

中央銀行の独立性，インフレーションおよび実体経済*

小林 照 義

This paper investigates the issue of central bank independence and macroeconomic performance with a simple Barro-Gordon model. As an index of central bank independence, the weight placed on interest rate stabilization is considered. It shows that if there exists political pressure on the monetary authority, which is described as the requirement for real interest rate, then the inflation bias will become large under a certain assumption and the stabilization of economic disturbances will be distorted. It also shows that the degree of central bank independence is negatively correlated with the average and variance of the inflation rate, while the relationship between independence and output variability remains ambiguous. These conclusions are consistent with many empirical studies.

1. はじめに

Rogoff (1985) によって独立した中央銀行の必要性が主張されて以来、マクロ経済と中央銀行の独立性 (Central Bank Independence: 以下 CBI と略す) の関係には今日まで多くの研究者の関心が集められてきた。特に、CBI が高い国ほどインフレ・バイアスは低く抑えられる一方で実体経済の変動が大きくなる、という Rogoff モデルで示された示唆は、後に多くの実証研究の対象となっている¹⁾。しかし、よく知られているように代表的な実証研究である Alesina and Summers (1993), Cukierman, et al. (1993) および Grilli, et al. (1991) では Rogoff の結論は支持されていない。これらの実証分析ではインフレ率の分散・平均と CBI にはそれぞれ負の相関があるが、実体経済の分散と CBI の間には明確な相関は存在しないと結論づけられている²⁾。

こうした理論的帰結と実証結果の不一致を解消することは、この研究分野における大きな課題の1つである。この問題に対する対処としては、Rogoff モデルを修正するアプローチと、実証分析を精緻化して再検討するアプローチが考えられるが、本稿では前者の立場からこの問題に対する1つの示唆を与えることを試みる。そこで、はじめにこのテーマに関する先行研究にふれておきたい。

CBI をモデル化してマクロ経済との関係を分析する研究には2種類のタイプがある。1つは、CBI を政府と中央銀行の政治的な相互関係に依存するものと捉え、政府の最適化行動から CBI の程度を内生的に決定するモデルである。2つ目は、CBI を所与として中央銀行が目的関数の最適化を行うモデルである。前者のアプローチで代表的なものは Crosby (1998) や Moser (1999) がある。Crosby は、供給ショックの分散が大きい国ほど中央銀行を独立させることによる便益が減

* 論文審査受付日：2001年7月18日。採用決定日：2002年3月12日（編集委員会）

少することを理由に、供給ショックの分散の大きさと CBI には負の相関がある可能性を示している。そしてこの場合には、必ずしも CBI と生産量の変動の間に正の相関は存在しないと主張する。また Moser は、与党に対抗する強い野党勢力が存在する国（ドイツ、アメリカなど）では中央銀行の独立性が高く、与党が単独で強い政治力を持つ国（イタリア、日本など）では反対に独立性が低くなることが示されている。

これに対して、CBI を外生的に扱うモデルとしては Alesina and Gatti (1995) や Waller and Walsh (1996) が有名である。Rogoff モデルでは中央銀行が完全に独立して金融政策を行うケースが想定されていたのに対し、彼等のモデルはその点を修正して金融政策への政治的な影響を考慮した点に特徴がある。彼等は、不確実性の要因として供給ショックという「経済的」要因だけでなく、選挙による政権交代などに起因する「政治的」不確実性を導入することで、政治のサイクルが金融政策に及ぼす影響を分析している。その結果、CBI が高くなってもそれが「政治的」不確実性を減少させる場合には、生産量の分散は低下する可能性があることを示している。

本稿では、中央銀行が政治的圧力を所与として行動するという設定のもとで、CBI とマクロ経済の関係を分析する。そのため本稿の枠組みは CBI を内生的にとらえるものではないが、Rogoff モデルや Alesina and Gatti, Waller and Walsh 等のモデルの帰結との対比において有用な枠組みである。また、CBI を外生的に扱うことで、Alesina and Summers 等の実証分析で主張されてきたような CBI からマクロ経済変数へ、という因果性の方向に整合的な分析が可能になる。

本稿の基本モデルは Canzoneri, et al. (1997) の拡張である。Canzoneri, et al. では金融当局への政治的圧力をモデル化するために、政府が中央銀行に対してある実質利子率水準を達成するように圧力をかけてくる状況が想定されている。これは中央銀行の目的関数に本来の目的であるインフレ率、生産量の安定に加えて実質利子率ターゲットを導入するという形で表わされる³⁾。本稿ではそのウェイトの大きさを CBI の指標として用いる（実質利子率ターゲットのウェイトが大きいほど、CBI の程度は小さいと解釈する⁴⁾）。

政府が実質利子率に関して圧力をかけてくる理由としては、主に累積債務の問題が挙げられる。とりわけ日本政府は巨額の公的債務を抱えており、おりからの不況と重なって税収も落ち込み、増税も困難な状況にある。このような状況では、政府は債務の利払いを少なくするため、名目利子率にインフレによる元本の目減り分を併せた実質利子率を低くしておきたいと考えるだろう。本稿のモデルでは政府のそのような願望が、金融当局である中央銀行への政治的圧力という形で表わされる。

目的関数におけるインフレ変動項と生産量変動項のウェイトの比率に関しては、政府と金融当局でそれぞれ等しいとする⁵⁾。政府はそれに加えて実質利子率ターゲットを設定しており、自らの目的関数に近づけようと金融当局に圧力をかけてくると考えることができる。また、Canzoneri, et al. のモデルにおける不確実性は供給ショックのみであったが、本稿ではそれに加えて需要ショックも考慮している。政府支出や経常収支など、モデルに現れる変数以外の需要サイドの変動要因は、すべてこの需要ショックに含まれる。金融当

局の操作変数は名目利子率とし、現実性の観点から彼等の想定している Walsh (1995) タイプのインフレ契約はここでは考えない。

Canzoneri, et al. は、政府が金融当局に圧力をかけてくる（ある実質利子率を達成させようとする）場合、金融政策による供給ショックの吸収は最適ではなくなることを示したが、本稿では需要ショックについてもこれと同様の現象が起こることを示している。政治圧力の無い通常の Barro-Gordon モデルにおいては、金融政策によってインフレ率や生産量を需要ショックから独立させることが最適であることはよく知られている（e.g., Clarida, et al. 1999）が、本稿のように政治圧力が金融当局の利子率操作に直接介入する形であらわされる場合には需要ショックを吸収するだけの十分な利子率操作ができないため、インフレ率や生産量にも需要ショックが波及する。

また、金融当局の目的関数に実質利子率ターゲットが設定されるため、これに起因するインフレ・バイアスが新たに発生する。このバイアスの符号は政府の要求する実質利子率の水準に依存する。政府の要求する実質利子率が市場の長期均衡水準よりも低ければそれは正の値をとり、高ければ負の値をとる。本稿では Canzoneri, et al. に倣って前者を仮定する。

分析の最後では比較静学を行っている。それによると、インフレ・バイアスとインフレ率の分散については、CBI と明確な負の相関が存在する。しかし生産量の分散に関しては、政治圧力が増大するほど供給ショックへの反応が小さくなる一方で需要ショックへの反応が大きくなるため、生産量の分散と CBI の相関関係は一意には決まらない。特に、他を一

定とすれば、比較的高い CBI レベルの国では Rogoff モデルで示唆されたような CBI と生産量の変動の間に正の相関があるが、一定水準よりも低い CBI レベルの国についてはこれと全く逆の相関が存在することが示される。

以下の構成は次のようである。第 2 節では、フィリップス曲線と総需要関数で表される基本マクロ経済モデルを設定する。第 3 節では、政治圧力が存在するモデルで中央銀行の裁量政策を分析する。第 4 節では、CBI とマクロ経済変数の相関についての考察を行い、第 5 節で結論を述べる。

2. モデル

このモデルには経済主体として民間部門、政府、および中央銀行が存在する。民間部門の行動は以下のような総供給関数（フィリップス曲線）と、総需要関数（IS 曲線）⁶⁾ であらわされる。

$$y_t = \theta(\pi_t - \pi_t^e) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t = -\phi(i_t - \pi_{t+1}^e - \alpha) + \nu_t \quad (2)$$

ここで y_t は t 期における生産量である（価格が伸縮的な場合の生産量に対する実際の生産量の比率の対数値。本文ではこれを生産量と呼ぶことにする）。 θ , ϕ は正の定数であり、 π_t は t 期のインフレ率、 π_t^e , π_{t+1}^e はそれぞれ $t-1$, t 時点における情報に基づいて民間部門が形成した t , $t+1$ 期の期待インフレ率である。 $\alpha > 0$ は価格が伸縮的な場合の生産量に対応する実質利子率、 $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $\nu_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_\nu^2)$ はそれぞれ供給ショックと需要ショックを表す。 i_t は名目利子率であり、中央銀行はこれを政策手段として操作できるとする。中央銀行は総需要を利子率の操作で変化

させ、総需要の変化はフィリップス曲線を通じてインフレ率を変化させる。つまりインフレ率の操作は、利子率と期待インフレ率の差（これは実質利子率に等しい）が総需要に与える影響を介して間接的に行われる。

中央銀行は毎期次のような目的関数を最大化するように行動する。

$$U_t = -(y_t - y^*)^2 - k(\pi_t - \pi^*)^2 - \lambda(i_t - \pi_{t+1}^e - r^*)^2 \quad (3)$$

U_t は t 時点における中央銀行の目的関数である。社会的に望ましい生産量は価格が伸縮的な場合の生産量よりも大きいと仮定する ($y^* > 0$)。 π^* は最適なインフレ率である。望ましい生産量が価格が伸縮的な場合の生産量を超える理由としては、失業保険や所得税が労働市場に歪みをもたらしているためという見方ができる (c.f., Barro and Gordon, 1983)。

また、中央銀行の目的関数 U_t は標準的 Barro-Gordon モデルと同じ第 1 項、第 2 項に加え、第 3 項に Canzoneri, et al. (1997) で導入された実質利子率の安定化が考慮されている ($\lambda \geq 0$)。この項は、実質利子率を低い水準に留めておきたい政府が中央銀行へ圧力をかけることによって生じる負の効用であると解釈できる⁷⁾。この圧力が生じるメカニズムを説明する政治経済学的なモデルはここでは考えないが、こうした政治的圧力の存在は現実に確認することができる。ここでは Canzoneri, et al. に従って、政府は実質利子率を価格が伸縮的な場合の生産量に対応する水準 (α) よりも低くするように圧力をかけてくと仮定する ($\alpha > r^*$)。

民間は合理的期待形成を行うとする。(1), (2) 式を $t-1$ 時点の情報に基づく条件付期待値をとり、民間の期待名目利子率と期待インフレ率をそれぞれ、 $i_t^e = E_{t-1}[i_t]$,

$\pi_t^e = E_{t-1}[\pi_t]$, $\pi_{t+1}^e = E_t[\pi_{t+1}]$ として計算すると、

$$\pi_t = \frac{1}{\theta}[-\phi(i_t - i_t^e) + \nu_t - \varepsilon_t] + \pi_t^e \quad (4)$$

$$y_t = -\phi(i_t - i_t^e) + \nu_t \quad (5)$$

となる。

(4), (5) をそれぞれの期待値との差の形にすると、以下の式が得られる。

$$\pi_t - \pi_t^e = \frac{1}{\theta}[-\phi(i_t - i_t^e) + \nu_t - \varepsilon_t] \quad (6)$$

$$y_t - y_t^e = -\phi(i_t - i_t^e) + \nu_t \quad (7)$$

(6) 式は予期しないインフレが利子率の予測誤差と需要ショックおよび供給ショックで説明されることを示している。同様に予期しない生産量は、利子率の予測誤差と需要ショックで説明される。

3. 政治的圧力下での裁量政策

ここでは Canzoneri, et al. にしたがって、コミットメントは考えず裁量政策のみを考察することにする。中央銀行の問題は次のように表わされる。

$$\max_{i_t} U_t = -(y_t - y^*)^2 - k(\pi_t - \pi^*)^2 - \lambda(i_t - \pi_{t+1}^e - r^*)^2 \quad \text{s.t. (4), (5)} \quad (8)$$

1 階の条件は以下のように入れられる。

$$2\phi(y_t - y^*) + 2\frac{k\phi}{\theta}(\pi_t - \pi^*) - 2\lambda(i_t - \pi_{t+1}^e - r^*) = 0 \quad (9)$$

この式に関して $t-1$ 期の情報について条件付期待値をとり、再び差をとると次の式が得られる。

$$\phi(y_t - y_t^e) + \frac{k\phi}{\theta}(\pi_t - \pi_t^e) - \lambda[(i_t - i_t^e) - (\pi_{t+1}^e - E_{t-1}\pi_{t+1})] = 0 \quad (10)$$

(9) 式の $t-1$ 期の情報における条件付期待値

をとって，期待インフレ率について整理すると，

$$\pi_t^e = \pi^* + \frac{\theta}{k} y^* + \frac{\theta\lambda}{k\phi} (\alpha - r^*) \quad (11)$$

$$\text{ここで， } \alpha = i_t^e - E_{t-1}\pi_{t+1}$$

となる。右辺第2項は標準的 Barro-Gordon モデルにおけるインフレ・バイアスであり，これは価格が伸縮的な場合の生産量よりも高い生産量を目標とすることに起因する。右辺第3項は政治的圧力に起因するインフレ・バイアスである。 $\alpha > r^*$ であれば，実質利率を長期均衡水準よりも低く設定させるような政治的プレッシャーが中央銀行にかかるので，中央銀行は予期しない名目利率の低下を起こすインセンティブをもつ。予期しない利率の低下は予期しないインフレを招くので，このようなインフレ・バイアスが発生する。このとき $\alpha = r^*$ であれば，それは価格が伸縮的な場合の生産量を達成するような実質利率をターゲットにしていることを意味するため，政治圧力の存在にかかわらず ($\lambda > 0$ であっても)，政治圧力に起因するインフレ・バイアスは生じない。しかし以下で見ると，その場合でもショックに対する反応は最適ではなくなる。

インフレ率は次のような一般形で表すことができる。

$$\pi_t = \pi_t^e + c\varepsilon_t + d\nu_t \quad c, d \text{ は定数} \quad (12)$$

このとき生産量は次のように表される。

$$y_t = (1 + \theta c)\varepsilon_t + \theta d\nu_t \quad (13)$$

ここで $i_t = i_t^e + z_1\varepsilon_t + z_2\nu_t$ とおき，(5)式に代入すると， $z_1 = -\frac{(1 + \theta c)}{\phi}$ ， $z_2 = \frac{1 - \theta d}{\phi}$ が求まる。また $i_t^e = E_{t-1}\pi_{t+1} + \alpha$ より，

$$i_t = E_{t-1}\pi_{t+1} + \alpha - \frac{(1 + \theta c)}{\phi}\varepsilon_t + \frac{1 - \theta d}{\phi}\nu_t \quad (14)$$

となる。さらに(12)~(14)式を(10)式に代入

することで，次のように c, d の値が得られる。

$$c = -\frac{\theta(\phi^2 + \lambda)}{\phi^2(\theta^2 + k) + \theta^2\lambda}, \quad (15)$$

$$d = \frac{\theta\lambda}{\phi^2(\theta^2 + k) + \theta^2\lambda}$$

以上から，インフレ率，生産量および利子率についてそれぞれ以下のように表すことができる。

$$\pi_t = \pi_t^e + \frac{1}{\phi^2(\theta^2 + k) + \theta^2\lambda} \times [-\theta(\phi^2 + \lambda)\varepsilon_t + \theta\lambda\nu_t] \quad (16)$$

$$y_t = \frac{1}{\phi^2(\theta^2 + k) + \theta^2\lambda} [\phi^2 k\varepsilon_t + \theta^2\lambda\nu_t] \quad (17)$$

$$i_t = E_{t-1}\pi_{t+1} + \alpha + \frac{1}{\phi^2(\theta^2 + k) + \theta^2\lambda} \times [-\phi k\varepsilon_t + \phi(\theta^2 + k)\nu_t] \quad (18)$$

よく知られているように，政治的圧力が無いケース ($\lambda = 0$) では利子率を操作することで需要ショックをすべて吸収し，インフレ率や生産量に需要ショックを波及させないことが最適である (e.g., Clarida, et al. 1999)。しかし，(16)~(18)式から，中央銀行の利子率操作に対して政府から圧力がある場合には，インフレ率や生産量に対しても需要ショックが影響することがわかる⁸⁾。当局の反応関数を表す(18)式からあきらかなように， $\lambda = 0$ のケースと比べてショックの係数の絶対値が双方とも小さくなっている。これは，当局への政治圧力があるために，ショックを相殺するのに十分な利子率操作が行われないことを示している。

ここで，政治圧力の程度が各経済変数に与える影響をみるため，(16)~(18)式におけるショックの係数と，政治圧力の大きさを示す λ の関係を考察する。まずインフレ率(16)式に関して，ショックの係数を λ について微分

する。

$$\frac{d}{d\lambda} \left[-\frac{\theta(\phi^2 + \lambda)}{A} \right] = -\frac{\theta\phi^2 k}{A^2} < 0, \quad (19)$$

$$\frac{d}{d\lambda} \left[\frac{\theta\lambda}{A} \right] = \frac{\theta\phi^2(\theta^2 + k)}{A^2} > 0$$

$$\text{ただし } \phi^2(\theta^2 + k) + \theta^2\lambda = A$$

インフレ率については、政治圧力が増すほど (λ が大きくなるほど) 2つのショックへの反応自体は大きくなっていくことがわかる。 λ の上昇は正の供給ショックに対してはインフレ率を引き下げる方向にはたらき、正の需要ショックにはインフレ率を高くする方向にはたらいている。

生産量についても同様に行くと、

$$\frac{d}{d\lambda} \left[\frac{\phi^2 k}{A} \right] = -\frac{\theta^2 \phi^2 k}{A^2} < 0, \quad (20)$$

$$\frac{d}{d\lambda} \left[\frac{\theta^2 \lambda}{A} \right] = \frac{\theta^2 \phi^2 (\theta^2 + k)}{A^2} > 0$$

となる。供給ショックに対しては λ の上昇につれて生産量の反応が鈍くなっていくが、需要ショックに対してはより大きく反応するようになる。

このように中央銀行に対する政治圧力の増大 (λ の上昇) は、生産量については供給ショックに対する反応を小さくし、需要ショックに対する反応を大きくする一方、インフレ率についてはどちらのショックに対してもより大きく反応させるようにはたらく。これは、政治圧力が強まっていくにつれて当局は自由な利子率操作を行えなくなり、生産量を調節することができなくなるためである。

4. インフレ率と生産量の変動

Rogoff (1985) は、インフレ抑制に対して積極的な中央銀行 (conservative central

bank) に独立性を与えることで期待インフレ率が低下し、社会的に望ましい結果が得られることを示した。しかし第 1 節でも述べたように、Alesina and Summers (1993) 等の実証結果は Rogoff モデルでは説明できない。この節では、前節までの結果を利用することによって、本稿のモデルで Alesina and Summers 等の実証結果と整合的な結論が得られることを示す⁹⁾。

4.1 中央銀行の独立性と期待インフレ率

本稿のモデルでは、政治的な影響を受けない独立した中央銀行ほど目的関数における λ の値が小さくなる。(11) 式から明らかのように、 λ の低下は $\alpha > r^*$ である限り期待インフレ率を低下させる。これは、当局への政治圧力が減少することで、予期しない利子率の引き下げを行ってインフレ・サプライズを発生させるインセンティブが弱くなるためである。したがって $\alpha > r^*$ であれば、上記の実証研究の結果と同じく、中央銀行の独立性が高いほど平均インフレ率が低くなることが容易に確認できる¹⁰⁾。

4.2 中央銀行の独立性とインフレ率・生産量の分散

(16), (17) 式から、政治圧力下におけるインフレ率の分散 (σ_π^2) と生産量の分散 (σ_y^2) は次のようになる。

$$\sigma_\pi^2 = \frac{1}{A^2} [\theta^2(\phi^2 + \lambda)^2 \sigma_\varepsilon^2 + \theta^2 \lambda^2 \sigma_i^2] \quad (21)$$

$$\sigma_y^2 = \frac{1}{A^2} [\phi^4 k^2 \sigma_\varepsilon^2 + \theta^4 \lambda^2 \sigma_i^2] \quad (22)$$

このとき、政治圧力下であってもインフレ率と生産量の分散は α や r^* に依存しないことに注意されたい。つまり、政府がある実質利

子率を達成するために当局に圧力をかければ、それがどのような水準であろうとインフレ率や生産量の変動に同じように影響を及ぼすことになる。

ここで、完全に独立した中央銀行が金融政策を行うケース（ $\lambda=0$ のケース）を考える。このときのインフレ率の分散（ $\sigma_\pi^{I^2}$ ）、生産量の分散（ $\sigma_y^{I^2}$ ）は次のようになる。

$$\sigma_\pi^{I^2} = \frac{\theta^2}{(\theta^2+k)^2} \sigma_\varepsilon^2 \quad (23)$$

$$\sigma_y^{I^2} = \frac{k^2}{(\theta^2+k)^2} \sigma_\varepsilon^2 \quad (24)$$

中央銀行が政治圧力下にある場合には供給ショックと需要ショックの両方に依存しているのに対し、独立した中央銀行のケースではインフレ率と生産量の分散は供給ショックのみ依存している。ここで、(21)～(24)式を用いると、

$$\begin{aligned} \sigma_\pi^2 - \sigma_\pi^{I^2} &= \frac{1}{A^2} [\theta^2(\phi^2+\lambda)^2 \sigma_\varepsilon^2 + \theta^2 \lambda^2 \sigma_v^2] \\ &\quad - \frac{\theta^2}{(\theta^2+k)^2} \sigma_\varepsilon^2 \quad (25) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= \frac{\theta^2 \lambda^2}{A^2} \sigma_v^2 + \frac{\theta^2 \lambda k}{A^2(\theta^2+k)^2} \\ &\quad \times (2\theta^2 \lambda + 2\theta^2 \phi^2 + 2\phi^2 k + \lambda k) \sigma_\varepsilon^2 > 0, \\ \sigma_y^2 - \sigma_y^{I^2} &= \frac{1}{A^2} [\phi^4 k^2 \sigma_\varepsilon^2 + \theta^4 \lambda^2 \sigma_v^2] - \frac{k^2}{(\theta^2+k)^2} \sigma_\varepsilon^2 \\ &= \frac{\theta^4 \lambda^2}{A^2} \sigma_v^2 \quad (26) \\ &\quad - \frac{\theta^2 k^2 [\theta^2 \lambda^2 + 2\phi^2 \lambda (\theta^2+k)]}{A^2(\theta^2+k)^2} \sigma_\varepsilon^2 \end{aligned}$$

となる。(25)式から、インフレ率の分散は中央銀行が完全に独立しているときの場合の方が常に低くなっていることがわかる。これは、政治圧力の存在によって需要ショックという不確実性が新たに加わり、供給ショックに対

してもより大きく反応するようになるためである。さらに、

$$\begin{aligned} \frac{d\sigma_\pi^2}{d\lambda} &= \frac{1}{A^4} [2\theta^2(\phi^2+\lambda)A^2\sigma_\varepsilon^2 \\ &\quad - 2\theta^4(\phi^2+\lambda)^2A\sigma_\varepsilon^2 + 2\theta^2\lambda A^2\sigma_v^2 \\ &\quad - 2\theta^4\lambda^2A\sigma_v^2] \\ &= \frac{1}{A^3} [2\theta^2\phi^2k(\phi^2+\lambda)\sigma_\varepsilon^2 \\ &\quad + 2\theta^2\phi^2\lambda(\theta^2+k)\sigma_v^2] > 0 \end{aligned}$$

となるから、政治圧力の増加につれてインフレ率の分散は単調増加することがわかる。したがって、インフレ率についてはCBIを高めること（ λ の低下）で、より低い分散を達成できることになる。これは上記の実証結果と整合的である。

他方、(26)式は中央銀行が完全に独立しても、生産量の分散の大きさがどうなるかは不確定であることを示している。当局に政治圧力がかかるケースでは、独立しているときと比べて供給ショックの影響が小さくなる一方で、需要ショックの影響が新たに加わる。したがって他を一定とすれば、中央銀行の独立性が高いケースと低いケースでの生産量の分散の比較は、需要ショックと供給ショックの分散の相対的な大きさに依存する。需要ショックの分散が相対的に大きい場合には中央銀行を完全に独立させることで生産量の分散は小さくなるし、逆に供給ショックの分散が相対的に大きいケースでは完全に独立させると生産量の分散は大きくなってしまう。

次に、ショックの分散を一定として、生産量の分散と政治圧力の程度の間関係をみることにする。はじめに(22)式を λ で微分すると、

$$\begin{aligned} \frac{d\sigma_y^2}{d\lambda} &= \frac{-2\theta^2 A \phi^4 k^2 \sigma_\varepsilon^2 + 2\theta^4 A^2 \lambda \sigma_v^2 - 2\theta^6 A \lambda^2 \sigma_v^2}{A^4} \\ &= \frac{-2\theta^2 \phi^4 k^2 \sigma_\varepsilon^2 + 2\theta^4 \phi^2 \lambda (\theta^2+k) \sigma_v^2}{A^3} \end{aligned}$$

となり、政治圧力の変化と生産量の分散の相関を示す符号は曖昧であることがわかる。こ

こで、 $\frac{d\sigma_y^2}{d\lambda_L} = 0$ とすると、

$$\lambda_L = \frac{\phi^2 k^2 \sigma_\varepsilon^2}{\theta^2 (\theta^2 + k)} \quad (27)$$

となり、 λ_L は生産量の分散を最小にするような政治圧力の強さをあらわす。

λ の変化と生産量の分散の関係は図 1 および図 2 で示されている。図 1 の λ_E は、中央銀行が完全に独立したケースにおける生産量の分散と、政治圧力下における生産量の分散が等しくなるときの λ の値である。これは (22) および (24) 式を用いて計算すると次のように得られる。

$$\lambda_E = \frac{2\phi^2 k^2 (\theta^2 + k) \sigma_\varepsilon^2}{\theta^2 (\theta^2 + k) \sigma_v^2 - \theta^2 k^2 \sigma_\varepsilon^2} > \lambda_L \quad (28)$$

$\lambda_E > 0$ となる条件は、 $\sigma_v^2 > \frac{k^2}{(\theta^2 + k)^2} \sigma_\varepsilon^2 = \sigma_y^{I^2}$ である。このとき、 $\lim_{\lambda \rightarrow \infty} \sigma_y^2 = \sigma_v^2$ であり、 $\lambda = 0$ のケース (完全に独立した中央銀行のケース) における生産量の分散が、需要ショックの分散よりも小さい場合にのみ $\lambda_E > 0$ が存在する。したがって図 2 のようなケースでは λ_E は存在せず、 $\lambda = 0$ のときに生産量の分散が最大になる。

$\sigma_v^2 > \sigma_y^{I^2}$ のケース (図 1) については、 $0 \leq \lambda \leq \lambda_E$ では $\sigma_y^2 \geq \sigma_v^2$ 、 $\lambda > \lambda_E$ では $\sigma_y^2 < \sigma_v^2$ となる。他を一定とすれば、 $\sigma_y^{I^2}$ と σ_v^2 の大きさの比較は政治圧力の強さに依存している。 σ_y^2 の増減は単調ではなく、 $\lambda < \lambda_L$ では λ に関して減少し、 $\lambda > \lambda_L$ では増加している。

また $\sigma_v^2 < \sigma_y^{I^2}$ のケース (図 2) では、いかなる政治圧力の強さであっても当局が完全に独立したケースより低い生産量の分散 (σ_v^2) を達成できる。しかし σ_v^2 の増減は単調ではなく、 $0 < \lambda < \lambda_L$ では減少し、 $\lambda > \lambda_L$ では増

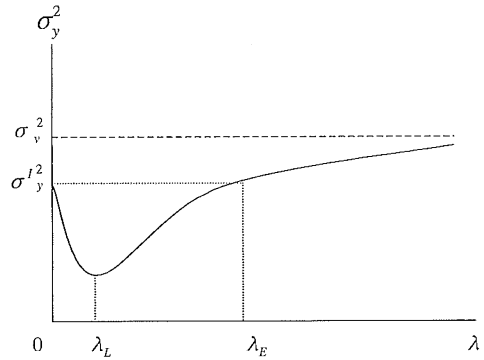


図 1 $\sigma_y^{I^2} < \sigma_v^2$ のケース

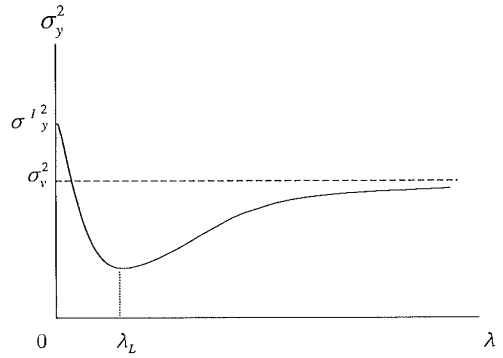


図 2 $\sigma_y^{I^2} > \sigma_v^2$ のケース

加する。

上記の結果から、政府が中央銀行の利子率操作に圧力をかけてくる場合には、CBI と生産量の変動の大きさの間には Rogoff モデルのような正の相関のみではなく、負の相関も存在していることがわかる。CBI が一定水準よりも高い場合 ($\lambda < \lambda_L$ のケース) には、Rogoff モデルのように独立性の高さと生産量の変動の大きさの間には正の相関がある。ところが逆に CBI が一定水準よりも低い場合 ($\lambda > \lambda_L$ のケース) には、CBI と生産量の分散には負の相関があり、Rogoff モデルとは反対の結果になる。

このように実質利子率ターゲットのウェイ

トをCBIの指標として用いると、Rogoffモデルで得られたCBIと生産量の分散の正の相関は、元来のCBIの程度が比較的高い国についてのみ当てはまることになる。反対にCBIの程度が低い国では、中央銀行に高い独立性を与えることが生産量の分散を低下させることに貢献する。その一方で、インフレ率の分散については常にCBIと負の相関がある。

5. おわりに

本稿では、Canzoneri, et al. (1997)と同じく中央銀行の目的関数に政府からの圧力が考慮されているモデルを用いた。実質利子率を考慮した目的関数のもとで中央銀行が利子率を操作変数として行動する際には、通常のBarro-Gordonモデルと異なりインフレ率や生産量に需要ショックが影響するため、Rogoffモデルとは異なった結論が導かれる。

政府が中央銀行に対して長期均衡水準以下の実質利子率を要求してくる限り、CBIを高めることは平均インフレ率の低下につながる。またインフレ率の分散については、政府の要求する実質利子率の水準とは無関係に、CBIと負の相関がある。

その一方で、CBIの程度と生産量の分散の関係は一樣ではない。需要ショック・供給ショックの分散を一定とすれば、それはCBIのレベル自体に依存する。CBIが比較的高い国についてはRogoffの結論と同じことが成立するし、CBIが比較的低い国については逆にCBIと生産量の分散の間には負の相関がある。

本稿はAlesina and Gatti (1995)やWaller and Walsh (1996)とは異なり、政治的不確

実性が生産量の分散に与える影響は考えていない。金融当局の独立性と生産量の分散の間に負の相関が存在する可能性が生じる原因は、経済的なショックと政治圧力の存在のみで説明している。したがって、本稿の分析は政治的に安定した国についても適用することが可能である。

本稿で用いたCBIの指標はCanzoneri, et al. モデルを応用したものであるが、これはCBIの指標としては1つの提案であり、CBIの指標についてはさらに精緻化していく必要があるだろう。また、ここでは外生的なパラメータを用いているが、政府と金融当局の政治的プロセスをモデル化することでCBIとマクロ経済の関係を分析することも考えられる¹⁰⁾。この点については今後の研究課題としたい。

謝辞

本論文作成にあたり、奥村隆平教授および家森信善助教授より多大なご教示を賜りました。ここに記して、感謝の意を表します。但し、有り得べき誤謬は全て筆者個人の責任であります。

注

- 1) 一連の研究のサーベイは、Pollard (1993) およびBerger, et al. (2000) を参照されたい。
- 2) 本稿では「実体経済」と「生産量」を同義語として用いる。したがって、以下では一貫性のため一般に「実体経済」を指す場合でも、「生産量」を用いることにする。
- 3) Canzoneri, et al. はCBIについては言及していないが、政府が実質利子率ターゲットを金融当局に対して強要することがそのなかで仮定されているため、そのウエイトの大きさは政府による金

融当局への圧力の大きさを表すと解釈できる。本稿ではそれを CBI の指標として利用する。

- 4) CBI と目的関数におけるウェイトの相関については、この分野における研究課題のひとつである。CBI の指標をどのようにモデル化するかというのは実証的な問題でもあり、本稿における CBI の指標も可能性の 1 つである。
- 5) Waller and Walsh のモデルでは、インフレのウェイト以外にもインフレ率の目標値を CBI の指標として扱っているが、実証結果と同じ帰結を導くにはインフレのウェイトを考慮に入れる必要がある。しかし本稿では、インフレのウェイトと生産量のウェイトの比率に関しては政府と金融当局で等しいと仮定されており、これらのウェイトは CBI の指標としては用いない。
- 6) このモデルには貨幣市場が明記されていないが、マネーサプライが内生的に変化することにより貨幣市場の均衡は常に成立している。
- 7) 政府の目的関数が $U^g = -(y_t - y^*)^2 - k(\pi_t - \pi^*)^2 - \lambda(i_t - \pi_{t+1}^* - r^*)^2$ で表わされるとする ($\lambda < \bar{\lambda}$)。このとき政治圧力とは、金融当局の目的関数を自らのものに近づけるように、つまり λ を $\bar{\lambda}$ に等しくするように政府がプレッシャーをかけることを指す。ここで $\bar{\lambda}$ は λ よりも十分大きいことを仮定しておく。
- 8) 利子率変動項を考慮しなくても需要ショックが影響してくるモデルとしては Svensson (1999) がある。彼のモデルでは、利子率操作が総需要に影響を与えるまでにタイム・ラグが存在する状況が想定されているため、インフレ率と生産量のみがターゲットであっても、今期の需要ショックをすべて吸収することはできない。本論文では、そのようなタイム・ラグは存在しないにもかかわらず、政治的圧力の存在のために需要ショックを吸収しきれない状況を想定している。
- 9) 注 5) でも述べたように、本稿で用いられる CBI の指標は λ のみである。
- 10) 民間は合理的期待を行うので、民間の期待は数学的な期待値に等しい。
- 11) この点については、本雑誌のレフリーから御指摘を頂いた。

参考文献

- Alesina, A. and R. Gatti, (1995) "Independent Central Banks: Low Inflation at No Cost?", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 85, pp. 196-200.
- Alesina, A. and L. H. Summers, (1993) "Central Bank Independence and Macroeconomic Performance: Some Comparative Evidence", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, pp. 151-62.
- Barro, R. and D. Gordon, (1983) "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model", *Journal of Political Economy*, 47, pp. 165-92.
- Berger, H., J. de Haan, and S. C. W. Eijffinger, (2000) "Central Bank Independence: An Update of Theory and Evidence", CESifo Working Paper Series No. 255.
- Canzoneri, M., C. Nolan and A. Yates, (1997) "Mechanisms for Achieving Monetary Stability: Inflation Targeting Versus ERM", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, pp. 46-60.
- Clarida, R., J. Gali and M. Gertler, (1999) "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, 37, pp. 1661-1707.
- Crosby, M., (1998) "Central Bank Independence and Output Variability", *Economics Letters*, 60, pp. 67-75.
- Cukierman, A., P. Kalaitzidakis, L. H. Summers and S. B. Webb, (1993) "Central Bank Independence, Growth, Investment, and Real Rates", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 95-140.
- Grilli, V., D. Masciandaro and G. Tabellini, (1991) "Political and Monetary Institutions and Public Financial Policy in the Industrial Countries", *Economic Policy*, 13, pp. 341-92.
- Moser, P., (1999) "Checks and Balances and the

- Supply of Central Bank Independence”, *European Economic Review*, 43, pp. 1569-93.
- Pollard, P. S., (1993) “Central Bank Independence and Economic Performance”, Federal Reserve Bank of St. Louis *Review*, 75, pp. 21-36.
- Rogoff, K., (1985) “The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target”, *Quarterly Journal of Economics*, 100, pp. 1169-89.
- Svensson, L. E. O., (1999) “Inflation Targeting : Some Extentions”, *Scandinavian Journal of Economics*, 101, pp. 337-61.
- Waller, C. J. and C. E. Walsh, (1996) “Central Bank Independence, Economic Behavior, and Optimal Term Lengths”, *American Economic Review*, 86, pp. 1139-53.
- Walsh, C. E., (1995) “Optimal Contracts for Central Bankers”, *American Economic Review*, 85, pp. 150-167.
- (名古屋大学大学院経済学研究科博士後期課程)