

# 期待インフレ指標と金融政策

—英米比較の観点から—

須藤 時 仁

## 要 旨

本稿では、ハイブリッド型の期待所得に基づくIS曲線とニューケインジアン・フィリップス曲線(NKPC)で表される経済(新しいケインズ経済学モデル)を前提に、中央銀行が最適裁量金融政策を実施すると仮定してテイラー型の金利ルール(政策反応関数)を導出し、そのモデルに基づいて期待インフレ率と金融政策との関係、さらに中央銀行の独立性について考察した。対象は1993～2006年のイギリスと1998～2006年のアメリカである。

まず、期待インフレ率を具現化したインフレ指標は金融政策の参照値として実際のインフレ率より有用か否かという論点を検証した。その結果、英米両国とも、期待インフレ率を具現化したインフレ指標は金融政策の参照値として有用であることが示された。ただし、実際のインフレ率指標より明白な優位性があるとは言えない。

次いで、中央銀行の政府からの「独立性」を確保するための制度的措置は、金融政策を表す政策反応関数に反映されているか否かという論点を考察した。この論点は2つの側面から考察し、第1はイギリスの制度変更であり、第2はインフレ・ターゲットの枠組みを表明しているイギリス(BOE)とそれを表明していないアメリカ(FRB)の比較である。分析の結果、法律に明記されたからといって常に中央銀行の独立性が顕著に高まるわけではないこと、インフレ・ターゲットを金融政策のレジームとして表明しているか否かと独立性の強弱とは関係がないことが示された。

以上の分析結果が日本の政策に示唆する点は2つある。第1は、期待インフレ率の指標を積極的に金融政策の参照値、情報変数として活用すべきということである。その前提として、当該指標の精度向上のために物価連動国債の市場を整備し、流動性を高める必要がある。第2点目は、日本銀行は敢えてインフレ・ターゲットを採用する必要はないということである。重要なことは、金融政策上の重要な目標を明確に定め、その政策運営の透明性を高める努力を続けることである。

## 目次

- I. はじめに
- II. モデル
  - 1. 基本モデル
  - 2. 推定モデル
- III. データの検証
  - 1. データ
  - 2. 単位根検定

- IV. モデルの実証結果
  - 1. 推定上の問題と対処
  - 2. 仮説の検証結果

## V. 結論

補論：インフレ率ギャップに係る係数と中央銀行の  
独立性との関係

## I. はじめに

最適金融政策とは何か。これは古くて新しい問題であり、現在でも各国中央銀行（ユーロ通貨圏の場合は欧州中央銀行）で模索が続いている。しかし、各国中央銀行はまったくまちまちの目的や考え方で金融政策を実施しているわけではなく、特に主要先進国では「中長期的な物価安定を主目的（の一つ）に名目（短期）金利を操作変数とする」ことが概ね共通した金融政策のフレームワークになっていると言えよう<sup>1)</sup>。その中でも、イギリスのように特定の物価指数に基づくインフレ率の目標範囲（目標値）を設定・公表し、中長期的にその範囲（値）に納まるように短期金利を操作して金融政策を実施するフレームワークはインフレ・ターゲティングと呼ばれる。こうした金融政策のフレームワークは特定の目標を明示することによって政策の透明性を高めるとともに、中央銀行の政府からの独立を確立することにも役立つと言われている。

こうした金融政策の理論的根拠は Svensson [1997] による “Inflation Forecast Targeting” という厳密な理論モデルに基づいた政策フレームワークであり、最適金融政策の理論と呼ばれている。その詳細は Svensson, Clarida

et al. [1999], Woodford [2003a], 加藤 [2007], Gali [2008] 等に譲るとして、その骨子を一言で述べれば、ある種の目的関数（社会的厚生関数）を持つ中央銀行が動学的最適化行動をとった場合の最適化条件は、政策金利（短期金利）をインフレ率と産出量ギャップの正の線形関数で表すテイラー型（Taylor [1993]）の金利ルール（政策反応関数）で表されるということである。

このフレームワークによって実際の金融政策（中央銀行による短期金利〈政策金利〉の決定）が説明できるか否かについての多くの実証研究が Clarida et al. [1998, 2000] を嚆矢として先進主要国（特にアメリカ）を対象に積み上げられ、概ね肯定的な結論が導かれている。しかし、これまでの実証研究には以下のような改善の余地がある。

第1に、フォワード・ルッキング（forward-looking）型のテイラー型金利ルール（政策反応関数）の検証では、当期のインフレ率ではなく将来の期待インフレ率を説明変数とするが、Clarida et al. [1998, 2000] をはじめとするほとんどの先行研究では、期待インフレ率の代理変数として例えば1年先の実際のインフレ率を用いている。イギリス、アメリカをはじめとする主要先進国では物価連動国債を発行しており、その市場金利（実質金利）と名目固

定利付国債の市場金利（名目金利）とから期待インフレ率を推定することができる<sup>2)</sup>。このようにして推定された期待インフレ率を用いてアメリカの政策反応関数を検証した先行研究に Sack [2003] がある。そこでは、期待インフレ率は政策金利であるフェデラル・ファンド・レート（FF レート）の動きを説明するに有用であるという結論が導かれているが、その政策反応関数には産出量ギャップが考慮されておらず、厳密な意味での政策反応関数の実証にはなっていない。

第2の改善点は、前述したように最適金融政策に基づいて導出された政策反応関数は中央銀行の独立性とも関連した概念であるが、先行研究ではこの関係が検証されていない。例外は、Mihailov [2005, 2006] によるイギリスの実証研究であり、そこでは、1997年の法律改正によるイングランド銀行（BOE）の独立性強化は、金融政策においてインフレ率安定の重視に必ずしも結びついていないと結論されている。

以上の問題点を踏まえ、本稿では、新しいケインズ経済学を基礎としたハイブリッド型のIS曲線とフィリップス曲線で表される経済を前提に導出された政策反応関数に基づいて次の2つの論点を検証する。第1に、期待インフレ率を具現化したインフレ指標（名目固定利付国債利回りと物価連動国債利回りから推定された期待インフレ率）は金融政策の参照値として実際のインフレ率より有用か否かである。第2の論点は、中央銀行の政府からの「独立性」を確保するための制度的措置は、金融政策を表す政策反応関数に反映されているか否かである。対象は、データの利用可能性を考慮して、1993-2006年のイギリスと98-06年のアメリカである。イギリスの始期を93年としたのは、イギリスで

は92年10月から公式にインフレ・ターゲットを金融政策の枠組みとして採用されたためである<sup>3)</sup>。一方、アメリカの始期を98年としたのは、アメリカでは97年1月から物価連動国債が導入され、期待インフレ率のデータは97年1月から利用可能であるが、物価連動国債の流動性を考慮して、実質金利のデータに信頼がおける時期は98年以降と判断したためである。また、両国とも分析期間を06年までとしたのは、サブプライム問題が表面化する以前の、いわゆる通常の金融政策が行われている時期を考察対象とするためである。さらに、BOEは07年5月より金融調節方式を変更しており、その影響を排除することも06年までとした理由の一つである。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第II節では、基本モデルとなる政策反応関数を導出し、その特性を理論的に探求する。第III節では、推定に用いるデータを説明した後、それらデータ系列の単位根検定を行う。第IV節ではモデルを推定し、その推定結果から上記2つの論点を検証する。第V節では分析結果を整理するとともに、それが日本の政策に示唆するインプリケーションについて述べる。

## II. モデル

### 1. 基本モデル

本稿では、新しいケインズ経済学をベースとした最適金融政策を中央銀行が採ると仮定して金利ルールのモデル、つまり政策反応関数を導出する。具体的には、まず、経済は以下に示すハイブリッド型の期待所得に基づいたIS曲線（以下、単にIS曲線と略す）(1)式とニューケ

インジアン・フィリップス曲線 (NKPC) (2) 式によって表されると仮定する<sup>4)</sup>。

$$x_t = \theta x_{t-1} + (1-\theta) E_t [x_{t+1}] - \frac{1}{\sigma} \{i_t - E_t[\pi_{t+1}] - \rho\} \quad (1)$$

$$\pi_t = \phi \pi_{t-1} + (1-\phi) \beta E_t [\pi_{t+1}] + \lambda x_t \quad (2)$$

ここで各変数とパラメータは次のように定義される。

$x_t$ :  $t$  期における産出量ギャップ (実際の産出量と自然産出量とのギャップ)

$\pi_t$ :  $t$  期におけるインフレ率

$i_t$ :  $t$  期における名目金利

$\theta$ : IS 曲線において前期の産出量ギャップに係るウエイト ( $0 \leq \theta \leq 1$ )

$\phi$ : NKPC において前期のインフレ率に係るウエイト ( $0 \leq \phi \leq 1$ )

$\sigma^{-1}$ : 異時点間の代替の弾力性 ( $\sigma > 0$ )

$\rho$ : 均衡実質金利

$\beta$ : 社会の主観的割引率 ( $0 < \beta < 1$ )

$\lambda$ : NKPC の傾き ( $\lambda > 0$ )

$E_t [\cdot]$ :  $t$  期において利用可能な情報集合に基づく期待値演算子

中央銀行は(1), (2)式で表される経済を前提に, 以下に示す社会的経済厚生損失の割引現在価値を将来にわたり合計したもの (以下, 厚生損失)  $L$  をインフレ率と産出量ギャップについて最小化しよう名目金利を操作する<sup>5)</sup>。

$$L = \frac{1}{2} E_t \left[ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \{ \alpha x_{t+k}^2 + (\pi_{t+k} - \pi^T)^2 \} \right] \quad (3)$$

上式で変数  $\pi^T$  は中央銀行が目標とするインフレ率である。また, パラメータ  $\alpha$  は産出量ギャップの変動とインフレ率 (の目標値からの乖離) の変動のどちらを中央銀行は重視するか

を示すものであり,  $\alpha \geq 0$  でなければならない。 $\alpha$  が大きいほど産出量ギャップが重視されること表しているため, 以下では  $\alpha$  を「産出量ギャップ安定指向度」と称す。

なお, 中央銀行は, (3)式を最小化する際に, 民間のインフレ期待は所与のもののみならず最適裁量政策 (以下, 裁量政策) を採ると仮定する。金融政策に対する信認を高めるために, 中央銀行は政策決定過程の透明性を向上させる努力をしているが, 現実の政策は将来の金利パスまで公約しているわけではない。したがって, コミットメント政策ではなく, 裁量政策の方が現実的と判断した<sup>6)</sup>。

ここまでの設定に加え, 実証的に支持され, かつハイブリッド型の NKPC を採用する根拠にもなっているインフレ率の粘着性を次の式で表す。

$$\pi_t = a_\pi \pi_{t-1} + a_u u_t \quad (4)$$

ここで,  $0 \leq a_\pi < 1$ , かつ  $u_t \sim \text{IID}(0, \sigma_u^2)$  ( $\sigma_u^2$  は一定) である。

以上の条件の下で, 中央銀行の裁量政策を政策反応関数で表すと次のようになる。

$$i_t^* = \rho + \pi^T + \varphi_\pi (E_t [\pi_{t+1}] - \pi^T) + \varphi_x x_{t-1} \quad (5)$$

$$\varphi_\pi \equiv 1 + \frac{\sigma \{1 - (1-\theta) a_\pi\}}{\pi a_\pi (1 - \beta \phi a_\pi)} \quad (6)$$

$$\varphi_x \equiv \sigma \theta \quad (7)$$

ここで  $i_t^*$  は裁量政策によって中央銀行が誘導する名目金利を表す。(5)式は, 中央銀行が1期先のインフレ率ギャップ予想 (インフレ期待 <インフレ率の期待値> と目標インフレ率とのギャップ) と1期前の産出量ギャップに基づいて名目金利を誘導することが最適であることを示している<sup>7)</sup>。

(5)式で注目すべきは, 中央銀行が参照する

産出量ギャップの時期が当期または1期先ではなく、1期前だということである。これは、技術的にはハイブリッド型の経済モデル（特にIS曲線）を仮定したためだが、その前提に立てば金利設定のスムージングを内包していると解釈できよう<sup>8)</sup>。現実の金融調節において、中央銀行は実際の名目金利をかなり正確な範囲でその目標水準に誘導することができる。したがって、実際の名目金利  $i_t$  は次のように表すことができる。

$$i_t = i_t^* + \xi_t \\ = \rho + \pi^T + \varphi_\pi (E_t[\pi_{t+1}] - \pi^T) + \varphi_x x_{t-1} + \xi_t \quad (8)$$

ここで、 $\xi_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\xi^2)$  ( $\sigma_\xi^2$  は一定) である<sup>9)</sup>。

ここで、裁量政策を表す(5)式に立ち返って、このモデルをもう少し深く考察してみよう。まず、 $E_t[\pi_{t+1}] = \pi^T$  かつ  $x_{t-1} = 0$  のとき  $i_t = \rho + \pi^T$  となり、名目金利がインフレ目標値を所与とした均衡名目金利に等しくなることが確認できる。またインフレ・ギャップと産出量ギャップに係る係数は、パラメータ  $\sigma$ ,  $\theta$ ,  $\phi$ ,  $\beta$ ,  $\lambda$ ,  $\alpha$ ,  $a_\pi$  の符号条件を前提とすると、(6), (7)式より

$$\varphi_\pi > 1, \varphi_x > 0 \quad (9)$$

となる。これは、中央銀行がインフレ率と産出量のギャップに対して正常に反応することを表すとともに、いわゆるテイラー原則も満たされている。テイラー原則は、実際のインフレ率が目標インフレ率から乖離した場合でも、時間とともにインフレ率の経路を目標インフレ率に収束させるための条件となる。その意味で、テイラー原則が満たされるということは、金融政策のレジームにかかわらず「インフレ・ターゲット」が「明示的にせよ暗示的にせよ」採用されていることとなる<sup>10)</sup>。

さらに、注目すべきは、(7)式より、産出量ギャップに係る係数  $\varphi_x$  が  $\alpha$  (産出量ギャップ安定指向度) に依存していないことである。つまり、仮に中央銀行が政策において産出量ギャップをまったく考慮しない「純粋インフレ・ターゲティング」を採用したとしても、操作目標としての名目金利を誘導する場合には産出量ギャップも考慮するということになる。

一方で、 $\varphi_x$  が  $\alpha$  に依存しないということは、 $\varphi_x$  と  $\varphi_\pi$  の相対的な大きさ  $\varphi_\pi/\varphi_x$  の  $\alpha$  に対する感応度は、インフレ率ギャップに係る係数  $\varphi_\pi$  の  $\alpha$  に対する感応度のみで決まることを意味する。さらに、 $\partial\varphi_\pi/\partial\alpha < 0$  が示されるから（本論末の補論参照）、 $\partial(\varphi_\pi/\varphi_x)/\partial\alpha < 0$  となる。このことは、中央銀行の独立性の観点から重要なことを示唆している。周知のように、政府にインフレ・バイアスがあるのなら、政府は産出量ギャップが上方に拡大乖離することに寛容であろう。したがって、中央銀行の政府からの独立性が弱い場合には  $\alpha$  を大きくせざるを得ないと推測され、それは  $\varphi_\pi$  (または  $\varphi_\pi/\varphi_x$ ) が小さいことに表れるのである<sup>11)</sup>。

以上、本稿で分析の枠組みを規定する基本モデルについて詳説してきた。しかし、実際にデータを用いて実証分析を行うときには、インフレ期待  $E_t[\pi_{t+1}]$  をどのように扱うか考えなければならない。そこで、次に推定モデルを説明しよう。

## 2. 推定モデル

冒頭の「はじめに」で述べたように、本稿の主たる論点の一つは、物価連動国債と名目固定利付国債の利回りから推定される期待インフレ率といった、変数自体にインフレ率の期待値が具現化されている指標の金融政策実施に対する

有用性を考察することである。したがって、モデルの推定には実際のインフレ率または期待インフレが具現化された指標を用いるが、用いる指標に応じて  $E_t[\pi_{t+1}]$  の定式化が変わってくる。その点を踏まえて、以下に推定モデルを示そう。

まず、実際のインフレ率を用いる場合には、Clarida et al. [1998, 2000] をはじめとした多くの先行研究に倣ってインフレ率の期待値の部分を以下のように処理する。

$$E_t[\pi_{t+1}] - \pi^T = (\pi_{t+1} - \pi^T) - (\pi_{t+1} - E_t[\pi_{t+1}]) \quad (10)$$

これを(8)式に代入して整理すると、実際のインフレ率を用いた場合の推定モデルは以下のよう表わせる。

$$i_t = \left\{ \rho - (\varphi_{1,\pi} - 1)\pi^T \right\} + \varphi_{1,\pi}\pi_{t+1} + \varphi_{1,x}x_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \quad (11)$$

ここで

$$\varepsilon_{1,t} = \xi_t - \varphi_{1,\pi}(\pi_{t+1} - E_t[\pi_{t+1}]) \quad (12)$$

である。(12)式で表される誤差項の形から、(11)式の推定には  $\pi_{t+1}$  に対する適切な操作変数を選んだ上で、Hansen [1982] の提唱した一般化モーメント法 (GMM) を適用する。

期待インフレ率が具現化されている指標を用いる場合には

$$E_t[\pi_{t+1}] = \pi_t^{e(1)} \quad (13)$$

と仮定する。ここで  $\pi_t^{e(1)}$  は  $t$  期における 1 期先の期待インフレ率を表す指標である。(13)式を(8)式に代入して整理すると、期待インフレ率の指標を用いた場合の推定モデルは以下のようになる。

$$i_t = \left\{ \rho - (\varphi_{2,\pi} - 1)\pi^T \right\} + \varphi_{2,\pi}\pi_t^{e(1)} + \varphi_{2,x}x_{t-1} + \varepsilon_{2,t} \quad (14)$$

ここで  $\varepsilon_{2,t} = \xi_t$  である。したがって、(14)式の推定には、説明変数  $\pi_t^{e(1)}$  が  $i_t$  の影響を受けることおよび  $\pi_t^{e(1)}$  に推計誤差が含まれている可能性を考慮して、操作変数 (IV) 法を用いる。

### III. データの検証

#### 1. データ

本稿では、得られるデータの制約とモデルの推定に小標本バイアスが生じないサンプル数を考慮して、月次ベース (1 期 = 1 カ月) のデータを用いる。前節で説明したモデルから、推定に必要なデータは中央銀行が操作目標とする名目金利、インフレ指標、産出量ギャップであり、以下にこれらについて説明する。なお、「はじめに」でも述べたように、データの期間は、アメリカが 98-06 年、イギリスが 93-06 年である。

#### (1) 名目金利

本稿でいう名目金利とは、中央銀行が金融政策の操作目標としている金利であり、アメリカの場合は FF レートである。その月中平均のデータを連邦準備制度理事会 (FRB) のホームページから得た。

一方、イギリスの場合には、少なくとも本稿の分析期間においては操作目標として定まった金利はなく、先行研究でも 3 カ月物短期国債 (TB) レートや銀行間貸出レートなどが用いられている。アメリカの金利変数との整合性を考慮して、本稿では銀行間レートの 1 カ月物 (LIMEAN) と翌日物を用いる。さらに、イン

グランド銀行 (BOE) が推定しているイールド・カーブの短期ゾーンの指標としている商業銀行負債レート (1カ月物) も用いる<sup>12)</sup>。銀行間レートは月中平均、商業銀行負債レートは月末ベースのデータを用いる<sup>13)</sup>。銀行間レートのデータは Office for National Statistics (ONS) (08年4月から UK Statistics Authority の下部機構となった) のホームページから、商業銀行負債レートのデータは BOE のホームページから得た。なお、データは英米とも % 表示である。

## (2) インフレ指標

インフレ指標としては、モデルの項で説明したように、実際のインフレ率と期待インフレ率を具現化した指標の2つを用いる。

まず、実際のインフレ率としては中央銀行が注視している物価指数の前年同月比を用いた。アメリカの場合には食料品・エネルギーを除いたコア個人消費支出価格指数 (コア PCE, 2000年=100) の前年同月比 (% 表示)、イギリスの場合には消費者物価指数 (CPI<総合>, 2005年=100) の前年同月比 (% 表示) である。

期待インフレ率を具現化した指標としては、名目固定利付国債と物価連動国債の金利をベースに推定した期待インフレ率を用いる。アメリカの場合には McCulloch がイールド・カーブ・データの一環としてフォワード・インフレ率のデータを97年1月から推計しており、本稿では後述するように金融政策の先見性を考慮して1年後の (インプライド・) フォワード・インフレ率 (月末値, % 表示) を用いた。なお、前述したように、データの信頼性を確保するためにデータは98年1月以降のものを利用した。出所は McCulloch のホームページである。

イギリスの場合にも、BOE がイールド・カーブ・データの一環として (インプライド・) フォワード・インフレ率およびスポット・インフレ率のデータをホームページで公表している。しかし、BOE のデータの場合には、前述した商業銀行負債レートと同様に、短期の期待インフレ率の推定において欠損値が多く、93年1月以降で各月のデータが取れる最短期のものは4年のインフレ率であった<sup>14)</sup>。このため、アメリカの場合には「1年後」の (インプライド・) フォワード・インフレ率だが、イギリスの場合には「当該月から4年後までの平均」としての (インプライド・) スポット・インフレ率 (月末値, % 表示) を用いる。

なお、目標インフレ率は、アメリカでは公表されていないが、イギリスでは2%と公表されている。したがって、イギリスのデータでモデルを推定する場合には  $\pi^T$  を2%に設定する<sup>15)</sup>。

## (3) 産出量ギャップ

多くの先行研究では産出量の指標として実質 GDP を用いており、月次ベースで政策反応関数を推定している Clarida et al. [1998, 2000] 等では鉱工業生産指数を用いている。本稿では、月次ベースを対象としていることもあり、鉱工業生産指数を第1の指標とする。これは、英米での推定結果を比較する場合に、(説明) 変数のベースを近いものにするという意味でも妥当な指標である。具体的なデータは、アメリカの場合には2002年を100とする季調値を FRB のホームページから取得し、イギリスの場合には2003年を100とする季調値を ONS のホームページから得た。

鉱工業生産指数を用いる場合の欠点は、言うまでもなく非製造業の産出量が欠落することで

あり、しかも英米両国とも GDP に占めるウェイトとしては非製造業のほうが高い。この欠点を補うために英米各国ベースで第2の指標を用いる。イギリスの場合には、鉱工業生産指数と同様の基準年で作成されているサービス（産業）指数（季調値、出所はONS）を用いて2003年のGDPに占めるウェイト（鉱工業：185.5/1000、サービス産業：743.6/1000）で両指数を加重平均した指標（以下、産出量指数と称す）を作成した。ただし、サービス（産業）指数が得られるのは95年1月からのため、産出量指数も95年1月以降しか計算できない。一方、アメリカの場合には、サービス産業に関する指標が月次ベースで取得できないため、米商務省が公表している月次ベースの実質可処分所得（季調値年率換算、2000年価格）を第2の指標とする。

次に、産出量ギャップを計算するためには潜在産出量を推定しなければならない。潜在産出量を推定する方法として先行研究が用いてきた手法には、①2次関数のタイムトレンドを潜在産出量とする方法、②Hodric-Prescott (HP) フィルターを用いて潜在産出量を推定する方法、③コブ・ダグラス型などのマクロ生産関数を推定し、その関数に基づいて潜在産出量を推定する方法がある。宮尾 [2006 (第8章), 2007] と小巻 [2007] は、90年代以降の日本のような持続的な需要不足を捉えるに適しているなどの理由から3番目の方法を推奨している。

しかし、上記いずれの方法による推定値は事後的なもの（つまり、金融政策を実施した以降のデータも含めて計算した潜在産出量）であり、金融政策の実施時点では利用不可能なデータである。この欠点を修正する方法として、金融政策の実施時点で利用可能なデータのみを用いて

潜在産出量を逐次再計算していく方法があるが、これでも根本的な問題が残る。1つは、事後的に見て経済に構造変化があった場合、構造変化が生じた直後（または、それが生じた後しばらくの間）の推定パラメータが不安定となり、潜在産出量の推定誤差が大きくなる可能性がある。もう1つは、推定の起点の取りかたによっても潜在産出量の推定値に大きな推定誤差を含む可能性である。しかも、ここで問題となることは、第1の意味での推定誤差にしても、第2の意味での推定誤差にしても、実際の潜在産出量のデータがないため、それらの大きさを推測することができないということである。

上述した問題点を鑑み、本稿では上記①から③のいずれの方法も採用しない。そもそも政策反応関数としての(5)式に産出量ギャップが変数として含まれている実質的な意味は、インフレ圧力の状況を金融政策の実施に考慮するためである。そこで、本稿では、産出量ギャップを、「過去1年間における経済状況に対する直近6カ月の状況の変化」と定義する。具体的には、前述した産出量の指標  $z_t$  に対して、産出量ギャップ  $x_t$  を以下のように定義する。

$$x_t = \left( \frac{\sum_{i=1}^6 z_{t-i}}{\sum_{i=1}^{12} z_{t-i}} - 1 \right) \times 100 \quad (15)$$

ここで、推定モデルに含まれる産出量ギャップが  $t-1$  期のものであることに注意されたい。つまり、政策反応関数に含まれる説明変数は  $x_{t-1}$  であるため、(15)式の定義からこの説明変数に実際に含まれる産出量の指標は  $t-2$  期以前の数値である。これは、現実には  $t$  期に金融政策を実施する場合に参照できる最新の産出量指標は2カ月程度前のものであることから、

(15)式の定義は実際の政策決定プロセスに整合すると考えられる。

## 2. 単位根検定

データの定義について説明したところで、次にモデル式(11)と(14)の推定に用いるデータ系列の単位根(和分次数)について検証する。前述したように(11)式の推定にはGMMを適用するため、変数は定常である必要がある。

単位根検定を行う前に各変数の時系列データをグラフ化したところ、アメリカのコアPCEインフレ率(01/9, 02/9)とフォワード・インフレ率(02/3~02/5)に外れ値のような動きが見られた。特に、後者について、フォワード・インフレ率を計算する元となっているアメ

リカの1カ月物金利の水準を調べたところ、実質金利が02/3~02/5にかけて異常な低下(-0.680%~-3.624%, 平均-2.283%)を示していることが外れ値の原因となっている<sup>16)</sup>。また、イギリスのデータについても、翌日物の銀行間レート(93/9, 99/12)と商業銀行負債レート(99/12)に外れ値と考えられる動きがあった。

これら外れ値のある系列は、まずダミー変数を用いて外れ値を修正した。その上で、すべての変数についてDickey and Fuller [1979, 1981] によるaugmented Dickey-Fuller (ADF) テストを行った。ラグ次数は、ベイズの情報量基準(BIC)を基本とした上で、推定式の誤差項の系列相関が5%の有意水準で棄却

図表1 単位根検定(ADFテスト)の結果

変数名	レベル系列			階差系列		
	検定統計量	ラグ	モデル	検定統計量	ラグ	モデル
<b>【アメリカ】</b>						
FFレート	-0.904	1	モデル3	-3.358***	1	モデル3
PCEインフレ率	-2.273	6	モデル2	-3.326***	5	モデル3
フォワード・インフレ率(1年後)	-0.985	0	モデル3	-7.798***	1	モデル2
産出量ギャップ(鉱工業生産)	-2.155**	7	モデル3	-2.386**	12	モデル3
産出量ギャップ(実質可処分所得)	-4.892***	7	モデル1			
<b>【イギリス】</b>						
銀行間レート(翌日物)	-3.664***	5	モデル2			
銀行間レート(1カ月物)	-0.676	12	モデル3	-4.223***	12	モデル2
商業銀行負債レート(1カ月物)	-0.843	8	モデル3	-5.038***	8	モデル2
CPIインフレ率	-0.747	9	モデル3	-5.407***	9	モデル2
スポット・インフレ率(4年間)	-1.550	2	モデル3	-7.438***	2	モデル2
産出量ギャップ(鉱工業生産)	-1.840	13	モデル3	-2.894***	13	モデル3
産出量ギャップ(産出量指数)	-0.463	12	モデル3	-3.493***	4	モデル2

(注) 1) 方程式の推定期間はアメリカが1998年1月-2006年12月、イギリスが1993年1月-2006年12月の範囲で推定可能な期間を取った。

2) \*\*と\*\*\*は各々5%水準, 1%水準で単位根の帰無仮説が棄却されることを示す。

3) 原系列に外れ値があるデータは本文に示した方法で外れ値を修正した系列に対してテストを行った。

4) テストにおけるモデルの決定は糞谷 [2001] の50-51頁のフローチャートに従った。

ここで、モデルの定義は次のとおりである—モデル1:トレンド項, 定数項あり, モデル2:定数項のみあり, モデル3:トレンド項, 定数項ともなし。

5) 階差系列をテストしている変数のレベル系列の最終モデルは、階差系列をテストする必要ありと判断されたときの最終モデル。

されるよう (以下、Q基準) 決定した (ただし、ラグを15カ月まで取ってもQ基準が満たされない場合は、BICのみでラグ次数を決定した)。また、推定式に定数項、トレンド項を含めるか否かについては藁谷 [2001] の50-51頁に示されているフローチャートにしたがって決定した。

単位根検定の結果は図表1のようになった。本稿で用いた ADF テストをはじめとした単位根検定には検出力の問題があるため、ここでは1%水準で判断した。その結果、各変数につき以下のように整理することができる。

- アメリカの産出量ギャップ (鉱工業生産指数ベース) は、5%有意水準で判断すれば I(0) だが、1%水準で判断すると階差系列でも帰無仮説は棄却されず、和分次数は2次以上となる。
- アメリカの産出量ギャップ (実質可処分所得ベース) およびイギリスの銀行間レート (翌日物) は I(0) と判断される。
- 上記3変数以外はすべて I(1) と判断される。

以上の結果に基づき、本稿ではすべてのデータ系列を I(1) とみなし、データの階差系列を用いてモデルを推定する。ただし、この単位根検定の結果は頑健性に劣るため、補助的にデータの水準系列を用いた場合のモデルも推定する。

## IV. モデルの実証結果

### 1. 推定上の問題と対処

前節で説明したデータを用いてモデル(11)式と(14)式を推定する前に、推定上の問題点とそれに対する対処を説明しておこう。

第1は中央銀行によるインフレ予想の期間、つまり中央銀行が金融政策を実施する場合に想定するインフレ率の見通し期間である。モデル上は  $t+1$  期と、1カ月先となっているが、実際には1年程度先 ( $t+12$  期) であろう。多くの実証研究でも、金融政策の変更は实体经济に1年から1年半程度先まで相応の影響を及ぼすことが示されている (Gali [2008] (Ch.1))<sup>17)</sup>。

したがって(11)式において  $\pi_{t+1}$  は  $\pi_{t+12}$  に置き換える。このとき、(12)式より誤差項は  $\varepsilon_{1,t} = \Delta \xi_t - \varphi_{1,\pi} (\Delta \pi_{t+12} - E_t [\pi_{t+12}])$  となるため、移動平均過程が問題となるが、この問題は Newey-West [1987] の手法 (頑健推定) により処理する。

一方、期待インフレ率を具現化したデータを用いる場合には、(14)式の  $\pi_t^{e(1)}$  をアメリカの場合は  $\pi_t^{e(12)}$  に置き換える。また、イギリスの場合は前述したデータ上の制約から  $\pi_t^{e(48)}$  を用いる。

第2の問題は操作変数の選択である。前述したように(11)式の推定は GMM、(14)式の推定は IV 法を用いるため、いずれにしても操作変数を選択する必要がある。

操作変数の選択基準として確立されたものはないが、まず基本的な選択基準として、①推定すべきパラメータ数に対する識別可能性、②操作変数のラグ次数と推定量バイアスの可能性を考慮し、定数項、説明変数と被説明変数の1・2期ラグを操作変数の範囲とした<sup>18)</sup>。この操作変数の範囲の中から、Andrews [1999]、Andrews and Lu [2001] が提唱する J 統計量に基づいた操作変数の選択プロセスにより、適切とみなされる操作変数を選んだ。ただし、上述したように階差モデルを基本としているため、階差モデルに基づいて操作変数を選択し、その

操作変数をレベルに戻した変数を水準モデルの操作変数とする。

## 2. 仮説の検証結果

「はじめに」で説明したように、本稿の論点は次の2つである。第1に、期待インフレ率を具現化したインフレ指標（名目固定利付国債利回りと物価連動国債利回りから推定された期待インフレ率）は金融政策の参照値として実際のインフレ率より有用か否かである。第2に、中央銀行の政府からの「独立性」を確保するための制度的措置は、金融政策を表す政策反応関数に反映されているか否かである。モデルの推定結果に基づいて最初の論点から検証していこう。

### (1) 期待インフレ率の有用性

ここでは、「期待インフレ率を具現化したインフレ指標は金融政策の参照値として実際のインフレ率より有用である」という仮説（仮説1）を検証する。前項で説明した中央銀行によるインフレ予想の期間を踏まえた上で推定モデルを再掲すると以下ようになる。

モデル(11)式：英米両国とも

$$\Delta i_t^j = b_0^j + b_1^j \Delta \pi_{t+12}^j + b_2^j \Delta x_{t-1}^j + \varepsilon_{1,t}^j \quad (j=uk, us) \quad (11')$$

モデル(14)式

#### ①アメリカ

$$\Delta i_t^{us} = c_0^{us} + c_1^{us} \Delta \pi_t^{us, e(12)} + c_2^{us} \Delta x_{t-1}^{us} + \varepsilon_{2,t}^{us} \quad (14')$$

#### ②イギリス

$$\Delta i_t^{uk} = c_0^{uk} + c_1^{uk} \Delta \pi_t^{uk, e(48)} + c_2^{uk} \Delta x_{t-1}^{uk} + \varepsilon_{2,t}^{uk} \quad (14'')$$

ここで、ある変数  $y_t$  に対して  $\Delta y_t \equiv y_t - y_{t-1}$  で

ある。

上記の式で留意すべき点として、まず第1に上式は階差モデルの式であり、水準モデルを推定する場合には、上式においてすべての変数  $\Delta y_t$  は  $y_t$  に置き換える。第2に、前述したようにイギリスの目標インフレ率  $\pi^T = 2\%$  と判明しているため、イギリスの水準モデルを推定する場合には、(11')、(14'')式で  $i_t^{uk}$ 、 $\pi_{t+12}^{uk}$ 、 $\pi_t^{uk, e(48)}$  の代わりに、それらの変数から各々2を差し引いた系列を用いる。

(11')式はGMM、(14')式と(14'')式はIV法で推定した上で、まず検証すべきは、政策反応関数が(6)、(7)式による理論的な係数の条件を満たすか否かである。つまり、

$$H_0 : b_1^j > 1, b_2^j > 0 \quad (j=uk, us) \quad (16)$$

または

$$H_0 : c_1^j > 1, c_2^j > 0 \quad (14')$$

である。さらに、主論点である、政策反応関数の変数としてのどのいずれが適切かは(11')式と(14')または(14'')式の推定結果に基づいて、Davidson and MacKinnon [1981] のJ(ジョイント)テストによって判断した。

モデル式の推定結果は図表2、3のようになった。アメリカの結果から説明していこう。なお、テストの有意水準は5%を基準としている。

#### (i) アメリカ

階差モデルでは、インフレ率および産出量にいずれの指標(変数)を用いようと、すべての係数は正で推定された。しかも、いずれのモデルもJ統計量は有意である。また、 $b_1^{us} > 1$  の仮説は強く支持される。しかし、 $c_1^{us} > 1$  については5%水準で支持されるものの標準偏差が大きいため信頼性に欠け、 $c_1^{us} = 0$  も棄却されなかった。

図表2 モデルの推定結果 (階差モデル)

【アメリカ】

期間：1998/5-2006/12

金利：FF レート

	インフレ率		産出量 gap		操作変数	J 統計量	J テスト
	PCE インフレ率 (1 年先)	フォワード・イン フレ率 (1 年後)	鉱工業 生産指数	個人所得			
係 数	3.814		0.196			$\chi^2(3)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(1.381)		(0.364)		A	3.898	0.010
[p 値(= 0)]	[0.006]		[0.591]			[0.273]	[0.921]
[p 値(= 1)]	[0.042]		—				
係 数		0.672	0.376			$\chi^2(1)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.626)	(0.251)		B	1.903	5.101
[p 値(= 0)]		[0.283]	[0.135]			[0.168]	[0.024]
[p 値(= 1)]		[0.600]	—				
係 数	4.135			0.199		$\chi^2(3)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(1.339)			(0.533)	A	2.964	0.047
[p 値(= 0)]	[0.002]			[0.709]		[0.397]	[0.829]
[p 値(= 1)]	[0.019]			—			
係 数		1.008		0.398		$\chi^2(1)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.770)		(0.449)	B	0.043	4.395
[p 値(= 0)]		[0.190]		[0.375]		[0.836]	[0.036]
[p 値(= 1)]		[0.992]		—			

(注) 1) 操作変数の定義は以下のとおりである。

A：定数，1・2 期前の金利 (階差)，1 期前の PCE インフレ率 (階差)，2・3 期前の産出量 gap (階差)

B：定数，1 期前のフォワード・インフレ率 (階差)，2・3 期前の産出量 gap (階差)

2) J テストの帰無仮説：当該インフレ率を用いたモデルが正しい。

3) J 統計量および J テストの [ ] 内の数値は p 値。

【イギリス】

(1) 金利 A：銀行間レート (翌日物)

	インフレ率		産出量 gap		操作変数	J 統計量	J テスト
	CPI インフレ率 (1 年先)	スポット・イン フレ率 (4 年間)	鉱工業 生産指数	産出量 指数			
[期間：1993/5-2006/12]							
係 数	6.313		-0.155			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(4.036)		(1.877)		C	0.151	0.918
[p 値(= 0)]	[0.118]		[0.934]			[0.927]	[0.338]
[p 値(= 1)]	[0.188]		—				
係 数		1.178	0.338			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(2.684)	(0.777)		D	0.077	2.756
[p 値(= 0)]		[0.661]	[0.664]			[0.962]	[0.097]
[p 値(= 1)]		[0.947]	—				
[期間：1996/5-2006/12]							
係 数	7.257			1.109		$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(6.807)			(6.399)	C	0.395	1.882
[p 値(= 0)]	[0.286]			[0.862]		[0.821]	[0.170]
[p 値(= 1)]	[0.358]			—			
係 数		-1.652		0.598		$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(1.358)		(2.167)	D	0.627	1.730
[p 値(= 0)]		[0.224]		[0.782]		[0.731]	[0.188]
[p 値(= 1)]		[0.051]		—			

## 【イギリス(続き)】

## (2) 金利 B: 銀行間レート (1 カ月物)

	インフレ率		産出量 gap		操作変数	J 統計量	J テスト
	CPI インフレ率 (1 年先)	スポット・イン フレ率 (4 年間)	鉱工業 生産指数	産出量 指数			
[期間: 1993/5-2006/12]							
係数	7.635		-0.768			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(7.601)		(2.050)		C	0.111	0.146
[p 値 (= 0)]	[0.315]		[0.708]			[0.946]	[0.702]
[p 値 (= 1)]	[0.383]		—				
-----							
係数		1.283	-0.188			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(1.130)	(0.459)		D	2.028	1.588
[p 値 (= 0)]		[0.257]	[0.683]			[0.363]	[0.208]
[p 値 (= 1)]		[0.803]	—				
-----							
[期間: 1996/5-2006/12]							
係数	2.248		0.187			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(2.653)		(2.320)		C	0.917	0.204
[p 値 (= 0)]	[0.397]		[0.936]			[0.632]	[0.652]
[p 値 (= 1)]	[0.638]		—				
-----							
係数		-0.482	-0.125			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.387)	(0.423)		D	1.279	0.175
[p 値 (= 0)]		[0.213]	[0.768]			[0.528]	[0.675]
[p 値 (= 1)]		[0.000]	—				

## (3) 金利 C: 商業銀行負債レート (1 カ月物)

	インフレ率		産出量 gap		操作変数	J 統計量	J テスト
	CPI インフレ率 (1 年先)	スポット・イン フレ率 (4 年間)	鉱工業 生産指数	産出量 指数			
[期間: 1993/5-2006/12]							
係数	4.655		-0.577			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(8.983)		(1.327)		C	0.546	0.684
[p 値 (= 0)]	[0.604]		[0.664]			[2.097]	[0.408]
[p 値 (= 1)]	[0.684]		—				
-----							
係数		2.351	-0.316			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(1.717)	(0.662)		D	0.637	2.536
[p 値 (= 0)]		[0.171]	[0.634]			[0.727]	[0.111]
[p 値 (= 1)]		[0.431]	—				
-----							
[期間: 1996/5-2006/12]							
係数	0.757		0.165			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(1.114)		(0.548)		C	3.502	0.010
[p 値 (= 0)]	[0.497]		[0.763]			[0.174]	[0.921]
[p 値 (= 1)]	[0.827]		—				
-----							
係数		-0.480	-0.391			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.457)	(0.669)		D	2.682	1.835
[p 値 (= 0)]		[0.294]	[0.559]			[0.262]	[0.176]
[p 値 (= 1)]		[0.001]	—				

(注) 1) 操作変数の定義は以下のとおりである。

C: 定数, 1 期前の金利 (階差), 1 期前の CPI インフレ率 (階差), 2・3 期前の産出量 gap (階差)

D: 定数, 1 期前の CPI インフレ率 (階差), 2・3 期前の産出量 gap (階差)

2) J テストの帰無仮説: 当該インフレ率を用いたモデルが正しい。

3) J 統計量および J テストの [ ] 内の数値は p 値。

図表3 モデルの推定結果 (水準モデル)

## 【アメリカ】

期間：1998/4-2006/12

金利：FF レート

	インフレ率		産出量 gap		操作変数	J 統計量	J テスト
	PCE インフレ率 (1 年先)	フォワード・イン フレ率 (1 年後)	鉱工業 生産指数	個人所得			
係 数	-3.930		1.082			$\chi^2(3)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(0.945)		(0.195)		E	19.629	1.610
[p 値(= 0)]	[0.000]		[0.000]			[0.000]	[0.205]
[p 値(= 1)]	[0.000]		—				
係 数		0.117	1.160			$\chi^2(1)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.365)	(0.204)		F	9.222	8.638
[p 値(= 0)]		[0.749]	[0.000]			[0.002]	[0.003]
[p 値(= 1)]		[0.015]	—				
係 数	-5.565			1.205		$\chi^2(3)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(1.373)			(0.718)	E	18.535	16.396
[p 値(= 0)]	[0.000]			[0.094]		[0.000]	[0.000]
[p 値(= 1)]	[0.000]			—			
係 数		0.935		1.751		$\chi^2(1)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.314)		(0.404)	F	2.220	8.576
[p 値(= 0)]		[0.003]		[0.000]		[0.136]	[0.003]
[p 値(= 1)]		[0.836]		—			

(注) 1) 操作変数の定義は以下のとおりである。

E：定数，1・2 期前の金利，1 期前の PCE インフレ率，2・3 期前の産出量 gap

F：定数，1 期前のフォワード・インフレ率，2・3 期前の産出量 gap

2) J テストの帰無仮説：当該インフレ率を用いたモデルが正しい。

3) J 統計量および J テストの [ ] 内の数値は p 値。

## 【イギリス】

(1) 金利 A：銀行間レート (翌日物)

	インフレ率 gap		産出量 gap		操作変数	J 統計量	J テスト
	CPI インフレ率 (1 年先)	スポット・イン フレ率 (4 年間)	鉱工業 生産指数	産出量 指数			
[期間：1993/4-2006/12]							
係 数	-0.449		0.929			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(0.364)		(0.271)		G	24.262	10.879
[p 値(= 0)]	[0.217]		[0.001]			[0.000]	[0.001]
[p 値(= 1)]	[0.000]		—				
係 数		1.311	-0.569			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.258)	(0.380)		H	3.298	7.181
[p 値(= 0)]		[0.000]	[0.134]			[0.192]	[0.007]
[p 値(= 1)]		[0.227]	—				
[期間：1996/4-2006/12]							
係 数	1.182			2.677		$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(0.476)			(0.664)	G	28.610	36.529
[p 値(= 0)]	[0.013]			[0.000]		[0.000]	[0.000]
[p 値(= 1)]	[0.703]			—			
係 数		1.648		1.667		$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.330)		(0.470)	H	6.093	0.041
[p 値(= 0)]		[0.000]		[0.000]		[0.048]	[0.839]
[p 値(= 1)]		[0.049]		—			

【イギリス(続き)】

(2) 金利 B: 銀行間レート (1 カ月物)

	インフレ率 gap		産出量 gap		操作変数	J 統計量	J テスト
	CPI インフレ率 (1 年先)	スポット・イン フレ率 (4 年間)	鉱工業 生産指数	産出量 指数			
[期間: 1993/4-2006/12]							
係数	0.073		1.030			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	0.402		(0.297)		G	27.177	14.096
[p 値(= 0)]	[0.856]		[0.001]			[0.000]	[0.000]
[p 値(= 1)]	[0.021]		—				
-----							
係数		1.423	-0.482			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.253)	(0.369)		H	4.783	5.636
[p 値(= 0)]		[0.000]	[0.191]			[0.092]	[0.018]
[p 値(= 1)]		[0.095]	—				
-----							
[期間: 1996/4-2006/12]							
係数	1.865		3.406			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(0.548)		(0.663)		G	28.203	38.540
[p 値(= 0)]	[0.001]		[0.000]			[0.000]	[0.000]
[p 値(= 1)]	[0.115]		—				
-----							
係数		1.653	1.767			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.321)	(0.466)		H	6.221	0.004
[p 値(= 0)]		[0.000]	[0.000]			[0.045]	[0.947]
[p 値(= 1)]		[0.042]	—				

(3) 金利 C: 商業銀行負債レート (1 カ月物)

	インフレ率 gap		産出量 gap		操作変数	J 統計量	J テスト
	CPI インフレ率 (1 年先)	スポット・イン フレ率 (4 年間)	鉱工業 生産指数	産出量 指数			
[期間: 1993/4-2006/12]							
係数	-0.055		1.114			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(0.381)		(0.284)		G	26.881	14.320
[p 値(= 0)]	[0.885]		[0.000]			[0.000]	[0.000]
[p 値(= 1)]	[0.006]		—				
-----							
係数		1.375	-0.412			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.253)	(0.367)		H	4.396	6.825
[p 値(= 0)]		[0.000]	[0.262]			[0.111]	[0.009]
[p 値(= 1)]		[0.140]	—				
-----							
[期間: 1996/4-2006/12]							
係数	1.869		3.443			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)	(0.543)		(0.657)		G	28.519	43.829
[p 値(= 0)]	[0.001]		[0.000]			[0.000]	[0.000]
[p 値(= 1)]	[0.110]		—				
-----							
係数		1.639	1.750			$\chi^2(2)=$	$\chi^2(1)=$
(標準偏差)		(0.314)	(0.449)		H	6.564	0.016
[p 値(= 0)]		[0.000]	[0.000]			[0.038]	[0.900]
[p 値(= 1)]		[0.042]	—				

(注) 1) 操作変数の定義は以下のとおりである。

G: 定数, 1 期前の金利, 1 期前の CPI インフレ率, 2・3 期前の産出量 gap

H: 定数, 1 期前の CPI インフレ率, 2・3 期前の産出量 gap

2) J テストの帰無仮説: 当該インフレ率を用いたモデルが正しい。

3) J 統計量および J テストの [ ] 内の数値は p 値。

Jテストは、説明変数において  $\Delta\pi_{t+12}$  の方が  $\Delta\pi_t^{e(12)}$  より適切という帰無仮説は強く支持されたが、 $\Delta\pi_{t+12}$  の方が適切という帰無仮説は5%水準で支持されなかった。以上の結果より、階差モデルで判断すると仮説1は棄却される。

水準モデルでは、 $\pi_{t+12}$  を用いたときにインフレ率に係る係数は負と推定されるが、 $\pi_t^{e(12)}$  を用いたときは正と推定された。産出量ギャップに係る係数はいずれの指標(変数)を用いたときも正で推定された。また、J統計量は、インフレ指標に  $\pi_t^{e(12)}$ 、産出量指標に個人所得を用いたときのみ5%水準で有意である。

J統計量が有意となったケースの推計結果を見ると、インフレ率、産出量ギャップに係る係数はともに正で有意である。さらに、 $c_1^{us} > 1$  の帰無仮説も支持される。なお、 $b_1^{us}$  の係数が負のため、両式の比較、つまりJテストの結果は意味がない。以上の結果を総合的に判断すると、水準モデルでは仮説1は支持されると言えよう。

以上、階差モデルと水準モデルの推計結果から、仮説1に対する明確な結果を得ることはできなかった。しかし、階差モデルでもインフレ率に係る係数は正で計測され、しかもJ統計量も有意であることを考慮すると、期待インフレ率を具現化したインフレ指標は金融政策にとって有用な情報を有していると判断できよう。

## (ii) イギリス

階差モデルにおいてインフレ率、産出量ギャップに係る係数がともに正で推定された組み合わせは以下のとおりである。

$$\begin{aligned} & (\Delta bkon_t, \Delta\pi_t^{e(48)}, \Delta IIP_{t-1}), \\ & (\Delta bkon_t, \Delta\pi_{t+12}, \Delta PRO_{t-1}), \\ & (\Delta bkm_t, \Delta\pi_{t+12}, \Delta PRO_{t-1}), \\ & (\Delta bkl_t, \Delta\pi_{t+12}, \Delta PRO_{t-1}) \end{aligned}$$

ここで、 $bkon$  は銀行間レート(翌日物)、 $bkm$  は銀行間レート(1カ月物)、 $bkl$  は商業銀行負債レート(1カ月物)、 $IIP$  は鉱工業生産指数を用いた産出量ギャップ、 $PRO$  は産出量指数を用いた産出量ギャップである。これらの組み合わせの特徴を整理すると以下になる。まず、J統計量はいずれも5%水準で有意である。しかし、いずれの係数の標準偏差も大きく、5%水準で有意にゼロと異なる。  $b_1^{uk} > 1$  または  $c_1^{uk} > 1$  の仮説も5%水準で棄却されないが、標準偏差が大きいためテストの信頼性は低い。

同じ金利と産出量ギャップを被説明変数、説明変数とする [ $\Delta\pi_{t+12}$ ,  $\Delta\pi_t^{e(48)}$ ] のペアで係数が正しく推定された組み合わせがないためJテストは意味がないが、いずれのペアのテストも帰無仮説は5%水準で支持された。以上の推定結果から、階差モデルで判断すると仮説1が支持されるか否かは明確ではない。

水準モデルの推定では、インフレ率・ギャップ、産出量ギャップに係る係数がともに正で推定された組み合わせは、( $bkm_t$ ,  $\pi_{t+12}$ ,  $IIP_{t-1}$ ) の他に以下のような  $\pi_{t+12}$  と  $\pi_t^{e(48)}$  のペアがあった。

$$\begin{aligned} A : & (bkon_t, \pi_{t+12}, PRO_{t-1}) \\ & - (bkon_t, \pi_t^{e(48)}, PRO_{t-1}), \\ B : & (bkm_t, \pi_{t+12}, PRO_{t-1}) \\ & - (bkm_t, \pi_t^{e(48)}, PRO_{t-1}), \\ C : & (bkl_t, \pi_{t+12}, PRO_{t-1}) \\ & - (bkl_t, \pi_t^{e(48)}, PRO_{t-1}), \end{aligned}$$

これらの組み合わせの特徴を整理すると以下になる。第1に、インフレ率に  $\pi_{t+12}$  を用いた推定はすべてJ統計量が5%水準で有意ではない。 $\pi_t^{e(48)}$  を用いた推定は5%水準で棄却されるが、1%水準では有意である。したがっ

て、推定式としては $\pi_t^{e(48)}$ を用いるべきであろう。第2に、産出量ギャップのベースとして産出量指数 (PRO) を用いた場合、いずれの金利ベース (上記, A, B, Cのペア) でも係数の標準偏差は極めて小さく、いずれの係数も5%水準で有意にゼロと異なる。また、 $b_1^{uk} > 1$  または  $c_1^{uk} > 1$  の仮説も支持される。第3に、係数の推定値が有意であるA, B, CのペアについてJテストの結果を見ると、いずれのペアでも「説明変数として $\pi_{t+12}$ が $\pi_t^{e(48)}$ より適切」という帰無仮説は強く棄却され、「説明変数として $\pi_t^{e(48)}$ が $\pi_{t+12}$ より適切」という帰無仮説は強く支持される。これは、J統計量による検定結果と整合的である。

以上の結果、水準モデルで判断すると仮説1は支持される。上述したように、階差モデルでは仮説1の真偽は判断できなかったことから、イギリスの場合には、水準モデルで判断して、期待インフレ率を具現化したインフレ指標の方が有効と推測される。

## (2) 中央銀行の独立性

中央銀行の政府からの「独立性」を確保するための制度的措置が金融政策を表す政策反応関数に反映されているか否かという論点は、2つの側面から考察する。第1はイギリスの制度変更であり、第2はインフレ・ターゲットの枠組みを表明しているイギリス (BOE) とそれを表明していないアメリカ (FRB) の比較である。前者から検証していこう。

### (i) BOEの独立性強化と政策反応関数の変化

イギリスでは92年10月から公式にインフレ・ターゲットを金融政策の枠組みとして採用しているが、さらに97年5月にBOEは金融政策の

決定・実施に対する英財務省からの独立性が法的に強化された。この法的措置は金融政策を表す政策反応関数に有意な影響を与えたのだろうか。本項では、この法的措置が有意な影響を与えたという仮説 (仮説2) を検証する。

仮にこうした法的措置がBOEの独立性を強化して、物価安定への更なる重視 (インフレ・ターゲットの枠組みの強化) につながったのであれば、第2節 (および補論) で示したように、政策反応関数のインフレ率ギャップに係る係数の推定値が97年6月以降有意に上昇するであろう。この点を検証するために、97年5月以前は0、同年6月以降は1を取るダミー変数を $D_t$ として、モデル(14<sup>o</sup>)式に $D_t \times (\Delta) \pi_t^{uk, e(48)}$ 項 (以下、インフレ率ダミー項) と $D_t \times (\Delta) x_{t-1}^{uk}$ 項 (以下、産出量ダミー項) を説明変数として追加したモデルを推定したが、推定係数に多重共線性の影響が強く現れた。そこで、まず(14<sup>o</sup>)式を推定して得た推定誤差 $\hat{e}_{2,t}^{uk}$ に対して、次の式を推定した。

$$\hat{e}_{2,t}^{uk} = c_{01}^{uk} + c_{11}^{uk} (D_t \times (\Delta) \pi_t^{uk, e(48)}) + c_{21}^{uk} (D_t \times (\Delta) x_{t-1}^{uk}) + \eta_t \quad (17)$$

ここで、 $\eta_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\eta^2)$  ( $\sigma_\eta^2$ は一定) である。この推計に基づいて

$$H_0 : c_{11}^{uk}$$

を検証した。

ここで、モデル(14<sup>o</sup>)式に限定したのは、前項(ii)での分析結果より、イギリスの場合にはBOEが参照するインフレ指標として $\pi_{t+12}$ より $\pi_t^{e(48)}$ が適切と判断したためである。また、他の変数である金利、産出量もモデル(14<sup>o</sup>)式の推定結果に基づいて係数が正で推定され、意味のあるものを選んだ。

(17)式の推定結果は図表4のようになった。

図表4 1997年6月以降のイングランド銀行の独立性強化に関する検証

1. 階差モデル

期間：1993/5-2006/12

金利：銀行間レート（翌日物）

	インフレ率	産出量 gap
係数	-1.559	0.084
(標準偏差)	(0.283)	(0.393)
[p 値]	[0.000]	[0.832]

(注) インフレ率：スポット・インフレ率（4年間）、産出量：鉱工業生産指数

2. 水準モデル

期間：1996/4-2006/12

(1) 金利 A：銀行間レート（翌日物）

	インフレ率 gap	産出量 gap
係数	-0.301	1.288
(標準偏差)	(0.137)	(0.427)
[p 値]	[0.030]	[0.003]

(2) 金利 B：銀行間レート（1カ月物）

	インフレ率 gap	産出量 gap
係数	-0.316	1.349
(標準偏差)	(0.129)	(0.403)
[p 値]	[0.016]	[0.001]

(3) 金利 C：商業銀行負債レート（1カ月物）

	インフレ率 gap	産出量 gap
係数	-0.303	1.284
(標準偏差)	(0.126)	(0.394)
[p 値]	[0.018]	[0.001]

(注) インフレ率：スポット・インフレ率（4年間）、産出量：産出量指数

階差モデルでの結果から説明していこう。

階差モデルでの組み合わせは  $(\Delta bkon_t, \Delta \pi_t^{e(48)}, \Delta IIP_{t-1})$  である。図表4に示されているように、インフレ率ダミー項に係る係数は有意に負と推定された。したがって、独立性が強化されたとされる97年6月以降、本稿で定義した意味において独立性は弱まった（インフレ率に対する金融政策<金利変更>の感応度は弱まった）と推測される。一方、産出量ダミー項

に係る係数は正で推定されたが、有意にゼロと異ならなかった。

水準モデルでの組み合わせは  $(bkon_t, \pi_t^{e(48)}, PRO_{t-1}), (bkm_t, \pi_t^{e(48)}, PRO_{t-1}), (bkl_t, \pi_t^{e(48)}, PRO_{t-1})$  である。(17)式を推定した結果、すべての場合で、インフレ率ダミー項に係る係数は有意に負、産出量ダミー項に係る係数は有意に正となった。これは、産出量ダミー項の係数が有意という点を除いて、階差モデルの結果と同一である。したがって、97年6月以降、本稿で定義した意味での独立性はむしろ弱まったことを示している。

伊藤・林 [2006] (第4章, 124-126頁) は97年の独立性強化以降にインフレ・ターゲティングの枠組みも強化されたと述べているが、本項の分析ではその点は確認できなかった。むしろ、本稿で定義した意味において97年6月以降BOEの独立性は弱まっており、この結果は、本稿と同様の問題意識の下で期間を97年第2四半期以前と、同年第4四半期以降とに分割してテイラー型の政策反応関数を推定した Mihailov [2005, 2006] の結果と同じである。このことは、逆言すれば、93年にインフレ・ターゲットのレジームに移行して以来、BOEの政府からの独立性は97年の法的措置と少なくとも同程度には確保されていたと言えよう。では、インフレ・ターゲット・レジームの陽表的な採用が独立性を確保するのだろうか。そこで、インフレ・ターゲット・レジームの採用と独立性との関係を次に調べてみよう。

(ii) BOE と FRB の独立性の相違

最近では聞かれなくなったが、日本では日本銀行の独立性を強化するためにインフレ・ターゲットの枠組みを採用すべきといった意見が一部の経済学者から主張されていた。では、イン

フレ・ターゲットを表明しているイギリス (BOE) とそれを表明していないアメリカ (FRB) とで独立性に有意な差があるのだろうか。つまり、インフレ・ターゲットを表明しているイギリス (BOE) は、それを表明していないアメリカ (FRB) より独立性が高いという仮説 (仮説 3) である。

この仮説 3 を検証するために、アメリカとイギリスの政策反応関数を同時推定して、「インフレ率ギャップにかかる係数が英米両国で等しい」という帰無仮説をテストした。なお、同時推定する際に係数比較することを考慮して両国の産出量指標は同一種類のものを用い、さらに前項でのモデルの推定結果を考慮して、階差モデルと水準モデルとで各々以下のような変数の組み合わせを選択した。なお、以下で記号  $ff$  はアメリカの FF レート、 $PI$  はアメリカの個人所得を意味する。

#### ①階差モデル

アメリカ： $\Delta ff_t, \Delta \pi_{t+12}^{e(48)}, \Delta IIP_{t-1}$

イギリス： $\Delta bkon_t, \Delta \pi_t^{e(48)}, \Delta IIP_{t-1}$

#### ②水準モデル

アメリカ： $ff_t, \pi_t^{e(12)}, PI_{t-1}$

イギリス： $A(bkon_t, \pi_t^{e(48)}, PRO_{t-1}),$

$B(bkm_t, \pi_t^{e(48)}, PRO_{t-1}),$

$C(bkl_t, \pi_t^{e(48)}, PRO_{t-1})$

また、同時方程式の推定方法は、階差モデルでは GMM、水準モデルでは 3 段階最小二乗法 (3SLS) を用いた。

インフレ率 (ギャップ) および産出量ギャップに係る係数の推定結果と、係数の一致に関する検定 (Wald 検定) の結果は図表 5 のとおりである。主論題であるインフレ率 (ギャップ) に係る係数について、これまでと同様に階差モデルの結果から説明していこう。

階差モデルでは、インフレ率に係る係数は両国とも正で推定され、その水準はアメリカの方が大きい。さらに、アメリカの係数は 5% 水準で有意にゼロと異ならないが、イギリスのそれは有意ではない。

インフレ率に係る係数が両国で等しいという帰無仮説は 5% 水準で棄却された。したがって、階差モデルで考える限り、アメリカの係数がイギリスの係数より大きいと推測される。これは、アメリカ (FRB) の方がインフレ・ターゲットを表明しているイギリス (BOE) よりも金融政策においてインフレ率を重視していることを示している。

水準モデルでは、イギリスの金利においていづれのペアを対象とした場合でもインフレ率 (ギャップ) に係る係数は両国とも正で推定され、その水準はアメリカの方が大きい。さらに、アメリカの係数はすべて 5% 水準で有意にゼロと異ならないが、イギリス場合には C のケースを除いて係数は有意ではない。しかしながら、インフレ率に係る係数が両国で等しいという帰無仮説は 5% 水準で棄却されない。したがって、水準モデルで判断すると、(アメリカの係数)  $\geq$  (イギリスの係数) と推測される。

以上の結果から、金融政策のレジームとしてインフレ・ターゲットを表明しているか否かと中央銀行の独立性の強さとは関係がないと言えよう。

なお、産出量ギャップに係る係数について簡単に整理しておこう。まず、係数はすべて正で計測され、すべての場合でイギリスの係数がアメリカのそれを上回っている。係数の有意性は、階差モデルにおけるアメリカの係数を除き、5% 水準ですべて有意である。また、係数が両国で等しいという帰無仮説は、階差モデル

図表 5 英米における中央銀行の独立性に関する検証

1. 階差モデル

期間：1998/5-2006/12

	インフレ率	産出量 gap	Wald 検定統計量： $\chi^2(1)$	
			インフレ率	産出量 gap
アメリカ				
係数	3.501	0.277	4.159	3.579
(標準偏差)	(1.100)	(0.271)		
[p 値]	[0.001]	[0.307]		
イギリス				
係数	0.733	1.862	[0.041]	[0.059]
(標準偏差)	(0.750)	(0.733)		
[p 値]	[0.329]	[0.011]		

2. 水準モデル

期間：1998/4-2006/12

(1) イギリスの金利 A：銀行間レート（翌日物）

	インフレ率 gap	産出量 gap	Wald 検定統計量： $\chi^2(1)$	
			インフレ率 gap	産出量 gap
アメリカ				
係数	0.905	1.100	0.201	2.378
(標準偏差)	(0.269)	(0.350)		
[p 値]	[0.001]	[0.002]		
イギリス				
係数	0.725	1.781	[0.654]	[0.123]
(標準偏差)	(0.428)	(0.406)		
[p 値]	[0.091]	[0.000]		

(2) イギリスの金利 B：銀行間レート（1カ月物）

	インフレ率 gap	産出量 gap	Wald 検定統計量： $\chi^2(1)$	
			インフレ率 gap	産出量 gap
アメリカ				
係数	0.902	0.947	0.106	5.995
(標準偏差)	(0.271)	(0.353)		
[p 値]	[0.001]	[0.007]		
イギリス				
係数	0.776	1.998	[0.745]	[0.014]
(標準偏差)	(0.401)	(0.381)		
[p 値]	[0.053]	[0.000]		

(3) イギリスの金利 C：商業銀行負債レート（1カ月物）

	インフレ率 gap	産出量 gap	Wald 検定統計量： $\chi^2(1)$	
			インフレ率 gap	産出量 gap
アメリカ				
係数	0.898	0.971	0.055	5.248
(標準偏差)	(0.271)	(0.353)		
[p 値]	[0.001]	[0.006]		
イギリス				
係数	0.807	1.955	[0.814]	[0.022]
(標準偏差)	(0.400)	(0.380)		
[p 値]	[0.044]	[0.000]		

階差モデルの推定に用いた変数

	アメリカ	イギリス
金利	FF レート	銀行間レート (翌日物)
インフレ率	PCE インフレ率 (1年先)	スポット・インフレ 率 (4年間)
産出量	鉱工業生産指数	鉱工業生産指数

水準モデルの推定に用いた変数

	アメリカ	イギリス
金利	FF レート	—
インフレ率	フォワード・イン フレ率 (1年先)	スポット・インフレ 率 (4年間)
産出量	個人所得	産出量指数

の場合と、水準モデルでイギリスの A のケースを対象とした場合を除き5%水準で棄却された。したがって、産出量ギャップに係る係数に関しては、インフレ率に係る係数の場合と逆に、(イギリスの係数)  $\geq$  (アメリカの係数)であると推測される。

以上、中央銀行の独立性に関する分析から導かれる結果を整理すると以下ようになる。まず、中央銀行による金融政策の目的を法律に明記するなど、政策の透明性を高めることは重要だが、このことが実際に中央銀行の独立性をどの程度強化・確保するかということとは別問題である。法律に明記されたからといって、常に独立性が顕著に高まるわけではない。ましてや、インフレ・ターゲットを金融政策のレジームとして表明しているか否かと独立性の強弱とは関係がない。

## V. 結論

本稿では、ハイブリッド型の期待所得に基づく IS 曲線と NKPC で表される経済 (新しいケインズ経済学モデル) を前提に、中央銀行が最適裁量金融政策を実施すると仮定してテイラー型の金利ルール (政策反応関数) を導出し、そのモデルに基づいて期待インフレ率と金融政策との関係、さらに中央銀行の独立性について考察した。対象はイギリスとアメリカであり、分析期間をインフレ・ターゲット政策または物価連動国債の導入を考慮して、前者が93~06年、後者が98~06年とした。

まず、モデルに基づいて、期待インフレ率を具現化したインフレ指標 (名目固定利付国債利回りと物価連動国債利回りから推定された期待インフレ率) は金融政策の参照値として実際の

インフレ率より有用か否かという論点を検証した。その結果、英米両国とも、期待インフレ率を具現化したインフレ指標は金融政策の参照値として有用であることが示された。ただし、実際のインフレ率指標より明白な優位性があるとは言えない。

次いで、モデルを用いて、中央銀行の政府からの「独立性」を確保するための制度的措置は、金融政策を表す政策反応関数に反映されているか否かという論点を考察した。この論点は2つの側面から考察し、第1はイギリスの制度変更であり、第2はインフレ・ターゲットの枠組みを表明しているイギリス (BOE) とそれを表明していないアメリカ (FRB) の比較である。分析の結果、次のような結論が得られた。中央銀行による金融政策の目的を法律に明記するなど、政策の透明性を高めることは重要だが、このことが実際に中央銀行の独立性をどの程度強化・確保するかということとは別問題である。法律に明記されたからといって、常に独立性が顕著に高まるわけではない。ましてや、インフレ・ターゲットを金融政策のレジームとして表明しているか否かと独立性の強弱とは関係がない。

以上、英米を対象とした分析結果が日本の政策に示唆する点は2つある。第1は、期待インフレ率の指標を積極的に金融政策の参照値、情報変数として活用すべきである。その前提として当該指標の精度を向上させる必要があるが、そのためには物価連動国債の市場を整備し、流動性を高めなければならない。流動性が低いと物価連動国債の金利に流動性プレミアムが付き、そこから計算される期待インフレ率にもノイズが含まれてしまう。日本の場合、物価連動国債の導入が04年3月からと英米に比べて遅い

こともあり、国債発行残高に占める割合も08年3月末で1%程度しかない<sup>19)</sup>。物価連動国債に係る政策は日本銀行ではなく財務省の管轄事項であるが、金融政策の判断を向上させるためにも物価連動国債の取引を促す政策を施した上で十分な流動性を確保することが望まれる<sup>20)</sup>。

第2点目は、日本銀行は敢えてインフレ・ターゲットを採用する必要はないということである。重要なことは、金融政策上の重要な目標を明確に定め、その政策運営の透明性を高める努力を続けることである<sup>21)</sup>。インフレ・ターゲットを採用すると、08年に入ってからのBOEのように、ターゲット・レンジからCPIインフレ率が逸脱しているにもかかわらず金融システムの安定さらには経済の下支えのために政策金利を引き下げなければならないような状態に陥っては、かえって政策目標と運営の透明性が損なわれることになる。この点でさらに付言すれば、昨今のサブプライム問題に端を発した金融システム不安に象徴されるように、金融政策の目標として、従来からの物価安定に加えて、今後は金融システムの安定を意識した政策が重要となってこよう。その場合、物価安定を達成するための金融政策と金融システムの安定化を維持する（つまり不安定化を引き起こさない）ための金融政策との整合性をどのように採るかということとは、実務的にも学術的にも非常に重要な問題である。

### 補論：インフレ率ギャップに係る係数と中央銀行の独立性との関係

本論で仮定したインフレ率の粘着性を表した(4)式

$$\pi_t = a_\pi \pi_{t-1} + a_u u_t \quad (A1)$$

( $0 \leq a_\pi < 1$ , かつ  $u_t \sim \text{IID}(0, \sigma_u^2)$  ( $\sigma_u^2$  は一定))を用いると、中央銀行の厚生損失最小化行動の1階の条件から次の関係が導かれる。

$$x_t = -\frac{\lambda}{\alpha(1-\beta\phi a_\pi)} \pi_t \quad (A2)$$

(A1), (A2) 式をハイブリッド型のNKPCに代入して整理すると、 $a_\pi$  は次の式を満たさなければならない。

$$f(a_\pi) = \phi(1-\phi)\alpha^2\beta^2 a_\pi^3 - \alpha\beta\{\phi + \alpha(1-\phi)\}a_\pi^2 + (\lambda^2 + \alpha + \alpha\beta\phi^2)a_\pi - \alpha\phi = 0 \quad (A3)$$

この式より  $a_\pi$  は  $\alpha, \beta, \phi, \lambda$  の関数となる。ここで、(A3) 式の両辺を  $\alpha$  で偏微分して  $\partial a_\pi / \partial \alpha$  について解いても、その符号は不明である。しかし、Clarida et al. [1999] (p.1693, Figure 2) はカリブレーションの手法によって  $a_\pi$  と  $\alpha$  との関係が以下のようになることを数値解析によって示している。

$$\frac{\partial a_\pi}{\partial \alpha} > 0 \quad (A4)$$

一方、本論の(6)式に示したように

$$\varphi_\pi \equiv 1 + \frac{\sigma\lambda\{1-(1-\theta)a_\pi\}}{\alpha a_\pi(1-\beta\phi a_\pi)}$$

だから、両辺を  $\alpha$  で偏微分すると

$$\begin{aligned} \frac{\partial \varphi_\pi}{\partial \alpha} = & -\sigma\lambda \left[ \frac{1-\theta}{\alpha a_\pi(1-\beta\phi a_\pi)} \frac{\partial a_\pi}{\partial \alpha} \right. \\ & + \frac{1-(1-\theta)a_\pi}{\alpha^2 a_\pi^2 (1-\beta\phi a_\pi)^2} \\ & \left. \times \left\{ \alpha(1-2\beta\phi a_\pi) \frac{\partial a_\pi}{\partial \alpha} + a_\pi(1-\beta\phi a_\pi) \right\} \right] \end{aligned}$$

ここで、 $1-2\beta\phi a_\pi > 0$  が成立するほど  $\beta\phi a_\pi$  が小さければ、(A4) 式より

$$\frac{\partial \varphi_\pi}{\partial \alpha} < 0 \quad (A5)$$

が示される。したがって、本論で述べたように、中央銀行の政府からの独立性が弱いほど産出量ギャップ安定指向度  $\alpha$  が大きいとすれば、

(A5)式の関係より、 $\varphi_\pi$ が小さいほど中央銀行の独立性が弱いと推測される。

### 注

- 1) 以下では、特に断らない限り、「金利」は短期金利を表す。
- 2) この期待インフレ率はブレイク・オープン・インフレ率と呼ばれるが、以下では単に「期待インフレ率」と記す。また、物価連動国債の発行量が少ない場合には流動性プレミアムなどによりその市場金利が攪乱されるため、正確な期待インフレ率が推定できないという問題もある。こうした期待インフレ率の推定に係る問題については Sack [2000], Shen and Corning [2001], Scholtes [2002], 西岡・馬場 [2004], Sack and Elsasser [2004], 北村 [1995,2004,2006] 等を参照されたい。
- 3) さらに、前述したように97年5月にイングランド銀行は金融政策の決定・実施に対する英財務省からの独立性が法的に強化された。
- 4) 本稿ではハイブリッド型の IS 曲線と NKPC によって表される経済を前提としたが、これらのミクロの基礎付けは必ずしも確立されていない。むしろ、その正当性は実証面、特にインフレ率の粘性性から支持されている。詳細は加藤 [2007] 第2章第5節を参照されたい。
- 5) 新しいケインズ経済学の考え方では、ミクロの基礎付けのあるモデルを用いて、家計の効用に基づいた厚生損失が本論の(3)式の形で近似できることが示される (Woodford [2003a] (Ch.6), Gali [2008] (Ch.4))。社会の経済厚生と金融政策の目的については木村他 [2005] が平易に解説している。
- 6) さらに、理論的な問題として、裁量政策はインフレ・ターゲットの金利ルールの枠組みと整合するが、最適コミットメント政策は物価水準 (プライス・レベル) ターゲットの金利ルールとなってしまう、この点からも裁量政策の方が現実的と判断した。
- 7) 一般に、教科書等では金利ルールに含まれるインフレ・ギャップと産出量ギャップは、フォワード・ルッキング (forward-looking) であろうとバックワード・ルッキング (backward-looking) であろうと、同じ期の変数である。しかし、Levin et al. [2003] は、アメリカのデータに基づいて、4 四半期後の平均インフレ予想 (期待) と当期の産出量ギャップにより規定される政策反応関数 (金利設定のスムージングを含む) がモデルの不確実性の下でも頑健であることを示している。
- 8) 金利設定のスムージングに関する議論は Clarida et al. [1999] に詳しい。また、中央銀行がスムージングを行う理論的根拠として、Giannoni and Woodford [2002] と Woodford [2003b] は、インフレ・ギャップ、産出量ギャップのほかは金利の目標値からの変動も厚生損失の原因となることを示した。しかし、本稿ではハイブリッド型の経済モデルから導かれた(5)式に金利設定のスムージングのメカニズムが内包されていると解釈する。
- 9) Clarida et al. [1998,2000] 等の多くの先行研究では、

金利設定のスムージングを表すために、政策反応関数で表される誘導金利  $i_t^*$  に対して  $i_t = \eta i_{t-1} + (1-\eta)i_t^*$  のようにモデルを定式化しているが、脚注 8 に示した解釈から本稿では(8)式を基本モデルとする。

- 10) (5)式は最適裁量金融政策の枠組みに基づいて導出された政策反応関数、つまり金利ルールであるという意味で、ターゲティング・ルールを満たすインストゥルメント・ルールと言える。ターゲティング・ルールとインストゥルメント・ルールの概念等については鈴木 [2006], 加藤 [2007] (165-166頁), Gali [2008] (p.98)を参照されたい。また、Eggertsson and Woodford [2003] 等による分析によれば、ゼロ制約のような流動性のわなの下でも、厚生損失を最小化する金融政策ルールは広い意味でのインフレ (予想) ターゲティングとして表現できることが示される。この議論についてのサーベイは高村・渡辺 [2006] を参照されたい。
- 11) (6), (7)式および補論から分かるように、 $\varphi_\pi$ を構成するパラメータのうち偏微分係数がマイナスとなるのは  $\alpha$  だけである。一方、 $\varphi_\pi/\varphi_x$  の場合は  $\alpha$  以外にも  $\sigma$  と  $\theta$  に係る偏微分係数も負となる可能性がある。したがって、中央銀行の独立性を表す  $\alpha$  と一対一で対応しているという意味において、 $\varphi_\pi$  の大きさを判断するほうがよいであろう。
- 12) 商業銀行負債レートとは、ロンドン・インターバンク・レート (LIBOR) の原資産であるインターバンク・ローンおよび LIBOR に連動する短期金融商品 (short sterling futures, forward-rate agreements, LIBOR-based interest rate swaps) の合成短期金融商品 (synthetic bonds) に対して推計された金利である。その詳細については Brooke et al. [2000] を参照されたい。
- 13) 商業銀行負債レートのデータは日次ベースで推定されているが、原データに欠損値が多い。したがって、日次データに基づいて月中平均を計算すると、原データの多い月と原データが非常に少ない月が生じてしまうため、このデータは月末ベースとした。さらに、月末データで欠損値がある月はその前後の月のデータに基づき推定した。
- 14) 厳密には96年12月のデータが欠損しているが、前後のデータに基づいて3.8055%と推定した。
- 15) イギリスでは、04年以降、BOE が注視するインフレ指標をモーゲージ金利を除いた小売物価指数 (RPIX) から CPI に変更した。それに伴い目標インフレ率を2.5%から2%へ変更したが、これは両物価指数の特性の差異に基づくものであり、絶対的な目標水準を引き下げたわけではない。本稿では、03年以前も CPI をインフレ指標に用いているため、一貫して目標インフレ率を2%とした。
- 16) 02/3 ~ 02/5 にかけて物価連動国債の市場金利を調べたところ、いずれもその前後の時期に比べて異常な動きを示していないことから、McCulloch による実質金利、およびそれに基づくフォワード・インフレ率の推計誤差と考えられる。
- 17) このため、期待インフレ率を具現化したデータとして、イギリスについてはデータ上の制約があるものの、

- アメリカについては1年後のフォワード・インフレ率を用いた。
- 18) インフレ率については、実際のインフレ率または期待インフレ率のいずれを説明変数に用いていようと、両方のインフレ率指標(変数)を操作変数の範囲に含めた。ただし、説明変数に $t+12$ 期の実際のインフレ率を用いる(1)式の場合には、被説明変数からの影響を考慮して操作変数の範囲は $t+11$ 期、 $t+10$ 期のインフレ率ではなく、 $t-1$ 期、 $t-2$ 期のインフレ率とした。
- 19) 英米では物価連動国債発行の歴史が比較的長く、国債残高(市場性国債ベース)に占める割合もアメリカで10%超、イギリスで26%超である(須藤 [2008])。
- 20) 08年度について言えば、世界的な金融市場の混乱の影響から物価連動国債の需要が減少し、その対応策として発行減額(約1兆円)、買戻し増額(約4,500億円)などの措置が採られる予定である。物価連動国債の取引状況が急速に悪化した要因の一つとして、その主たる投資家が非居住者であることが挙げられる。したがって、物価連動国債の取引を促す政策として国内投資家の需要を喚起するような施策が重要であろう。
- 21) 日本銀行は08年7月にも「金融政策運営の枠組み」のもとでの情報発信の充実についてを発表し、展望レポートの見通し期間延長、政策委員の見通し計数、リスク・バランス・チャートの四半期毎の公表など、透明性向上に努めている。

## 参考文献

- 伊藤隆敏・林 伴子 [2006] 『インフレ目標と金融政策』 東洋経済新報社。
- 加藤 涼 [2007] 『現代マクロ経済学講義：動学的一般均衡モデル入門』 東洋経済新報社。
- 北村行伸 [1995] 「物価インデックス債と金融政策—実質金利と期待インフレ率を国債流通市場情報から導く手法とその応用—」, 『金融研究』 第14巻第3号, 日本銀行金融研究所, 121-144頁。
- 北村行伸 [2004] 「物価連動債の市場価格より得られる情報：米国財務省物価連動債の評価」, 『金融研究』 第23巻第1号, 日本銀行金融研究所, 63-93頁。
- 北村行伸 [2006] 『国債流通市場における情報に基づく物価連動債の評価』 日本相互証券。(http://www.bb.jbts.co.jp/data/ronbun\_bei.pdf)
- 木村 武・藤原一平・黒住卓司 [2005] 「社会の経済厚生と金融政策の目的」, 『日銀レビュー』 2005-J-9。
- 小巻泰之 [2007] 「経済データに関する不確実性の影響—金融政策ルール(テイラー・ルール)の利用—」, 『ニッセイ基礎研究所報』 Vol.45, ニッセイ基礎研究所, 22-46頁。
- 鈴木将覚 [2006] 「中央銀行の透明性を巡る論点整理～日銀のコミュニケーション戦略の評価に向けて～」『みずほ総研論集』 2006年IV号, みずほ総合研究所。(http://www.mizuho-ri.co.jp/research/economics/pdf/argument/mron0611-1.pdf)
- 須藤時仁 [2008] 「物価連動国債の機能と金融政策」『証券レビュー』 第48巻第2号, 日本証券経済研究所, 70-87頁。
- 高村多聞・渡辺 努 [2006] 「流動性の罫と最適金融政策：展望」, 『経済研究』 Vol.57, No.4. 358-371頁, 岩波書店。
- 西岡慎一・馬場直彦 [2004] 「わが国物価連動国債の商品性と役割について～米英における経験を踏まえて～」, 『日銀レビュー』 2004-J-1。
- 蓑谷千風彦 [2001] 『金融データの統計分析』 東洋経済新報社。
- 宮尾龍蔵 [2006] 『マクロ金融政策の時系列分析—政策効果の理論と実証』 日本経済新聞社。
- 宮尾龍蔵 [2007] 「量の緩和政策と時間軸効果」, 『国民経済雑誌』 第195巻第2号, 神戸大学, 79-94頁。
- Andrews, D. W. K. [1999] "Consistent Moment Selection Procedures for Generalized Method of Moments Estimation," *Econometrica*, Vol.67, pp.543-563.
- Andrews, D. W. K. and B. Lu [2001] "Consistent Model and Moment Selection Procedures for GMM Estimation with Application to Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 101, pp.123-164.
- Brooke, M., N. Cooper and C. Scholtens [2000], "Inferring Market Interest Rate Expectations from Money Market Rates," *Quarterly*

- Bulletin*, Vol.40, Bank of England, pp.392-402.
- Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler [1998] "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence", *European Economic Review*, Vol. 42, pp. 1033-1067.
- Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler [1999] "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, pp.1661-1707.
- Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler [2000] "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, pp.147-180.
- Davidson, R. and J. G. MacKinnon [1981] "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses," *Econometrica*, Vol. 49, pp.781-793.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller [1979], "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller [1981], "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol.49, pp.1057-1072.
- Eggertsson, G and M. Woodford [2003] "The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy," *Brookings Papers on Economic Activity No.1*, pp.139-211.
- Galí, J. [2008] *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, New Jersey: Princeton University Press.
- Giannoni, M. P. and M. Woodford [2002] "Optimal Interest-Rate Rules: I. General Theory," *NBER working paper*, No.9419.
- Hansen, L. P. [1982] "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, Vol. 50, pp.1029-1054.
- Levin, A., V. Wieland and J. C. Williams [2003] "The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules Under Model Uncertainty," *American Economic Review*, Vol.93, pp.622-645.
- Mihailov, A. [2005] "Has More Independence Affected Bank of England's Reaction Function under Inflation Targeting? Lessons from Taylor Rule Empirics", *Discussion Paper*, No.601, University of Essex, Department of Economics.
- Mihailov, A. [2006] "Operational Independence, Inflation Targeting, and UK Monetary Policy," *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 28, pp.395-421.
- Newey, W.K. and K.D.West [1987], "A Simple, Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol.55, pp.703-708.
- Sack, B. [2000] "Deriving Inflation Expectations from Nominal and Inflation-Indexed Treasury Yields," *Financial and Economics Discussion Series Working Paper*, No. 2000-33, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Sack, B. [2003] "A Monetary Policy Rule Based on Nominal and Inflation-Indexed Treasury Yields," *Financial and Economics Discussion Series Working Paper*, No. 2003-7, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Sack, B. and R. Elsassser [2004] "Treasury Inflation-Indexed Debt: A Review of the U.S. Experience," *Economic Policy Review*, Vol.10, No.1(May), Federal Reserve Bank of New York, pp.47-63.
- Scholtes, C. [2002] "On Market-Based Measures

- of Inflation Expectations," *Quarterly Bulletin*, Vol.42, Bank of England, pp.67-77.
- Shen, P. and J. Corning [2001] "Can TIPS Help Identify Long-Term Inflation Expectations?" *Economic Review*, Vol.86, No.4, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp.61-87.
- Svensson, L. E. O. [1997] "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets," *European Economic Review*, Vol. 41, pp.1111-46.
- Taylor, J. [1993] "Discretion Versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, pp. 195-214.
- Woodford, M. [2003a] *Interest Rates and Prices*, Princeton and Oxford: Princeton University Press.
- Woodford, M. [2003b] "Optimal Interest Rate Smoothing," *Review of Economic Studies*, Vol.70, pp.861-886.

(当研究所主任研究員)