

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

きむら たけし ふじわら いっぺい はら なお こ ひらかた なおひさ わたなべ しんいちろう
木村 武 / 藤原一平 / 原 尚子 / 平形尚久 / 渡邊真一郎

要 旨

本稿は、経済構造が不確実なもと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、当時の日本銀行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 (インフレの慣性) 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、1990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、1990年代前半において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、1990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。本稿を作成するに当たっては、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、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、ならびに匿名のレフェリー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、筆者たち個人に属し、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、すべて筆者たち個人に属する。

木村 武 日本銀行調査統計局企画役 (E-mail: takeshi.kimura@boj.or.jp)
藤原一平 日本銀行金融研究所企画役 (E-mail: ippei.fujiwara@boj.or.jp)
原 尚子 日本銀行調査統計局主査 (E-mail: naoko.hara@boj.or.jp)
平形尚久 日本銀行調査統計局 (現 総務人事局)
渡邊真一郎 日本銀行調査統計局 (E-mail: 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、1990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1975～85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・黒木・宮尾 [2001]）。

いうまでもなく、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1987～92年の米国連邦準備制度（FRB: Federal Reserve Board）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ものではない（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、1975～85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、1994年初、あるいは1995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るとすれば、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、あたかも日本銀行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、現実的なものといえるであろうか。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、そのもとで政策運営を行っていかなくてはならない。当時の日本銀行は、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

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最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]、McCallum [2001]、Taylor [2001] は、1990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。

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、日本銀行が、バブル再燃自体をおそ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さまざまな副作用のリスク　に対して躊躇を感じたとしても、不自然とはいえない。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、「ブレイナードの保守主義」を考慮した場合、当時の日本銀行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うる面がある。

以上の点を踏まえると、1990年代前半における日本銀行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、当時の日本銀行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、インフレの慣性や需要・価格ショックの持続性などに関するさまざまな種類のものがある。そして、日本銀行が、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、日本銀行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うるアプローチは2つある。1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。2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す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。いわば、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) 1990年代前半に对外公表された情勢判断資料によると、日本銀行は、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、日本銀行は、そうした物価に対する判断のもとで、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）の持続的な

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、当時の日本銀行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、日本銀行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1990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くほとんどの期間で、CPIが幅2%のレンジ内に収まってきたという事実のもと、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、1990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、1990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、経済の姿がどう変わっていたかについて、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、1990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。

本稿の構成は次のとおりである。次の2節では、パラメータの不確実性に対する2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。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。4節では、シミュレーションの結果を示す。5節では、1990年代前半における日本銀行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本銀行は物価安定にどのようなウエ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。6節では、1990年代前半において、日本銀行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、インフレ率やGDPギャップはどのように推移したかを検証するため、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、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：2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。

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

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ギャップも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 ($\epsilon_t \in \Omega_t^{CB}$, $\epsilon_{t+j} \notin \Omega_t^{CB}$, $\forall j \geq 1$)。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 ($\theta, \lambda \in \Omega_t^{CB}$) が政策運営にどのような影響を与えるか考えよう⁴。

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

イ．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

3(1)式から明らかのように、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。

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。

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

(4)式から明らかなように、政策乗数であるパラメータ λ が不確実な時には（ $V[\lambda] > 0$ ）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。

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

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、小幅の政策対応にとど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「ブレイナードの保守主義」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。

ロ．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 θ が不確実である状況を考えよう。ただし、既述のとおり、中央銀行は、パラメータ θ 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とおり、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。

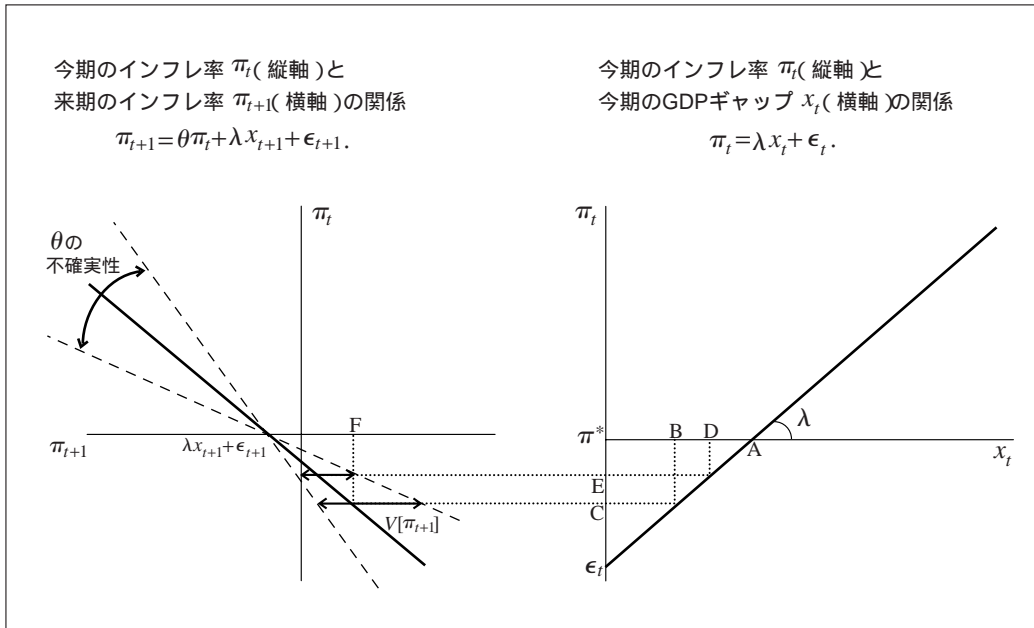
以上の準備のもとで、まず、インフレの慣性 θ に不確実性がない場合の最適政策について、図表1を用いて考えよう。右図は、今期のインフレ率 π_t と今期のGDPギャップ x_t の関係を示しており、左図は、今期のインフレ率 π_t と来期のインフレ率 π_{t+1} の関係を示している。単純化のために、インフレ率の目標値 π^* はゼロ%とする。右図は、輸入物価の下落など負の外生ショックが発生したケースを示している($\epsilon_t < 0$)。輸入物価の下落に対して、インフレ率 π_t を目標値のゼロ%に戻そうとすれば、GDPギャップ x_t を点Aまで拡大させなければならない。しかし、(2)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。このとき、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 θ 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 θ 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、インフレの慣性 θ の不確実性に起因した来期のインフレ率 $V[\pi_{t+1}]$ の分散を表している)。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

5 Söderström [2002] 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。

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



に依存するということである⁶。

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

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小さくしようとすれば、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、不確実性がない状態に比べ、より改善させることが望ましい。右図でいえば、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。

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

6(6)式は、(1)式のフィリップス曲線を一期ずらした式 ($\pi_{t+1} = \theta\pi_t + \lambda x_{t+1} + \epsilon_{t+1}$) 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）を大きく動かせばよいという見方である。しかし、これは、来期のGDPギャップの変動の拡大を意味し、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 [2002] を参照。

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、インフレの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いても、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うることに注意が必要である。

(2) ミニマックス・アプローチ

本節(1)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いえる。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、そうでない問題への準備はおざなりになる。そのため、山が当たるとよ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、予想が当たってよ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

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、本文で説明したとおり、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、ショックの性質いかんにかかわらず成立する。詳しくは、Kimura and Kurozumi [2003] を参照。

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、想定しうる範囲を考える。

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

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時に、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、次のとおりである。

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

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、不確実性がない場合と比べ、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。

イ．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 ($\pi^* - \epsilon$) 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。

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

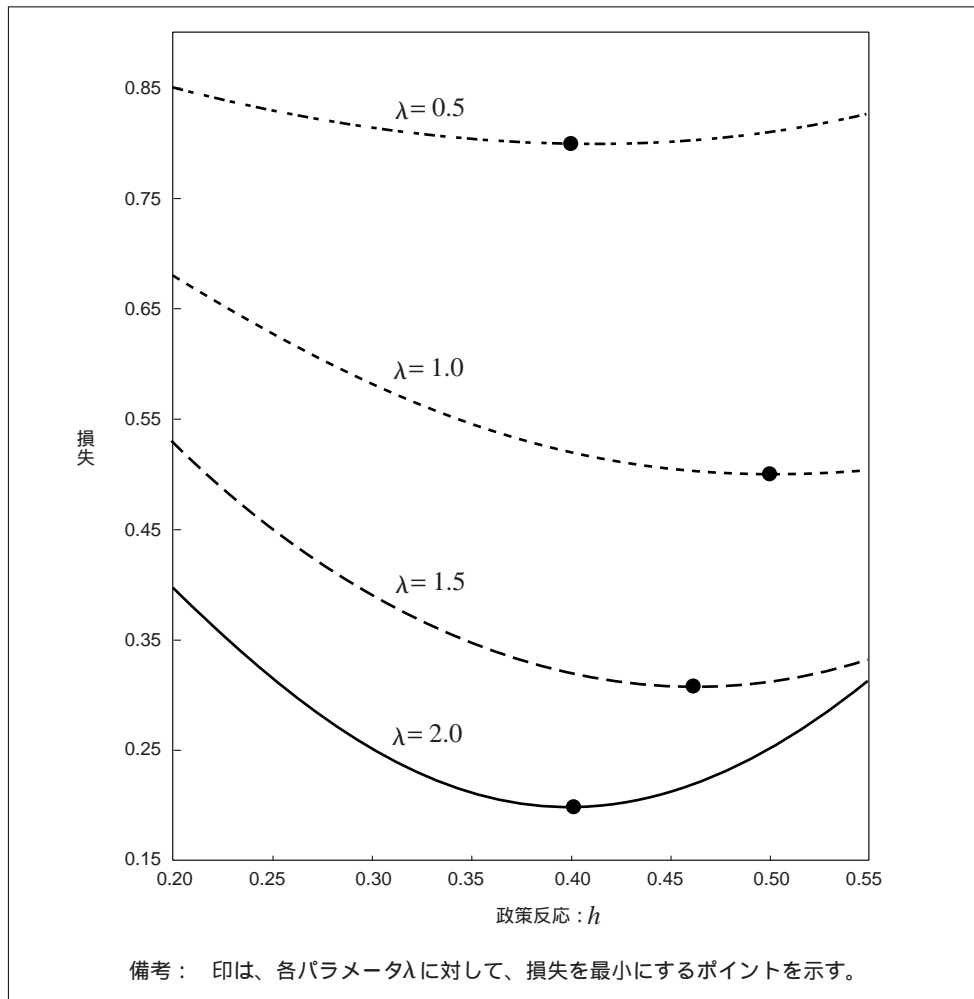
図表2は、所与の傾き λ に対して、政策反応 h の変化が、(3)式の損失をどう変化させるか示したものである(ただし、 $\chi=1$ に設定)。

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。このとき、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であると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。

図表2 ミニマックス・アプローチ



9 Giannoni [2002, 2006] 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 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である。

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。

ロ．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、インフレの慣性について不確実性が高い場合には、とりあ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については、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、将来発生しう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いえる。実際、FRBの前議長であるグリーンズパンは、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

(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、現実の経済が持つさまざま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。これら両式は、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（Fujiwara *et al.* [2005] 参照）。

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

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

.....
11 Angeloni *et al.* [2003] を参照。

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。

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

$$y_t^*|_{\text{realtime}} = y_t^* + \xi_t. \quad (13)$$

i^* は均衡名目金利を表す($i^* = \pi^* + r^*$)、 $y_t^*|_{\text{realtime}}$ 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、 $y_t - y_t^*|_{\text{realtime}}$ 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。 $y_t^*|_{\text{realtime}}$ 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。こうした状況のもとでは、GDPギャップの計測に誤差が発生することになる。

1990年代前半における日本銀行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、当時の日本銀行にとって利用可能でないとりわけ「後知恵」による情報をういて、「日本銀行は本来こうすべきであった」といっても、意味のあることではない。日本銀行が、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高インフレ(いわゆるGreat Inflation)の原因について、FRB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

12 政策ルールに関しては、金利のラグ項を取り入れた分析も行ったが、結果を大きく変えるものではなかった。また、1990年代前半の日本銀行の金融政策を分析した既往研究の多くが金利のラグ項のないテイラー型ルールを分析対象としており、それらとの比較を容易にするためにも、ここでは、ラグ項を導入しない政策ルールに焦点を当てることにした。なお、(12)式の政策ルールにおいて、インフレ率 π_t と実質成長率 Δy_t は前年比を用いている(一方、(10)および(11)式内のインフレ率 π_t は前期比年率を表している)。

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、1990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。

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。上記のとおり、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 β 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1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1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。より具体的には、価格ショックが発生した場合、例えば、輸入物価の下落($\epsilon_t < 0$)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。このときに、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、GDPギャップを上昇した水準で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。

(2) 日本銀行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、1983~95年を推計期間とする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、当時の日本銀行が、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、その意味で日本銀行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、インフレの慣性に関する不確実性、価格ショックの持続性に関する不確実性、需要

14 Orphanides *et al.* [1999] を参照。

15 Giannoni [2000] や Kimura and Kurozumi [2004] を参照。

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。

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。

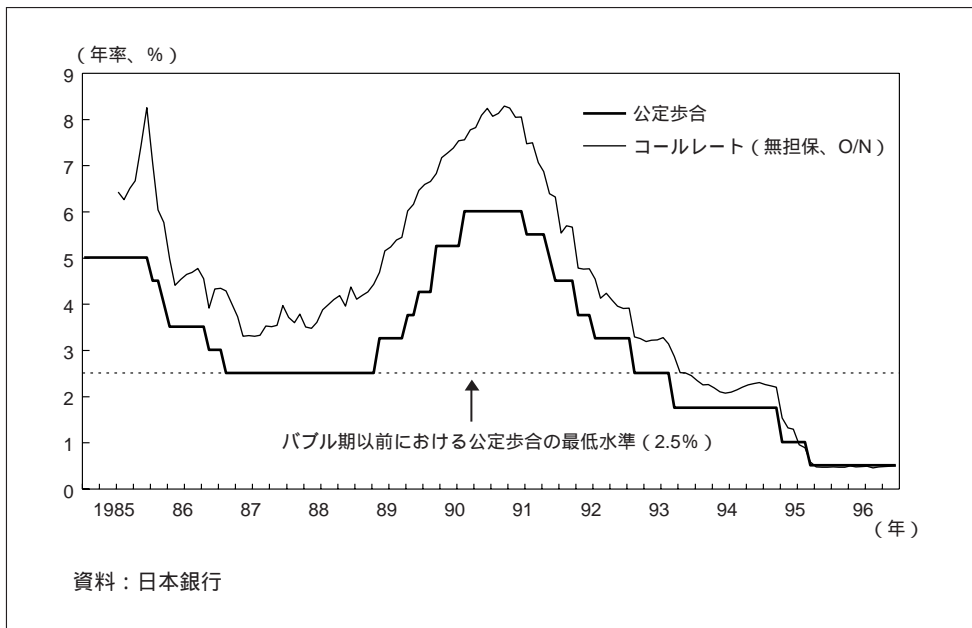
イ．政策乗数の不確実性

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1992～93年当時、日本銀行は、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1987～89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」というほどのものではない(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、バブル発生の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、1980年代後半をも下回るような低金利政策が、仮にバブルの再燃にはつながらないとしても、とくにそれが長期化した場合に、いかなる副作用をもたらさうかについての一定の躊躇があったとしても不自然ではない。その意味で、当時の日本銀行が政策乗数 σ についての不確実性に直面していたという解釈は、比較的自然的なものであると考えられる。

図表3 政策金利の推移



ロ．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 ($0 \leq \theta \leq 1$)。

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

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ならず、(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、当時の日本銀行がパラメータ θ についての不確実性に直面していたというよりも、構造式の全体像そのものについての不確実性に直面してい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)式として表すことが可能である¹⁹。

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

当時から、日本銀行においても、(14)式のパラメータ Θ 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 θ が大きいほど、(14)式の誘導パラメータ Θ も大きいという関係があることから、「当時、パラメータ Θ の推計について日本銀行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

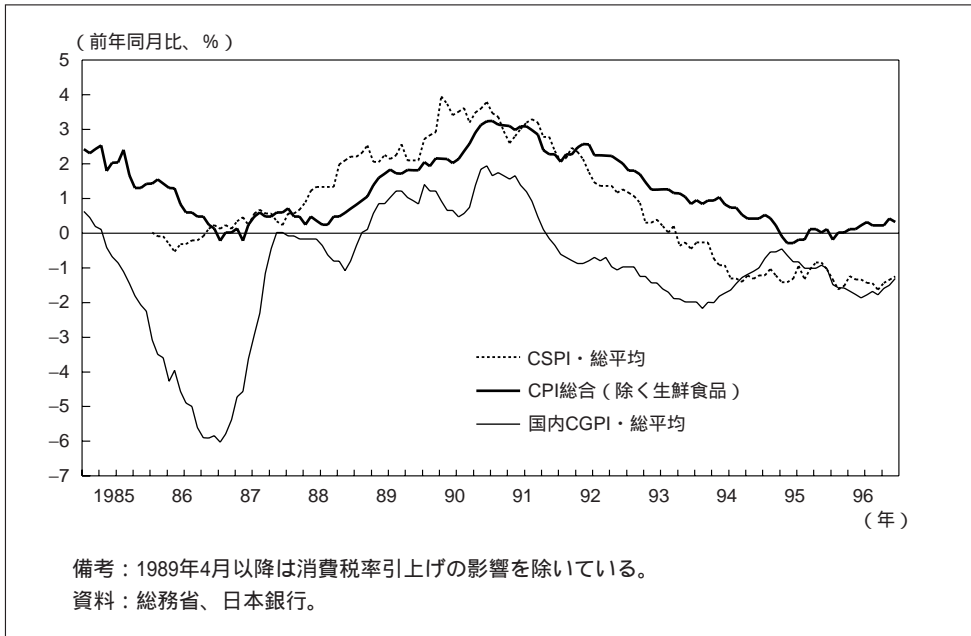
17 詳しくは、Kimura and Kurozumi [2003] を参照。日本の折衷型フィリップス曲線の推計に関しては、Kimura and Kurozumi [2004] を参照。

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。

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 ($\Theta=1$) 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年代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。

図表4 物価指数の推移



ス曲線のパラメータ θ に関して確たる知識を日本銀行は有していなかった」ということになろう。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(物価指数の推移については、図表4を参照)。

八．価格ショックの持続性に関する不確実性

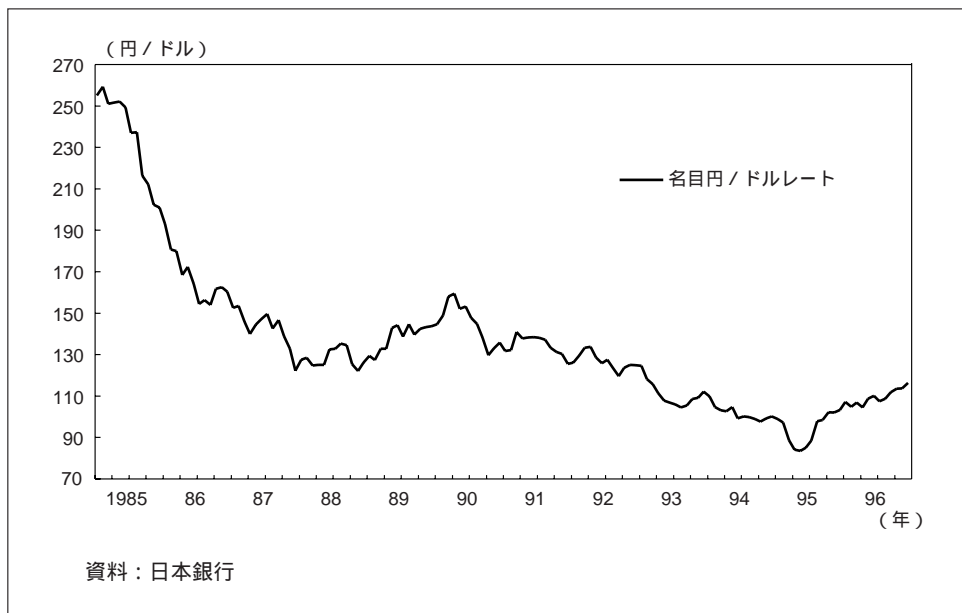
フィリップス曲線上の価格ショックは、次の1次の自己回帰モデルに従っている。ショックの持続性を規定するのは、パラメータ ν である($0 \leq \nu < 1$)。

$$\epsilon_t = \nu \epsilon_{t-1} + \hat{\epsilon}_t \quad (15)$$

$\hat{\epsilon}_t$ 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。1990年代前半は、長期にわたって円高傾向が続いたが(図表5)当時の日本銀行が、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

21 Meese and Rogoff [1983] を参照。

図表5 為替レートの推移



点を踏まえると、日本銀行は、現実にも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。

二．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高いことを意味する。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

22 (15)式において、 $\hat{\epsilon}_t$ 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。したがって、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 ν の不確実性は乗法的な不確実性であるため、確実性等価が成立せず、パラメータ ν 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。

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 α が大きく、負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、当時の日本銀行が、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・田口・森 [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、当時の日本銀行は、需要ショックの持続性を規定するパラメータ α 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) 政策の評価基準

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

$$[\pi_t - \pi^*] + \chi[y_t - y_t^*]. \quad (17)$$

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。

イ．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の、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、そうした経済厚生が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、企業間の価格改定のばらつきが長期に

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

24 木村・藤原・黒住 [2005] によるサーベイを参照。

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、企業間の価格改定のばらつきが長期にわたって続くことがないため、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。

ロ．日本における物価安定のウエイト

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、日本の経済厚生への近似として、 $\chi>1$ 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1990年代前半までの間、バブル末期の1990～91年のごく一時期を除いて、日本のCPI上昇率は0%から2%の狭い幅にほとんど収まっていた。1990年代前半における日本銀行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、当時の日本銀行は、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エ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、当時の日本銀行が、 $\chi>1$ 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いえよう²⁷。

25 詳しくは、Erceg and Levin [2002] を参照。

26 CPIの価格改定タイミングについては、才田ほか [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 π^* 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収めようとする政策運営（いわゆる、ゾーン・ターゲットング）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・ターゲットングを(17)式で近似すれば、物価安定のウエイトは、（インフレ率がゾーンに収まっている範囲では）ポイント・ターゲットングに比べ相対的に低まるという見方に基づいている。

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

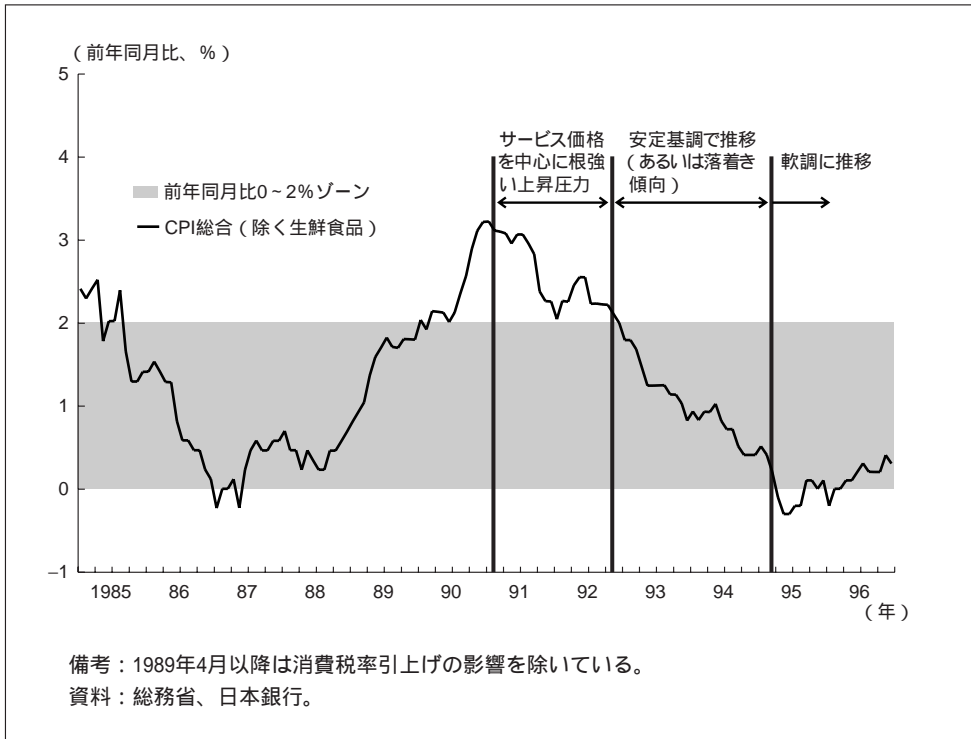
	現状	展望
1991年1月	物価面をみると、これまでの着き基調が大きく損なわれるには至っていないが、石油関連品目に加え生鮮食品等の値上がりもあって、国内卸売物価、消費者物価ともに足元やや上昇率を高めている。	原油情勢と為替相場の安定を前提とし、かつ インフレ心理の着きが確保される限り、景気拡大テンポの緩やかなスローダウンが予想される中、物価上昇率がさらに加速する情勢にはないとみられるが、(上記のような)需給状況を映じた人件費コスト上昇などの物価上昇圧力の高まりを考えると、物価情勢については、 先行きも注意が怠れない状況にあるものと思われる。
1991年4月	物価面をみると、これまでの着き基調が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みられる。	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、(上記のような)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か月騰勢が鈍化しており、 消費者物価も依然前年比の水準は高いものの、上昇テンポはやや鈍化するなど、全体として騰勢が幾分鈍化した 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慢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示しており、全体として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。工業製品価格の着ききは 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	物価面では、国内卸売物価は一段と落ち着いた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ひと ころ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要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、 労働需給が総じてなおタイトな状況下、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いた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いた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・労働需給に当面目立った引締まりが生ずるとは考え難く、 国内卸売物価、消費者物価とも、安定基調で推移するものとみられる。
1993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、これまで高止まり傾向にあったサービス価格の上昇率に低下の兆しがみられるなど、落ち着いた傾向が明確化している。	物価面をみると、製品・労働需給に当面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・労働需給に当面目立った引締まりが生ずることはないとみられ、 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、国内卸売物価が引き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き締め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落ち着き傾向にある。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・労働需給とも引き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、国内卸売物価が引き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 についても、 落ち着き傾向が一段と明確化している。	物価面をみると、製品・労働需給は当面引き緩んだ状態で推移すると見込まれるほか、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、国内卸売物価が引き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、(上記の景気展開の下で、)国内卸売物価は落ち着き基調を続け、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強い。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き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、需給の引き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き続き拡大しており、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中で、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	物価は引き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低下もあって、引き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年ぶ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、引き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、当面下落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の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(全国・除く生鮮食品)は、4月以降5か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、輸入ペネト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、当面は横道いないし幾分弱含みで推移するとみられる。

資料：日本銀行

図表7 CPIと情勢判断



八．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年代前半の日本銀行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。

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、金利スミ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、金利スミ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。

28 なお、物価安定と完全雇用の並列的な目標 (dual mandate) を法律で義務付けられたFRBの金融政策に関しては、多くの研究が $\chi = 1$ をベンチマークとして設定している。

29 Goodfriend [1991] を参照。金利スミージングの目的としては、ほかに、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)。

$$V[\pi_t - \pi^*] + \chi V[y_t - y_t^*] + \delta V[\Delta i_t]. \quad (18)$$

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年代前半の日本銀行は、 $\delta=2$ と $\delta=0.5$ の組合せのもとで、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

(1) 政策ルールの推計結果

日本銀行の実際の政策運営を評価するために、(12)式の政策ルールの推計する。

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

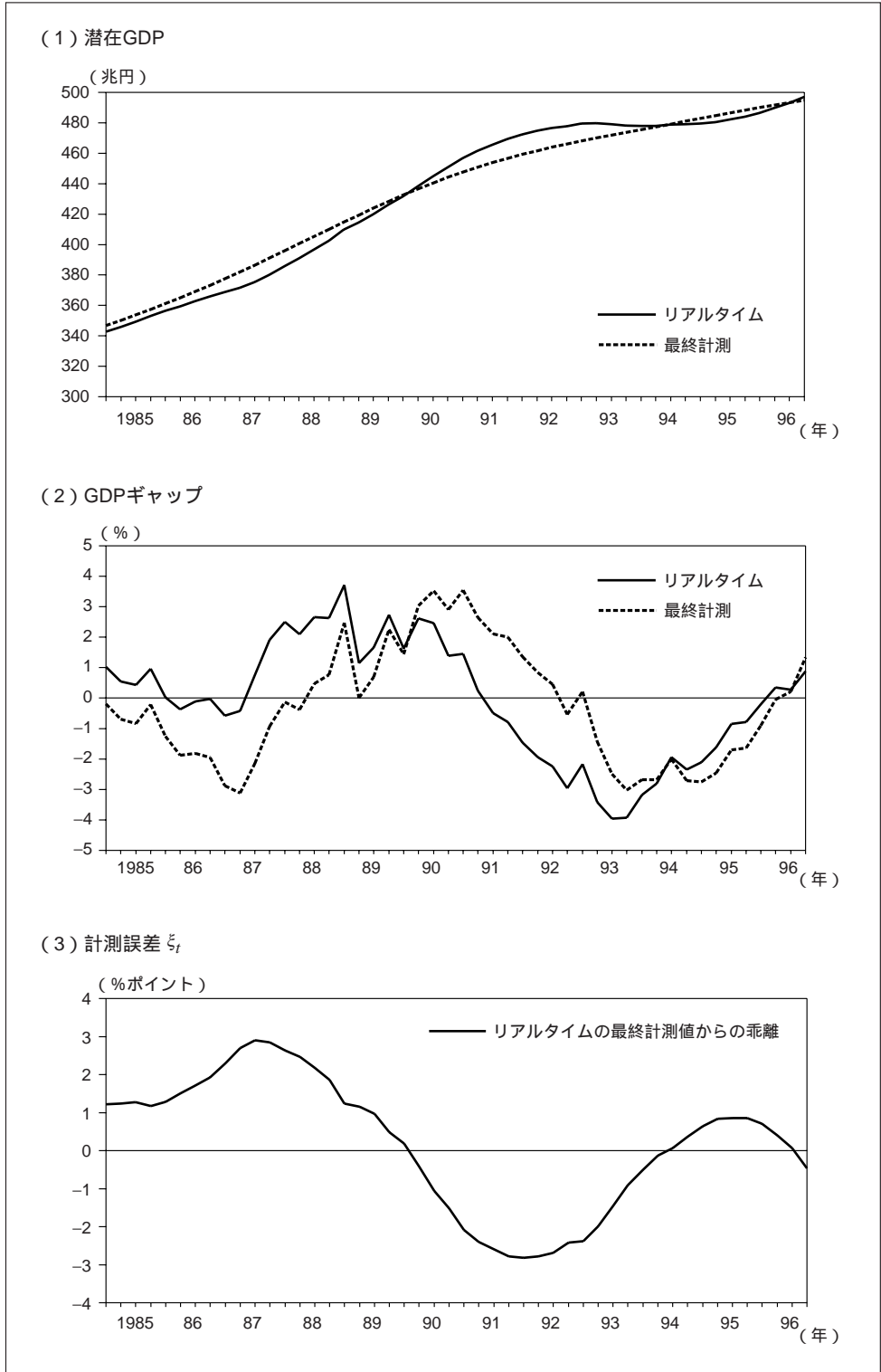
ただし、定数項 c は、 $c = i^* - \alpha \pi^*$ である。推計に用いる説明変数のGDPギャップの推移を図表8に示した。ギャップの計測は、生産関数アプローチに基づいているが、TFPに関しては、ソロー残差にホドリック=プレスコット・フィルタを適用して推計している。図中の「最終計測 ($y_t - y_t^*$)」は、2005年までのソロー残差に同フィルタをかけて計測したものである。一方、「リアルタイムに計測したGDPギャップ ($y_t - y_t^*|_{realtime}$)」は、各時点において利用可能な系列に対して同フィルタをかけて計測したものである。例えば、1991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をかけ直すと、リアルタイムの計測値が大幅に遡及改定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定幅が計測誤差 ξ_t である((13)式参照)。計測誤差の標準偏差は、1986~95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、次のとおりである。推計期間は、1986年第1四半期~95年第4四半期の10年間である。

30 FRBの金融政策を分析した研究では、 $\chi=1$ 、 $\delta=0.5$ 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)。

31 ちなみに、米国におけるGDPギャップの計測誤差の標準偏差は、1980~94年の期間で1.8%、1966~94年で3.8%となっている(Orphanides *et al.* [1999])。

図表8 GDPギャップの計測



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

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

ただし、()内の値は*t*値である(以下、同様)。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。

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

(12.32) (7.05) (11.22)

結果は、オリジナルなテイラー・ルール($(\alpha, \beta) = (1.5, 0.5)$)とほぼ同じ、 $(\alpha, \beta) = (1.6, 0.4)$ というものである。つまり、リアルタイムに計測されたGDPギャップに基づいて、当時の日本銀行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、1990年代前半の日本銀行の政策運営は、 $(\alpha, \beta, \gamma) = (1.6, 0.4, 0.0)$ 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。ただし、(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($y_t - y_t^*|_{\text{realtime}}$)」ではなく、「最終計測($y_t - y_t^*$)」を用いて推計した場合には、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。

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

(3.94) (3.63) (8.33)

このように、(20)式と(21)式の推計結果の違いから明らかとなり、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。

(2) パラメータの不確実性がな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、不確実性がな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

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。

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。

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

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 $\hat{\mu}_t$ 、 $\hat{\epsilon}_t$ を毎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。イノベーションの分散は、1983~95年に基づいて設定している³⁴。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³⁵。

図表9に、シミュレーションの結果を示した。損失関数のウエイトの設定は、 $\chi=(0.5, 1, 2)$ 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1に、損失関数における金利スージングのウエイト δ を高めた場合、政策ルール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。

図表9 パラメータの不確実性がない場合のシミュレーション結果

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

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

最適な政策ルールのパラメータセット

	$\delta = 0.5$	$\delta = 0.0$	
$\chi = 0.5$	$\alpha = 1.9$ $\beta = 0.0$ $\gamma = 0.0$	$\alpha = 3.7$ $\beta = 0.0$ $\gamma = 0.4$	大 小 小
$\chi = 1.0$	$\alpha = 1.8$ $\beta = 0.1$ $\gamma = 0.0$	$\alpha = 2.7$ $\beta = 0.1$ $\gamma = 0.7$	α β γ
$\chi = 2.0$	$\alpha = 1.6$ $\beta = 0.2$ $\gamma = 0.1$	$\alpha = 2.0$ $\beta = 0.6$ $\gamma = 0.9$	小 大 大

小 α, β, γ 大

日銀の実際の政策ルールとほぼ同じ

34 既述のとおり、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。
 35 具体的には、図表8に示した1980年代後半から1990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。

第2に、損失関数におけるGDPギャップの安定性のウエイト 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3に、日本銀行が1990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 $(\alpha, \beta, \gamma)=(1.6, 0.2, 0.1)$ となる。実際の日本銀行の政策運営 ($(\alpha, \beta, \gamma)=(1.6, 0.4, 0.0)$) 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いえる (図表10)³⁶。つまり、パラメータに不確実性がないという前提のもとでは、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。

(3) パラメータの不確実性が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³⁷。

イ．政策乗数の不確実性

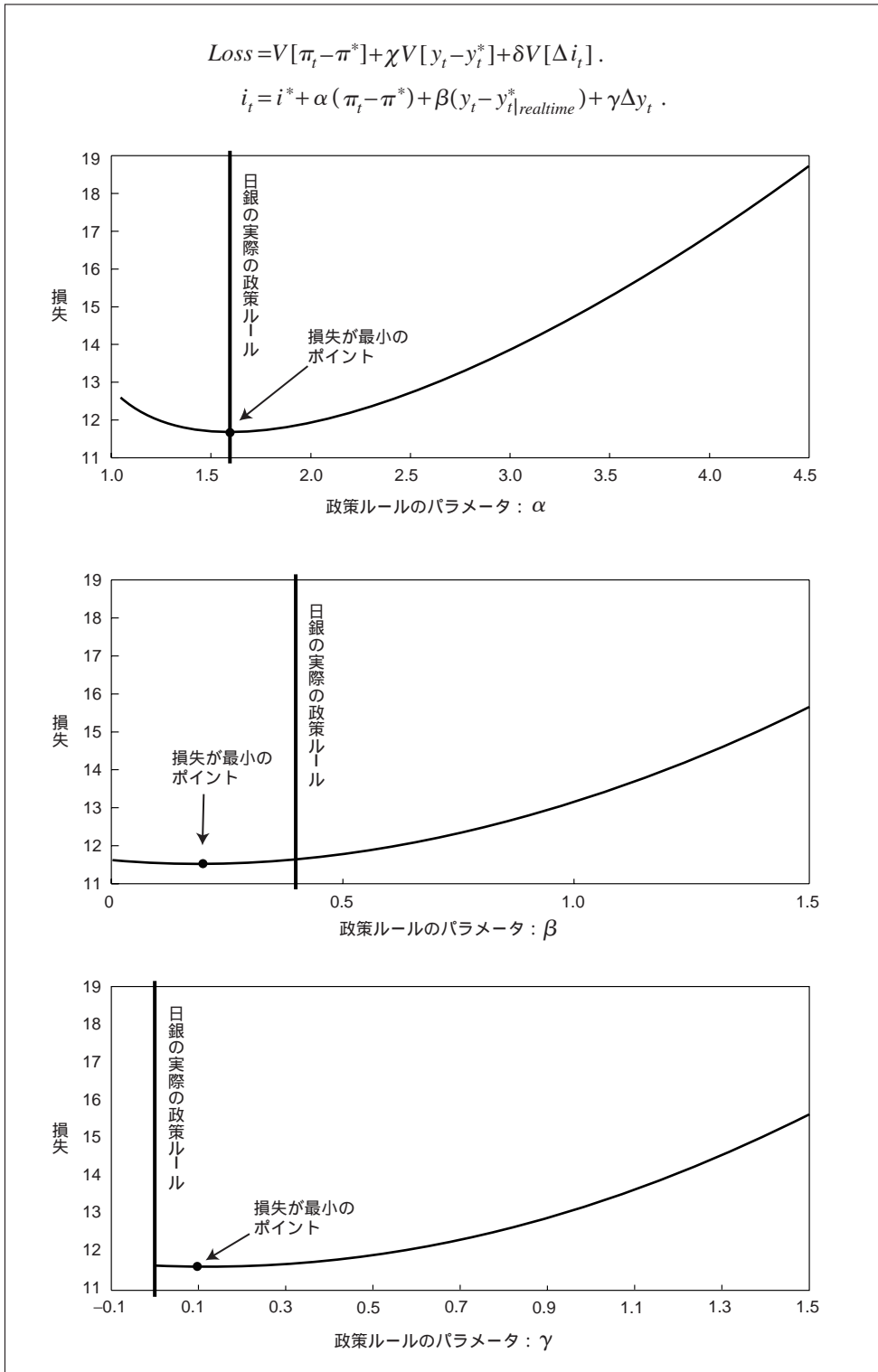
最初に、政策乗数 σ が不確実な場合のベイジアン・アプローチについて考察する。ここでは、不確実なパラメータ σ に対する主観的確率分布として、正規分布を仮定する。正規分布の平均は、JEMの標準パラメータを設定し、分布の分散は推計パラメータの分散を用いて設定する。そして、 σ について正規乱数を発生させて、確率シミュレーションを行い、損失関数を最小にする政策ルール of インフレ感応度 α を求める³⁸。図表11から明らかとなっており、パラメータの分散が大きくなるほど

36 図表10は、1990年代前半の日本銀行の政策運営を描写したベンチマーク・ルール $(\alpha, \beta, \gamma)=(1.6, 0.4, 0.0)$ を基準として、ほかの2つのパラメータを固定しながら、パラメータを1つずつ変化させて、損失を計測したものである。同図から明らかなように、インフレ感応度 α 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 β と実質成長率感応度 γ 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。

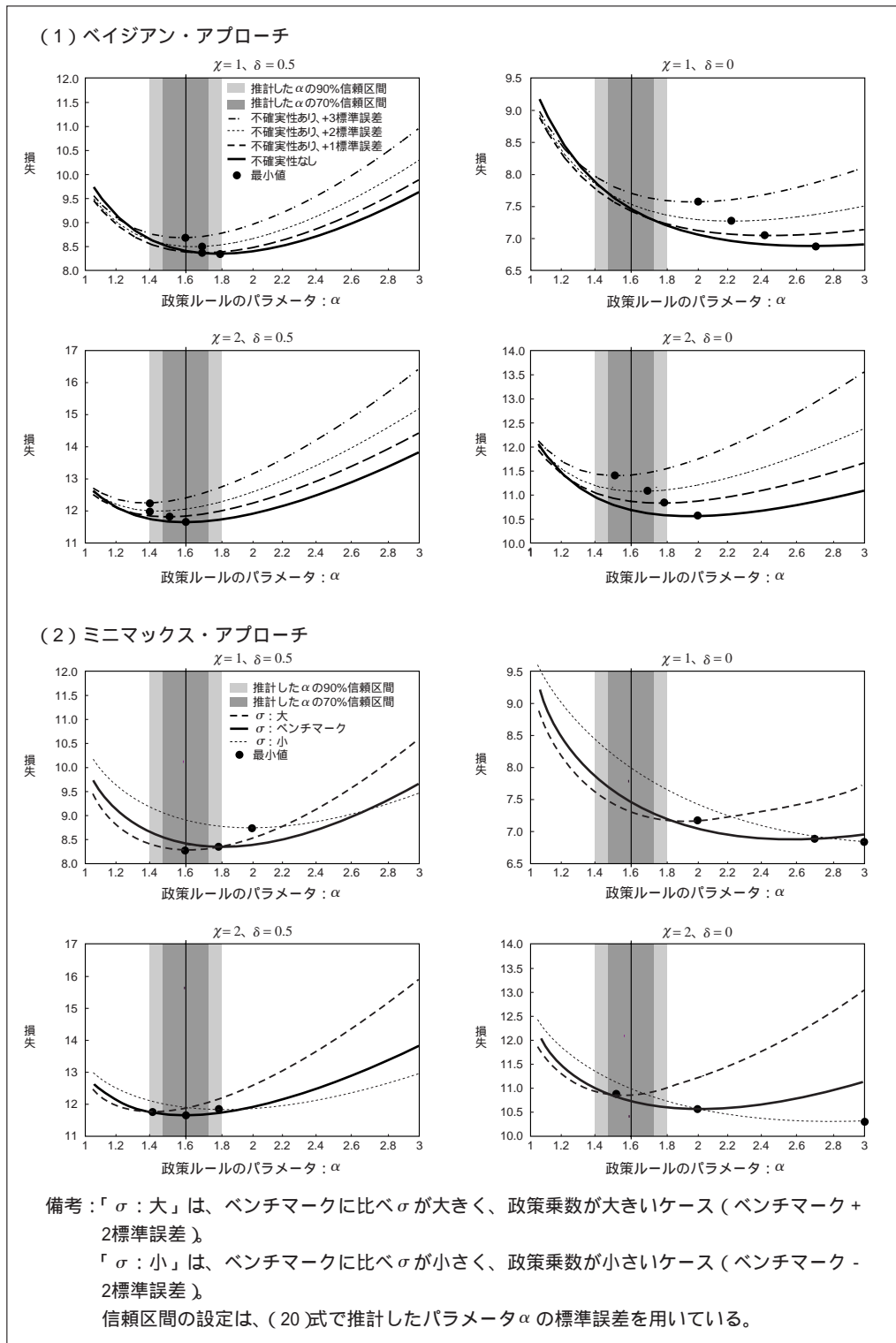
37 最適政策の導出に際しては、3つのパラメータを同時に変化させて、損失関数を最小にするようなパラメータの組合せを求める必要がある。実際、図表10に示した不確実性がないケースでは、そうした方法で最適パラメータを導出している。しかし、大型モデルに不確実性を導入したミニマックス・アプローチの解法アルゴリズムはまだ学界でも研究されておらず、3つのパラメータを同時に動かしながら、最大損失の最小化を図っていくということは極めて困難である。このため、本稿では、1990年代前半の日本銀行の政策運営を描写したベンチマーク・ルール $(\alpha, \beta, \gamma)=(1.6, 0.4, 0.0)$ を基準に、ほかの2つのパラメータを固定したうえで、パラメータを1つずつ変化させた場合に、損失がどのように変化するかを逐次視覚的に確認していくという方法をとった。

38 β と γ 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。

図表10 $\chi=2.0$ 、 $\delta=0.5$ における損失と政策ルールのパラメータ



図表11 政策乗数 σ の不確実性と政策金利のインフレ感応度 α



日本銀行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、プレイナードの保守主義が成立している。1990年代前半に日本銀行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、概ね最適圏内にあったと評価できる。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、損失関数のウエイトが $\chi=1$ 、 $\delta=0.5$ 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の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、日本銀行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 のもと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 の想定しうる範囲として、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。1990年代前半に日本銀行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の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、当時の日本銀行の政策運営は、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はなかったといえる。

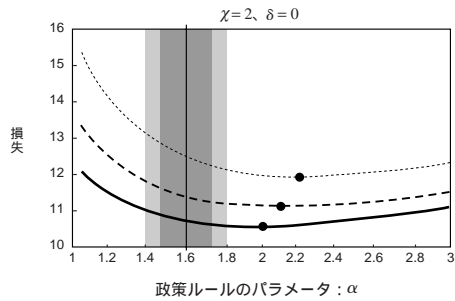
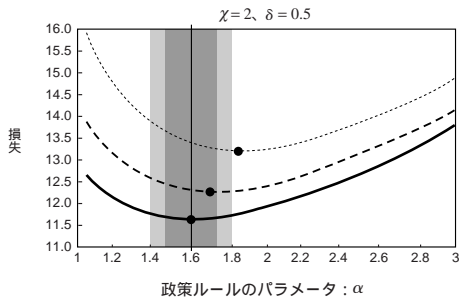
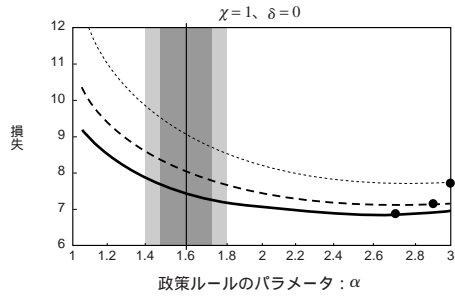
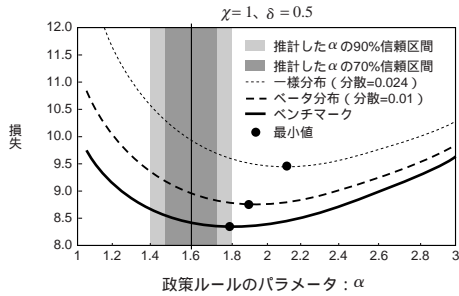
ロ．インフレ慣性の不確実性

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 のとりうる範囲は、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から明らかなどおり、パラメータ θ の分散が大きくなるほど日本銀行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、プレイナードの保守主義は成立しない。むしろ、インフレの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

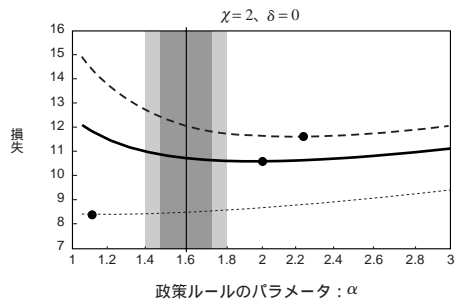
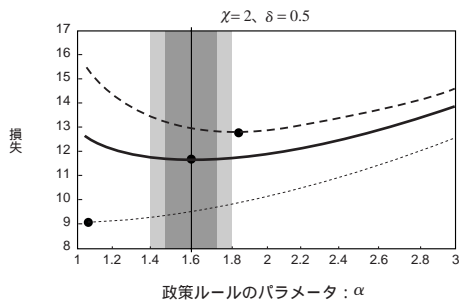
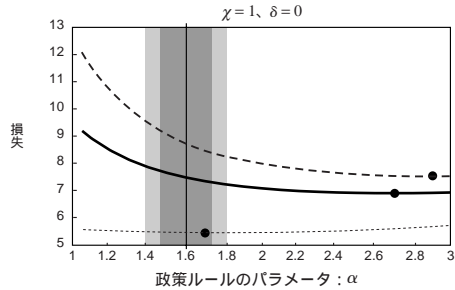
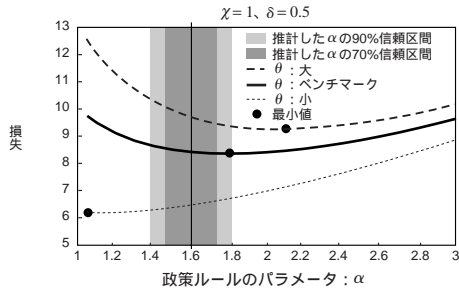
39 ただし、いずれの分布についても、平均は、JEMの標準パラメータに設定している。

図表12 インフレ慣性 θ の不確実性と政策金利のインフレ感応度 α

(1) ベイジアン・アプローチ



(2) ミニマックス・アプローチ



備考：「 θ : 大」は、ベンチマークに比べ θ が大きく、インフレの慣性が高いケース ($\theta=1.0$)、
 「 θ : 小」は、ベンチマークに比べ θ が小さく、インフレの慣性が低いケース ($\theta=0.6$)、
 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。

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節(1)口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。実際の日本銀行の政策運営($\alpha=1.6$)は、損失関数についてどのようなウエ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。インフレの慣性が不確実な場合の最大損失は、 θ が大きい時 インフレの慣性が強い時 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、欧州中央銀行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、インフレの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、当時の日本銀行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、日本銀行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。

八．価格ショックの持続性に関する不確実性

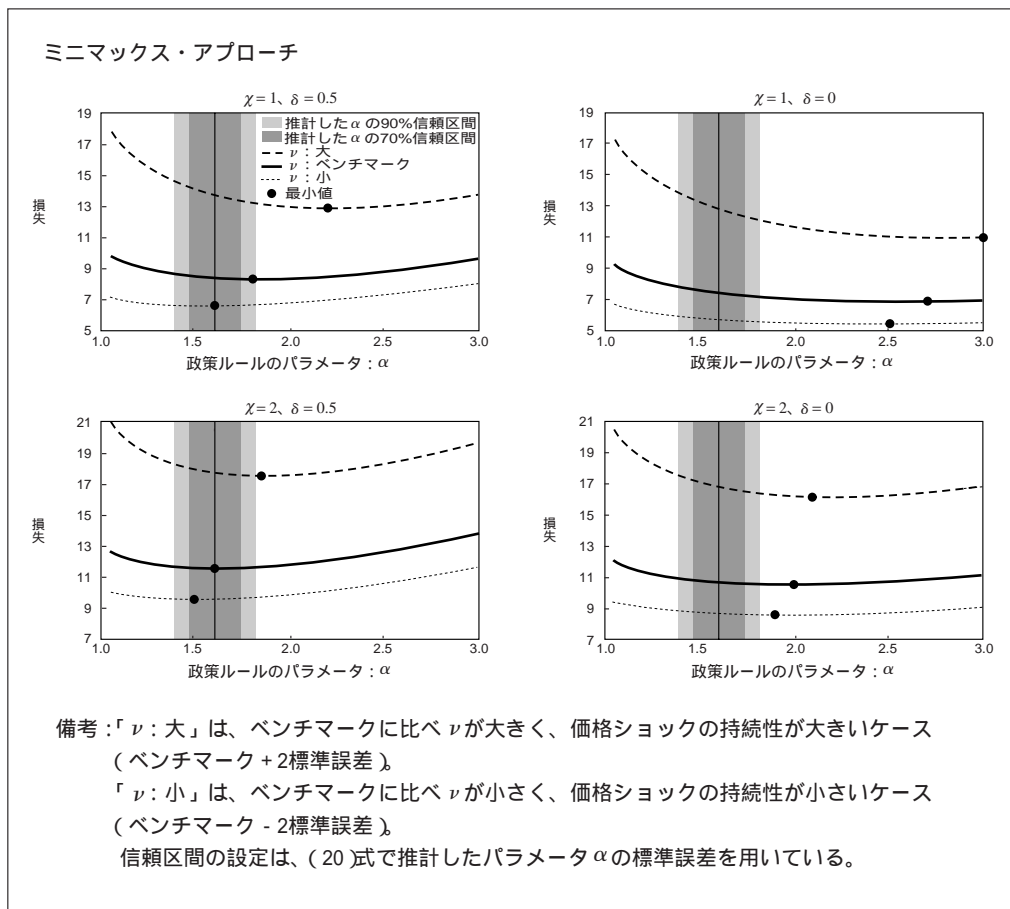
続いて、価格ショックの持続性 ν に関する結果を説明する。簡略化のために、図表13では、ミニマックス・アプローチの結果のみを示す。パラメータ ν の想定しうる範囲として、推計パラメータの ± 2 標準誤差を上下限に設定した。価格ショックの持続性が不確実な場合の最大損失は、パラメータ ν が大きい時 例えば、為替レート変化や輸入物価変動の持続性が高い時 に発生する。そして、その最大損失を最小化する政策運営は、 $\alpha=1.6$ のケースに比べ、より積極的なものである。パラメータ ν が大きい場合の最適なインフレ感応度 α は、日本銀行の政策運営を表示する α の信頼区間の上限を超えている。

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、日本銀行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いえる。

二．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、損失関数のウエイトを $\chi=2$ 、 $\delta=0$ 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 の想定しうる範囲として、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 が大きい時 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時 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、日本

図表13 価格ショックの持続性 ν の不確実性と政策金利のインフレ感応度 α



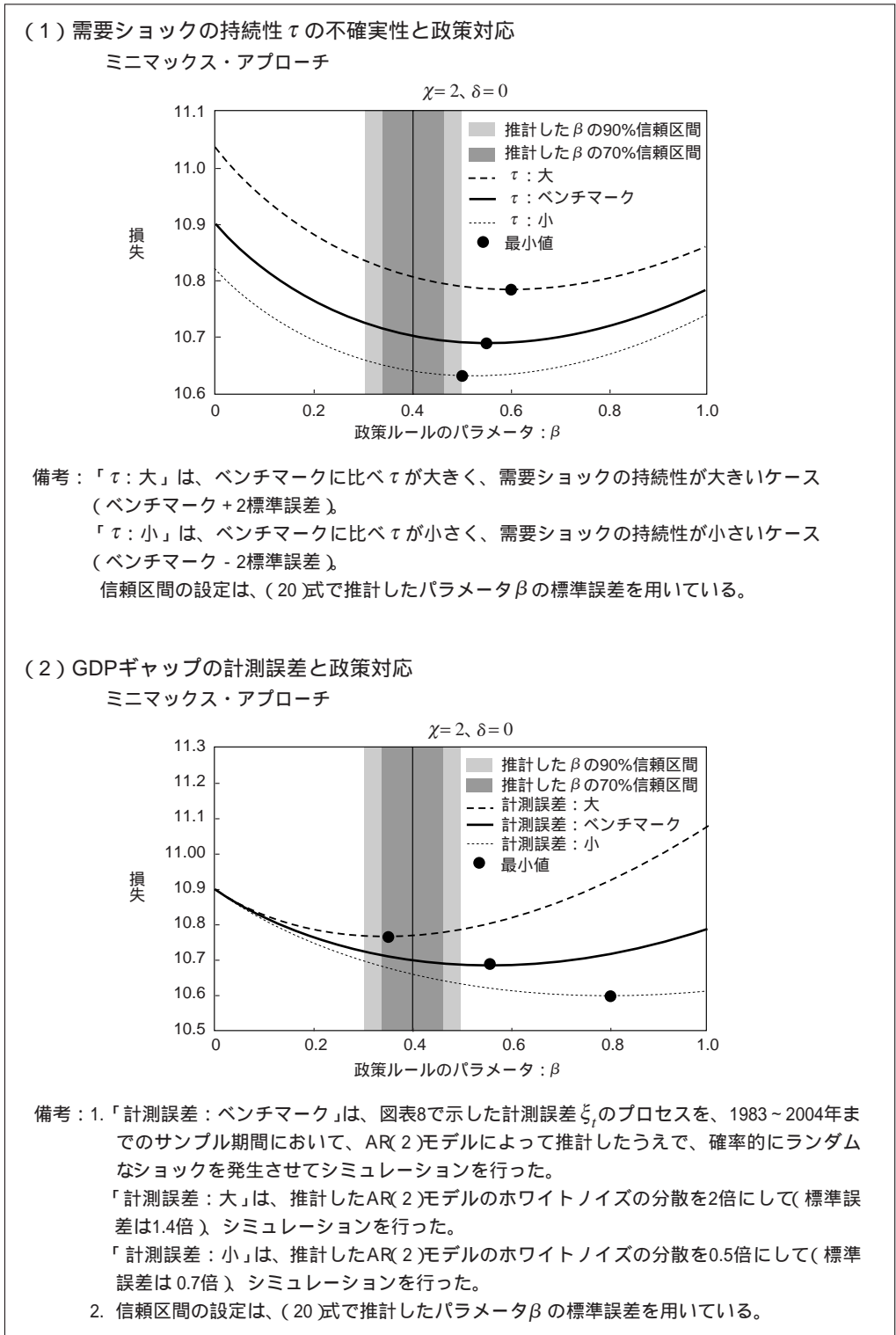
銀行の実際の政策 ($\beta=0.4$) よりも、大きめに設定することが望ましい⁴⁰。

ただし、GDPギャップ感応度 β 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、日本銀行の実際の政策 ($\beta=0.4$ 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。

40 α と γ 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。

図表14 政策金利のGDPギャップ感応度 β



5. インフレ過程の不確実性と政策運営

(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、日本銀行の物価安定に対するレンジを伴った選好、金利スミージングに対する選好を踏まえると、日本銀行が最小化しようとした損失関数(18)式のウエイトは $\chi > 1$ 、 $\delta > 0$ 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本銀行の政策運営は、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いえる。しかし、インフレ過程(インフレの慣性や需要・価格ショックの持続性)の不確実性を重視する場合には、当時の政策運営は最適であったとはいえないことになる。グリーンズパン前FRB議長の講演(Greenspan [2003])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最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、その損害が最も深刻かの識別に依存することになる。

このような観点から1990年代前半の日本銀行の政策運営を振り返ってみると、ある程度推測に依存せざるを得ないが、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、前述のように日本銀行においては、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、本稿の枠組みでいえば、需要ショックの持続性や政策乗数の不確実性にかかわるものであり、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、1980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もとで、インフレ過程の不確実性と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、日本銀行が「物価は安定基調」と判断していた点は先に指摘したとおりであるが、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、政策対応する必要があったと考えられる⁴¹。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

41 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。

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、1994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ほとんど聞かれなかった⁴²。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やす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。

（2）インフレ慣性の不確実性と物価安定のウエイト

インフレの慣性の不確実性が高いほど、政策ルールのインフレ感応度 α を高めることが望ましいという4節の分析結果は、損失関数のウエ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、インフレの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エイトを高め、つまり χ や δ を引き下げて、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⁴³。こうした考えに従えば、政策ルールのインフレ感応度 α や実質成長率感応度 γ について、損失関数のウエ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）⁴⁴。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・ウエイトを1に基準化する前の損失の絶対水準は次式で表せる。

$$\Omega_{\pi}V[\pi_t - \pi^*] + \Omega_y V[y_t - y_t^*] + \Omega_i V[\Delta i_t]. \quad (22)$$

(18)式の損失関数との相対ウエイトとは、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 $\Omega_{\pi}V[\pi_t - \pi^*]$ で表せるが、このコスト・パ

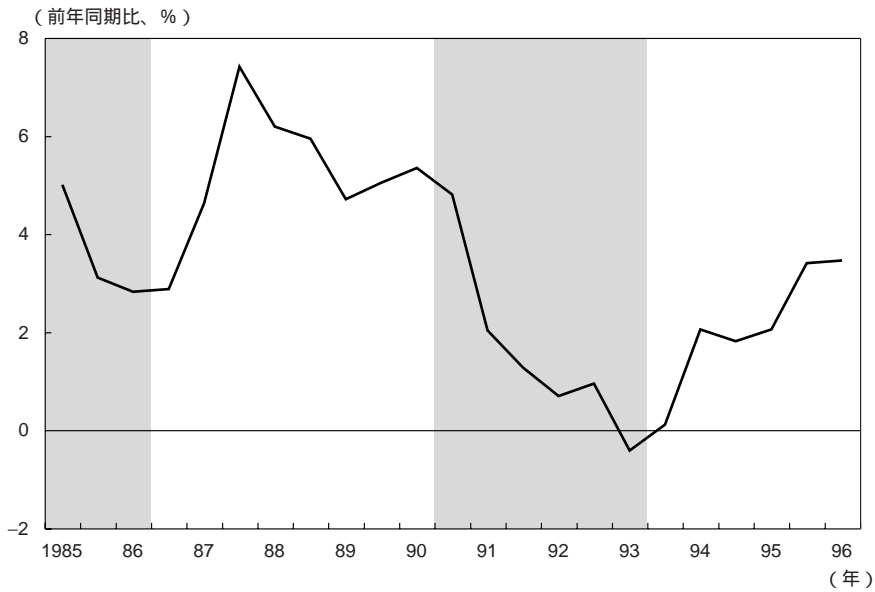
42 この点について、例えば地主・黒木・宮尾[2001]は、「もし1994年に更なる金融緩和措置がとられていたとするならば、1995年3月の異常なまでの円高を防ぐことにつながっただけでなく、その後の景気回復もより力強いものとなっていた可能性を否定できない」として、公定歩合が据え置かれたことを批判している。しかし、これはあくまで2001年時点の回顧的な議論である。

43 Kimura and Kurozumi [2003] やWalsh [2005] を参照。

44 金利スミージングのウエイト δ を下げた場合には、政策ルールの実質成長率感応度 γ のみならず、GDPギャップ感応度 β も引き上げてよい。しかし、4節(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。

図表15 GDP成長率と景気動向指数CIの推移

(1) 実質GDP成長率



(2) 景気動向指数CI (一致指数)



備考：シャドー部分は景気後退期。

資料：内閣府

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⁴⁵。(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 が高まるほど、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、インフレの慣性 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、インフレの慣性について不確実であるということは、中央銀行が、これら企業群のウエイト 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、このウエイト ω が不確実である場合、中央銀行は、インフレの慣性 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、ウエイト ω の非線形関数で表されることが知られており、したがって、ウエイト 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、インフレの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エイトを高めた すなわち、(18)式の損失関数のウエイト χ 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、 $\chi=1.0$ と $\delta=0.0$ の最適パラメータの組合せなどを参考にし、以下の政策ルールを採用する⁴⁶。

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

これは、実際の日本銀行の政策運営である(20)式の政策ルールと比べると、イン

45 詳しくは、木村・藤原・黒住 [2005] を参照。

46 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。

フレ感応度 α と実質成長率感応度 γ 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年第1四半期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インフレ率も実際よりは0.2%程度上振れていたとみられる。そして、その後、1990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。

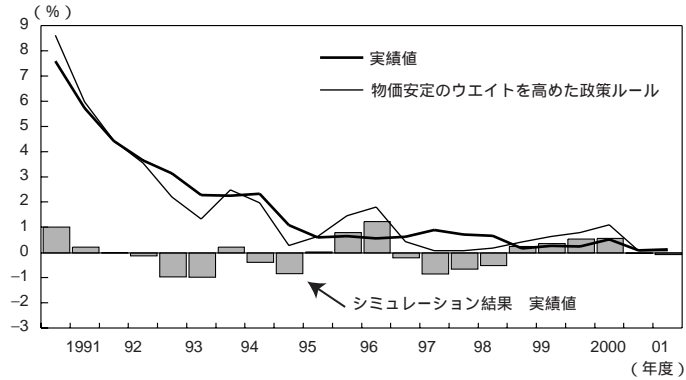
しかし、バブル崩壊によるストック調整圧力やバランスシート調整圧力は大きく、積極的な金融緩和によっても、デフレギャップを目立って解消させるには至っていない(これら2つの調整圧力は、JEMでは、(11)式のIS曲線上の負の需要ショック $\mu_t < 0$ として捉えられている)。同様に、1997年末に発生した金融システムショックに端を発したクレジット・クランチの影響も大きく、1998年中のデフレギャップは依然かなり残ったままとなっている。この結果、CPIインフレ率は、積極的な政策対応のもとでも、再び2000年にはマイナスの領域に突入している。

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、1990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⁴⁷。

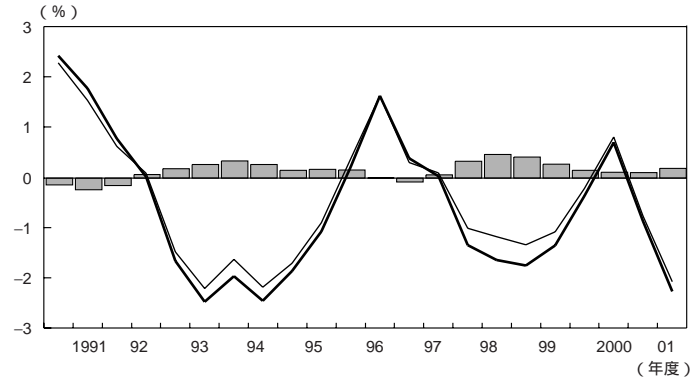
47 川崎・青木 [2004] も、日本経済のマクロ計量モデルを用いたシミュレーションを行い、同様の結論を導出している。なお、冒頭で紹介したとおり、Ahearne *et al.* [2002] は、1990年代前半に、実際よりも金利を2.5%恒常的に引き下げているらデフレを回避できたという結果を導出している。実際、JEMを用いたシミュレーションでも、2.5%の外生的な金利引き下げを長期間にわたって実施すれば、デフレを回避し得たことが確認できる。しかし、2.5%もの引き下げは、図表9のいかなる最適ルールからも導き得ないほど非現実的な設定といえる。もちろん、この点に関しては、ゼロ金利制約を考慮した場合には、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。ちなみに、JEMを用いて、コミットメントの効果も含め、ゼロ金利制約下の金融政策について分析を行ったものとしては、Fujiwara *et al.* [2006] がある。

図表16 カウンター・ファクチュアル・シミュレーション

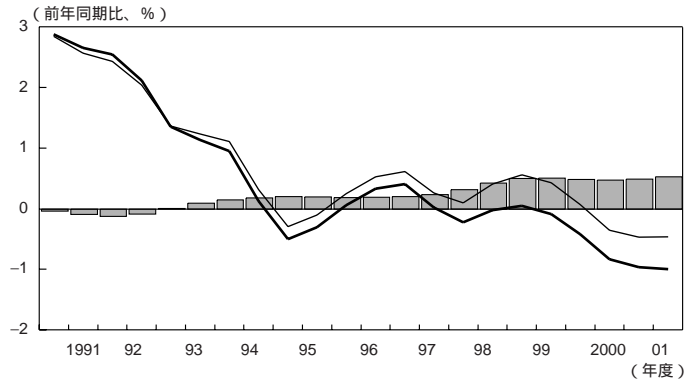
(1) 名目短期金利 (3ヵ月)



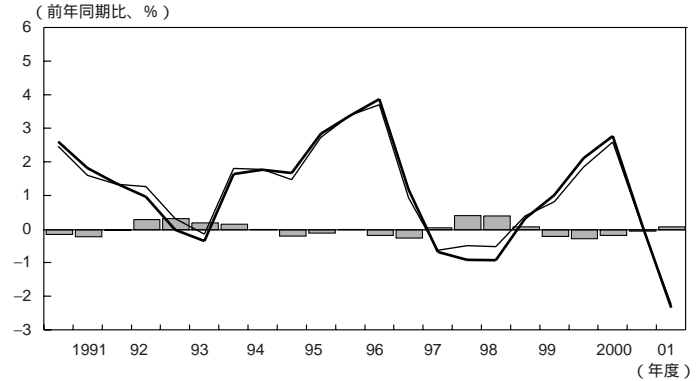
(2) GDPギャップ



(3) CPI総合 (除く生鮮・公共料金)



(4) GDP成長率



資料：日本銀行、総務省、内閣府。

7．最後に

1990年代の日本経済の長期停滞を巡って、さまざま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「1990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、当時の日本銀行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、必ずしも最適とはいえず、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。1990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、日本銀行は1990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、1990年代前半において、日本銀行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、149～174頁
- 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、71～115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、147～164頁
- 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、日本銀行、2005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No. 06-J-02、日本銀行、2006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・A. 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、115～155頁
- 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、79～113頁
- 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、318～336頁
- 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、日本銀行、2005年
- Ahearne, Alan G., Joseph Gagnon, Jane Haltmaier, Seven B. 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,” International Finance Discussion Papers 2002-729, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2002.
- Angeloni, Ignazio, Günter Coenen, and Frank Smets, “Persistence, the Transmission Mechanism and Robust Monetary Policy,” Working Paper No. 250, European Central Bank, 2003.
- Bernanke, Ben, and Mark Gertler, “Monetary Policy and Asset Price Volatility,” *Economic Review*, Fourth Quarter 1999, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1999, pp. 17-51.
- Blinder, Alan, *Central Banking in Theory and Practice*, MIT Press, Cambridge, Mass, 1998.
- Brainard, William, “Uncertainty and the Effectiveness of Policy,” *American Economic Review*, 57 (2), 1967, pp. 411-425.
- Calvo, Guillermo A., “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 1983, pp. 383-398.

- Erceg, Christopher J., and Andrew T. Levin, "Optimal Monetary Policy with Durable and Non-durable Goods," Working Paper No. 179, European Central Bank, 2002.
- Fujiwara, Ippei, Naoko Hara, Yasuo Hirose, and Yuki Teranishi, "The Japanese Economic Model (JEM)," *Monetary and Economic Studies*, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 23 (2), 2005, pp. 61-142.
- , , and Kentaro Yoshimura, "Effectiveness of State-Contingent Monetary Policy under a Liquidity Trap," *Journal of the Japanese and International Economies*, 20 (3), 2006, pp. 364-379.
- Giannoni, Marc, "Optimal Interest-Rate Rules in a Forward-Looking Model, and Inflation Stabilization versus Price-Level Stabilization," mimeo, 2000.
- , "Does Model Uncertainty Justify Caution? Robust Optimal Monetary Policy in a Forward-Looking Model," *Macroeconomic Dynamics*, 6 (1), 2002, pp. 111-144.
- , "Robust Optimal Monetary Policy in a Forward-Looking Model with Parameter and Shock Uncertainty," NBER Working Paper No. 11942, National Bureau of Economic Research, 2006. (forthcoming, *Journal of Applied Econometrics*).
- Goodfriend, Marvin, "Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 34, 1991, pp. 7-30.
- Goodhart, Charles, "Central Bankers and Uncertainty," *Bank of England Quarterly Bulletin*, February, Bank of England, 1999, pp. 102-121.
- Greenspan, Alan, "Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy," Remarks at a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, August 28, 2003.
- Hansen, Lars P., and Thomas J. Sargent, "Robust Control of Forward-Looking Models," *Journal of Monetary Economics*, 50 (3), 2003, pp. 581-604.
- Kato, Ryo, and Shin-ichi Nishiyama, "Optimal Monetary Policy When Interest Rates are Bounded at Zero," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29, 2005, pp. 97-133.
- Kimura, Takeshi, and Takushi Kurozumi, "Optimal Monetary Policy in a Micro-Founded Model with Parameter Uncertainty," Finance and Economics Discussion Series 2003-67, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2003 (forthcoming, *Journal of Economic Dynamics and Control*).
- , and , "Effectiveness of History-Dependent Monetary Policy," *Journal of the Japanese and International Economies*, 18 (3), 2004, pp. 330-361.
- McCallum, Bennett T., "Japanese Monetary Policy," mimeo, 2001.
- Meese, Richard A., and Kenneth Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economies*, 14, 1983, pp. 3-24.
- Onatski, Alexei, and James 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, Athanasios, "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data," *American Economic Review*, 91 (4), 2001, pp. 964-985.

- , "The Quest for Prosperity without Inflation," *Journal of Monetary Economics*, 50 (3), 2003, pp. 633-663.
- , Richard D. Porter, David Reifschneider, Robert Tetlow, and Frederico Finan, "Errors in the measurement of the Output Gap and the Design of Monetary Policy," Finance and Economics Discussion Series 1999-45, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1999.
- , and Volker Wieland, "Inflation Zone Targeting," *European Economic Review*, 44 (7), 2000, pp. 1351-1387.
- Roberts, John M., "New Keynesian Economics and the Phillips Curve," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27 (4), 1995, pp. 975-984.
- Rudebusch, Glenn D., "Is the Fed Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World," *Review of Economics and Statistics*, 83 (2), 2001, pp. 203-217.
- , "Assessing the Lucas Critique in Monetary Policy Models," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37 (2), 2005, pp. 245-272.
- Sargent, Thomas J., "Comment," in John B. Taylor, ed. *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 1999, pp. 144-154.
- Söderström, Ulf, "Monetary Policy with Uncertain Parameters," *Scandinavian Journal of Economics*, 104, 2002, pp. 125-145.
- Stock, James H., "Comment," in John B. Taylor, ed. *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 1999, pp. 253-259.
- Taylor, John B., "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts," *Journal of Political Economy*, 88, 1980, pp. 1-23.
- , "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 1993, pp. 195-214.
- , "Low Inflation, Deflation, and Policies for Future Price Stability," *Monetary and Economic Studies*, 19 (S-1), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2001, pp. 35-51.
- Walsh, Carl E., "Endogenous Objectives and the Evaluation of Targeting Rules for Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52 (5), pp. 889-911.
- Watanabe, Tsutomu, "Output Gap and Inflation: the Case of Japan," *Monetary Policy and the Inflation Process*, BIS Conference Papers 4, Bank for International Settlements, 1997.
- Williams, John C., "Robust Estimation and Monetary Policy with Unobserved Structural Change," Working Papers in Applied Economic Theory 2004-11, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2004.

