

金融政策の目標と政策決定過程¹⁾

浅子和美・Spencer, Christopher・劉振濤

Asako and Kanoh (1997)等によって、日本銀行が公表する政策目標が実際にマクロ経済の安定化に役立ったことが計量分析によっても裏付けられているが、こうした評価が、ゼロ金利政策や量的緩和政策といった非伝統的金融政策下でも当てはまるのかを、1990年代以降のデータで検証する。モデル分析からは、新しいデータでは累積国債残高の役割が大きく変わった推計結果が得られ、その背景を検証する。また、金融政策決定会合での委員の投票行動の分析も行い、金融政策の目標設定と政策決定過程の相互関連を考察する。

JEL Classification Codes: C51, E52, E58

1. はじめに

1980年代後半期のバブル経済の崩壊を受けた日本経済は、残された不良債権の処理や急速に進んだグローバル化によって日本的経済システムに漸次逼塞感が高まり、財政・金融政策も発動されたものの確たる効果なきまま長期デフレ不況へ陥ることとなった。こうした背景を踏まえた上で、本論文には2つ目的がある。1つは、かつて浅子・加納(1989)やAsako and Kanoh(1997)の計量分析(以下では、浅子・加納モデルと呼ぶ)によって、合せて1968-94年を対象として、その合目的性(整合性)や政策の実行力等の観点から高評価を得た日本の金融政策が、1990年代以降の環境下で目指した政策目標や政策運営法において、かつてと同じ評価を得ることができるのか？あるいは、それまでとは変貌したのか？変貌したのならどのような評価に値するのかを、再び浅子・加納モデルを用いて分析することにある。もう1つは、1998年4月から実施に移された、日本銀行政策委員会の金融政策決定会合における意思決定が、金融政策の運営にあたってどのように機能しているかを検証することである。ただし、この問題についての本格的な計量分析は、紙幅の都合もあって本論文では詳細には展開せず、第1の政策目標と関連する範囲で、Asako and Spencer (2014)の分析の一部を紹介するに留めるものである。

バブル経済崩壊後の1990年代以降の日本経済は、それを認識するまでの「失われた10年」から無為無策に終始して「失われた20年」にまで引き延ばしてしまった過失なり失態があるが、その責任の一端がこの間のマクロ安定化政策の運営法にもある。「失われた20年」の間には、金融システム不安、デ

フレ・スパイラル懸念、リーマン・ショックによる世界金融危機や世界同時不況、といった大きな危機が次々と日本経済を襲い、金融政策はゼロ金利政策や量的緩和政策の導入と、ぎりぎりまで追い詰められたと言えなくもない。この状況での金融政策の政策目標がどのようなものであったか、それに至る政策決定過程はスムーズなものだったのか、それとも紆余曲折に富んだものだったのかを検証するのが、本論文の問題意識である。

本論文の以下の構成は次の通りである。第2節では、金融政策の基本スタンスを、緩和、中立、引締の3つの質的データとして判断し、いくつかの安定化対象となる政策目標の動向によって説明することを試みるが、それを計量的に処理する統計モデルが浅子・加納モデルである。浅子・加納(1989)やAsako and Kanoh(1997)では基本スタンスは公定歩合の変更の有無やその方向によってほぼ機械的に判断されたが、1990年代以降はこの分類法のみでは機能せず、政策金利の動向や量的緩和動向も考慮することになる。新しいデータによる浅子・加納モデルの推計結果の解釈にあたって、古いデータでの推計結果との相違や、それが何故もたらされたかの考察も行う。

第3節では、イングランド銀行や米国のFOMC(連邦公開市場委員会)の分析例にならって、金融政策決定会合時の日本銀行の総裁・副総裁・審議委員の投票行動を取り上げる。この問題についての計量分析を展開するAsako and Spencer(2014)を紹介しつつ、政策目標の設定・実現との関連での日本の金融政策の決定過程を探る。第4節は、本論文の結語部分である。

2. 日本の金融政策の目標

本節では、日本銀行がマクロ経済の安定化政策として設定する政策目標が、どれだけ現実経済の動向を反映したのかを、金融政策の基本スタンスといった質的データが被説明変数となる統計モデルを構築することによって検証する。説明変数となる政策目標は、国内均衡と対外均衡を代表する5つの系列であり、浅子・加納(1989)や Asako and Kanoh (1979)が対象としたサンプル期間においては、日本銀行自身によっても、政策変更時の総裁談話なり経済状況の情勢判断においてしばしば言及された系列である。

2.1 浅子・加納モデル

本項では、実証研究のもととなる基本的統計モデルの考え方について、浅子・加納(1989)や Asako and Kanoh(1979)に従って説明する。端的には、ここで展開する統計モデルは、ベイジアン流の逐次再生的(recursive)な手法に従って、可変パラメータの推定を行うものである。モデルが質的データの分析を目的とし、推計すべきパラメータの非線形性の問題が生じることから、例えばカルマン・フィルタ法などこの分野の既存の手法を直接利用することはできない。

政策の基本スタンスを表す変数の時系列データを y_t とする。この変数は、政策が緩和、中立、引締に応じてそれぞれ1, 0, -1をとるような質的データとする。また、 \mathbf{X}_t を政策目標となるK個のマクロ経済変数からなる行ベクトルを表すものとし、 \mathbf{X}_t からのシグナルによってt期における政策当局の基本スタンスが決定されるものとする。 π_{1t} と π_{2t} を、それぞれ $y_t=1$ および $y_t=-1$ となる確率とする。この時、生起事象に関する対数オッズ(log-odds)を、 \mathbf{X}_t の線形関数で表せるものと特定化する：

$$\log[\pi_{1t}/(1-\pi_{1t})] = \alpha_{1t} + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t \quad (1)$$

$$\log[\pi_{2t}/(1-\pi_{2t})] = \alpha_{2t} - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t \quad (2)$$

ただし、 α_{1t} , α_{2t} および $\boldsymbol{\beta}_t$ は未知パラメータである。

(1), (2)式より

$$\pi_{1t} = \exp(\alpha_{1t} + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t) / [1 + \exp(\alpha_{1t} + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t)] \quad (3)$$

$$\pi_{2t} = \exp(\alpha_{2t} - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t) / [1 + \exp(\alpha_{2t} - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t)] \quad (4)$$

が導かれ、したがって $y_t=0$ の確率は

$$1 - \pi_{1t} - \pi_{2t} = [1 - \exp(\alpha_{1t} + \alpha_{2t})] / [1 + \exp(\alpha_{1t} + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t)] [1 + \exp(\alpha_{2t} - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t)] \quad (5)$$

と計算される。(5)式より、確率が非負であるためには $\alpha_{1t} + \alpha_{2t} \leq 0$ の制約が課されることになる。

次に、 q_{1t} を $y_t=1$ の場合に $q_{1t}=1$ となり、 $y_t=0$ または $y_t=-1$ の場合に $q_{1t}=0$ となる確率変数とする。同様に、 $y_t=-1$ の場合に $q_{2t}=1$ 、そして $y_t=1$

または $y_t=0$ の場合に $q_{2t}=0$ となる確率変数 q_{2t} を導入する。さらに、記号の簡略化のために、ベクトル $\boldsymbol{\theta}_t = (\alpha_{1t}, \alpha_{2t}, \boldsymbol{\beta}_t)$ によって未知パラメータ(プライムは転置を意味する)を代表させよう。すると、(3)-(5)式を用いると、 q_{1t} と q_{2t} の結合確率密度関数は以下のように表すことができる。

$$f_t(q_{1t}, q_{2t}; \boldsymbol{\theta}_t) = \left[\frac{\exp(\alpha_{1t} + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t)}{1 + \exp(\alpha_{1t} + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t)} \right]^{q_{1t}} \left[\frac{1 - \exp(\alpha_{1t} + \alpha_{2t})}{\{1 + \exp(\alpha_{1t} + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t)\} \{1 + \exp(\alpha_{2t} - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t)\}} \right]^{1 - q_{1t} - q_{2t}} \left[\frac{\exp(\alpha_{2t} - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t)}{1 + \exp(\alpha_{2t} - \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t)} \right]^{q_{2t}} \quad (6)$$

(6)式では、 $f_t(1, 0; \boldsymbol{\theta}_t) = \pi_{1t}$, $f_t(0, 1; \boldsymbol{\theta}_t) = \pi_{2t}$ 、そして $f_t(0, 0; \boldsymbol{\theta}_t) = 1 - \pi_{1t} - \pi_{2t}$ となることを確認しておこう。

可変パラメータ

さて、ここでの関心は未知パラメータを推計することであるが、この際に既に一貫して $\boldsymbol{\theta}_t$ と表記してきたように、パラメータが時間 t とともに変化する可変パラメータである可能性を考慮する。これは、政策当局が政策目標となるマクロ諸変数から全く同じシグナルを得たとしても、時間とともに反応が異なったものとなる可能性を認めるものである。例えば、政策当局に過去の政策発動の経験からの学習効果があるとするならば、むしろ反応が不変と想定することの方が不自然であろう。

いま、真のパラメータ値は次式に従って変動するものと前提する。

$$\boldsymbol{\theta}_t = \boldsymbol{\theta}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega}), \quad (7)$$

ただし、 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ は $(2+K)$ 次元の正規分布に従う確率変数であり、 $\boldsymbol{\theta}_{t-1}$ とは独立であり、その平均値ベクトルは $\mathbf{0}$ とする。分散共分散行列 $\boldsymbol{\Omega}$ は時間を通じて一定であり、理論的には既知とする。なお、この定式化によると、すべてのパラメータが経時的に一定となるのは、 $\boldsymbol{\Omega}=\mathbf{0}$ の場合ということになる。

事前分布

可変パラメータ・モデルの推計を行うには、ベイジアン流の事前確率の導入が必要となる。事前確率はいわば主観的なものであり、それをどのようなものに設定するかについては、必ずしも統一的な見解があるわけではない。ここでは(7)式の成立を前提とすることから、未知パラメータの期間 t における事前確率は、以下の正規分布によって与えられるものとする。

$$\boldsymbol{\theta}_t \sim N(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{t-1}, \hat{\boldsymbol{\Sigma}}_{t|t-1}), \quad (8)$$

ここで、 $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{t-1}$ は前期に推定された平均値ベクトルを表し、分散共分散行列は

$$\hat{\Sigma}_{t|t-1} = \hat{\Sigma}_{t-1|t-1} + \Omega \quad (9)$$

で与えられるものとする。(9)式の右辺第1項は Θ_{t-1} の事後分布の分散共分散行列であり、具体的な形については t 期のそれについて(12)式として導出する。

さて、以上を前提とすると、ベイズの定理より Θ_t の事後分布の密度関数は

$$L(\Theta_t) = f_t(q_{1t}, q_{2t}; \Theta_t) (2\pi)^{-(2+k)/2} \det[\hat{\Sigma}_{t|t-1}]^{-1/2} \exp\left[-(1/2) \{(\Theta_t - \hat{\Theta}_{t-1})' \hat{\Sigma}_{t|t-1}^{-1} (\Theta_t - \hat{\Theta}_{t-1})\}\right] \quad (10)$$

と比例的であり、比例乗数は $\Theta_t, \hat{\Theta}_{t-1}$ 、および $\hat{\Sigma}_{t|t-1}$ とは独立である。したがって、(10)式を Θ_t に関して最大化することによって、ペイジアン流の最大密度推定値 $\hat{\Theta}_t$ が得られる。この時、詳しくは浅子・加納(1989)やAsako and Kanoh(1997)で示されているように、 Θ_t の事後分布は以下の正規分布によって近似される。

$$\Theta_t \sim N(\hat{\Theta}_t, \hat{\Sigma}_{t|t}) \quad (11)$$

ただし、

$$\hat{\Sigma}_{t|t} = - \left[\frac{\partial^2 \log L(\Theta_t)}{\partial \Theta_t \partial \Theta_t'} \Big|_{\Theta_t = \hat{\Theta}_t} \right]^{-1} \quad (12)$$

である。

したがって、出発時点でのパラメータの事前分布に関して $\hat{\Theta}_0$ と $\hat{\Sigma}_{0|0}$ が指定され、かつ(仮定によって既知の)分散共分散行列 Ω が特定化されれば、その後のパラメータの推計値とその分散共分散行列は逐次再生的に推定可能となる。もっとも、実際の推計作業においては、 Ω 自体も何らかの客観的基準に基づき推定されなければならない。浅子・加納(1989)やAsako and Kanoh(1997)においては、1つのプラクティカルな観点からの推計法が提案されており、本論文でも同手法を採用するが、唯一無二のものではなく別のアプローチも考えられよう²⁾。パラメータ Θ_t が経時的に不変か否かの判断は、原理的にはそうして推定された Ω についての仮説検定次第ということになる。

2.2 金融政策の基本スタンス

本項では、実証研究を進めるに当たって必要な金融政策の基本スタンスの判定、および政策目標となるマクロ経済変数のリストについて説明する。政策目標間の独立性についても考察する。

本論文の問題意識の1つが、バブル経済崩壊後の日本の金融政策の政策目標なり政策運営法が、合せて1968-94年を対象として、合目的性なり公表された日本銀行自身による現状認識との一貫性・整合性の面で、一定の評価に至った浅子・加納(1989)やAsako and Kanoh(1997)の結論と変わってしまったのか、あるいは1990年代初頭以降にもそのままの

評価を下せるのかを見極めることにあることから、できるだけモデルの枠組みに相当する状況設定は不変に保つように努めた。具体的には、選別する政策目標のリストは新しいサンプル期間でも同じマクロ経済変数の系列とし、実証分析の対象期間はAsako and Kanoh(1997)と一定期間オーバーラップさせた上で、最終的には1990年の第1四半期から2013年の第1四半期までとした。

質的データの構築

金融政策の基本スタンスを表す質的データは、裁量的積極主義(discretionary activism)の観点から、以下の手順によって構築する。すなわち、いま t 期において、政策当局が新たに(ないし追加的に)政策変更をアナウンスないし実行したとする。この際に、もしその政策が緩和・拡張的ならば $y_t=1$ 、逆に引締・緊縮的ならば $y_t=-1$ とする。どちらでもなければ、基本スタンスは自動的に中立的であるものとし、 $y_t=0$ とする。

こうした基準には批判も予想される。たとえば、いま長い中立期の後に、 t 期に至って永続的な一回限り(once and for all)の拡張政策が採られたものとする。この時我々の基準では、 $y_t=1$ 、およびすべての $j \geq 1$ に対して $y_{t+j}=0$ となる。これに対して、上の政策変更に対しては、すべての $j \geq 0$ に対して $y_{t+j}=1$ とする判断基準もありえる。裁量的積極主義よりも、政策変数の水準(状態)を反映したものである。

しかしながら、政策の状態によって基本スタンスを判別すると、その判断には恣意性が入り込む余地が生じる。これを端的に見るために、上の例において t 期に続いて $t+1$ 期に更なる拡張政策がなされ、 $t+2$ 期には t 期の水準に戻り、その後は何ら政策の変更はないものとしよう。すると、我々の基準では、 $y_t=1, y_{t+1}=1, y_{t+2}=-1, y_{t+j}=0$ ($j \geq 3$)となる。これに対して、水準をもとにした分類では、 $y_t=1$ とすると、すべての $j \geq 1$ に対しても $y_{t+j}=1$ となり、また仮に $y_t=0, y_{t+1}=1$ とすると、 $t+2$ 期以降はすべて $y_{t+j}=0$ となってしまう。水準を基準とする場合には、境界をどこにとるかの判断が決定的に重要なわけである。

一般に、我々の基準では、緩和政策を取り止める政策は機械的に引締政策と見なしてしまい、逆もまた真である。他方、政策の転換は初期時点で敏感に反映する。これらの短所・長所は、政策の状態を基準とした場合と対照的である。本来理想的には、政策の状態と裁量的積極主義の両者を斟酌して、政策の基本スタンスが判断されるべきであろう。しかし、その判断には恣意性の入り込む余地は残る。これを

回避できるのが我々の基準の最大のメリットであり、本論文であえて裁量的積極主義にこだわる理由でもある。その良否は、分析結果で判断されざるをえないであろう。

さて、浅子(2000)で議論されているように、浅子・加納(1989)や Asako and Kanoh(1997)では、金融政策の基本スタンスは公定歩合の変更をもとに分類された。すなわち、公定歩合の切り下げがあった場合は緩和($y_t=1$)、切り上げがあった場合は引締($y_t=-1$)、変更がなかった場合には中立($y_t=0$)、である。このような分類法を支持するものとして、浅子(2000)は①公定歩合の操作は金融当局が必要と認めた場合には、直接的かつタイムリーに実行できる；②公定歩合操作には民間経済主体に対するアナウンスメント効果があり、金融当局の基本スタンスの判断材料として実際に利用されてきた；そして③日本の金融政策の手段としては、歴史的には教科書的な公開市場操作や準備率操作はほとんど顧みられず、むしろ短期インターバンク市場への介入や市中銀行に対する貸出額枠規制(窓口指導)や道徳的説得が中心的な役割を演じてきた、の3点を挙げている³⁾。

しかしながら、金融市場での国際化の流れや国債残高の累増に象徴される間接金融から直接金融、あるいはクレジット・パラダイムからマネー・パラダイムへの移行の流れの中で、日本の金融市場の自由化が進行し、1994年10月からは民間銀行の預金金利は完全に自由化され、公定歩合を利用して民間銀行の金利を操作することは困難になった。この段階で、景気循環の局面判断では、表1において星印“*”によって示されているように、必ずしも明白な形で後退期が継続していたわけではない。しかし、経済活動水準そのものはバブル経済崩壊後の「失われた10年」から「失われた20年」にもなった長期停滞の初期段階であり、従来であれば公定歩合を下げて金利を下げるべしとの判断もあるところであった。結果的には、日銀は1995年9月から2001年2月に至って初めて0.35%に引き下げたまで、公定歩合を0.5%に据え置いた。このことは、浅子・加納(1989)や Asako and Kanoh(1997)等で採用された従来の分類手法に拘泥するならば、この間は継続して中立的スタンスと判断されることを意味する。

しかし実際は、日銀は例えば1998年9月の金融政策決定会合では、無担保コールレート翌日物を、平均的にみて0.25%前後で推移するよう促すとして、金利の誘導水準を引き下げ、99年2月にはいわゆるゼロ金利政策を導入した⁴⁾。これらは、公定歩合の動きとは離れて、金融緩和と姿勢を強めたものであり、本論文の分類法では、緩和スタンスを宣言

したものと解釈される。換言するならば、公定歩合に特段の変更がないこの時期の基本スタンスの判断は、公定歩合の動向のみの観察では明らかに的を外したのとなってしまうのであり、それが明白な限り、別の判断基準を検討しなければならないといえる。

結局、本論文では、日本銀行の基本スタンスについては、時期に応じて異なる判断基準を適応することとした。すなわち、旧日銀法下の1998年3月までは従来通りの公定歩合の動向に基づいて判断し、新日銀法が施行され金融政策決定会合による政策決定体制がスタートした1998年4月以降には、まず、98年9月の政策金利(誘導目標となる無担保コール翌日物の金利水準)の0.25%への引下げと翌99年2月の非伝統的金融政策としてのゼロ金利政策の導入を緩和スタンス($y_t=1$)、2000年8月のゼロ金利政策の解除を引締スタンス($y_t=-1$)とし、それ以外の期間では中立スタンス($y_t=0$)とした(表1参照)。

次に、2001年3月の量的緩和と政策導入後は、日本銀行も、金融政策手段として日銀当座預金残高の目標値を設定し公表することとしたことから、量的緩和と政策が解除された06年3月までは、この目標値の増減によって金融政策の基本スタンスを機械的に判断することとした。量的緩和と政策が解除された2006年1月以降は、原則として、ゼロ金利政策が導入される前と同様に、短期金融市場での誘導金利(政策金利)としての無担保コール翌日物の変更によって基本スタンスを判断した。ただし、これには追加条項を設け、政策金利の目標値が変更されない中でも、2009年3月の長期国債買入れ額の年間4.8兆円増額決定、09年12月の長期金利の低下を促す固定金利オペ(固定金利方式の共通担保資金供給オペレーション)の導入、及び10年3月と8月に決定された固定金利オペの大幅増額決定は裁量的・積極的な緩和スタンスの表明と判断した⁵⁾。

2011年3月には、政策金利は据え置かれたものの、リスク性資産を中心とした買入れ等の基金を5兆円程度増額し40兆円程度にすることが決められ、以後この基金を始めとした買いオペ基金の漸次の増額が継続的な緩和とスタンスの表明となった。この基調はアベノミクスの第1の矢を構成する、2013年3月就任の黒田東彦総裁の異次元金融緩和と政策にも引き継がれることになった。すなわち、就任翌月の第1の矢の「量的・質的金融緩和」では、金融市場調節の操作目標を政策金利の誘導からマネタリーベースに変更し、「マネタリーベースが年間約60-70兆円に相当するペースで増加するように金融市場調節を行う」こととし、さらに従来の資産買入等の基金は廃止するものの、長期国債買入れの拡大によって

表1. 金融政策の基本スタンス

1988; 1	0	1997; 1	0	2006; 1	-1
2	0	2	0	2	0
3	0	3*	0	3	-1
4	0	4	0	4	0
1989; 1	0	1998; 1	0	2007; 1	-1
2	-1	2	0	2	0
3	0	3	1	3	0
4	-1	4	0	4	0
1990; 1	-1	1999; 1	1	2008; 1	0
2	0	2	0	2*	0
3	-1	3	0	3*	0
4	0	4	0	4*	1
1991; 1	0	2000; 1	0	2009; 1*	1
2*	0	2	0	2	0
3*	1	3	-1	3	0
4*	1	4	0	4	1
1992; 1*	0	2001; 1*	1	2010; 1	1
2*	1	2*	0	2	0
3*	1	3*	1	3	1
4*	0	4*	1	4	1
1993; 1*	1	2002; 1*	0	2011; 1	1
2*	0	2	0	2	0
3*	1	3	0	3	1
4*	0	4	1	4	1
1994; 1	0	2003; 1	1	2012; 1	1
2	0	2	1	2	1
3	0	3	0	3*	1
4	0	4	1	4*	1
1995; 1	0	2004; 1	1	2013; 1	1
2	1	2	0	2	1
3	1	3	0	3	0
4	0	4	0	4	0
1996; 1	0	2005; 1	0	2014; 1	0
2	0	2	0	2	0
3	0	3	0	3	0
4	0	4	0	4	1

注1) "1" = 緩和・拡張スタンス, "0" = 中立スタンス, "-1" = 引締・緊縮スタンス.

注2) *印は景気後退期を示す.

吸収し年限長期化も伴う量的緩和が打ち出された。以降その予定調和的な量的拡大が実施されたが、はっきりとした量的・質的金融緩和策の拡大が2014年10月の金融政策決定会合での僅差による投票結果で採択されるまでは、表1に見られるように、裁量的積極主義の観点からは、定義によって中立スタンスが続くこととなった。

基本スタンスの判定結果

以上では、金融政策の基本スタンスの判定基準を説明したが、時期による判定基準の相違があるものの、全期間を通じてはおおむね機械的に判定される結果となった。この際、基本スタンスはあくまでも質的データであり、量的シグナルではないことに注意する必要がある。すなわち、例えば緩和スタンスの場合でも、本来は、強力な緩和なり緩やかな緩和

あるいはアベノミクスの異次元緩和政策と普通の緩和政策といった「緩和度」の差があるが、本論文ではこれらはどれも同じ質的データ、 $y_t=1$ 、に変換されることになる。

表1が、我々の基準に従って、1988年から2014年までの四半期ベースをもとに、日本銀行の金融政策(MP)の基本スタンスを求めたものである。なお、以下の分析は四半期ベースのデータを用いるために、その四半期中に一度でも当該政策が公表ないし発動された場合を、政策の基本スタンスの判断基準とした。2001年第1四半期には、2月にはロンパード貸出制度導入と2度の公定歩合引き下げ、そして3月には量的緩和政策導入と3回連続した金融政策決定会合で次々と緩和スタンスが表明された。また2001年第3四半期には8月と9月に、03年第2四半期には4月と5月に、それぞれ日銀当座預金残高目標が引き上げられた。しかし、これらを二重の意味、三重の意味での緩和スタンスとして差別化することはしなかった。同様の緩和策の重複は、2008年第4四半期(10月、12月)や2012年第1四半期(2月、3月)、第3四半期(7月、9月)、第4四半期(10月、12月)にも認められ、さらに相対的にマイナーな政策変更を含めるならば他の期間にも適用拡大する。しかし、これらの重複サンプルも、四半期に一度限りの政策スタンスの変更が行われたサンプルと区別することはしなかった。

なお、質的データ構築に際しての最大の問題点となる、同一四半期中に逆方向の政策転換(例えば公定歩合の切り上げと切り下げ)が共存した可能性については、幸いなことに、対象期間においては問題となったことはなく、その期間においては問題となったことではなく、その期間をどちらに分類するかという意味での恣意性からは完全に自由である。

基本スタンスの変遷

表1より、1990年前後以降の日本の金融政策の基本スタンスとしては、3度の引締め期間があるものの、残りの期間はほぼ緩和スタンスないしその合間を埋める中立スタンスが主流であり続けたといえる。引締スタンスが観察された3つのエピソードは、1989年から90年にかけてのバブル経済期の末期、2000年第3四半期のゼロ金利政策の解除時、そして2006年から07にかけての量的緩和政策の解除期である。

これらのうちでも、バブル経済期末期のエピソードは過熱したバブル経済を安定化させる目的をもって「公定歩合を引き上げ続けた」引締め実績であり、確かに引締スタンスの典型例といえよう。しかしながら、残りの2つのエピソードであるゼロ金利政策と量的緩和政策のそれぞれの解除を引締スタンスと

見做すのは、本論文が構築した質的データとしては当然の帰結ではあるが、その時代の経済実感としては「行き過ぎた金融緩和の停止」程度であり、いわば消極的な引締めに留まるものである。

緩和スタンスについては、2010年までは散発的に観察されるのが常であり、02年から03年にかけてを唯一の例外として、継続する場合もせいぜい2四半期までであった。それが、2011年の第3四半期から13年の第2四半期までは、例外的に8四半期間引き続いて裁量的積極主義(discretionary activism)が続いた。この間、量的緩和政策の枠組みが漸次拡大されたのを反映するものであり、異例な事態ともいえよう。もっとも、この金融緩和の連(run)が終わるのが2012年の第2四半期であり、アベノミクスの第1の矢としての異次元緩和政策である「量的・質的金融緩和」が発表された始発のタイミングであるのは、まさに変化方向としての緩和スタンスは緩和政策のレベルなり状態を反映するものではないことを如実に示すものといえよう。

2.3 政策目標

それでは、こうした裁量的積極主義による政策発動は、どのような政策目標を達成するために行われたのであろうか。本項では、考えられる政策目標を議論する。

マクロ安定化政策の目標としては、教科書的な説明では、ほぼ必ず国内均衡と対外均衡の達成がとり上げられる。1990年代の後半期以降の日本経済は、金融システム不安やデフレ・スパイラルの回避といった国内均衡の課題が重荷となり、対外均衡の達成面は2008年9月のリーマン・ショック後の国際協調で急浮上するまでは、ほぼ一貫して蚊帳の外にあった感がある。しかしながら、それは先験的に決める筋合いではなく、むしろデータによって判断されるべきものといえよう。

したがって、ここでも広く国内均衡と対外均衡の達成を取り上げ、より細分化して、 x_1 =実体経済の活動水準、 x_2 =インフレーション、 x_3 =経常収支の不均衡、 x_4 =為替レート、そして x_5 =累積国債残高、の5つの要因を考慮する⁶⁾。大雑把には、 x_1, x_2 , および x_5 が国内均衡要因、そして x_3 と x_4 が対外均衡要因といえよう。政策当局は、これらのマクロ変数の安定化を図るように、金融政策の基本スタンスを決定するものと考えられるわけである。もちろん、これらのリストが最善である必然性はなく、例えば利子率やマネーストック、あるいはエネルギー価格の動向とかが政策当局の政策方針に影響を及ぼしていると主張する向きもあろう。この点については、我々も明確な基準を設けているわけではないが、一

応ここで取り上げている政策目標は、いわば最終目標(final goals)ないしそれに近いものであると見なしている。

すなわち、中間目標(targets)や指標(indicators)となる経済変数は除外して考えている。利子率やマネーストックはあくまでも最終目標の代理変数としての中間目標であり、これらはむしろ政策手段の範疇に分類され、浅子(2000)ではそれらの動向は制御可能性との関連で考察している。エネルギー価格の影響等についても、それ自体が問題なのではなく、インフレーションや経常収支に及ぼす影響を通して、間接的に考慮されるものとする。一般論としては、政策を反映した経済指標によって政策スタンスの決定を説明することは、たとえ説明力が高いとしても公平性や合目的性を欠いたものといえよう。日々の金融調節において政策金利としての無担保コール翌日物进行操作目標とした時期においても、これはあくまでも中間目標や指標としてであり、ゼロ金利政策下においてさえ、決してゼロ金利自体が最終目標でなかったのは明らかである。

各政策目標要因として選別する変数は、異なる時期における分析結果と比較対照する意味も込めて、1966-93年を対象として分析を行った Asako and Kanoh(1997)と同じものとし、具体的には以下の5系列

$x_1=DG$: 実質 GDP の成長率(対前年同期比)

$x_2=DP$: GDP デフレーターの上昇率(対前年同期比)

$x_3=CA$: 名目経常収支赤字/名目 GDP

$x_4=EX$: 円/ドル・レート(対前期対称変化率)⁷⁾

$x_5=GB$: 名目国債残高/名目 GDP(当期と過去3四半期の移動平均)

とする。これらの系列の選択については異論もあり得よう。例えば、実体経済の活動水準を代表するものとして、実質 GDP 成長率よりも GDP ギャップの方がふさわしいという考えもある。しかしながら、GDP ギャップには連続的に利用可能な公表系列があるわけではなく、しかも推計法次第で異なる値が得られるのが一般的であることから、ここでは Asako and Kanoh(1997)との比較の意味でも、実質 GDP 成長率を採用するものである⁸⁾。インフレーションとしても、日本銀行が GDP デフレーターよりも消費者物価上昇率(CPI)に重きを置いているのは公然の事実であるが、四半期データが問題となっていることと、政策目標全体として、実質 GDP と名目 GDP のデータを同時に用いることから、Asako and Kanoh(1997)での選択結果となった経緯があることを付言しておく。

なお、インフレ目標については、世界的に1980

図1. 標準化された DG, DP, GB

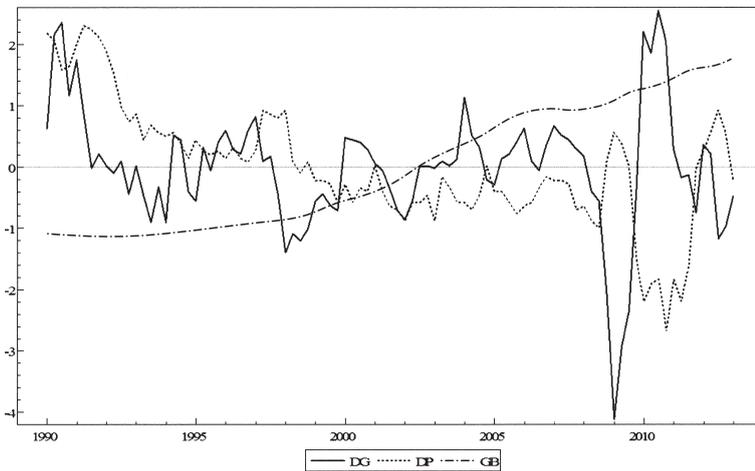


図2. 標準化された CA, EX

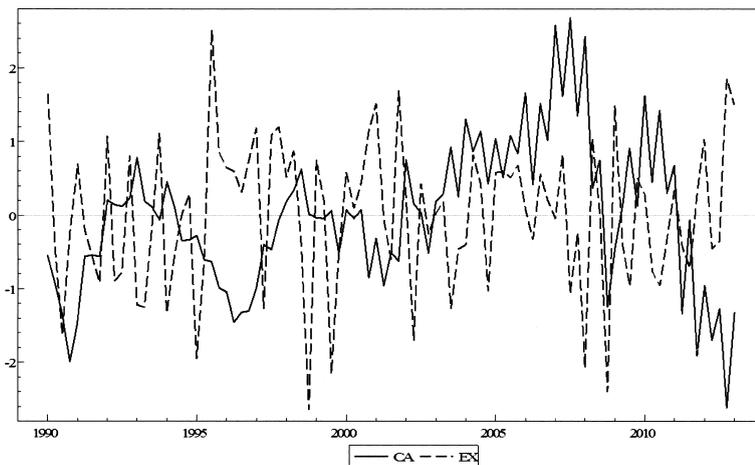


表2. 政策目標間の相関係数(1990; 1-2013; 1)

	DG	DP	CA	EX
DP	-0.087			
CA	0.054	-0.543		
EX	-0.001	0.017	-0.214	
GB	-0.088	-0.620	0.382	0.022

年代から90年代にかけてインフレターゲット論なり物価水準目標、あるいは名目GDP目標政策との関連で注目を浴びだした経緯があり⁹⁾、日本では2010年ごろからインフレ期待を醸成させる議論の中で、インフレターゲット論が急浮上した。例えば、2012年時点で先進国においてインフレターゲットが採用されていないのは日本のみであったと言われ、日本銀行も13年1月には「中長期的な物価安定の目的」を「物価安定の目標」に変更し、安定化すべき物価上昇率を1%から2%に引き上げた。伝統的に日本銀行が物価の安定を重視していたのは確かであるが、旧日銀法にはそれを義務化する規定はなく、

1998年施行の新日銀法で初めて物価の安定が金融政策の目的として明文化された経緯がある。

政策目標の独立性

政策目標関連で用いる総ての原データ(未季調済)は、日本経済新聞社のNEEDSデータベースから採った。加工された各データは、更に1990年の第1四半期から2013年の第1四半期までの93四半期について、平均が0、分散が1となるように標準化した。この標準化は、各政策目標の次元の違いを調整し、以下で展開する定量的な比較に意味があるようにしたものである。なお、政策の基本スタンスを決定すべき政策目標のデータは、当期のものであり、特別ラグは導入していない。分析が四半期データに基づくこと、および被説明変数が質的データであるために、ラグ無しの場合の方がラグを導入した場合よりも、相対的に推計結果が良好だったことも判断材料となったことを付記しておく。

標準化された5つの政策目標変数の1990; 1-2013; 1についての歴史的動向は、図1と図2にそれぞれ3系列と2系列プロットしてある。さらに、表2は同期間における政策目標相互の相関係数を算出したものである。各政策目標変数は、標準的な経済理論が引締ないし緊縮的な政策スタンスを発動するような場合に、解析的に大きな値をとるように選択してある。したがって、政策目標間に負の相関が認められるならば、それらの政策目標はお互いにトレード・オフの関係にあることが示唆される。もしトレード・オフが存在するならば、政策当局としてはそれらを同時に安定化することはできない。逆に、政策目標間に正の相関がある場合は政策当局にとっては好都合であり、1つの目標のみを注視していたとしても、他の目標も同時に達成されることになる。

表2からは、一般的に、政策目標間の相関にはとりたてて大きなものではなく、相対的に目立つのが(DP, GB)と(DP, CA)の負の相関であり、少し離れ

て続くのが(CA, GB)の正の相関となる¹⁰⁾。図1から観察されるように、標準化された実質GDP成長率(DG)とインフレ率(DP)は、サンプル期間の初めと終りは振幅が大きく、中間の期間の振幅は小さい。特にインフレ率は、サンプル期間の初めの時期にプラスで大きかったものが、その後小さな範囲に収まって推移し、サンプル期間の終期になって一時期下放れした。この動きが、サンプル期間を通じて漸増している累積国債残高(GB)と、負の相関を示すことになる。すなわち、(DP, GB)の負の相関は、もっぱら長期的な動向を反映したものと判断される。図2にある経常収支の動きは、1990年から2007年までの期間を取るとおおまかには上昇トレンドが認められ、これによって、(DP, CA)には負の相関が、また(CA, GB)にはそこそこの正の相関が生じる結果となっている。

以上、政策目標間の相関についてみてきたが、表2から窺えるその他の特徴ないし注意すべき点として以下の3点をあげておこう。まず第1は、総合判断すると、政策目標間の事後的相関係数はそれほど大きくなく、実際の推計作業を行う際には、いわゆる多重共線性の問題からは自由となる。第2に、とはいえ表2で計算された相関関係は事後的な観察結果であって、部分的には政策効果を反映したものとなっている。換言するならば、政策目標間の相関の有無自体が政策変化によってもたらされた可能性も含めて、慎重に判断する必要がある。これは、政策効果の内生性を問題としており、政策発動による民間経済主体の反応の変化を指摘したルーカスの批判の1つの例にもなっている。

第3は、第2の点とも関連するが、政策目標の状態と政策変化のタイミングについて付言しておこう。ここでの統計モデルでは、金融政策の基本スタンス y_t と政策目標となる変数 X_t は同じ四半期のデータを基に構築されている。すなわち、同時期の政策目標の動向を眺めながら、金融当局がその期の政策スタンスを決定していると想定している。しかし、現実には、データ収集上のタイムラグがあり、基本スタンスと政策目標となる変数にもタイムラグがある。例えば y_t の決定には X_{t-1} が関与している可能性もある。

実際、ここでのデータの構築法では、円・ドルレートの変動率(EX)を除く4つの政策目標変数すべてに直接・間接に国民経済計算で求められるGDPやGDPデフレーターの情報が必要であり、四半期ペースではその利用可能性には1から2四半期のタイムラグが関与せざるを得ない。しかしながら、金融政策が発動される時に、経済現況や将来の経済事情を予測しながら行うのも確かであり、四半期

ペースではタイムラグの問題は大きな障害とならないとの観察もある。

また、民間セクターの期待形成を読みながら政策メニューを選択すると考えると、観察された X_t が同じとしても、その時その時の政策発動が異なる可能性もある。ここでは、こうした課題はまさに時代とともに政策反応が変化する可能性を許した可変パラメーターモデルで把握されるものと考えている。さらに、政策発動が当期の政策目標に影響を及ぼす同時内生性の問題もある。しかしながら、円・ドルレートに対する効果を除けば、幸か不幸か金融政策が实体经济やインフレーションに及ぼす外部ラグ(lag in effect)は相対的に長いことが知られている。したがって、金融政策の外部ラグが少なくとも1四半期以上にわたるとすれば、典型的には、 y_{t-1} から X_t へ、そして X_t から y_t への因果関係が認められ、同時性によるバイアスの問題は軽減されると考えられる。

2.4 新しいデータによる推計

本項では、浅子・加納モデルの推計過程や推計結果の解釈を展開する。さらに本項では、推計された統計モデルに基づいて、金融政策の基本スタンスが採られる確率を計算し、その予測力を評価する。

事前分布と推計過程

浅子・加納モデルでは、モデルの推計に際し事後のデータからの情報に加え、先験的な理論的情報(事前分布)も加味するという意味で、ベイジアン(Bayesian)の立場をとっている。一般に、ベイジアン流の推計作業を進めるに当たっては、特定化すべきパラメータを実際にどのようにして特定化するかには唯一無二の道があるわけではなく、ここでは浅子・加納(1989)やAsako and Kanoh(1997)に倣った方法を採用する。

既述のように、浅子・加納モデルでは、出発時点でのパラメータの事前分布に関して $\hat{\Theta}_0$ と $\hat{\Sigma}_{0|0}$ が指定され、かつ(仮定によって既知の)分散共分散行列 Ω が特定化されれば、その後のパラメータの推計値とその分散共分散行列は逐次再生的に推計可能となる。パラメータの初期値のうち $\hat{\Theta}_0$ については、データが追加されるに従いその影響は急速に減衰することが知られており、比較的問題は少ない。しかしながら、選択された分散が及ぼす影響についての特性はよく知られていない。したがって、 $\hat{\Sigma}_{0|0}$ の選択については、とりわけ客観性が要求される。この点についての浅子・加納(1989)やAsako and Kanoh(1997)の選択基準は以下の通りである。

まず、パラメータを不変と仮定して、通常のノン

ベイジアン最尤法により推計を行う。これは、(6)式を総てのサンプル期間($t=1$ から T)について掛け合わせたものを、 Θ_t について最大化して求める。求めた最尤推定値を $\hat{\Theta}_0$ 、また最尤法により推定される不変パラメータの分散共分散行列を $\hat{\Sigma}_{0|0}$ と置き、それぞれ確定する。 Ω については、全サンプル期間についての、

$$\sum_{t=1}^T \{ \log L(\hat{\Theta}_t) + (1/2) \log(\det[\hat{\Sigma}_{0|0}]) \} \quad (13)$$

を最大にする Ω を採用する。詳しくは浅子・加納(1989)に示されているが、(13)は近似的に Ω の尤度関数の対数値をとったものとなっている。もっとも、 Ω は $(2+K)$ 次元の対称行列であるから、未知パラメータの数は合計 $(2+K)(3+K)/2$ 個あり、このままでは最適な Ω を求めるのは不可能に近い。

そこで、まず暫定的に $\Omega=0$ と前提し、上で確定した $\hat{\Theta}_0$ と $\hat{\Sigma}_{0|0}$ を事前分布の初期パラメータとして、準備的なベイジアン推定を行う。この時の最終サンプル期間の分散共分散行列を $\hat{\Sigma}_{T|T}$ として、

$$\Omega = \lambda \text{diag}[\hat{\Sigma}_{T|T}] \quad (14)$$

とする。ただし、 λ は非負の定数であり、 $\text{diag}[A]$ は行列 A の対角要素のみを残し、非対角要素は総て 0 とした対角行列である。ここで、 Ω として対角要素のみを考えるのは、(7)式で与えられたパラメータの推移式において、各パラメータは独立に変動すると想定することに対応する。以上のステップを踏むと、 Ω は λ を特定化することによって一義的に決定されることになり、 $(2+K)(3+K)/2$ 個の未知パラメータの選択問題が 1 変数の選択問題に還元されたことになる、言うまでもなく、最適な λ は(13)の値を最大化するものである¹¹⁾。

推計された金融政策の目標

可変パラメータ・モデルの推計結果は、表3にまとめられている。実際の推定は総ての四半期データを利用するが、同表では(スペースの節約の意味もあって)1990年第1四半期を始点として、1四半期おきに推計結果を報告してある。パラメータの変動については(7)式のランダム・ウォーク型が前提とされているために、抜けている期間については、原則としてほぼその前後の2期間の中間の値をとっていると判断して差し支えない。

政策目標となる変数を標準化したことにより、係数値そのものの大小比較が意味をもち、値が負で大きいほど、その政策目標の安定化の重要度が高いと解釈される。もっとも、パラメータの解析的な値よりもより重要なのは統計的有意性であり、図3にプロットしたのも各政策目標のベイジアン流の“ t 統計値”である。これは、パラメータの推計値をその

標準偏差で除したものであり、通常の仮説検定で用いられる係数が0という帰無仮説に対する検定統計値に準じるものである¹²⁾。

表3からは、5つの政策目標のなかでは、実体経済の活動水準を代表する DG (実質 GDP 成長率)、インフレーションを代表する DP (GDP デフレーター上昇率)、経常収支の不均衡を代表する CA (名目経常収支の赤字/名目 GDP 比率)の3つの政策目標が、ほぼ一貫して理論的に期待されるマイナスの値を取り、しかも安定的な有意性を示している。有意性の高さの観点では、 CA 、 DP 、 DG の順となり、パラメータ推定値の絶対値もこの順になっている。為替レートの動向を代表する EX (円/ドル・レート変化率)も一貫してマイナスの値を取っているが、有意性は必ずしも高くない。累積国債残高の GB (名目国債残高/名目 GDP)は一環として理論とは逆のプラスの値となっている。

モデルで認定された政策目標

表3にあるように、新しいデータによる推計結果が可変パラメータというよりも、むしろ固定パラメータ・モデルに近いものとなったことから、時期による政策目標の重要度の浮沈をパラメータの値やその有意性で判断することはできない。新しいデータによる表3の推計結果のうち Asako and Kanoh (1997) と最も対照的なのは累積国債残高の政策目標についてである。このパラメータは表3ではプラスの値を取っているが、Asako and Kanoh(1997)では一貫してマイナスの値を取り、しかも1979年の第2次石油ショック時を境に有意性はそれ以前に比して格段に上がり、1990年代にはますます高まった結果となっている。

Asako and Kanoh(1997)では、マクロ経済の安定化の観点からみた場合、累積国債残高の増加が金融政策にとって引締要因となるのには、理論的には2つのルートが考えられるとしている。第1は、国債の供給増に伴う債券市場での長期利率の上昇(ポートフォリオ・クラウディング・アウト効果)が、金利の期間構造の上から短期利率にも波及し、公定歩合の追隨的切り上げを余儀なくさせる可能性である。もっとも、このルートは、自由化される以前の日本の金融市場においては、公定歩合と長期利率との間の因果関係に疑問があり、有効に作用していたとは思われないとしている。第2は、国債の累積残高増につれて中央銀行保有分が増加し、そのままではマネーサプライの増加につながることから、公定歩合操作による予備的な引締政策を併用していたというものである。日本では、確かに日本銀行の直接引き受けによる国債発行は法律によって禁止さ

表 3. ベイジアン(可変パラメータ)推定値

	α_1	α_2	$\beta_1(DG)$	$\beta_2(DP)$	$\beta_3(CA)$	$\beta_4(EX)$	$\beta_5(GB)$
1990.1	-0.75(-4.40)	-2.89(-9.34)	-0.30(-1.86)	-0.53(-2.33)	-0.90(-4.41)	-0.18(-1.10)	0.50(2.32)
3	-0.74(-4.38)	-2.87(-9.30)	-0.34(-2.13)	-0.51(-2.20)	-0.86(-4.20)	-0.10(-0.63)	0.49(2.31)
1991.1	-0.74(-4.38)	-2.95(-9.56)	-0.30(-1.84)	-0.48(-2.12)	-0.89(-4.34)	-0.15(-0.91)	0.51(2.37)
3	-0.71(-4.19)	-2.94(-9.48)	-0.28(-1.73)	-0.42(-1.86)	-0.89(-4.36)	-0.16(-0.98)	0.52(2.45)
1992.1	-0.74(-4.35)	-2.96(-9.58)	-0.29(-1.78)	-0.48(-2.09)	-0.89(-4.35)	-0.14(-0.90)	0.51(2.38)
3	-0.71(-4.17)	-2.93(-9.47)	-0.28(-1.74)	-0.45(-1.96)	-0.87(-4.24)	-0.16(-0.98)	0.49(2.30)
1993.1	-0.71(-4.17)	-2.93(-9.46)	-0.29(-1.75)	-0.45(-1.96)	-0.86(-4.20)	-0.16(-1.02)	0.48(2.27)
3	-0.71(-4.18)	-2.94(-9.47)	-0.31(-1.89)	-0.46(-2.01)	-0.85(-4.19)	-0.14(-0.87)	0.48(2.24)
1994.1	-0.74(-4.36)	-2.95(-9.56)	-0.29(-1.77)	-0.48(-2.07)	-0.89(-4.36)	-0.14(-0.88)	0.51(2.41)
3	-0.74(-4.36)	-2.95(-9.57)	-0.29(-1.79)	-0.48(-2.08)	-0.89(-4.35)	-0.14(-0.91)	0.51(2.39)
1995.1	-0.74(-4.37)	-2.95(-9.54)	-0.29(-1.76)	-0.47(-2.06)	-0.88(-4.33)	-0.13(-0.84)	0.52(2.42)
3	-0.71(-4.20)	-2.94(-9.49)	-0.30(-1.81)	-0.48(-2.10)	-0.88(-4.29)	-0.10(-0.62)	0.48(2.26)
1996.1	-0.74(-4.38)	-2.95(-9.53)	-0.29(-1.80)	-0.47(-2.05)	-0.88(-4.32)	-0.15(-0.92)	0.52(2.42)
3	-0.75(-4.39)	-2.94(-9.51)	-0.29(-1.78)	-0.46(-2.01)	-0.87(-4.27)	-0.14(-0.90)	0.52(2.43)
1997.1	-0.74(-4.39)	-2.94(-9.52)	-0.30(-1.82)	-0.47(-2.04)	-0.87(-4.30)	-0.15(-0.95)	0.51(2.41)
3	-0.74(-4.38)	-2.95(-9.55)	-0.29(-1.79)	-0.48(-2.09)	-0.89(-4.34)	-0.15(-0.94)	0.51(2.39)
1998.1	-0.74(-4.38)	-2.95(-9.55)	-0.29(-1.75)	-0.48(-2.09)	-0.89(-4.36)	-0.15(-0.93)	0.51(2.40)
3	-0.72(-4.23)	-2.95(-9.50)	-0.31(-1.93)	-0.49(-2.13)	-0.87(-4.28)	-0.15(-0.92)	0.48(2.24)
1999.1	-0.71(-4.21)	-2.94(-9.49)	-0.30(-1.86)	-0.49(-2.13)	-0.87(-4.26)	-0.13(-0.79)	0.48(2.24)
3	-0.74(-4.38)	-2.94(-9.52)	-0.29(-1.75)	-0.46(-2.03)	-0.88(-4.32)	-0.13(-0.80)	0.52(2.44)
2000.1	-0.74(-4.37)	-2.95(-9.55)	-0.29(-1.79)	-0.47(-2.06)	-0.89(-4.34)	-0.15(-0.92)	0.51(2.41)
3	-0.74(-4.33)	-2.85(-9.22)	-0.29(-1.77)	-0.44(-1.90)	-0.87(-4.25)	-0.15(-0.94)	0.53(2.49)
2001.1	-0.71(-4.21)	-2.94(-9.49)	-0.29(-1.78)	-0.48(-2.08)	-0.88(-4.32)	-0.12(-0.74)	0.50(2.33)
3	-0.73(-4.28)	-2.95(-9.53)	-0.30(-1.81)	-0.50(-2.17)	-0.90(-4.45)	-0.15(-0.96)	0.50(2.34)
2002.1	-0.75(-4.39)	-2.93(-9.49)	-0.28(-1.70)	-0.45(-1.96)	-0.87(-4.28)	-0.15(-0.91)	0.52(2.45)
3	-0.74(-4.39)	-2.94(-9.53)	-0.29(-1.78)	-0.47(-2.04)	-0.89(-4.34)	-0.15(-0.93)	0.51(2.40)
2003.1	-0.72(-4.25)	-2.95(-9.52)	-0.29(-1.79)	-0.49(-2.16)	-0.89(-4.38)	-0.14(-0.90)	0.50(2.35)
3	-0.74(-4.39)	-2.94(-9.52)	-0.29(-1.79)	-0.48(-2.07)	-0.88(-4.33)	-0.13(-0.84)	0.51(2.37)
2004.1	-0.71(-4.19)	-2.94(-9.48)	-0.27(-1.63)	-0.47(-2.04)	-0.87(-4.26)	-0.15(-0.93)	0.51(2.40)
3	-0.74(-4.37)	-2.95(-9.56)	-0.29(-1.79)	-0.48(-2.08)	-0.89(-4.38)	-0.15(-0.92)	0.51(2.37)
2005.1	-0.74(-4.38)	-2.95(-9.55)	-0.29(-1.78)	-0.48(-2.09)	-0.89(-4.39)	-0.15(-0.93)	0.51(2.37)
3	-0.74(-4.38)	-2.95(-9.55)	-0.29(-1.79)	-0.48(-2.09)	-0.89(-4.38)	-0.15(-0.93)	0.50(2.36)
2006.1	-0.74(-4.37)	-2.86(-9.26)	-0.30(-1.84)	-0.48(-2.08)	-0.90(-4.41)	-0.15(-0.92)	0.49(2.28)
3	-0.74(-4.38)	-2.87(-9.27)	-0.29(-1.75)	-0.49(-2.14)	-0.91(-4.47)	-0.16(-1.01)	0.48(2.26)
2007.1	-0.75(-4.39)	-2.88(-9.31)	-0.30(-1.86)	-0.51(-2.20)	-0.92(-4.52)	-0.15(-0.93)	0.48(2.25)
3	-0.74(-4.34)	-2.96(-9.59)	-0.29(-1.78)	-0.47(-2.07)	-0.88(-4.38)	-0.15(-0.91)	0.51(2.39)
2008.1	-0.74(-4.35)	-2.96(-9.58)	-0.29(-1.79)	-0.48(-2.08)	-0.89(-4.39)	-0.14(-0.91)	0.51(2.38)
3	-0.74(-4.38)	-2.95(-9.54)	-0.29(-1.76)	-0.48(-2.07)	-0.89(-4.40)	-0.15(-0.92)	0.51(2.37)
2009.1	-0.73(-4.28)	-2.95(-9.52)	-0.32(-2.03)	-0.46(-2.02)	-0.88(-4.32)	-0.13(-0.83)	0.52(2.45)
3	-0.75(-4.43)	-2.92(-9.46)	-0.26(-1.58)	-0.49(-2.11)	-0.87(-4.26)	-0.13(-0.80)	0.47(2.24)
2010.1	-0.72(-4.24)	-2.95(-9.50)	-0.26(-1.61)	-0.50(-2.19)	-0.89(-4.36)	-0.14(-0.88)	0.51(2.41)
3	-0.72(-4.22)	-2.94(-9.49)	-0.25(-1.55)	-0.49(-2.12)	-0.89(-4.34)	-0.16(-1.00)	0.52(2.45)
2011.1	-0.72(-4.26)	-2.95(-9.51)	-0.29(-1.76)	-0.49(-2.14)	-0.89(-4.34)	-0.14(-0.87)	0.52(2.42)
3	-0.73(-4.29)	-2.95(-9.52)	-0.29(-1.78)	-0.49(-2.12)	-0.90(-4.42)	-0.15(-0.94)	0.52(2.43)
2012.1	-0.73(-4.28)	-2.95(-9.51)	-0.28(-1.74)	-0.46(-2.02)	-0.90(-4.42)	-0.14(-0.87)	0.53(2.55)
3	-0.73(-4.30)	-2.95(-9.51)	-0.29(-1.79)	-0.47(-2.03)	-0.90(-4.42)	-0.15(-0.92)	0.53(2.50)
2013.1	-0.73(-4.30)	-2.95(-9.51)	-0.29(-1.78)	-0.47(-2.06)	-0.89(-4.42)	-0.14(-0.89)	0.52(2.45)

れている。しかしそれはあくまでも新規発行時についてであり、既発債全体の保有比率は1970年代にはかなり高水準を維持し、80年代には減少し低位で推移したが、当時のそうした動きも政策目標の安定化が達成された証とも解釈されるとしている。

第2のルートは、金融政策の観点からは、結局国債発行がマネタイズ(貨幣化)されインフレにつながる危惧を反映したものである。新しいデータによっては、全く逆に、累積国債残高の増加が金融政策に

とって緩和スタンスを助長するとの推計結果となっており、この点の考察が必要となる。もちろん、データの上では、図2にあるように、サンプル期間を通じて、標準化されたGBは増加トレンドにある。それに対して、表1から明らかかなように、新しいサンプル期間の後半に緩和スタンスが頻出するようになる。したがって、単純に類推するに、政策目標としての累積国債残高のパラメータが正になるのは、全くあり得ないわけではない。しかし、政策目

標の安定化との観点から、理論的に説明するのは容易ではない。

表2において、 GB は DP との相関係数が -0.620 と相対的には高いトレード・オフ関係にある。しかも、この相関関係は長期的な趨勢によってもたらされた面が強い。1990年代以降の日本経済は低インフレ、あるいは物価下落が長期間持続し、これに負の相関を示したのが累積国債残高といえる。表3において、インフレ率 DP は一貫して有意な政策目標となっており、その意味ではインフレ率とトレード・オフ関係にある政策目標は有意にはならないのが自然でもある。この点は、後に2.5項において、再び言及する。

さて、残りの経常収支(CA)と為替レート(EX)の政策目標の役割に移ろう。これらは対外均衡要因として考慮したものであり、上で言及した3つの政策目標が国内均衡要因であったのに対比される。伝統的には、日本の金融政策の基本方向が外貨準備高の推移ないし「国際収支の天井と床」によって大きく影響を受けていたことは、いわゆる「ストップ・アンド・ゴー政策」として知られてきた。しかし、これは固定相場制時代の話であり、1973年の変動相場制への移行以降は、Asako and Kanoh(1997)でも、必ずしも理論的に期待される政策目標としては検証されなかった時期が多い。すなわち、浅子(2000)でも、「まず第1に、経常収支は固定相場制時代には厳密な意味では有意ではなく、第2次石油ショック後に相対的に重要性が増している程度である。第2に、為替レートの動向は、1980年代に入って有意な政策目標となっているものの、前半期には有意性は低い。」と総括されている。

しかしながら、表3では、相対的には経常収支の赤字は最も有意な政策目標となっており、為替レートも必ずしも有意性が強いものではないが、安定化目標としては機能していたと判断されるものである。対象サンプル期間を通しては、基本的には経常収支は黒字基調であり、安定化目標としては注力する必要性は弱いと考えられるが、それが意外にも最も強い安定化目標となっているのには、精査が必要である。その謎解きに当たって、安定化目標として他の政策目標との関連を見ると、表2の相関係数によると、経常収支の赤字としての CA は、弱いながらも DP (インフレ率)とは負、 GB (累積国債残高)とは正の相関を示しており、これはAsako and Kanoh(1997)とは全く逆の結果になっている。すなわち、1966:1-93;3のサンプル期間では、(CA, DP)と(CA, GB)の相関係数はそれぞれ 0.556 と -0.535 であり、その下で、Asako and Kanoh(1997)では時期によりそれなりに理論的にも統計的にも有意な CA

と GB が同定されたといえる。

表3の推計結果からは、 CA は負で有意、 GB は理論とは反対の正の説明力を有している。この際、 CA と GB のパラメータ推定値がそれぞれ -0.9 と 0.5 の近傍にあり、しかも CA と GB の変数がともに標準化されていることから、パラメータ推定値の絶対水準の比較に意味を持たせるとしよう。すると、(CA, GB)の相関係数が負であることから、2つの政策目標は互いにトレード・オフの関係にあるが、両者を合わせて評価した場合には、経常収支の負の効果がdominantになる。このことを別に解釈するならば、既述の累積国債残高についての正のパラメータの分を凌駕する役割が経常収支目標に転嫁されたといえるのである。

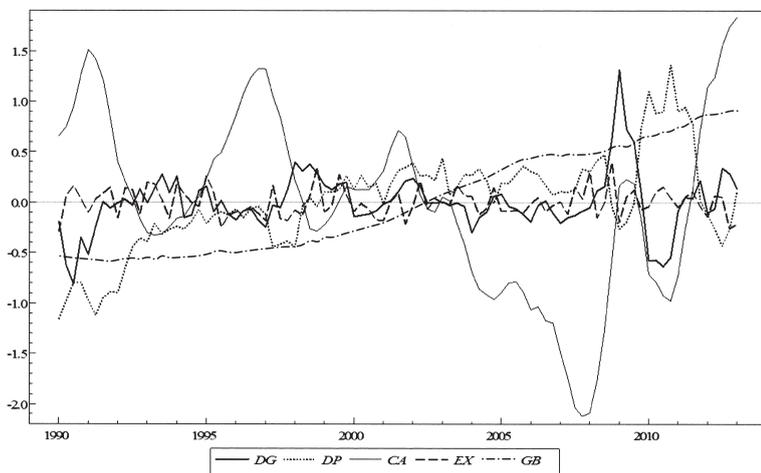
対外均衡目標の為替レートについては、図2に示された円/ドル・レートの変化率はほぼランダムに変動し、表2においても他の政策目標とほぼ無関係であるが、1990年代以降は多少の波動はあったものの、長期トレンドとしては円高方向で推移し、2013年のアベノミクスで円安方向に反転した経緯がある。円高は国内物価に低下圧力を及ぼしデフレを持続させた張本人との見解もあるが、もしそうならばインフレ目標とも歩調を合わせたものになったといえよう。

経常収支と為替レートの対外均衡要因については、最後に一言付言しておきたい。1997年のアジア通貨危機、2008年のリーマン・ショックとそれに続いた世界金融危機、2010年のギリシャに始まる欧州ソブリン危機(ユーロ危機)と、グローバル化した世界経済の中で金融政策の国際協調は日常茶飯事化しており、日本銀行にとっても国内経済の安定化の前提条件になっているといっても過言ではない。その意味では対外均衡問題の重要度は、1990年代初頭までと比して格段に上がっている。表3の経常収支目標がこうした国際協調の問題の代理変数と見做せれば解釈は楽であるが、的を射ているかの確認は将来の課題である。

事後の貢献度

以上では、5つの政策目標の有意性ないし相対的重要性を、事前的観点から眺めてきた。ここで「事前的」というのは、標準化された政策目標変数の1単位の変動に対する、基本スタンス決定の感応度係数(β_{it})の観察に基づいたものという意味であり、いわば個別政策目標の潜在的な重要性を問題としてきたと言ってもよい。本項では各政策目標変数の水準自体も考慮した、「事後的」貢献度をみることにする。図3は、基本スタンスの対数オッズを左右する貢献部分($\beta_{it}x_{it}$)を、5つの政策目標について同

図3. 政策目標の事後的貢献度



じスケールで描いたものである。正の貢献は緩和ないし引締スタンス後の中立要因(以下、単に緩和要因)、負の貢献は引締要因ないし緩和スタンス後の中立要因(以下、単に引締要因)となる。同図よりは、以下のような特徴が読み取れよう。

まず第1に、*DG*(実質GDP成長率)とそれに遅れること1-2年で*DP*(インフレ率)は、1990年代初頭には引締要因として、また2008年のリーマン・ショック後には大きく緩和要因になった後には反動的に引締要因として大きく貢献するが、それ以外の時期にはほぼ一貫して小刻みな上下動を繰り返している。第2に、*CA*(経常収支)はその規模において相対的に最も大きな貢献を残しているが、1991年前後と96-97年には緩和要因として、そして2004年からリーマン・ショック前までは引締要因として、そして2011年の東日本大震災後は緩和要因として大きく貢献することになる。第3に、もう1つの対外均衡要因である*EX*(為替レートの変化率)は、全期間を通じて、小刻みな変動に終始している。第4に、累積国債残高は一貫した上昇トレンドがあり、2000年代初頭を境に、それまでの引締要因から緩和要因に転じている。

基本スタンスの確率

推計されたパラメータ値を基に、各時点での政策スタンスの確率をプロットしたのが図4である。同図では、緩和スタンスの確率(π_{1t})を実線で下から上に、また引締スタンスの確率(π_{2t})を破線で上から下に測ってある。明らかに、実際に緩和スタンスが記録された時期にはその確率は高くなっている。しかしながら、件数が少ないこともあるが、引締スタンスについては実際に引締政策が発動された段階でも、2006-07年にかけては例外ともいえるが、必

ずしも引締確率が目立って上昇しているわけではない。一般論としては、緩和スタンスでも引締スタンスでもない中立スタンスの確率が最も大きい。政策変更が行われるタイミングでのどちらかのスタンスの確率については、「どの位大きくなれば十分」なのかの臨界値がはっきりしないことから、政策の基本スタンスの厳密な予測には役立たないと言わざるを得ない。

図4からは、いくつかの特筆すべき観察がなされる。まず第1に、1997年の金融シ

ステム不安の勃発にかけては、緩和スタンスの確率が漸次上昇しているが、98年9月の政策金利引き下げに向けては、むしろ緩和確率が暫時下落したことが注目される。第2に、ゼロ金利政策から量的緩和政策の導入が検討された2001-02年前後からリーマン・ショック前にかけては、緩和スタンスの確率そのものはそれ以前よりも概ね高いものの、実際に緩和政策が発動された時期も含めて、トレンドとしては緩和スタンスの確率は漸減していることが特記される。

第3に、リーマン・ショック後の2008年第4四半期からの緩和確率の上昇には目まぐるしいものがあり、2009年から10年にかけて一旦低下したものの、その後はサンプル期間の終期まで急上昇しており、これは実際にアベノミクスに連なる金融緩和の動きに符合するものである。

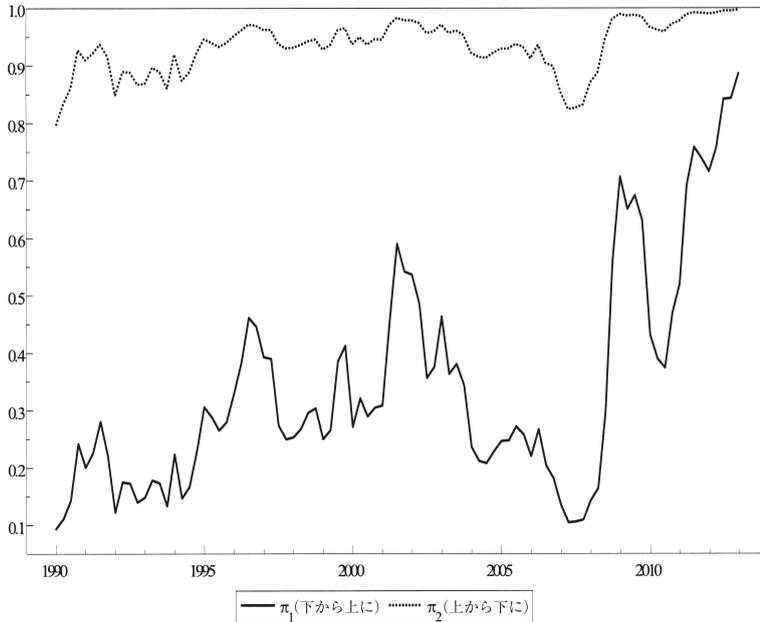
2.5 推計結果の解釈

新しいデータによる推計結果については、既に一定の説明を試みたところだが、改めてまとめてその解釈を整理しておこう。その際に大きく2つの場合に分けて考える必要がある。1つは、我々の実証分析の前提となる浅子・加納モデルの分析枠組みそのものは正しいと前提した場合であり、もう1つは浅子・加納モデルの前提そのものが満たされていない可能性に言及する場合である。

Asako and Kanoh との比較

Asako and Kanoh(1979)の推計結果は、それに基づいて加筆訂正した浅子(2000)において、以下のように記述されている。すなわち、1966-93年のデータからは「5つの政策目標のなかでは、唯一実質GNP成長率(*DG*)がほぼ一貫して安定的な有意性を

図4. 基本スタンスの確率



示している。これに次いで一貫して有意性が高い政策目標は経常収支(CA)であるが、DGと比べると、第2次石油ショック以前の期間の有意性は劣る。インフレ率(DP)が政策目標となったのは1970年代の半ばだけであり、80年代に入ると有意性を失う。累積国債残高(GB)は、国債の発行残高が漸増するにつれて経時的に有意性を高めている。為替レート(EX)は80年代に入ってから、政策目標としての有意性を高めている。」

こうした総括からは、一般に、時代によって主要な政策目標は異なったものになるが、5つの政策目標は、それぞれそれなりに有意な時期があったことが理解される。さらに浅子(2000)は、Asako and Kanoh(1997)の結語部分を受けて、「結果として識別された政策目標は、日銀による公式見解とかなりの程度合致したものとなった。このことは、一方では我々の統計モデルのパフォーマンスの目安となると同時に、他方金融当局の基本スタンスが全くデタラメに決定されてきた訳ではなく、かなりの程度システマティックな運営がなされてきたことの客観的な裏付けがなされたものとみなせよう。」とまとめている。

新しいサンプル期間に対しての推計結果は、前項でみたように、Asako and Kanoh(1997)ほど明解ではないものの、一定の規則的な政策運営が認められると判断される。ただし、Asako and Kanoh(1997)と比すと、2つの相違点がある。1つは、浅子・加納モデルの推計において、政策目標のパラメータがほぼ固定したものとして推計されたことである。も

っとも、図3の事後的貢献度で確認されたように、ほぼ固定パラメータ・モデルであったとしても、各政策目標が基本スタンスに占める貢献度は時期によって異なることは言うまでもない。もう1つは、5つの政策目標の中で累積国債残高については、それ自体の安定化という意味での理論的符号を満たさないことである。ここでは、政策目標としての累積国債残高の不都合を中心に考察する。

この不都合が生じるのには、大別して2通り考えられよう。1つは、浅子・加納モデルの基本的枠組み自体は正しく成立しているものの、その適応の方法に齟齬がある場合である。

もう1つは、浅子・加納モデルの基本的枠組み自体に齟齬がある場合である。

モデルが不成立の場合

順番は逆であるが、まず浅子・加納モデルが政策目標を検出する前提が満たされていない場合を取り上げよう。そうなる理由としては、①モデルの被説明変数である金融政策の基本スタンスの構築が適切でない、②政策目標の候補となるリストが不十分ないし政策目標を代表する系列の不備、③モデルの推計過程に齟齬がある、といった可能性がある。

公定歩合の変更のみを基本スタンスの判定基準とした浅子・加納(1989)やAsako and Kanoh(1997)に対して、サンプル期間をupdateした新しい推計では、異なった基準が混在した基本スタンスの判定をベースとしており、これによって推計が機能しなかった可能性が①である。確かに、この可能性は否定できない。とはいえ、基本スタンスの判定は推計以前の出発点となるものであり、本論文では、この可能性は排除せざるを得ない。もし、公定歩合以外の動向による基本スタンスの認定が真の政策スタンスを捉えていないとしても、浅子・加納モデルは可変パラメータ・モデルであることから、理論的には、その期間のモデルのパフォーマンスが見劣りするだけで、正しく認定された期間については、Asako and Kanoh(1997)並みのパフォーマンスが期待されて然るべきでもあるからである¹³⁾。

政策目標のリストが不十分との②については、政策目標リストに新たな目標が追加されなければなら

ない可能性と、採用した系列が真に政策目標を具現化していない可能性がある。逆に、累積国債残高については、本来新しいデータ期間には含まれるべきでなかったのかもしれない。1990年代以降に新たに追加されるべき政策目標としては、何よりも不良債権処理や金融システム不安への対応が考えられる。もちろん、これらは本来的には金融政策の政策目標ではなく、金融行政なりプルーデンス政策の対象である。しかしながら、とりわけ1998年9月の政策金利の引下げ前後から翌年2月のゼロ金利政策導入にかけての金融政策決定会合では、議事録を丹念に精査した梅田(2011)や自らが審議委員であった植田(2005)自身も述懐するように、マクロ経済レベルでの金融仲介の機能マヒを回避する所謂「マクロ・プルーデンス政策」が議論されており、それが流動性供給を企図した金融緩和スタンスに結び付いていた可能性がある。金融システム不安に関連する経済指標の欠如は、確かに浅子・加納モデルの推計結果のパフォーマンスにとっては看過できないミス・スペシフィケーションとの批判があり得よう。

政策目標のリストに関連して、デフレ脱却目標についても言及する必要があるであろう。デフレの認識の問題もあり、政府が「物価の下落を伴った景気の低迷」から「持続的に物価が下落している状態」に定義を見直したのが2001年3月であり、その後「失われた10年」から「失われた20年」にかけての長期不況も広義にはデフレに該当し、これは x_1 =実体経済の活動水準とマイナスの x_2 =インフレーションによって捉えられないわけではない。また、既述のように、持続的な円高そのものがデフレを代理するとの見解もあり得よう。しかしながら、金融政策決定会合において1998年9月の政策金利の引下げ前後にその回避が議論されたデフレバイラルは、深刻度において単なるデフレ状況とは性格を異にするとの理解があり得る。またゼロ金利政策や量的緩和政策といった非伝統的金融政策手段において多用された時間軸効果をめぐっては、「デフレ懸念が払拭されるまで」との表現をもって、デフレと「デフレ懸念」が巧みに使い分けられたとの梅田(2011)の指摘もある。これらからは、実質GDP成長率(DG)やGDPデフレ率の上昇率(DP)以外に、より直截的にデフレを代理する指標を導入する必要性が示唆される。しかしながら、その指標がデフレギャップなのか、それとも景気関連のアンケート・データが適切なのかは、必ずしも明白ではない¹⁴⁾。

最後に、浅子・加納モデルの推計過程における齟齬としては、可変パラメータ・モデルの設定が適切に機能しなかった点があげられる。その原因としては、Asako and Kanoh (1997)では(14)式で Ω を

特定した結果が、可変パラメータの良好なパフォーマンスをもたらしたのに対して、新しいデータによる推計では、 λ が思いの外小さな値として推定され、 Ω がほぼ0として推計されたことが大と考えられる。もちろん、可変パラメータ・モデルの枠組みであっても、結果的に選択されたモデルではパラメータが不変となる可能性はある。

モデルは成立の場合

次に、浅子・加納モデルの妥当性を前提とした場合を取り上げる。すなわち、モデルの枠組みそのものは潜在的には正しく設定されているものの、何らかの要因によって不都合が生じている可能性である。この場合には、必要条件としてまず第1に、日本銀行の政策目標なり政策運営法が1990年代以降に、浅子・加納モデルにおいて有意なパラメータ θ_i をもたらしたそれまでとは変貌したことが指摘される。この際にも、さらに可能性は分枝する。すなわち、まず第1は、④日本銀行が政策判断を誤った可能性であり、緩和政策なり引締政策が必要なタイミングで発動されなかったり、逆に政策発動を控えるタイミングで政策を発動したといったエピソードが多数見受けられる場合である。第2は、⑤政策発動を必要とするシグナルを見誤ってしまった可能性である。④と⑤は、どちらにせよ、浅子・加納モデルでのパラメータ θ_i の有意性を低下させる方向に働くことになる。

第1と第2の可能性は、いずれにしても日本銀行に過誤があったことを前提としているが、もう1つの可能性は、累積国債残高については、日本銀行が政策運営法を変えた可能性を強調する解釈である。すなわち、GBを、それに対して日本銀行が反応し安定化を目指す政策目標とせず、基本スタンス y_t の決定に伴ってもたらされた結果と捉えるならば、金融緩和スタンスとGBがプラスに推計された背景を説明できると考えるのである。ただし、それにはもう1段階のステップが必要で、それはGBを単なる累積国債残高ではなく、それと高く相関もしている日本銀行なり金融部門全体が保有する国債の割合を表す代理変数と再解釈する必要がある。日本銀行が量的緩和政策として長期国債の買い切りオペを開始した2001年3月以降は、GBないし日銀の国債保有比率なり国債保有額の代理変数としてのGBは緩和スタンスを判定する指標そのものでもあり、その結果が表3のプラスのパラメータ推計となったと解釈するのである。

3. 金融政策の決定過程

本節では、前節の浅子・加納モデルの推計結果を

受けて、日本銀行の金融政策の政策目標ないし政策運営法が1990年代以降、とりわけアジア通貨危機の勃発や国内の金融機関の不良債権処理がもたつき金融システム不安に至る1990年代後半期から、質的に変化したとの認識の下で、金融政策の決定過程を検証する。

1998年4月施行(成立は前年6月)の改正日本銀行法では、最高意思決定機関としての政策委員会において、金融政策運営を討議・決定する会合を「金融政策決定会合」といい、そのメンバーは総裁、副総裁2名の執行部3名と審議委員6名の計9名で構成される。金融政策決定会合は月1回ないし2回定例的(臨時の開催も有り)に開催され、経済・金融情勢に関する基本的見解をはじめ金融市場の調節方針等を議事事項とし、会合終了後、直ちに当該会合における決定内容が公表され、議事要旨は原則次回の金融政策決定会合で承認され公表されることになっており、議事録そのものは各会合から10年を経過した後に公表される。

本節では、公表された議事録から覗かれる、執行部なり審議委員(以下では、委員として総称)の投票行動をベースに、そこに何らかの特徴が見いだせるかを探るものである。とりわけ、量的緩和政策の導入前と導入後で、基本スタンスを決定する「政策手段」が変遷しており、反対投票の対象も異なったものになっているのに注意する。

3.1 反対投票行動のモデル

本節で展開する反対投票行動のモデルは、Havrilesky and Schweitzer(1990)やHarris, Levine, and Spencer(2011)を踏襲するものである。モデルを簡単に紹介するならば次のようになる。いま、さまざまな属性において異なる委員が、それぞれの属性特有の行動に基づいて、総合判断の上賛成ないし反対投票をするものと前提する。金融政策決定会合の構成委員が g 人として、 X_{gj} で委員 g の属性 j を表し、 \bar{X}_j は委員間でのその属性の平均値とする。その上で、属性 j の平均値からの乖離の正負によって、政策決定へ単峰形でのインパクトを及ぼすものとする。たとえば、 $X_{gj}-\bar{X}_j>0$ ならば金融緩和に反対し、 $X_{gj}-\bar{X}_j<0$ ならば金融引締に反対する。しかもこの平均値からの乖離の絶対値が大きくなるほど、反対姿勢(propensity to dissent)も強まるとする。実際の委員会では、委員 g の属性は複数あるために、こうした反対姿勢がそれぞれの属性について働き、最終的にはすべての属性について総合した形になる。

その際の数量化された反対姿勢は単純に個々の属性の合計値となるというよりも、それぞれの属性に固有の重みが反映されると考えられよう。すなわち、

委員 g の総合判断としての反対姿勢 D_g は、ある種の効用関数(反対表明関数)の実現値として顕示されるものとする。その反対表明関数で委員 g が得る満足感(あるいは不満)は全体としての反対票に依存し、満足ないし不満方向やその程度は各属性の平均的な水準からの乖離度 $X_{gj}-\bar{X}_j$ に依存する。現実には、委員 g によって実際に投じられる反対票 D_g は、反対票を投じることによって被る不効用にも依存するであろう。簡単な限界条件の原理から、反対票の限界的増加による限界効用と限界不効用が等しくなると、委員 g の純効用が最大化される。換言するならば、限界純効用がゼロとなるように、反対票を投じることになると考えるのである¹⁵⁾。

日銀審議委員の投票行動

表4は、Asako and Spencer(2014)から引用したものであり、新日銀法が施行された1998年4月から2013年3月までの期間に開催された金融政策決定会合において、出席した委員の投票行動をまとめたものである。同表でQE(Quantity Easing)は量的緩和政策が採用されていた時期であり、具体的には最初の量的緩和政策期間である2001年3月19日から06年3月9日までの5年間、及び包括的な金融緩和政策が導入された2010年10月5日以降Asako and Spencer(2014)が対象としたサンプル期間の終期の13年3月までの2年半ほどを対象としており、これ以外がNon-QE期間になる。同表の反対投票の分類のうち“Conventional”は政策金利である無担保コールレート翌日物の変更(あるいは変更なし)に対する投票行動、“Unconventional”は量的緩和策下での日銀当座預金残高なり包括的な金融緩和策下での資産買入れ等基金の額の変更(あるいは変更なし)に対する投票行動を示す。最後の“Broad”の欄は委員平均との乖離方向によるタカ派(Hawk)とハト派(Dove)の区分であり、タカ派は委員平均に比して引締寄りの行動、ハト派が委員平均に比して緩和寄りの行動に投票する場合を示す。

表4を一瞥して明らかのように、日本銀行の委員の反対票はすべての票の内の7.2%になっている。欠員なり欠席者がなければ、9人の審議員のうち1人が反対すると、11.1%の反対率になることから、平均的には3回の金融政策決定会合で2人が1回ずつ、あるいは1人が2回反対票を投じていることになる。Asako and Spencer(2014)によれば、ほぼ同期間における英国のイングランド銀行の14.5%の半分程度であるが、米国の連邦準備銀行理事会のFOMC(連邦公開市場委員会)の4.9%よりは高いものになっている。QEとNon-QEでは、6.7%と7.7%と量的緩和の方が反対票が多いが、その差は

表 4. 金融政策決定会合での反対票
Dissents – Bank of Japan Policy Board members, April 1998 – March 2013

<i>Troika</i>	Meetings			Dissent by type					
	All	Non-QE	QE	Conventional		Unconventional		Broad	
				Tighten	Ease	Tighten	Ease	Hawk	Dove
Hayami ^G	88	55	33	0	0	0	0	0	0
Fujiwara ^{DG}	88	55	33	0	0	0	0	0	0
Yamaguchi ^{DG}	88	55	33	0	0	0	0	0	0
Fukui ^G	75	29	46	0	0	0	0	0	0
Muto ^{DG}	75	29	46	0	0	0	0	0	0
Iwata ^{DG,1)}	75	29	46	0	1	0	0	0	1
Shirakawa ^{G,2)}	77	41	36	0	0	0	0	0	0
Nishimura ^{DG,3)}	119 ⁴⁾ (42, 77)	70 ⁴⁾ (41, 29)	49 ⁴⁾ (36, 13)	0	0	0	0	0	0
Yamaguchi ^{DG}	67	31	36	0	0	0	0	0	0
Rank-and-File									
Goto	29	29	0	0	0	0	0	0	0
Taketomi	65	55	5	0	0	0	0	0	0
Miki	73	55	18	0	0	0	1	0	1
N. Nakahara	73	55	18	0	9	0	51	0	58
Shinotsuka	56	55	1	38	0	0	0	38	0
Ueda	121	55	66	0	1	1	0	1	1
Taya ^P	83	22	61	0	1	3	0	3	1
Suda	156	71	85	1	1	3	0	4	1
S. Nakahara	79	5	74	0	0	0	0	0	0
Fukuma	75	14	61	0	0	14	2	14	2
Haru	76	15	61	0	0	0	0	0	0
Mizuno	76	58	18	8	0	13	0	21	0
Noda	76	65	11	2	0	0	0	2	0
Kamezaki	78	56	22	0	1	0	0	0	1
Nakamura	78	56	22	0	1	0	0	0	1
Miyao	44	9	35	0	0	0	0	0	0
Morimoto	40	4	36	0	0	0	0	0	0
Shirai	29	0	29	0	0	0	0	0	0
Ishida	25	0	25	0	0	0	0	0	0
Sato	9	0	9	0	0	0	0	0	0
Kiuchi	9	0	9	0	0	0	0	0	0
Totals									
<i>Troika</i>	710	365	345	0	1	0	0	0	1
<i>Rank-and-File</i>	1387	708	679	49	14	34	54	83	66
<i>All members</i>	2097	1073	1024	49	15	34	54	83	67

* In addition to low interest rates, Miki wished to implement additional measures – specifically, a reduction in reserve ratio requirements – to reinforce the easy money policy associated with a near-zero UOCR. We class this as an unconventional dissent on the side of monetary ease.

G/DG denotes Governor/Deputy Governor.

1) Iwata is the only Governor or Deputy Governor to have dissented during the entire sample period. His only dissent was cast on the meeting of 20-21 Feb 2007.

2) Shirakawa was initially appointed as a Deputy Governor on 20/03/2008 for what was to be a ve-year term ending 19/03/2013. He served only 20 days in this role, which saw him concurrently serve as acting Governor of the Bank. Immediately following this, Sharakawa was promoted to the position of Governor for a five-year term commencing 09/04/2008.

3) Nishimura was appointed to the Policy Board on 08/04/2005 as a *Rank-and-File* member before being promoted to Deputy Governor on 20/03/2008, serving until his term expired on 19/03/2013.

4) For Nishimura, we show the total votes cast for each category irrespective of his status on the PB (upper figure), and using parentheses below each figure decompose these totals according to the scheme (*Troika*, *Rank-and-File*).

出所) Asako and Spencer(2014)の Table 6.

大きなものではない。通算すると、引締めを求めるタカ派の反対の方が緩和を求めるハト派の反対よりも多いが、QEの期間中に限ればハト派の反対の方が多くなっている。

統計的に有意な反対

Asako and Spencer (2014)の準備的な統計分析によると、日本銀行の金融政策決定会合の委員のデータでは、反対する委員の偏りが顕著で、委員間で違いがないとの帰無仮説は5%有意水準で問題なく棄

却される。実際表4でも、執行部のトロイカ(総裁と2人の副総裁)は岩田一政副総裁が2007年2月の会合において利上げに反対票を投じたのを空前絶後の唯一の例外として、他の会合での投票機会においては、すべて議案に賛成で同一投票行動となっている¹⁶⁾。また、反対票のほとんどは中原伸之委員と篠塚英子委員によって投じられており、厳密な統計的有意性を計算するまでもなく、委員間の異質性(heterogeneity)の存在は顕著といえる(もっとも、視点を変えれば、何回かの例外的会合時を除くと、2人以外の委員でシェアされるhomogeneityも顕著である)。同じタイプの委員によるQEとNon-QEのレジーム間の相違、引締時と緩和時の相違も検出される。これらも、特定の委員の異質性の貢献が大といえる。

反対投票行動のモデルの推定によると、反対票そのものが少ないこともあり、日本銀行の金融政策決定会合の委員のみのデータでは、取り立てて統計的に有意に属性特有の反対行動は検出されない結果となっている。この際分析した属性には、委員の出身母体(執行部、金融業界、学界等)、QEとNon-QEのレジームの相違、引締と緩和等様々なものがある。サンプル数を増やすために、イングランド銀行と米国のFOMCの投票行動もプールして推計すると、若干の興味深い結果が得られるとしている。比較的頑健な推計結果としては、(i)委員の出身母体の属性は反対投票に影響を及ぼさない、(ii)政治任用された委員は緩和に反対する傾向があるなど、任用された政権(right-wing vs left-wing)による特性が認められる、(iii)金融政策のレジーム(QE vs Non-QE)によって、有意な反対投票の傾向が認められる、等といったファインディングを報告している。これらは、あくまでもプールされた反対投票行動から導かれたものであり、どちらかという日本以外の委員の投票行動の貢献部分が大きいと考えられるが、推計式自体で日本ダミーが有意なわけではない。

Asako and Spencer(2014)のファインディングのなかでも(iii)がとりわけ興味深く、実際、金融政策決定会合の議事録等を丹念に分析した梅田(2011)や委員として会合に出席し投票してきた委員達の回顧録[例えば、植田(2005)、中原(2006)、岩田(2010)]などにも、非伝統的な金融政策の導入や解除を巡っての白熱の議論が再現されており、梅田(2011)の著作の副題でもある「政策判断の動機と整合性」が問われたと言えるのである。

4. 結語

本論文では、浅子・加納(1989)やAsako and Kanoh(1997)の計量分析(以下では、浅子・加納モデ

ルと呼ぶ)によって、合せて1968-94年を対象として、その合目的性(整合性)や政策の実行力等の観点から高評価を得た日本の金融政策が、1990年代以降の環境の下で目指した政策目標や政策運営法においても同じ評価を得ることができるのか、を再び浅子・加納モデルを用いて分析した。その結果は、確かに金融政策の運用法は大きく変貌し、とりわけ、かつて安定化の政策目標と見做された累積国債残高(厳密には日銀保有分)の動向が、1990年代以降は政策目標とは捉えられず、むしろ政策の結果を反映して変動していると捉えるのが妥当との分析結果を得た。この分析結果を素直に受け止めるならば、1990年代以降の環境の下では、日本の金融政策はかつてと同じ高評価を得ることはできないということになる。しかしながら、他方、1998年4月から実施に移された日本銀行政策委員会の金融政策決定会合における意思決定からは、「政策判断の動機と整合性」の観点で回顧した場合には、それなりに説明可能なものと評価されよう。

本論文の分析は、浅子・加納モデルの展開が中心を占めたように、計量的手法に偏ったものになっている。他方、梅田(2011)に代表されるような、金融政策決定会合の議事録等をベースに丹念に歴史をたどるアプローチもある。本来は、これら2つのアプローチを適度に融合させるのが望まれるのであり、我々の今後の課題でもある。

(立正大学経済学部・School of Business and Economics, Loughborough University
・厦門大学財務管理会計研究院)

注

1) 本論文に対しては、一橋大学経済研究所ファカルティ・セミナーでの報告時に、予定討論者の梅田雅信教授(首都大学東京)から細部にわたって大変貴重なコメントを頂いた。記して感謝申し上げる。本論文では十分対処できなかった課題もあり、将来の研究に役立てる所存である。浅子和美と劉振濤は、それぞれ平成25-28年度科学研究費補助金基盤研究(B)(課題番号:25285062)、中国中央高校基本研究業務費(項目番号:T2013221001)の研究助成に負っている。いうまでもなく、有りうべき誤りはすべて著者の責任である。

2) 本論文での Ω の選択については、後に詳述する。

3) 鈴木(1984)、吉川(1996)、星(1997)も参照。そうならば、それらの動向をもとに基本スタンスを判断するのがより適切ということにもなる。しかしながら、公表された具体的な指標がないなかでの客観的な分析は困難を伴う。したがって、当時としては、むしろ公定歩合政策に焦点を絞り、量的手段による伝播経路は金融政策の制御可能性との関連で議論するのが正道となる。

4) 短期金融市場でのコールレートの誘導目標の変更のみで、金融政策の基本スタンスの変更となるかには異論もあり得よう。公定歩合が金利体系の中心を構

成していた時期との比較においては、その意味では、本論文での基本スタンスは多少変更頻度が高い方にバイアスを持ったものになっている可能性がある。なお、2001年2月に日本銀行が、取引先が必要とするならば公定歩合で貸出すロンバート型貸出(補完貸付)制度を導入して以来、公定歩合は政策金利の上限を画する役割を持つこととなり、日本銀行は06年8月からは公定歩合の名称を廃止し、「基準割引率及び基準貸付利率」との呼称を用いている。

5) これらの政策決定を緩和スタンスと判断するのは、梅田教授の指摘に負う。なお、同様の措置は、2010年10月28日の金融政策決定会合で決定された資産買入等の総額35兆円程度の基金設立にも適用されるべきであるが、既に同月4-5日の金融政策決定会合で政策金利もそれまでの0.1%前後から「0-0.1%程度」に引下げられており、特段の追加措置とするまでもなく緩和スタンスと判断されており、基本スタンスの判断としては重複したものとなっている。

6) 浅子・加納(1989)では対外政策協調要因として米国金利を加えて6つの政策目標を考察している。

7) x の対称変化率は、 $2(x_t - x_{t-1}) / (x_t + x_{t-1})$ で定義される。

8) もっとも、Asako and Kanoh(1997)では、古い時期のデータが絡むことからGDPの代わりにGNPがベースとなっている。

9) Asako and Wagner(1992)を参照。

10) Asako and Kanoh(1997)では、 (DG, GB) 、 (DP, GB) 、 (CA, GB) の負の相関、および (DP, CA) の正の相関が絶対値で大きな値となっており、すべて0.5を上回る。浅子・加納(1989)のサンプル期間(1968:2-86:2)についても、Asako and Kanoh(1997)とほぼ同様の結果となっている。

11) 具体的な最大化においては、Asako and Kanoh(1997)同様、数値計算の際の初期値としては、ノンベジアン最尤法では $\theta_0 = (-1, -1, 0, 0, 0, 0)$ を、またベジアンの可変パラメータ・モデルの推定では、前期の推定値を採用した。(13)を最大化する λ を求めるに当たっては、非線形関数の最大化問題となり、その計算過程においての初期値を設定する必要もある。新しいデータによる推計では、その初期値によっては、全体のパラメータの推計過程が発散したり、 λ そのものが端点解のゼロになることもしばしばであった。本論文では、この閉塞状態の打開のために、1982:2から93:2の期間についての推計で得られた λ の推定値である $\lambda=0.10$ を少なくとも新しいサンプル期間の初期段階ではそのまま当てはまるものと想定して、可変パラメータ θ_0 を推計した。その結果、全体としてパラメータ θ_0 の可変性に足枷が課せられ、固定パラメータ・モデルに近いものとなった。

12) ベイジアン・アプローチにとっては、統計的有意性の概念には微妙な問題がある。ここでは便宜的に、事後の分布に基づいて、通常のノンベジアン・アプローチと全く同様に算出している。

13) もちろん、これは極論であり、実際はいくら可変パラメータ・モデルであったとしてもパラメータには、(7)式の制約があり、変化し得る限度がある。

14) ここでの議論からは、不良債権処理や金融シ

ステム不安への対応なりデフレ脱却目標なりの新しい政策目標リストの精査が、新しいデータでの浅子・加納モデルのパフォーマンスにとって喫緊の課題になる。しかしながら、この点を巡ってモデルの再推計を試みることはしなかった。本論文の目的意識が、浅子・加納モデルの最高のパフォーマンス自体を目指すのではなく、むしろ日本銀行の政策目標や政策運営が変遷したかの検証にあるからである。

15) このモデルの規範的な側面を議論するに当たって、Havrilesky and Schweitzer(1990)は、それぞれの属性の平均値からの乖離、 $X_{gt} - \bar{X}_g$ の加重値から実際の反対票の間に単調な関数関係が存在する条件を求めている。

16) 岩田副総裁が反対票を投じた背景は、岩田(2010)を参照。

引用文献

- 浅子和美(2000)『マクロ安定化政策と日本経済』岩波書店。
- 浅子和美・加納悟(1989)「日本の財政金融政策の政策目標と制御可能性：1968-1986」『フィナンシャル・レビュー』第11号，pp.43-81。
- 岩田一政(2010)『デフレとの闘い—日銀副総裁の1800日』日本経済新聞社。
- 植田和男(2005)『ゼロ金利との闘い—日銀の金融政策を総括する』日本経済新聞社。
- 梅田雅信(2011)『日銀の政策形成—「議事録」等にもみる、政策判断の動機と整合性』東洋経済新報社。
- 鈴木淑夫(1984)「日本の金融政策：効果波及経路と有効性」『金融研究』第3巻第2号，pp.1-15。
- 中原伸之(2006)『日銀はだれのものか』中央公論新社。
- 吉川洋編(1996)『金融政策と日本経済』日本経済新聞社。
- 星岳雄(1997)「資本市場の不完全性と金融政策の波及経路—最近の研究成果の展望」『金融研究』第16巻第1号，pp.105-136。
- Asako, Kazumi and Satoru Kanoh (1997) "Objectives of Japanese Monetary Policy — Estimation by the Time-Varying Logit Model," *The Economic Review (Keizai Kenkyu)*, Vol. 48 No. 4, pp. 351-367.
- Asako, Kazumi and Christopher Spencer (2014) "Conventional and Unconventional Votes: A Tale of Three Monetary Policy Committees," *DBJ Discussion Paper Series* 1405.
- Asako, Kazumi and Helmut Wagner (1992) "Nominal Income Targeting versus Money Supply Targeting," *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 39 No. 2, pp. 167-187.
- Harris, M. N., P. Levine, and C. Spencer (2011) "A Decade of Dissent: Explaining the Dissent Voting Behavior of Bank of England MPC Members," *Public Choice*, Vol. 146, No. 3-4, pp. 413-442.
- Havrilesky, T. M. and R. Schweitzer (1990) "A Theory of FOMC Dissent Voting with Evidence from the Time Series," in T. Mayer (ed.), *The Political Economy of American Monetary Policy*, Cambridge University Press, pp. 195-208.