

インフレ・ターゲティング採用後における インドネシアの金融政策波及経路

大阪市立大学大学院
久保 彰宏

要約

インドネシアは 2000 年以降、通貨の安定を最優先課題とし、為替レートの安定も考慮したインフレ・ターゲティングを金融政策のフレームワークとしてきた。このような状態に加え、いわゆる公開市場操作が不十分な状態であるとされる金融システムにおいて、果たしてインフレ・ターゲティングの効果的な実施は可能であろうか。2003 年以降、インフレ目標を達成している背景には、偶然ではない、理論的な政策運営の成果が見て取れるのだろうか。本稿では実証分析にインドネシア経済を反映した構造 VAR モデルを用いることで、そのインパルス応答関数の形態と分散分解を検証し、政策波及経路を明らかにした。結果、インドネシアが現実の政策と同様、中央銀行債残高の調整から貨幣量の伸び率を誘導することで、物価をコントロールしていることを確認できたが、誘導目標を金利へ変更する過程にあることも明らかとなった。

1. はじめに

通貨危機後の新たな金融政策のフレームワークとして、新興市場国におけるインフレ・ターゲティング採用の是非がここ数年間にわたり議論されてきた。Mishkin (2000, 2002, 2004) は、新興市場国におけるインフレ・ターゲティングの長所として、国内のショックへの対応のみに金融政策を割り当てられること、動学的非整合性の回避、中央銀行の独立性や透明性の強化がなされることをあげている。また短所として、独立性が強まった（政策運営能力が決して高くない）中央銀行によるインフレ・ターゲティングへの固執が生産にマイナスの影響を与える可能性があること、政策発動と目標インフレ値との間の誘導ラグが長いこと、財政赤字や為替レートによる物価への影響など、新興市場国に特有の問題をあげている。Calvo and Reinhart (2000, 2002) や Eichengreen (2002) も、先進国と比較して、新興市場国は為替レートの変動が国内物価に大きな影響を及ぼすこと、また債務がドル建てのため自国通貨の減価を容認し難いことをあげ、インフレ値よりも為替レ

〔キーワード〕 インドネシア インフレ・ターゲティング 構造 VAR

トへの調整を優先課題としている。さらに彼らは、インフレ値の予測が困難なこと、中央銀行の独立性に問題があることから、新興市場国におけるインフレ・ターゲティングの採用には懐疑的である¹。これらの議論に共通していることは、新興市場国においては中央銀行の独立性、健全な財政と金融システムの発展が達成されていなければインフレ・ターゲティングは必ずしもその効果を発揮できないとしていることである。

しかしながら、インフレ・ターゲティングを採用している新興市場国すべてが上記の問題点を持つとは限らず、実際にインフレ値のコントロールに成功しているチリやブラジル、韓国やタイはインフレ・ターゲティングの完全型である Full-fledged Inflation Targeting (FFIT) に、物価に加えて為替レートの安定も考慮しているインドネシアや FFIT への移行過程にあるとされるフィリピンはある意味不完全なインフレ・ターゲティング (Inflation Targeting Lite ; ITL) に分類されている²。

さて、為替レートの変動にも注意を払っているインドネシアは ITL に位置づけられている。中央銀行の独立性はアジア通貨危機後の中央銀行法改正により認められ、公式インフレーション・レポートの発行はないが、年始にその年の目標インフレ値を公表し、適宜その達成状況も公表している。よって、インドネシア中央銀行の独立性や透明性は評価できる。しかしながら、インフレ値以外にも為替レートの安定を考慮していることや、インフレ値をコントロールするうえでの金融システムに問題があるとされ、また実際にも 2000 年の採用から当初 3 年間は目標達成に至らなかったことから、同国の ITL への分類は当然であるかもしれない。加えて、金融政策の波及経路が SBI (中央銀行債務証券) 残高の調節、つまり貨幣吸収のみによるマネタリーベースの誘導であり、貨幣供給手段を持ちえない金融システムは結果的に脆弱とされた³。貨幣集計量にターゲティングすることは、インフレ値のコントロールにおける不安材料の一つでもあり、同国のインフレ・ターゲティング導入には懐疑的な意見が多くみられた⁴。また、OPEC に所属する石油産出国でありながら、

¹ 例え中央銀行法で独立性が保障されているとしても、新興市場国においては多かれ少なかれ政府からの圧力を受けているとされる。実際にインフレ・ターゲティングを採用しているタイでは、中央銀行法でその独立性が保障されているにもかかわらず、2001 年 5 月に為替レートの変動に対する見解の相違から政府により中央銀行総裁が解任されている。

² Schaechter, Stone and Zelmer (2000), Stone (2003) ではインフレ・ターゲティングを採用している新興市場国を FFIT や ITL など 3 つのカテゴリーに分類している。ITL の定義として、物価以外に為替や生産の安定にも寄与する金融政策の場合や、中央銀行の独立性および金融政策の透明性などが弱い場合、財政赤字によって政策効果が発揮できない場合、FFIT への移行過程にある場合をあげている。しかし、Mishkin (2000, 2002) は、チリを FFIT と見なしていなかった。チリは 1991 年以降、徐々に高インフレの抑圧に成功していたが、インフレーション・レポートなどの発行が公式に確認できないことから金融政策の透明性に欠けるとされた。

³ 貨幣供給手段であった SBPU (中央銀行再割引手形) および流動性資金の投入は 1998 年の中央銀行法改正で廃止された。

⁴ 小松 (2003) はインドネシア中央銀行へのインタビューから同国がインフレ・ターゲティングに完全に移行していないとの事実を確認している。また、同国の金融システムを考

2002年に純石油輸入国へと転じたことから、石油関連価格が物価に及ぼす影響を考慮すると、インフレ値のコントロールにさらなる困難が予想された。

しかしながら、2003年以降、インドネシアはインフレ値を長期目標圏内へ誘導することに成功し、以後、インフレ値を安定的にコントロールしている⁵。このことは、SBIが金融操作変数として単独で有効に機能し、石油価格にも対応できる金融システムを現在のインドネシアが持ち合わせていることの証明であろうか。本稿では、2000年以降インドネシアにおける金融政策の最終目標が通貨安定に特化していると仮定して、SBIを操作変数に組み込んだ構造VARモデルを推定し、実証分析を行う⁶。具体的な分析目的は、以下のとおりである。

インドネシア中央銀行はSBIの残高調節でもってマネタリーベースを誘導することが可能なのか。SBIの残高調整からの政策波及経路の構築を検証することにより、インフレ値安定に特化している金融政策の構造を明らかにする。また、インフレ・ターゲティングは生産に影響を与えることなく物価をコントロールすることが可能なのかを分散分解をもとに検証を行う。

インドネシアの金融政策が2005年度中にも政策誘導目標を貨幣量から金利へと変更する旨を公表している⁷。よって、既に金利ターゲティングへの試行が始まっていると考えられ、政策誘導目標に中央銀行が補足的な意味合いで金利を加えている可能性についても検証する。

本稿の構成は次の通りである。第2節ではインドネシアにおける金融政策のフレームワークの変化およびインフレ・ターゲティングの概要をみる。第3節ではインフレ・ターゲティング採用後のインドネシアにおける金融政策を推計するデータの詳細および分析の枠組を解説する。第4節では分析結果を考察する。最終節では本稿におけるまとめを行う。

慮した上で、インフレ・ターゲティング採用に疑問を呈している。

⁵ 2003年の目標値は $9 \pm 1\%$ であったが、実現値は5.06%と大幅に目標値を下回った。しかしながら、2006年度までに5~6%へのインフレ値実現を長期目標としていたインドネシアにとって、この結果は歓迎される。

⁶ 構造VARモデルとは次のように表される。

$$A_0 x_t = c + A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, D)$$

A は係数行列、 c は定数項、 ε_t は誤差項とする。上式左辺の A_0 が表す同時点係数行列が分析対象の同時点決定構造を示しているのであるが、このままでの推定は同時決定バイアスの問題を回避できないため、両辺に A_0 の逆行列である A_0^{-1} を乗じる。よって、

$$\begin{aligned} x_t &= A_0^{-1} c + A_0^{-1} A_1 x_{t-1} + A_0^{-1} \varepsilon_t \\ &= k + B_1 x_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

が導出される。この誘導形VARは最小自乗法による推定が可能である。

⁷ Bank Indonesia (2005)を参照。

2. インドネシアのインフレ・ターゲティング

1997年のアジア通貨危機以前、インドネシアの金融政策は一貫して為替レートの安定を最重要課題としてきた。対ドル・レートに対して狭い範囲でのクローリング・ペッグの採用は、「為替レート・ターゲティング」を意味する。しかし、通貨危機により同国は為替レート・ターゲティングを放棄し、為替制度を管理フロート制へと移行するに至った。そこで、新たな金融政策の定式化が必要となったわけであるが、金融政策の自由度が高まったこともあり、1998年の中央銀行法改正においてインフレ・ターゲティングの採用、それに伴う中央銀行の独立性を明文化することが決定された⁸。

インドネシアにおける金融政策の決定は、大統領から任命された中央銀行総裁と数人の副総裁からなる Board of Governors で決定される。政策目標変数にはマネタリーベースの伸び率誘導が、政策操作変数には SBI 残高の調節が用いられている。また、インフレ目標の設定は毎年 1 月に公表され、これまでの目標値及び達成値は表 1 のとおりである。政策採用から当初 3 年間は目標をやや上回っているが、2003 年に大幅なインフレ抑制に成功し、初めて目標値の誘導を実現した。2004 年も安定的にインフレを抑えることに成功し、前年に引き続き目標を達成している。なお、実際には 2000 年、2001 年は政府による恣意的な価格調整がおこなわれている品目を除いたコアインフレ値が採用され、2000 年は 3~5%、2001 年は 4~6% を政策目標としたが、2002 年より CPI ベースでのインフレ値採用に変更された⁹。

実際に、為替レート・ターゲティングが行われた 1997 年までとインフレ・ターゲティングが採用された 2000 年以降の二期間におけるマクロ経済変数間のグレンジャー因果性検定においても、図 1 の通り、変数間の因果関係について明確な変化が見てとれる（検定結果の詳細は巻末の附論 1 にまとめてある）。1997 年まで、金融政策を表す SBI 残高と他のマクロ経済変数との間には統計的に有意な関係が見出せなかった。この結果は、この期間の SBI 残高調節による金融政策がその債権市場の未成熟などを理由に有効に機能していなか

表 1 インフレ目標値と実現値

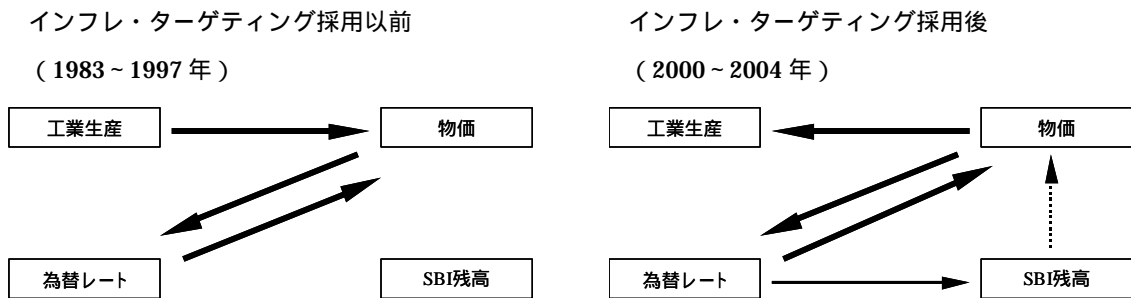
	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年
目標値	6~8%	7~10%	9~10%	9±1%	5.5±1%	5~6%
実現値	9.35%	12.55%	10.03%	5.06%	6.40%	

(出所) Bank Indonesia の Press Release (<http://www.bi.go.id/web/>) より筆者作成。

⁸ ただし、中央銀行法改正では、通貨価値の安定が中央銀行の主要目的とされ、インフレの抑制以外に為替レートの安定についても重きを置いている。しかしながら過度の為替レートへの介入は自国の金融政策の自由度とトレードオフの関係となる。

⁹ 石油製品や電気料金など補助金対象となるものは除かれている。

図1 グレンジャー因果性検定結果



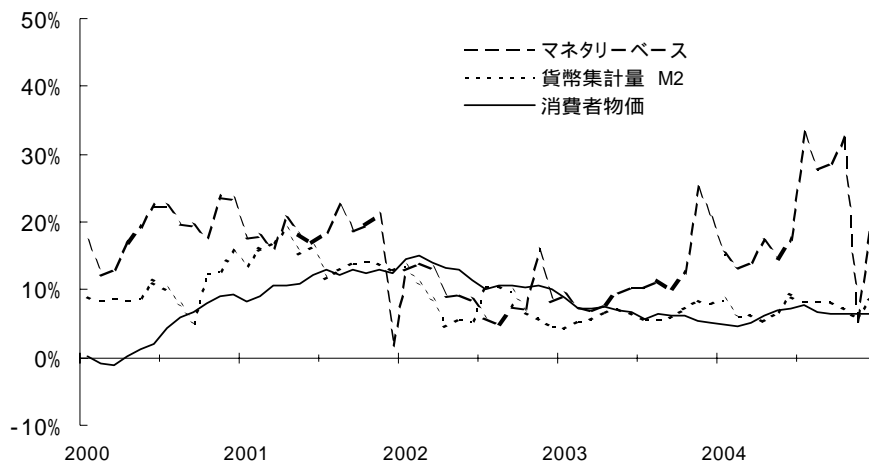
(注) F検定による有意水準は太実線が1%, 細実線が5%, 点線が10%である。

ったことを表しているといえよう。

一方、インフレ・ターゲティング採用後の2000年以降、SBI残高は物価のみに先行性を示す構造に変化しており、政策変更の実効性が確認できる。また、為替レートがSBI残高に対して先行性を持つことも、物価安定と同時に為替レートの安定が中央銀行の責務とされている現状と整合性が認められる。これらの結果からは、金融政策の操作変数として2000年以降SBI残高調節が徐々に機能し始めているものと考えられよう。

ところで、図2からも明らかなように政策目標変数であるマネタリーベースと広義の貨幣集計量および物価との関係は希薄になりつつあることも事実である¹⁰。以上を踏まえ、現在のインドネシアの金融構造を次節以降の実証モデルに反映させ、インフレ・ターゲティング導入後の金融政策波及経路を分析していく。

図2 貨幣集計量と物価



(出所) IMF, *International Financial Statistics* より筆者作成。

¹⁰ Ramakrishnan and Vamvakidis (2002)によれば、インドネシアのインフレ値予測には海外のインフレ値および為替レートが大きく影響し、マネタリーベースの伸び率の影響

3. 実証分析

3.1 データ

本稿では一貫して月次データを用いるが、その理由として構造 VAR モデルにおける識別条件に短期間の金融変数の動きと政策反応の度合いを観察する目的を組み込んでいることがあげられる。

さて、推定に用いられる変数は、 OP ; 石油価格、 P ; 消費者物価指数、 Y ; 工業生産指数、 SB ; SBI 残高、 M ; 貨幣集計量 ($M2$)、 H ; マネタリーベース、 R ; マネーマーケットレートである¹¹。金利を除くすべての変数は前年同月比を用い、自然対数変換してある。データのサンプル期間はインドネシアがインフレ・ターゲティングを開始した 2000 年 1 月より 2004 年 12 月までの 60 ヶ月とする。

ここで、 OP を変数に加えている理由は、インドネシア経済の特徴の一つをモデルに反映させたためである。先にも述べたように産油国であるインドネシアが輸入国へと転換したことを考慮すると、石油製品の物価への影響は十分に認められる¹²。ただし、石油価格が国内の変数に影響を及ぼすことはあっても、国内の変数が国際市場で決定される石油価格に影響を及ぼすことはないと考えられるので、本稿では外生変数として取り扱う¹³。

3.2 分析のフレームワーク (H モデル, HR モデル)

本稿では基本的に Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) の短期制約を課した構造 VAR モデルを採用し、分析を試みている¹⁴。従来の時系列分析と異なり、構造 VAR モデ

は小さいとされる。

¹¹ データの出所は工業生産指数のみインドネシア統計庁 web site、それ以外はすべて IMF, *International Financial Statistics* CD-ROM 版である。なお、先のグレンジャー因果性検定では、為替レート・ターゲティング採用下の経済構造と現政策採用下の構造を比較検討したため、金融政策の最終目標であった為替レートを含めてモデルを推計した。しかしながら、ここではインフレ・ターゲティング採用下のモデルとして、金融政策の最終目標は物価とし、為替レートを含めていない。ただし、為替レートを内生変数として分析することは今後の課題の一つとなる。

¹² 日本経済新聞 (2004 年 10 月 11 日付け) によれば、2004 年度においてインドネシアは石油純輸入国となり、政府は国内エネルギー政策のテコ入れを迫られている。2005 年度より補助金の削減が見込まれているが、小売価格の上昇は消費者物価の上昇に結びつくため、国民感情にも配慮した政策が望まれる。

¹³ Shioji (2000) は日本経済について構造 VAR モデルを用いて分析を試みているが、同様の理由で石油価格を外生変数として使用している。また、石油価格をモデルに採用することは、構造 VAR モデルを用いた金融政策の分析でよく見られる金利の上昇に対して物価も上昇するという物価パズルの問題解消に役立つことも知られている。

¹⁴ 短期制約以外の構造 VAR モデルとしては、Blanchard and Quah (1989) などに代表される長期制約を課した構造 VAR モデルがある。また Gali (1992) は短期と長期を組み合わせた制約を用いることに成功している。

ルの優れた利点は、経済理論によって、その構造のモデル化を可能とすることである。よって、本稿では推定される誘導形 VAR モデルに対し、AD - AS（総需要 - 総供給）モデルをもとにインドネシアの金融政策を反映させた同時点制約の構造を導き出し、構造 VAR モデルを決定している。なお、基本となる誘導形 VAR モデルの推定に際しては、最近のこの分野の慣例に従い、すべての変数は階差を取らずに使用している¹⁵。また、推定の際に必要なラグに関しては SBIC（Schwarz Bayesian Information Criterion）基準により 1 が選定された。

さて、実際の分析に際し、外生変数に *OP* を含んだ以下の順序による *P* - *Y* - *SB* - *M* - *H* - *R* の 7 変数誘導形 VAR モデルを推定している。次にインドネシアの現行政策である SBI 残高調節からのマネタリーベース誘導による金融政策を反映した H モデルを考える。推定される H モデルの構造 VAR モデルは以下のとおりである。

$$(1) \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{2P} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{3P} & a_{3Y} & 1 & 0 & a_{3H} & (a_{3R}) \\ a_{4P} & a_{4Y} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ a_{5P} & a_{5Y} & a_{5SB} & a_{5M} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & a_{6SB} & a_{6M} & a_{6H} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_t \\ Y_t \\ SB_t \\ M_t \\ H_t \\ R_t \end{bmatrix} = c + A(L) \begin{bmatrix} P_t \\ Y_t \\ SB_t \\ M_t \\ H_t \\ R_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{Pt} \\ e_{Yt} \\ e_{MP.SBt} \\ e_{Mt} \\ e_{Ht} \\ e_{Rt} \end{bmatrix}$$

上記 6 つの確率モデルについてであるが、まず非金融変数である *P* や *Y* は月次レベルでの短期分析において、その決定に遅れが存在するという仮定から同時点での金融政策や金融市場変数のショックに反応しないとす。またインフレ・ターゲティングを金融政策としているため、*Y* を予測してから、*P* のターゲットを絞り込む政策形成プロセスからも *P* は同時点においてどの変数からも影響を受けないとする。よって、 $a_{1Y} = 0$ の制約を置く¹⁶。また、*Y* は財需要を表す IS モデルから確率モデルが導かれるが、インドネシア経済においては同月金利が民間投資へすぐさま反映することは考えにくいので、 $a_{2R} = 0$ の制約を置く。次に金融政策を表している *SB*（中央銀行）はその政策運営に際していくらかの情報を参考にすが、その情報は非金融変数 *P* および *Y*、金融市場における誘導対象変数 *H* とする¹⁷。

¹⁵ Sims, Stock and Watson (1990) によれば、変数に非定常なものが混在していても、水準での推定量は一致性を持つとされる。照山 (2001) はこの分野における最近の分析には水準の使用が一般的であると述べている。

¹⁶ ただし、ブロック・リカーシヴ構造から金融政策ショックの識別には影響を与えない。

¹⁷ しかしながら、金融政策変数の誘導に際し、同時点の非金融政策ショックが含まれていない定式化も見受けられる。Kim (1999) や Shioji (2000) などによれば中央銀行は月次レベルで非金融変数を計測できないとの仮定によるが、Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) は中央銀行が同時点の非金融変数を計測できないことは認めるが、十分な情報を持ちそれらの予測しているため、同時点の非金融政策のショックは含めるべきである

つまり、 SB は予測したインフレ値に見合う金融政策の誘導変数目標値を調整していくことを仮定している。 M は通貨需要を表すLMモデルから導かれる確率モデルであるが、 $a_{2R} = 0$ と同様の理由で $a_{4R} = 0$ の制約を置く。なお、 R において非金融変数のショックが考慮されていないこと理由は、金融政策が完全に貨幣量へターゲティングしている場合、つまり通貨供給曲線が垂直とすれば、 R の変動は他の金融市場変数ショックからしか影響を受けないと仮定しているためである。

さらにインドネシアの金融政策が2005年度中にも政策誘導目標を貨幣量から金利へと変更する旨を公表している¹⁸。よって、既に金利ターゲティングへの試行が始まっている可能性が考えられ、政策誘導目標に中央銀行が補足的な意味合いで R を加えているとしてHRモデルを考え、別途推定も行う¹⁹。

4. 考察

では、得られた実証分析の結果を考察していこう。HモデルおよびHRモデルにおける同時点係数行列の推定結果は、金融政策ショックにおいて a_{3H} について期待された符合に逆らう結果となった(ただし、有意ではない)が、それ以外は正しい符号で推定されている。このことは、金融政策が H よりも R に対してターゲティングしていることの表れかもしれない。両モデルに対する過剰識別検定の結果は、 p 値がHモデルは61.8%、HRモデルは47.7%であり、いずれも棄却されない。なお、推定された同時点関係の全容は巻末の附論2にまとめてある。

4.1 インパルス応答

ここで、HモデルとHRモデルの金融政策ショックに対するインパルス応答関数を比較する。両モデルの金融政策はそれぞれがHモデルではマネタリーベース、HRモデルではマネタリーベースおよび金利の誘導と定義されている。図3には推定されたHモデルのインパルス応答関数が、図4にはHRモデルのインパルス応答関数が実線で示されている。なお、図中の点線はインパルス応答推定値の2標準偏差区間を示している。

最初に、それぞれの金融変数の反応について検証していく。理論的には、金融引締め(緩和)を意味する SB の残高上昇(下降)に対し、その誘導変数である H と貨幣集計量である M は、共に下降(上昇)すべきである。つまり SB とは正反対の動きが予想される。こ

と主張している。本稿ではインフレ・ターゲティングを金融政策としているため、中央銀行は同時点の物価や生産を事前に予測していることから、本稿では非金融変数を H の決定材料と考え、 P と Y を含めている。

¹⁸ Bank Indonesia (2005)を参照。

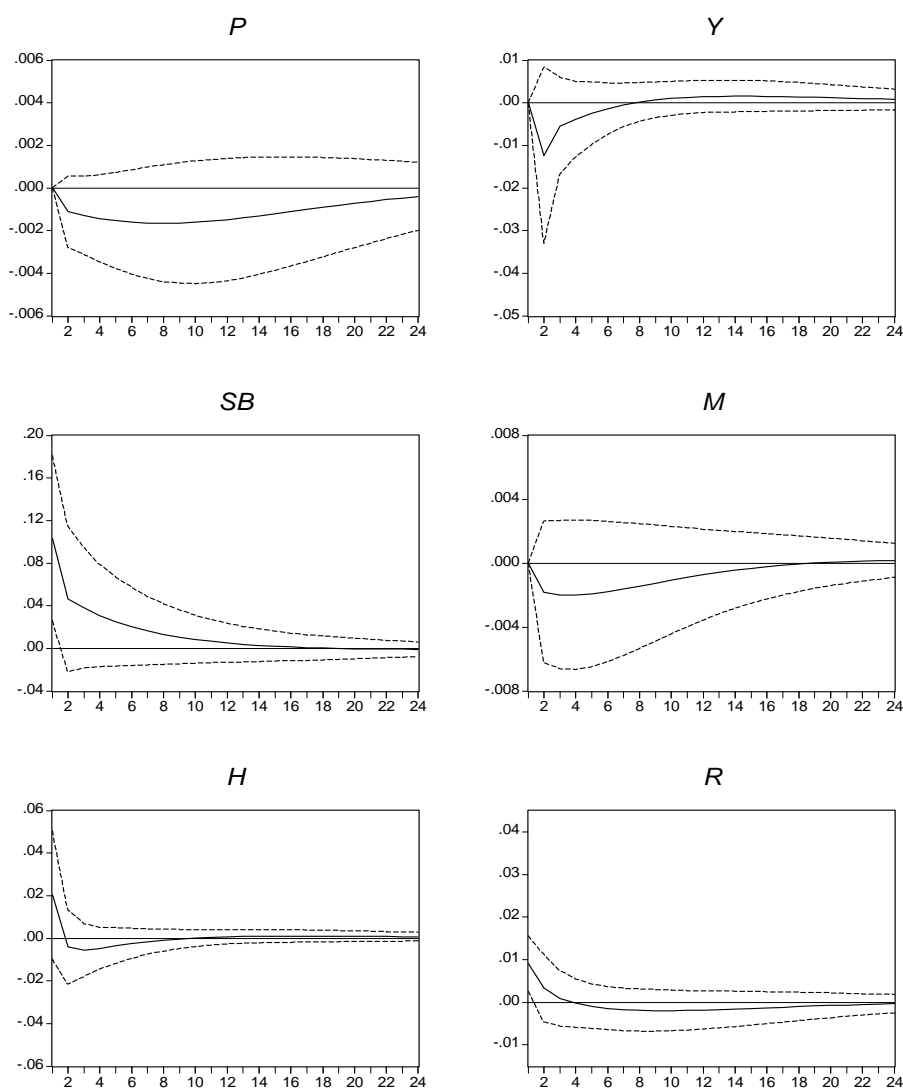
¹⁹ 得られる金融政策の確率モデルは以下の通りである。

$$SB = SB^{MP}(P, Y, H, R) + e_{MP.SB}$$

の点についてまず、H モデルを検証してみると、その傾向は小さいながらも確認できる。しかしながら、 H の反応は初期2ヶ月間において予想とは逆のプラスにある。本来なら、 H はSBの減少関数であり金融政策の誘導目標であるため、月次レベルでは十分にその影響が現れるはずである。さらに、 H の下降がさほど大きくない点にも注意が必要である。

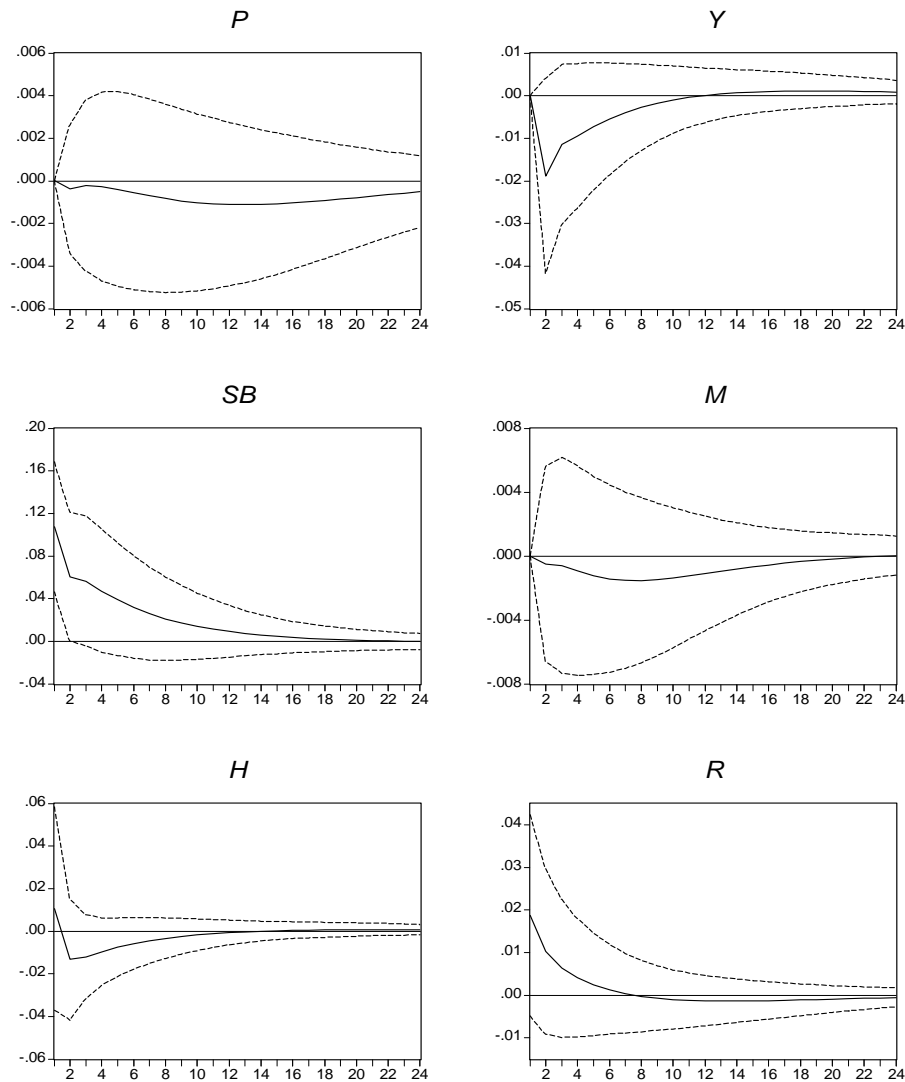
次に、貨幣供給量が政策変数の場合、金利は通貨需要やその他の金融変数のショックに遅れて反応すると考えられるが、当初から R の上昇が見て取れる。これはマネーマーケットレートの基準となるディスカウントレートがSBIレートである点が影響しているためであろう。ただし、わずか4ヶ月で元の水準より下降していることから、この種の分析でよく観察される、貨幣量と金利が同様の動きを見せる流動性パズルの疑いがある²⁰。

図3 インパルス応答 (Hモデル)



²⁰ Strongin (1995) を参照。

図4 インパルス応答 (HR モデル)



他方,HR モデルを検証してみると,SBの上昇に対して,H,Mは共に低下が見られる。ただし,Hに関しては初期にHモデルと同様の動きがわずかに見られる。しかし,Hの下降もしっかりしており,Rの形状も予想通りである。これらの事実から,HRモデルの方がHモデルと比べてインドネシアの金融政策モデルとして適切であると思われる。

第二に,Pの反応について検証していく。アメリカや日本を対象とした同様の先行研究ではPの検証は主に,引締めの金融政策ショックに対して物価が持続的に上昇するとされる物価パズルの存在を確認することが中心であった²¹。しかし,本稿では,金融政策の最終目

²¹ Strongin (1995), Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) を参照。なお,Hモデルにおいて金利が4ヶ月後に元の水準を下回る傾向が見て取れるが,ここでは金利と物価の動きが同じとなるフィッシャー効果については考えない。

標として P は重要な指標と考えられるため、金融政策ショックに対するその形状も検討したい。まず、両モデルとも当初から P は下降しており、観測期間中の上昇は見られない。したがって、両モデルにおいて物価パズルの問題は発生しない。続いて、 P の形状を H モデルについて検証してみると、8 ヶ月後には下降のピークとなり、その後やや水準へ戻る傾向にある。対して、 HR モデルでは観測期間中、次第に下降が大きくなる。このことは、12 ヶ月後に向けてインフレ値をある程度下降させる今回の分析結果は、インドネシアが 12 ヶ月後のインフレ値をターゲットングしていることと整合的である。よって、 P や R の形状から、 HR モデルによる P の調節は政策波及効果によるものと結論付けられる。他方、 H モデルも金融政策の期待通り P を下降させているが、 H や R の形状からそれが政策波及効果によるとの結論はここでも保留せねばならない。

以上の検証から、 HR モデルがインドネシアの金融政策モデルであるインフレ・ターゲットングとして妥当であり、貨幣量および金利への誘導が肯定される。2005 年度中の誘導目標移行のタイミングを考えても、以前より中央銀行が金利を補足的ではあるが政策誘導変数として捉えていた可能性は十分に考えられよう。また、生産に対しても、さほど大きな変動をもたらすことなく、金融政策は機能している。

4 2 予測誤差分散分解

表 2、表 3 は HR モデルにおける分散分解を表している。非金融変数は同時点（1 ヶ月）での金融政策ショックを受けないと仮定しているが、その後の影響として 12、24 ヶ月後の予測誤差分散分解について検証する。

表 2 によれば、金融政策のショックは、つまりインフレ・ターゲットングの発動は、12 ヶ月後には、誘導変数である H の変動の 17.52% を、補足的誘導変数である R の変動の 25.84% を説明する。これは、金融政策が SBI 残高調節によってマネタリーベースではなく、既にマネーマーケットレートの誘導を中心に行っている事実を明らかにしている。24 ヶ月後においても、その数値差は縮小されるが依然として金融政策のマネーマーケットレートへの寄与率が高い。

表 3 は HR モデルにおける 24 ヶ月後の全変数に対して、それぞれのショックから受ける変動要素の割合を示したものである。 SB はそれ自体が P に与える影響はわずかに 2.90% であるが、 SB は直接的に P に影響を与えるものではないため、この結果は問題としない。重要とされる結果は H の変動に 16.89%、 R の変動に 24.53% 寄与していることである。 SB

表 2 予測誤差分散分解（ HR モデル）
金融政策ショックの寄与度（%）

Month	P	Y	SB	M	H	R
12	1.47	10.91	46.55	1.53	17.52	25.84
24	2.90	10.61	46.41	1.77	16.89	24.53

表3 予測誤差分散分解 (HR モデル)
24 ヶ月後の各ショック (%)

	P-shock	Y-shock	SB-shock	M-shock	H-shock	R-shock
<i>P</i>	28.09	1.96	2.90	48.78	3.51	14.77
<i>Y</i>	2.07	72.10	10.61	5.65	4.30	5.26
<i>SB</i>	2.73	1.76	46.41	18.86	23.79	6.45
<i>M</i>	1.24	0.89	1.77	88.13	2.45	5.53
<i>H</i>	5.19	3.79	16.89	17.80	48.07	8.26
<i>R</i>	0.85	3.68	24.53	35.41	1.97	33.57

により誘導された *H* は *P* に対して直接的に 3.51%、*M* に対しては 2.45% 寄与しており、同様に *R* は *P* に対して直接的に 14.77%、*M* に対しては 5.53% 寄与している。*SB*、*H*、*R* からの合計寄与率が約 10% の *M* は *P* に対して 48.78% 寄与している。したがって、金融政策の波及効果による *P* への寄与率は十分にその影響力を持つ数値となり得る。さらに、金融政策において真に誘導対象となっている変数はマネーマーケットレートであり、SBI マネーマーケットレートの波及経路でもってインフレ・ターゲティングを実施していたものと考えられる。

また、インフレ・ターゲティングによる生産への影響を確認しておくとして、*Y* に対する *SB* のショックは 10.6% であり、*H* のショックは 4.3% であり、直接的には大きな影響を与えていないと言えるであろう。

5. 結論

2000 年以降、インドネシアは金融政策の柱としてインフレ・ターゲティングを採用してきた。実質的に米ドルへのクローリング・ペッグであった為替レート・ターゲティングが実施されていた 1997 年までの政策フレームワークから、金融政策の目的は通貨の安定、特に物価の安定のみとされ、中央銀行の役割を限定させるに至ったのである。本稿では、それらの構造変化を確認した後、操作変数である SBI 残高調節が政策目標変数であるマネタリーベースを実際にどの程度誘導しているのか、また、最終的に物価への政策波及経路が見て取れるのであろうかを検証すべく、構造 VAR モデルをもとにインパルス応答関数と分散分解を抽出した。

実証分析の結果は以下の通りである。第一に、インドネシアの金融政策は SBI 残高調節により確かにマネタリーベースを誘導しており、加えてマネーマーケットレートをも誘導対象としている。これは現在の政策目標移行過程と整合性を持つものである。また、政策波及過程における金融市場変数の物価に対する十分な寄与が認められたことから、金融政策の波及経路はインフレ・ターゲティングを反映したものであると言えるだろう。第二に、これまでのところ、インドネシアのインフレ・ターゲティングは生産に大きな影響を与え

ることなく、政策を運営していると考えられる。

したがって、インドネシアにおける 2003 年以降のインフレ値の低位安定は、偶然の産物ではなく、中央銀行のインフレ・ターゲティング採用にもとづく金融政策のフレームワーク構築による結果の表れであると考えられるであろう。

付録

附論 1 グレンジャー因果性検定

表中の値はインドネシアの工業生産指数、名目為替レート、物価（消費者物価指数）、SBI 残高におけるグレンジャー因果性検定の結果を示している²²。上段は F 値、下段はその p 値を表す。サンプル期間はインドネシアが SBI の発行を開始した 1984 年から為替レート・ターゲティングを放棄する 1997 年までとインフレ・ターゲティングを開始した 2000 年から 2004 年までの 2 期間とする。ただし、データの制約上、前者にはは四半期データを、後者には月次データを用いている。なお、各変数はすべて前年同期比または前年同月比を用

附表 1

インフレ・ターゲティング採用以前（1985：Q1～1997：Q2）

	工業生産	為替レート	物価	SBI残高
工業生産		4.8341 0.0321	1.1226 0.2939	0.1380 0.7117
為替レート	1.1219 0.2941		32.4120 0.0000	0.1902 0.6644
物価	8.2811 0.0057	227.4130 0.0000		0.0997 0.7534
SBI残高	1.9913 0.1637	0.2734 0.6031	0.0180 0.8937	

インフレ・ターゲティング採用以後（2000：M1～2004：M12）

	工業生産	為替レート	物価	SBI残高
工業生産		0.1560 0.6943	13.0829 0.0006	1.0406 0.3121
為替レート	1.9343 0.1698		8.0903 0.0062	0.0294 0.8646
物価	0.4072 0.5260	22.2906 0.0000		3.0127 0.0881
SBI残高	2.5771 0.1140	4.8038 0.0326	0.0009 0.9759	

²² データの出所は基本的に前述のとおりであるが、1997 年までの SBI 残高のみ Bank Indonesia, *Bank Indonesia Report for the Financial Year* 各年号による。

い，対数変換してある。また，推定の際に必要となるラグに関しては SBIC 基準により 1 が選定された。

附論 2 同時点係数行列と過剰識別検定

表中の値は H モデルおよび HR モデルに対し推定された同時点係数行列と過剰識別検定の結果を示している。上段は係数値，下段は 2 標準偏差における p 値を表す。両モデルとも誘導形 VAR モデルから得られる変数自身のイノベーションは概ね有意であったが，金融政策の同時点制約においては，有意ではないが期待された符号条件に違反しているものも

附表 2

H モデル

1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
0.000					
1.1137	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
0.386	0.000				
-2.0160	-0.1537	1.0000	0.0000	2.5102	0.0000
0.620	0.641	0.000		0.158	
-0.0359	0.0049	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000
0.916	0.886		0.000		
-1.9320	0.1475	-0.1969	-0.9456	1.0000	0.0000
0.074	0.241	0.361	0.066	0.008	
0.0000	0.0000	-0.0657	-0.2853	-0.1129	1.0000
		0.004	0.112	0.126	0.000
Log likelihood		716.5590			
LR test for over-identification:					
Chi-square(2)		0.9627		Probability	0.618

HR モデル

1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
0.000					
1.1137	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
0.386	0.000				
-2.1733	-0.3770	1.0000	0.0000	1.5664	3.7907
0.673	0.516	0.123		0.620	0.572
-0.0359	0.0049	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000
0.916	0.886		0.000		
-1.7450	0.1129	-0.0983	-0.7890	1.0000	0.0000
0.053	0.345	0.665	0.131	0.002	
0.0000	0.0000	-0.1500	-0.3322	-0.2522	1.0000
		0.350	0.264	0.186	0.008
Log likelihood		716.7878			
LR test for over-identification:					
Chi-square(1)		0.5051		Probability	0.477

あった。なお，本稿では金融政策部門（SB）のインパルス応答関数のみを分析の対象とするため他部門の符号条件について特定化していないが，得られる分析結果には影響しない。

参考文献

- Bank Indonesia, “Improving Economic Outlook for 2005, Inflation under Control,” Press Release, 2005.
- Blanchard, O. J., and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbance”, *American Economic Review* 79, 1989, pp.655-673.
- Calvo, Guillermo A. and Carmen M. Reinhart, “Fixing for Your Life,” NBER Working Paper 8006, November 2000.
- “Fear of Floating” *The Quarterly Journal of Economics* Vol. CXVII, May 2002.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum and C. Evans, “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?” in J. B. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics* 3 A, Amsterdam : Elsevier Science B. V., 1999, pp.65-148.
- Eichengreen, Barry, “Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target?” Revision of a paper presented to a seminar at the Central Bank of Brazil, February 2002.
- Enders, Walter, *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley & Sons, 1995.
- Gali, Jordi, “How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?” *Quarterly Journal of Economics* 107, 1992, pp.709-738.
- Kim, Soyoung, “Do Monetary Policy Shocks Matter in G-7 Countries? Using Common Identifying Assumptions about Monetary Policy across Countries,” *Journal of International Economics* 48, 1999, pp.387-412.
- Mishkin, Frederic S., “Inflation Targeting in Emerging Market Countries,” NBER Working Paper 7618, March 2000.
- “Monetary Policy Strategies for Emerging Market Countries: Lessons from Latin America,” *Comparative Economic Studies* Vol. XLIV, No.2, 2002, pp.45-83.
- “Can Inflation Targeting Work in Emerging Market Countries?” NBER Working Paper 10646, July 2004.
- Romakrishnan, U., and Vamvakidis, A., “Forecasting Inflation in Indonesia,” IMF Working Paper, June 2002.
- Schaechter, A., Stone, M.R., and Zelmer, M., “Adopting Inflation Targeting: Practical Issues for Emerging Market Countries,” IMF Occasional Paper, No.202, 2000.

Shioji, Etsuro, "Identifying Monetary Policy Shocks in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 14, 2000, pp.22-42.

Sims, C., Stock, J. H., and Watson, M. M., "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," *Econometrica* 58, 1990, pp.113-144.

Stone, Mark R., "Inflation Targeting Lite," IMF Working Paper WP/03/12, January 2003.

Strongin, Steven, "The Identification of Monetary Policy Disturbances : Explaining the Liquidity Puzzle," *Journal of Monetary Economics* 35, 1995, pp.463-497.

杉原茂, 三平剛, 高橋吾行, 武田光滋 「構造 VAR による金融政策効果の計測」 「金融政策の波及経路と政策手段」 第7章 『経済分析』162 経済企画庁 2000年 pp.344-404.

照山博司 「VAR による金融政策の分析：展望」 『ファイナンシャル・レビュー』 財務省財務総合政策研究所 September 2001年 pp.74-140.

小松正昭 「インドネシアの金融政策の枠組と課題」 『金融政策レジームと通貨危機 開発途上国の経験と課題』 三尾寿幸編 アジア経済研究所 研究双書 No.535 2003年 pp.65-91.