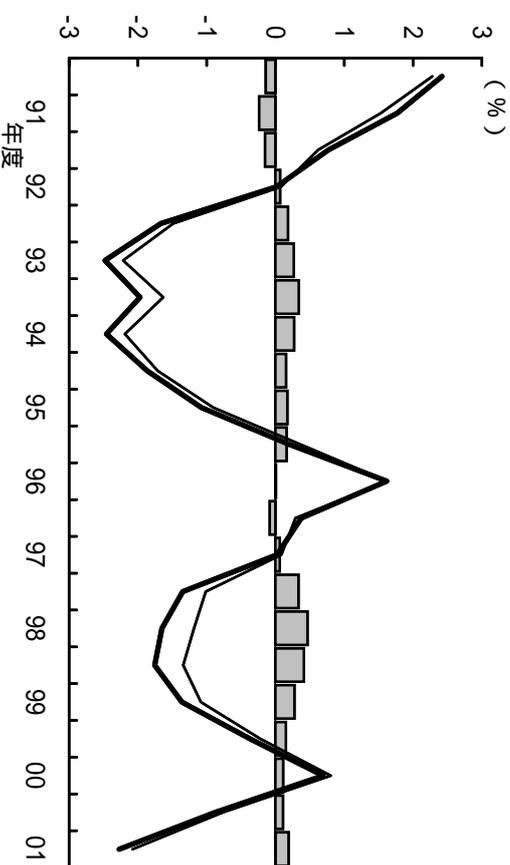
カウンター・フラクチュアル・シミュレーション

(図表16)

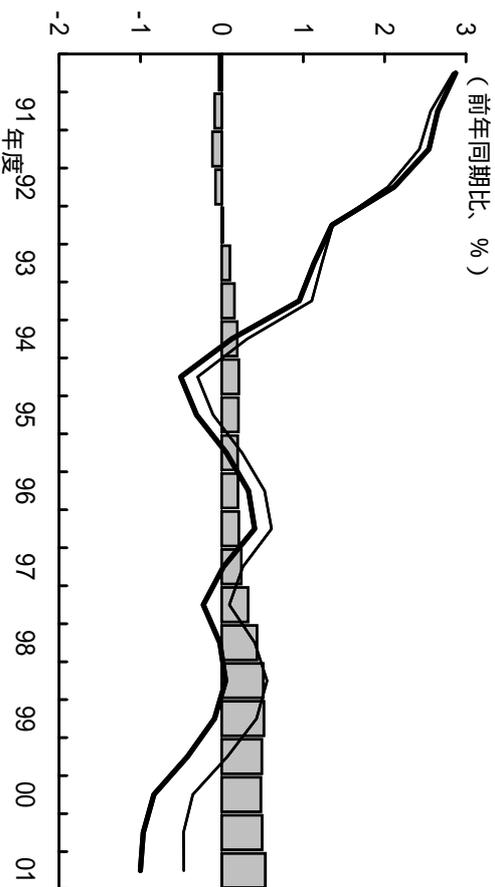
(1) 名目短期金利(3か月)



(2) GDPギャップ



(3) CPI総合(除く生鮮・公共料金)



(4) GDP成長率

