

ブラジルの政府債務とインフレーション・ターゲティング政策

2005年1月31日

西島章次

神戸大学経済経営研究所

nisijima@rieb.kobe-u.ac.jp

要旨

本稿の問題意識は、ブラジルで実施されているインフレーション・ターゲティング政策が、変動相場制の下で為替レートの変動が激しく、しかも、政府債務や財政赤字の問題が存在する *fiscal dominance* の状況にあって、対外的なショックにどのような影響を受けるかである。事実、2002年には大統領選挙直前の市場の混乱のためにブラジルのカントリー・リスク指標が急騰し、資本流失も深刻な事態となった。本稿では、政府債務とリスク・プレミアムを導入したインフレーション・ターゲティングの理論的分析を行い、これに基づき利子率に関する反応関数を推定した。推定は、インフレ目標を達成できなかった期間である2001年から2003年を対象としたが、基本的な結果は、ブラジルの中央銀行は将来の期待インフレ率と目標インフレ率の乖離に基づいて利子率を決定していること、為替レートの変化は利子率の説明変数としては有意ではないこと、また、為替レートを通じるチャンネルではなく、直接的にカントリー・リスクの増大に対しては利子率を引き上げ、政府債務の増大に対しては利子率を引き下げていることが確認された。したがって、2001年から2003年におけるようなデフォルト懸念が深刻となった事態にあっては、緊急避難的にカントリー・リスクや政府債務の急増に対し、インフレーション・ターゲティングの基本的なフォーミュラから逸脱し、利子率を機動的に変化させる必要があったといえる。

ブラジルの政府債務とインフレーション・ターゲティング政策

神戸大学経済経営研究所 西島章次

1. はじめに

本稿の目的は、1999年7月より実施されているブラジルのインフレーション・ターゲティング政策の基本的特質を明らかにすることにある。ブラジルでは、94年7月の「レアル計画」以後、為替レート・アンカーに基づくインフレ抑制政策を実施していたが、99年1月に発生した通貨危機によって変動相場制に移行し、改めてインフレ安定化のための金融政策の重要性が増大し、いわゆるインフレーション・ターゲティング政策を採用した。しかし、ブラジルのインフレーション・ターゲティング政策は、1999年、2000年とインフレ目標を達成したが、2001年から2003年までは現実のインフレ率が目標値を上回ってしまった。とくに、2002年の大統領選挙直前にブラジルの政府債務への信任が激しく低下し、カントリー・リスクの急増や為替レート減価が生じたため、インフレ率は目標値から大きく乖離してしまった。こうした状況は、ブラジルのような財政状況（fiscal dominance）にある諸国でのインフレーション・ターゲティング政策の困難を示した一例だといえる。

以下、第2節では、ブラジルにおけるインフレーション・ターゲティング政策が直面する問題点を簡潔に検討する。第3節では、ブラジルの通貨当局が実施しているインフレーション・ターゲティング政策について、制度的な側面を紹介する。第4節では、政府債務、リスク・プレミアムを考慮したインフレーション・ターゲティングのモデルを提示する。このような問題は、エマージング・マーケットで重要であるにも拘わらず、これまで先進国を対象に分析されてきたインフレーション・ターゲティングの研究でほとんど無視されてきた問題でもある。第5節では、実際にブラジルの金融当局が利子率をどのように決定しているのかを、利子率に関する反応関数を推定することによって検証する。

2. ブラジルのインフレーション・ターゲティング政策の問題点

インフレーション・ターゲティング政策に関する理論的背景やこの制度を導入した諸国の経験に関する分析は、Blejer, Ize, Leone and Werlang (2000)、Bernanke, Laubach, Mishkin and Posen (1999)、Taylor (1999)、Svensson (1999)など枚挙のいとまがない。インフレの目標値を設定するシステムとは、金融当局が短期利子率など金融政策の伝統的手段を用い、事前に設定されたインフレ指標の達成を明確な目標とするものである。Haldane (2000)、Bernanke et al (1999)、Svensson (1997)などは、インフレの目標値を設定するシステムの利点として、(a) 金融政策のためのノミナルなアンカーと、インフレ期待への参考指標を設定することができる、(b) 通貨当局の透明性を高め、金融政策のパフォーマンスについてそのフォローと評価の可能性を高める、(c) 金融政策が長期的な効果を有しているということを明確に示すことができる、などを挙げている。

ところで、ブラジルのようなラテンアメリカ諸国のコンテキストにおいては、変動相場制のもとで為替レートが様々な理由によって大きく変動する場合、インフレーション・タ

ーゲティング政策の運営が困難になるという問題がある。為替レート変化は、直接的に輸入財の価格変化を通じ、間接的に総需要、総供給を通じて価格水準に影響し、逆に、為替レートは内外利子率格差や外的ショックとともに、為替リスク・プレミアムや為替レート期待に影響される。ラテンアメリカではこうした為替レート変化の価格への pass-through が歴史的に大きいとされる (Mishkin and Savastano (2001))。

とくに、持続困難であると考えられる財政赤字や政府債務が累積している fiscal dominance の状況では、何らかの政治的問題が生じた場合、政府債務への信頼が低下し、市場のデフォルト予想が不可避となる。このため、カントリー・リスク (リスク・プレミアム) の高騰と為替レートの減価が生じ、インフレが高進する。Blanchard (2004) によると、標準的な議論では、利子率を引き上げれば海外からの資金流入 (国債への投資など) によって為替レートが増価するが、fiscal dominance にあれば、利子率の引き上げは国債のデフォルト・リスクを一層悪化させ、資金流出によって為替レートが減価し、インフレーション・ターゲティング政策を困難にするとされる。

そもそもインフレーション・ターゲティング政策は財政規律を保証するものではない。ブラジルの場合、インフレーション・ターゲティング政策導入後も政府債務は急増を続け、1999年7月にGDPの46%であった政府債務はピークの2002年9月には60%に達した。そのうち、2002年12月の時点では、海外で発行されドルで表示される国債が25.8%、国内で発行されドルにインデックスされる国債が23.9%、利子率にインデックスされるものが31.1%存在し、為替レートの急激な減価は国内通貨での債務額とその返済負担を比例的に高め、デフォルト予想→リスク・プレミアム上昇→為替レート減価→返済負担増価→デフォルト予想上昇という悪循環をもたらすことになる。

ブラジルでは、2002年10月に大統領選挙が実施されたが、ルラ候補の優勢が明らかになるに従い、リスク・プレミアムが高騰し、例えばEMBI+は2002年3月の732ベース・ポイントから、2002年8月の2001ベース・ポイントにまで上昇した。これは、ルラ候補が労働者党(PT)出身で、これまでの彼の左派的イデオロギーと反IMF的姿勢から、ルラ政権が誕生すれば国際金融市場と対立的な政策が採用され、また、財政健全化が実現されず、ブラジルの政府債務がデフォルトに陥るのではないかと市場の思惑が支配的となったことを反映したものである。ブラジルでは為替レートは2002年1月の1ドル=2.4リアルから8月の3.9リアルにまで減価し、インフレ率(IPCA)は2002年1月の7.6%から2003年4月の16.8%にまで上昇した。Favero and Giavazzi (2004)、Giavazzi and Missale (2004)では、2002年のブラジルのEMBI+の急増は政府債務のデフォルト・リスクによって説明できるとしている。また、Blanchard (2004)は、2003年中頃の為替レートはリスク・プレミアムが密接に反映していたことを検証している。

こうした為替レートの大きな変化は、インフレーション・ターゲティング政策の枠組みにおいては利子率政策に大きな影響を与える。ここで、為替レートを考慮したインフレーション・ターゲティングのモデルでその影響を議論しておこう (Mishkin and Savastano (2001))。総供給関数を、

$$s_t = \pi_{t-1} + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 e_{t-1} + \varepsilon_t$$

総需要関数を

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \beta_3 (e_{t-1} - e_{t-2}) + \eta_t$$

とする。ここで、 π_t はインフレ率、 y_t は産出ギャップ、 i_t は名目利子率、 ε_t 、 η_t は総供給、総需要の確率的ショックである。為替レートは以下のように決定されるとする。

$$e_t = \varphi i_{t-1} + u_t$$

e_t は正常な長期的な水準からの乖離として表現される実質為替レートの対数であり、 u_t は対外的な確率的ショックであり、 φ は利子率と通貨の間に存在する正の関係を示すパラメータである。当局は異時点にわたる下記の損失関数を最小化する利子率を設定することによって最適な金融政策を実施する。

$$E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \delta^{\tau-1} \{ (\pi_{\tau} - \pi^*)^2 / 2 + \lambda y_{\tau}^2 / 2 \}$$

ここで、 E は期待値を表すオペレーター、 $\delta < 1$ は政府の割引率であり、 π^* は目標インフレ率である。最適な利子率は、テイラー・ルールを修正した

$$i_t = \pi_t + b_1 (\pi_t - \pi^*) + b_2 y_t + b_3 e_t$$

で示される。

ラテンアメリカにおける為替レートの変動が、比較的大きな pass-through を通じて総需要、総供給を変動させ、利子率決定に影響を与えることは、上式の b_3 が大きいことで示される。また、 φ が、例えば利子率の内外格差による資本移動が為替レートに与える効果の程度を示し、 u_t がカントリー・リスクなどにおける対外ショックを示すとすると、これらの程度が大きいときには、為替レートの変動に対してインフレーション・ターゲティングの枠組みでは利子率がより大きく変化することになる。こうした状況下でとくに問題となるのは、fiscal dominance の下では利子率引き上げは政府債務の利払い負担を高めるために、インフレーション・ターゲティング政策に従う機械的な利子率引き上げがいつそうデフォルト予想を高めることである。このため、何らかの理由で急激に資本が流出し、デフォルト・リスクが高まっている場合においても、利子率の引き上げを慎重に実施しなければならないことになる。2002年のブラジルのインフレーション・ターゲティング政策は、まさにこのような困難に直面した時期であり、どのように利子率が決定されたのを明らかにする必要がある。第5節では、中央銀行の反応関数を推定することによってこれを検証する。

3. ブラジルにおけるインフレーション・ターゲティング

(1) 制度的枠組み

インフレ目標を設定するシステムは、為替レートに代わる名目アンカーとして、1999年7月1日より、正式に制度化されたものである（1999年7月21日の大統領令3,088号で実施）。94年7月にレアル計画が実施されてから、99年1月まで、ブラジル政府は管理された為替レート相場制（クローリング・ペッグ）で通貨の安定を維持し、外貨準備も高いレベルを維持していた。メキシコのペソ危機、アジアの通貨危機、ロシア危機と続いたが、

中央銀行は積極的な高金利政策と外貨準備を取り崩すことによって、為替レート政策を維持した。しかし、高金利政策は利払い負担によって政府債務を急増させたため、財政・税制・社会保障改革の遅れもあったことから、各地で通貨危機が発生するたびに、ブラジルの為替レート政策に関する通貨当局へのクレディビリティが侵食されることは避けられなかった。

1999年1月15日に通貨レアルは自由変動相場に移行し、レートは相場制変更前の1ドル=1.21レアルから、2月末には1ドル=2.06レアルにまで切り下がることになった。3月の始めには、為替レートがオーバーシュートしているとの認識の下、中央銀行は利率の引上げをアナウンスすると同時に利率決定の手続きを変更し、かつて利率が金融政策委員会(Copom)でもっぱら決定されていたのを、中央銀行総裁がCopomを経ずして事前の通告なしに利率を変更することが可能となった。また、通貨当局は、利率バンド制(TBC/TBAN)の廃止と基本金利(SELIC)への一本化を同時に発表した。

ブラジルで採用されているインフレーション・ターゲティング政策の基本的な特徴は以下の通りである。

- (1) インフレ目標値と許容幅は、大蔵省からの提案のもと、通貨審議会(*Conselho Monetário Nacional*)で決定される。
- (2) インフレ目標値を実現するための必要な政策は中央銀行の管轄である。
- (3) 目標値の達成とは、1月から12月間の累積インフレ率が固定されている許容範囲内に収まることである。
- (4) 目標値を達成できない場合、中央銀行総裁は大蔵省への手紙を公開することが義務となり、目標を達成できなかった理由についての説明と、目標範囲内に戻す方策、その期間などが明記されていなければならない。中央銀行総裁への公式な制裁はない。
- (5) 採用されるインフレ・インデックスは、ブラジル地理統計院(IBGE)で算出され、特定の品目を除外することのない拡大版消費者物価指数(IPCA)が採用された。IBGEは計画予算運営省に属する機関で、全国11ヶ所における40最低賃金の所得層の家計について価格調査を行っている。
- (6) 免責条項はない。すなわち、一時的にでもインフレ目標が満たされない状況は認められていない。
- (7) 中央銀行は四半期ごとに *Inflation Report* を公表し、金融政策の結果と将来のインフレ動向について予測する。
- (8) 中央銀行は将来のインフレ予想値と推定の背後にある基本的な仮説を公開するが、推定のためのエコノメトリック・モデルについては明らかにしない。
- (9) ある年のインフレ目標は、1年半前の6月30日までにアナウンスされなければならない。
- (10) インフレ目標値には、上下2%の許容範囲が付されている。

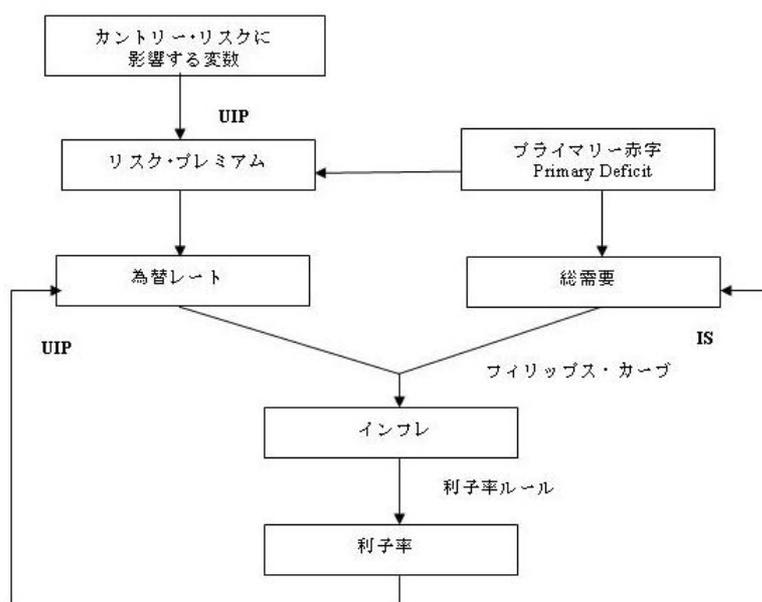
ところで、ブラジルのインフレの歴史と通貨当局へのクレディビリティの低さのため、ブラジル政府は中央銀行に対し極めて厳格な措置をとっている。とくに、免責条項をもたないことや、除外品目のない全ての項目を含むインフレ指数を採用することなどである。以前よりインフレーション・ターゲティング政策を採用している、イギリス、カナダ、オ

ーオトラリア、ニュージー・ランドなどでは、特定の項目をインフレ指標より除外しているが、ブラジル政府がインフレ指標から除外する特定の項目を認めなかったのは、過去にインフレ指標から恣意的に特定の項目を削除することがあったため、新しい制度の採用にあたり、こうしたやり方がクレディビリティに悪影響を与えることが危惧されたからである。また、同様の理由から、既に使用されており民間に周知されているインフレ指標（IPC）に基づく新しい指標（IPCA）が採用された。ただし、広範なインフレを計る指標がコア・インフレのみを計る指標より不安定な動きを示すことから、インフレ目標には比較的広い許容範囲が設定された。

しかし、新しいインフレ抑制のシステムを考案するときには、上記の多くの技術的な要素が考慮されたが、政治的理由から生じるいくつかの問題によって通貨当局のクレディビリティを十分に形成することができなかった。例えば、目標が達成されないときに中央銀行総裁にいくつかの措置が義務付けられたが、中央銀行総裁や局長の更迭などのより厳しい制裁は設定されなかった。また、利子率を決定する金融政策委員会への政治的介入を避ける特別の法令は作られなかった。ただし、原則として、構成メンバーの変更と利子率決定のフォーミュラを変更することによって大統領は金融政策委員会を再編成できることになっている。

ブラジル中央銀行のインフレーション・ターゲティング政策の基本的な考え方は、以下のシェーマ図で知ることができる（BCB(2000a)）。図1は、中央銀行が提供するインフレーション・ターゲティング政策の基本的考え方である。

図1 インフレーション・ターゲティングの基本的枠組み



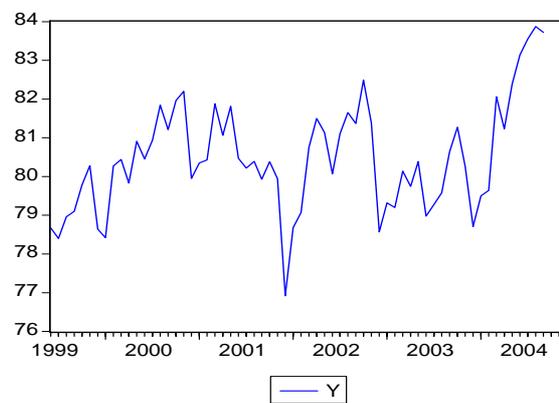
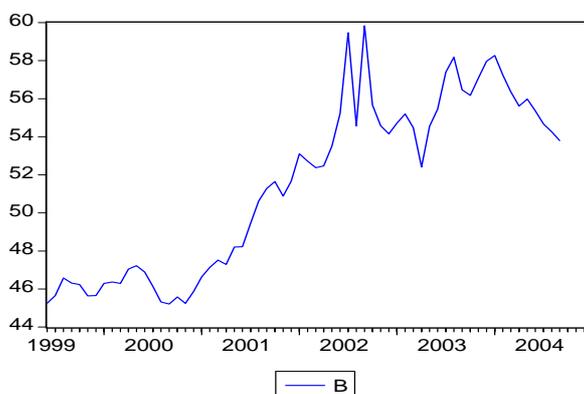
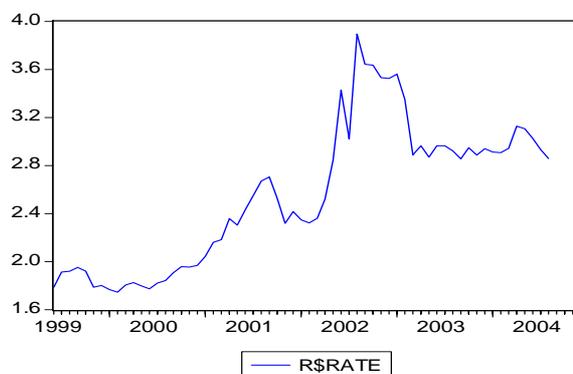
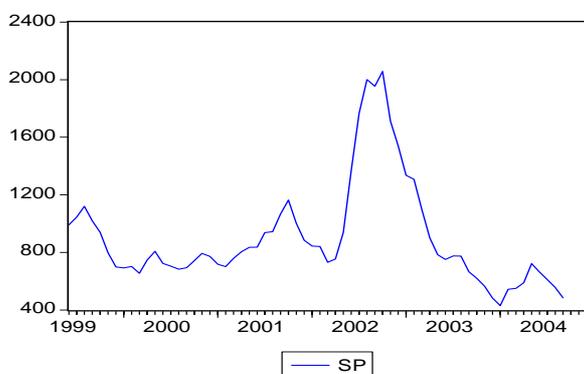
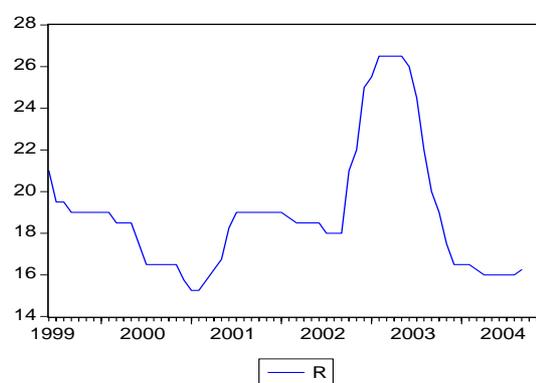
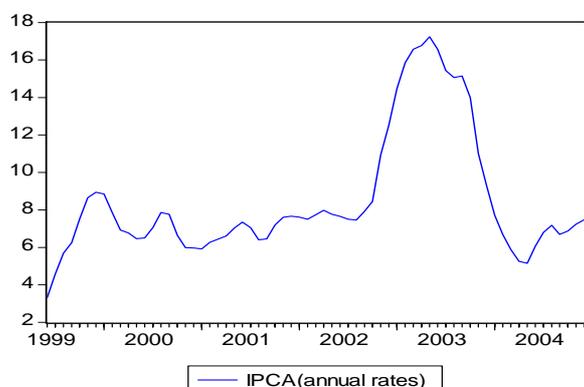
出所：BCB(2000a)

注： UIP：カバー無しの国際利子裁定条件、IS：IS曲線

(2) インフレーション・ターゲティング下のマクロ実績

以下の6つの図は、1999年6月から2004年9月の、IPCA(拡大消費者物価インフレ率)、SP(EMBI+)、B(政府債務残高のGDP比率)、R(基準利子率(SELIC))、R\$RATE(為替レート)、Y(製造業部門稼働率)の月次データである(IPCA、Rは年率表示)。

この期間の明らかな特徴は、政府債務残高が2000年より急激に高まり、こうした状況で2002年10月の大統領選挙を控えて2000年4月ごろからカントリー・リスク指標が突然に高騰し始め、同様に為替レートも減価したことである。インフレ率も数ヶ月のラグを持って高進を始めた。こうした事態に対し、政府は10月より基準金利を最高で26.5%まで引き上げることになった。ただし、EMBI+指標の沈静化とともに、大きなラグを持たずに為替レート、インフレ率、利子率が低下している。



インフレ率は、2000年はインフレ目標値の上限値内に収まったが、2002年の大統領選挙を控え、2001年には上限の6%を超える7.67%となり、2002年には大統領選挙直前の混乱のため12.53%と大きく目標値を超えてしまった。以後、2003年も前年の混乱の影響が残り目標値を達成できなかったが、2004年には再びインフレ率は目標範囲内に収まっている。

	IPCA	Target	下限	上限	
1999	8.94	8	6	10	
2000	5.97	6	2	6	
2001	7.67	4	2	6	*
2002	12.53	3.5	1.0	6	*
2003	9.30	4	1.5	6.5	*
2004	6.68	5.5	3.5	7.5	

出所：ブラジル中央銀行

注：数字は%。*は目標を達成できなかった年度。

このようなインフレの推移に対し、ブラジルのインフレーション・ターゲティング政策が成功したか否かの評価は困難であるが、Mishkin (2004)は積極的な評価を与えている。2001年から2003年まで現実のインフレ率は目標値を上回ったが、2002年の大統領選挙直前の混乱にも関わらず、「2002年の通貨レアルの切り下げのような大きなショックの下でインフレーション・ターゲティングはインフレのコントロールに役立つことができた」(p.19)としている。その要因として、目標値、利子率決定のプロセスが極めて透明であり、なぜ目標値を達成できなかったかについての *Inflation Report* での説明が十分であり、政府へのクレディビリティを維持した、途中で何度か目標値を改定したことが、政府の現実認識が正しいとのシグナルを市場に与え、クレディビリティを維持させた、政府がたんなるインフレ抑制のみに関心を持つのではないことが認識され、市場と政治的支持を得た、ルラ政権になってからの財政改革がインフレ政策をサポートした、などをあげている。

確かに、これまでに中央銀行は6回にわたり中央銀行決議 (Resolução) でインフレ目標値を公開しているが、2002年6月27日の決議では2003年の目標値3.25% (2001年6月28日に公開)を4%に、また許容範囲を上下2%から2.5%に引き上げている。また、2003年6月25日の決議では、2004年の目標値3.75% (2002年6月に公開)を5.5%に引き上げ、さらに、2004年6月30日の決議では2006年の目標値4.5%の許容範囲を2%に引き下げている。こうしたインフレ目標値の変更は、金融政策における政府の裁量と認識され、インフレーション・ターゲティング政策のクレディビリティを低下させると考えるのが一般的であるが、Mishkin (2004)の解釈はこうした一般論とは異なるものとなっている。

いずれにせよ、ブラジルは政治的問題を契機に政府債務のデフォルト危機に直面した。こうした状況では、利子率の引き上げによって資本逃避を防御しなければならないが、利子率の引き上げは、政府債務の利払い負担を高めよりデフォルト・リスクを高める危険がある。こうした矛盾のもとでインフレーション・ターゲティング政策はどのように運営されたのであろうか。

4. モデル

本節では、以上の問題を議論するために、BCB (2000a)、Ball (1999)、Svensson (1997)の先行研究に基づき、最適な金融政策の決定に及ぼす財政変数の効果を導入する。とくに、リスク・プレミアムと政府債務の存在の影響を考慮する。なお、モデルは西島・Tonooka (2000)に基づいている。

$$(1) \quad y_t = \alpha_y y_{t-1} - \alpha_r r_{t-1} - \alpha_e e_{t-1} + v_{1t} \quad 0 < \alpha_y < 1, \quad \alpha_r, \alpha_e > 0$$

$$(2) \quad \pi_t = \pi_{t-1} + \beta_y y_{t-1} - \beta_e (e_{t-1} - e_{t-2}) + v_{2t} \quad \beta_y, \beta_e > 0$$

$$(3) \quad s_t = \gamma_r r_t - \gamma_X X_t + v_{3t} \quad \gamma_r, \gamma_X > 0$$

$$(4) \quad X_t = X_{t-1} + \delta_d d_t + v_{4t} \quad \delta_d > 0$$

$$(5) \quad d_t = \varepsilon_r r_t + \varepsilon_D D_{t-1} - \varepsilon_y y_t + v_{5t} \quad \varepsilon_r, \varepsilon_D, \varepsilon_y > 0$$

ここで、 y は実質産出量（潜在産出量からの乖離）の対数、 π はインフレ率の対数、 r は実質利子率 + 1 の対数、 s は実質為替レート（プラスの変化は増価を意味する）の対数、 X はリスク・プレミアムの対数、 d は財政赤字の GDP 比 + 1 の対数、 D は政府債務の GDP 比率 + 1 の対数（ただし $D_t = D_{t-1} + d_t$ ）、 v_i は確率的ショックである。

(1) 式は、総需要を表している。実質産出水準（潜在産出量からの乖離）は実質利子率と実質為替レートの負の関数である。実質産出水準への効果に時間が必要であることを考慮して 1 期のラグが付けてある。 v_{1t} は需要面における確率的ショックである。

(2) 式は、Ball (1999) に従う総供給（フィリップス・カーブ）である。インフレ率の水準は、リアル面における調整ラグを反映した 1 期ラグ付きの実質産出水準と、輸入財価格の変化を通じる為替レートの変化に影響される。為替レートに 2 期ラグが付けられているのは、価格決定者がすぐには反応しないという仮説（Ball の付録参照）に基づく。インフレのイナーシャは内生変数の 1 期ラグで表現されている。 v_{2t} は供給側のショックである。

(3) 式は、為替レートと利子率の関係を示し、国内利子率の上昇は、資本流入を刺激し、為替レートの増価をもたらす。リスク・プレミアムは為替レートに切り下げの方向に影響する。海外利子率の変化、国際金融市場不安、その他のショックは v_{3t} で表現される。なお、本稿では単純化のために為替のリスク・プレミアムとカントリー・リスクが一致すると仮定する。

(4) 式は、ブラジルのケースにおいて重要と考えられる財政変数のリスク・プレミアムへの影響を捉えたものである（実際、1999 年 1 月のブラジルの通貨危機時、2002 年の大統領選直前には財政破綻・財政赤字増大への危惧によってリスク・プレミアムを急増させた）。 v_{4t} はリスク・プレミアムに影響するその他の要因である、外貨準備の変動、非財政的な国内変数などを示している。

(5) 式は、財政赤字決定式であるが、政府債務利払い（利子率と政府債務残高に依存）

の部分と、政府経常収支（実質産出高に依存）で構成される。 v_{5t} は財政赤字に影響する確率変数である。

通貨当局の問題は、目標インフレ率と将来のインフレ率との予想される乖離を最小化する現在ならびに将来の利子率を決定することである。目的関数は以下のように表現される。

$$(6) \quad \min E_t 0.5 \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i (\pi_{t+i} - \pi^*)^2$$

ここで、 E_t は t 期に利用可能な情報のもとでの条件付期待、 θ は時間割引率 ($0 < \theta < 1$)、 π^* は目標インフレ率。

(3)式、(4)式、(5)式より、以下を得る。

$$(7) \quad s_t = (\gamma_r - \gamma_X \delta_d \varepsilon_r) r_t - \gamma_X X_{t-1} - \gamma_X \delta_d \varepsilon_D D_{t-1} + \gamma_X \delta_d \varepsilon_y y_t - v_{7t}$$

(7)式を(1)式、(2)式に代入し、 π については1期先で表現すると、以下を得る。

$$(8) \quad y_t = (\alpha_y - \alpha_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) y_{t-1} - [\alpha_r + \alpha_e (\gamma_r - \gamma_X \delta_d \varepsilon_r)] r_{t-1} + \alpha_e \gamma_X X_{t-2} \\ + \alpha_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_D D_{t-2} + v_{1t} + \alpha_e v_{7t-1}$$

$$(9) \quad \pi_{t+1} = \pi_t + (\beta_y - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) y_t + \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y y_{t-1} - \beta_e (\gamma_r - \gamma_X \delta_d \varepsilon_r) r_t \\ + \beta_e (\gamma_r - \gamma_X \delta_d \varepsilon_r) r_{t-1} + \beta_e \gamma_X X_{t-1} - \beta_e \gamma_X X_{t-2} + \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_D D_{t-1} - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_D D_{t-2} \\ + v_{2t+1} + \beta_e v_{7t} - \beta_e v_{7t-1}$$

(8)式を(9)式に代入し以下を得る。

$$(10) \quad \pi_{t+1} = \pi_t + [(\beta_y - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) (\alpha_y - \alpha_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) + \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y] y_{t-1} - \beta_e (\gamma_r - \gamma_X \delta_d \varepsilon_r) r_t \\ - \{(\beta_y - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) [\alpha_r + \alpha_e (\gamma_r - \gamma_X \delta_d \varepsilon_r)] - \beta_e (\gamma_r - \gamma_X \delta_d \varepsilon_r)\} r_{t-1} \\ + \beta_e \gamma_X (X_{t-1} - X_{t-2}) + (\beta_y - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) \alpha_e \gamma_X X_{t-2} + \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_D (D_{t-1} - D_{t-2}) \\ + (\beta_y - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) \alpha_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_D D_{t-2} + v_{2t+1} + (\beta_y - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) v_{1t} \\ + [(\beta_y - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) \alpha_e - \beta_e] v_{7t-1}$$

ところで、 t 期の利子率が $t+1$ 期のインフレ率に、 $t+1$ 期の利子率が $t+2$ 期のインフレ率にという形で連続的に影響するため、通貨当局の異時点間の最小化問題は、period-by-period の最小化問題、すなわち1時点の最適解の連続として考えることができる（Svensson (1997), pp.1139-40）。したがって、1時点の最小化問題は、

$$(11) \quad \min E_t 0.5 \theta (\pi_{t+1} - \pi^*)^2$$

であり、(10)式を考慮し、 r_t について1階の条件を求めると、

$$\partial E_t [0.5 \theta (\pi_{t+1} - \pi^*)^2] / \partial r_t = E_t [\theta (\pi_{t+1} - \pi^*) \partial \pi_{t+1} / \partial r_t] \\ = -\theta \beta_e (\gamma_r - \gamma_X \delta_d \varepsilon_r) E_t (\pi_{t+1} - \pi^*) = 0$$

となる。したがって、最適化政策のもとでは、

$$E_t \pi_{t+1} = \pi^*$$

すなわち、 t 期の情報のもとで形成される $t+1$ 期の期待インフレ率が目標インフレ率と等しくなるように t 期の利子率が決定されることを示している。(10)式より期待インフレ率を求め、それを目標インフレ率と等しくおくことによって、通貨当局の反応関数が求まる。

$$(12) \quad \begin{aligned} r_t = & 1/\beta_e(\gamma_r - \gamma_X \delta_d \varepsilon_r) \{ (\pi_t - \pi^*) + [(\beta_y - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y)(\alpha_y - \alpha_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) + \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y] y_{t-1} \\ & - \{ (\beta_y - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) [\alpha_r + \alpha_e (\gamma_r - \gamma_X \delta_d \varepsilon_r)] - \beta_e (\gamma_r - \gamma_X \delta_d \varepsilon_r) \} r_{t-1} \\ & + \beta_e \gamma_X (X_{t-1} - X_{t-2}) + (\beta_y - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) \alpha_e \gamma_X X_{t-2} + \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_D (D_{t-1} - D_{t-2}) \\ & + (\beta_y - \beta_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_y) \alpha_e \gamma_X \delta_d \varepsilon_D D_{t-2} \} \end{aligned}$$

ここで、利子率は、今期のインフレ率と目標インフレ率の差、1 期前の実質産出水準にプラスに反応する（係数は正と仮定）。こうした結果は、いわゆるテイラー・ルールと似かよっている。しかし、Svensson (1997, p.1119)と同様に、利子率は今期のインフレ率に依存するが、これは通常のテイラー・ルールのように今期のインフレ率が目標インフレ率に調整されるためではなく、今期のインフレ率は先決であり、今期のインフレ率のインフレ予想への影響を通じて影響している。

さらに、モデルは、Svensson (1997)や Ball (1999)では考慮されなかったリスク・プレミアムや政府債務の最適な利子率政策への影響が示されている。これらが上昇するときには利子率は引き上げられなくてはならない。したがって、リスク・プレミアムや政府債務の存在は、最適な利子率政策を策定し実施する上での技術的困難さを意味するのみならず、インフレーション・ターゲティング政策の実施には厳格な財政改革が不可欠であることを示唆している。

ところで、以下では以上の理論モデルに基づき当局の利子率に関する反応関数を推定するが、現実の利子率政策は以下の点で理論モデルと異なると考えるべきであり、これらの点を念頭に置いておかなければならない。

- ・ ブラジルの中央銀行の先行研究 (BCB (2003), BCB (2004)) では、中央銀行は 1 期先ではなく、より長い先の期の期待インフレ率と目標インフレ率の乖離を参考に利子率を決定しているとしている。
- ・ モデルでは、政府債務の増大は財政赤字の拡大を通じてリスク・プレミアムを高め、為替レート減価によって y 、 π が増加し利子率が引き上げられる構造になっている。しかし、利子率の引き上げは債務返済負担を高め、財政赤字の拡大によって更にデフォルト・リスクを高めるため、現実にはこうした悪循環を考慮した利子率政策が実施されていると考えるべきである。
- ・ 他方、ブラジルの政府債務への信任が低い状況で、激しい資本流出が生じ政府債務のデフォルト・リスクが高進した場合、デフォルト危機を回避するために迅速かつ直接的に利子率を引き上げて対処している可能性が高い。

以下の第 5 節では、こうした点を考慮しつつ、中央銀行の反応関数に関する実証を行う。

5. ブラジル中央銀行の利子率 (SELIC) の反応関数の推定

(1) 先行研究

これまでにブラジルのインフレーション・ターゲティング政策における利子率決定 (中央銀行の反応関数) を推定した研究は、筆者が知りうる限りでは、ブラジル中央銀行のワーキング・ペーパーに出されたもの Minella, Singer de Freitas, Goldfajn and Muniños (2003) のみである¹。ここでは、名目利子率を以下のモデルで推定している。

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1)(\alpha_0 + \alpha_2(E_t \pi_{t+j} - \pi^*_{t+j}) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_{t-1})$$

ここで、 i_t : ブラジル中央銀行が決定する基準名目利子率 (SELIC)、 $E_t \pi_{t+j}$: j 期先の期待インフレ率、 π^* : j 期先の目標インフレ率、 y : 産出ギャップ、 Δe : 名目為替レート変化 (twelve-month change)

推定期間は 1999 年 7 月 ~ 2002 年 12 月の期間である。推定では、現実には中央銀行が利子率策定に参考としているとされる期待インフレ率を用いている。期待インフレ率のデータは、□中央銀行が作成するインフレ予測値、金融機関とコンサルタント会社を対象とするインフレ・サーベイに基づく予測値 (いずれも中央銀行の *Inflation Report* で公開) を利用している。主たる推定結果として、期待インフレ率と目標インフレ率の乖離に関しては、今期の乖離と 12 ヶ月後の乖離を平均した指標を用い、有意な結果を見出している。しかし、産出ギャップは有意ではなく、また、為替レート変化は、の予測値を用いた場合は有意であったが、のデータのケースでは有意ではなかったとしている。ただし、推定で用いた変数の定常性のテストは行っていない。

(2) 確認のための推定

次に、本稿ではインフレ目標値を達成できなかった期間である 2001 年 1 月 ~ 2003 年 12 月に関して、確認のために上でなされた基本的な利子率決定式を推定してみる²。モデルは以下の通りであるが、6 ヶ月、12 ヶ月先の期待インフレ率と目標値との乖離とともに現実のインフレ率との乖離を用いた推定も実施した。

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2(E_t \pi_{t+j} - \pi^*_{t+j}) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 ex_{t-1} + u_t$$

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2(\pi_t - \pi^*_t) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 ex_{t-1} + u_t$$

ここで、 i_t : 基準名目利子率 (SELIC)、 $E_t \pi_{t+j}$: 6 ヶ月、12 ヶ月先の期待インフレ率³、

¹ Garcia and Didier (2003) は 1990 年初めら 2001 年までに、利子率、為替リスク・プレミアム、カントリー・リスクの関係を分析しているが、インフレーション・ターゲティング政策のコンテキストからではない。

² 本稿の推定で使用するデータは、EMBI+を除き全て中央銀行から利用可能である (<http://www.bcb.gov.br/?INDICATORS>)

³ 中央銀行の *Inflation Report* で公開される期待予測は四半期ごとのデータであるので、外挿法

π^*_{t+j} : 6ヶ月、12ヶ月先の目標インフレ率、 π_t : 今期の現実のインフレ率、 y_{t-1} : t-1期の産出ギャップ、 ex_{t-1} : t-1期の名目為替レート変化率⁴

結果は表1に示されている。なお、推定で用いる変数の定常性の検定結果は脚注5に示されている⁵。中央銀行のフォーミュラを2001年1月～2003年12月の期間で推定すると、期待インフレ率と目標インフレ率との乖離は、12ヵ月先(D π 12)と6ヵ月先(D π 6)のいずれの場合も有意であった。また、現実のインフレ率と目標インフレ率の乖離も有意であった⁶。産出ギャップ、為替レートの変化率に関しては、いずれも有意ではなかった。したがって、基本的にMinella他(2003)の推定を追認するが、ここでは、12ヵ月先、6ヵ月先の期待インフレ率と目標インフレ率の差がいずれの場合も有意であったことと、為替レートの変化率が利率決定に有意でなかったことに着目しておきたい。

(3) 理論モデルに基づく反応関数の推定

前節の理論モデルでは利率は実質利率で表現されているが、実質利率のデータが脚注4に見るように非定常であると判断されるため、以下では名目利率を用いて推定した(表2)。また、実質利率を使う推定の代理として、説明変数に現実のインフレ率を追

を用いて月次データを作成した。

⁴ Minella他(2003)で使用したとされる名目為替レート変化(twelve-month change)を作成したが、筆者が作成した系列は非定常であり、また推定結果では誤差項の系列相関が深刻であった。このため本稿では為替レート変化率を用いている。

⁵ 単位根検定は、1999年9月より2004年9月までの期間について、定数項のみを含むAugmented Dickey-Fullerテストを実施した。

		t-Statistic	Prob.	
利率 (Selic)	i	-3.199	0.025	
為替レート12ヶ月変化	Δex	-2.252	0.190	#
為替レート変化率	ex	-4.258	0.001	
インフレ率 (IPCA)	π	-4.027	0.002	
目標インフレ率	π^*	-3.518	0.011	
期待インフレ率 (12ヶ月先)	$E\pi 12$	-3.653	0.007	
期待インフレ率 (6ヶ月先)	$E\pi 6$	-3.751	0.006	
期待インフレ率 (12ヶ月先)と目標インフレ率との乖離	$D\pi 12$	-3.969	0.003	
期待インフレ率 (6ヶ月先)と目標インフレ率との乖離	$D\pi 6$	-3.473	0.012	
現実のインフレ率と目標インフレ率との乖離	$D\pi$	-2.897	0.052	
稼働率	y	-2.923	0.048	
リスクプレミアムのトレンドからの乖離	$sptr$	-3.481	0.012	
政府債務残高/GDP比のトレンドからの乖離	btr	-3.324	0.018	
リスクプレミアム変化率	gsp	-4.405	0.001	
政府債務残高/GDP比変化率	gb	-7.835	0.000	
実質利率	ri	-1.792	0.381	#

注： は非定常であるという仮説を棄却できなかったケースである。

この表には以下で使用される変数も含まれているが、為替レート12ヶ月変化、実質利率を除き、その他の全ての変数は定常であると判断される。

⁶ ただし、内生変数利率の1期ラグを説明変数とする場合、誤差項の系列相関が認められたため、2期ラグ、3期ラグと説明変数に追加し、誤差項の系列相関が解消した3期ラグのケースを報告している。

加した推定も行った（表3）⁷。

ここでの推定ではできるだけ理論モデルに忠実に推定式を定式化した。目標値との乖離に関しては既述のように期待インフレ率との乖離を用いた。同時に、現実のインフレ率と目標値の乖離も用いて推定した。

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 (E\pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 sptr_{t-2} + \alpha_5 gsp_{t-1} + \alpha_6 btr_{t-2} + \alpha_7 gb_{t-1} + u_t$$

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi + \alpha_2 i_{t-1} + \alpha_3 (E\pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_4 y_{t-1} + \alpha_5 sptr_{t-2} + \alpha_6 gsp_{t-1} + \alpha_7 btr_{t-2} + \alpha_8 gb_{t-1} + u_t$$

ここで、*sptr*：カントリー・リスク（EMBI+）のトレンドからの乖離、*gsp*：カントリー・リスクの変化率、*btr*：政府債務のトレンドからの乖離、*gb*：政府債務の変化率。なお、カントリー・リスク（EMBI+）、政府債務自体は非定常な変数であるので、*sptr*、*gsp* は3次の項まで含めた回帰によって算出したものである。

基本的な結果として、ほとんどのケースで符号条件、有意性の条件など安定的であり、とくに本稿で問題とする説明変数（*sptr*、*gsp*、*btr*、*gb*）に関しては、どのような組み合わせで推定しても結果は安定的であり、符号条件や有意性に変化は生ぜず、また、インフレーション・ターゲティングのフォーミュラで最も重要なインフレ目標との乖離に関する説明変数にも変化は認められなかった（表2では、説明変数をいくつか取り除いたケースも掲載している）。また、本稿ではOLSで推定しているが、確認のために操作変数法を用いた推定も行った。一つの結果が表4に報告されているが、OLSによる推定とほとんど相違しない結果を得ている。このような意味でロバストと判断しうる。

期待インフレ率とインフレ目標値との乖離を表す説明変数（ $E\pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*$ ）に関しては、12ヶ月先のインフレ予想を用いたケース（ $D\pi_{12}$ ）、6ヶ月先のインフレ予想を用いたケース（ $D\pi_6$ ）のいずれも1%水準で有意であった。しかし、今期の現実のインフレ率と目標値との乖離（ $D\pi$ ）は有意ではなかった⁸。したがって、Minella 他(2003)が主張しているように、中央銀行は理論モデルで示されるように今期の現実のインフレ率と目標値との乖離ではなく、将来の予想インフレ率と目標値を用いて利子率を決定していることが確認される。

産出ギャップ（*y*）（ここでは稼働率であるので期待される符合はマイナス）はいずれのケースでも有意ではなく、符号条件も一致していない。産出ギャップが利子率に影響するにはより長い期間を必要とするのかもしれないし、アルゼンチンの通貨危機、電力不足などの外生的要因に大きく左右されていたことが反映しているのかも知れない。

ところで、カントリー・リスクに関しては、その変化率（*gsp*）は3つのケースのうち2つのケースで10%水準で有意であったが、そのトレンドからの乖離（*sptr*）はいずれのケースにおいても1%水準で有意であり、カントリー・リスクがトレンドから乖離して上昇する場合、利子率を引き上げる傾向にあるといえる。しかも、極めて有意性が高いことから、為替レートへの影響を通じるルートのみで利子率に影響しているとは考え難い。とくに、

⁷ なお、実質利子率（*ri*）を用いて推定した結果は、表3の説明変数に現実のインフレ率を追加したケースとほとんど相違はなかった。

⁸ ただし、利子率の1期ラグのみを説明変数とする場合、誤差項の系列相関が存在するが、2期ラグを追加すると解消される。

表1の推定で為替レートが説明変数として有意ではなかったことを考慮すると、デフォルト・リスクが急激に高まった危機的状況を含む推定期間にあつては、デフォルト危機を回避するために速やかに内外利子率格差を作り出し資金流入を促進する必要があり、基本的なインフレーション・ターゲティングのフォーミュラを逸脱して利子率が決定されていたことを否定できない。

政府債務に関しては、その変化率 (gb) はいずれのケースにおいてもマイナスであり符号条件は一致しているが、有意ではなかった。しかし、政府債務のトレンドからの乖離 (btr) はいずれのケースも 1%水準で有意であった。したがって、政府はカントリー・リスクの上昇に対して利子率を引き上げるのに対し、政府債務が増加する場合、債務返済負担増大によるデフォルト・リスクの上昇を警戒して利子率を引き下げていたと解釈しうる。少なくとも政府債務全体の3割を占める変動利子制の政府債務返済負担を低めるはずである。また、こうしたリスク・プレミアムの増大には利子率を引き上げ、政府債務の増大には利子率を引き下げる対照的な政策は、その緊急性の程度の差によってもたらされたと考え得るかもしれない。ただし、政府債務残高変化率 (gb) が有意ではなかったことは、ブラジル政府は短期のマーケット・オペレーションなどで変動せざるを得ない政府債務の変化率ではなく、債務残高自体の推移に敏感であったと考えられる。

ところで、カントリー・リスクのトレンドからの乖離と政府債務のトレンドからの乖離はどちらも有意であり、基本的なインフレーション・ターゲティングのフォーミュラからの逸脱があつたことを意味しているが、その係数に大きな隔たりがあつた (btr の係数が $sptr$ より大きい)。このため、推定期間の2001年1月~2003年12月にインフレ目標値を達成できなかった理由として、為替レートの大幅な減価とともに、政府債務の増大に対して利子率を引き下げた効果が影響したと解釈できるかもしれない。

表3では、実質利子率を用いた推定の変わりに、インフレ率 (π) を説明変数に含めた推定結果を示しているが、名目利子率を用いた結果と基本的結果に変化がないことが確認される。しかし、 π は有意ではなく、中央銀行がモデルで前提したように実質利子率を政策変数としているかどうかは不明である。

結語

本稿の問題意識は、ブラジルで実施されているインフレーション・ターゲティング政策が、変動相場制の下で為替レートの変動が激しく、しかも、政府債務や財政赤字の問題が存在する *fiscal dominance* の状況にあつて、対外的なショックにどのような影響を受けるかということであつた。実際、2002年には大統領選挙直前の市場の混乱のためにブラジルのカントリー・リスク指標が急騰し、資本流失も深刻な事態となつた。

本稿では、政府債務とリスク・プレミアムを導入したインフレーション・ターゲティングの理論的分析を行い、これに基づき利子率に関する反応関数を推定した。推定は、インフレ目標を達成できなかった期間である2001年から2003年を対象としたが、基本的な結果は、ブラジルの中央銀行は将来の期待インフレ率と目標インフレ率の乖離に基づいて利子率を決定していること、為替レートの変化は利子率の説明変数としては有意ではないこと、また、為替レートを通じるチャンネルではなく、直接的にカントリー・リスクの増大に対

しては利子率を引き上げ、政府債務の増大に対しては利子率を引き下げていることが確認された。したがって、2001年から2003年におけるようなデフォルト懸念が深刻となった事態にあっては、緊急避難的にカントリー・リスクや政府債務の急増に対し、インフレーション・ターゲティングの基本的なフォーミュラから逸脱し、利子率を機動的に変化させる必要があったといえる。もちろん、こうした単純化した見方は必ずしも現実を説明しないかもしれない。今後は、因果関係を明確にする実証研究が課題である。

References

Ball, Laurence, “Policy rules for open economies”, in John Taylor (ed), *Monetary policy rules*, NBER, Cambridge, 1999.

Barro, Robert, “Inflation and growth”, *Review*, 78(3)153-169, Federal Reserve Bank of Saint Louis, Saint Louis, 1996.

Batini, Nicoletta & Andrew Haldane, “Forward-looking rules for monetary policy”, in John Taylor (ed), *Monetary policy rules*, NBER, Cambridge, 1999.

BCB, “Issues in the adoption of an inflation targeting framework in Brazil”, in Mario Blejer, et al (eds), *Inflation targeting in practice: strategic and operational issues and application to emerging market economies*, Washington, IMF, 2000.

Bernanke, Ben, et al, *Inflation targeting: lessons from the international experience*, Princeton, Princeton UP, 1999.

Blanchard, Oliver, “Fiscal dominance and Inflation Targeting: Lesson from Brazil,” *NBER Working Papers* No. 10389, March 15, 2004.

Favero, Carlos and Francesco Giavazzi, “Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil,” *NBER Working Papers* No. 10390, March, 2004.

Fraga, Arminio, Ilan Goldfajin and Andre Minella, “Inflation Targeting in Emerging Market Economies,” *NBER Working Papers* No. 10019, 2003.

Haldane, Andrew, “Targeting inflation: the UK in retrospect”, in Mario Blejer, et al (eds), *Inflation targeting in practice: strategic and operational issues and application to emerging market economies*, Washington, IMF, 2000.

Garcia, Márcio and Tatiana Didier, “Taxa de Juros, Risco Cambial e Risco Brasil,” *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Vol.33, No.2, 2003.

Giavazzi, Francesco and Alessandro Missale, “Public Debt Management in Brazil,” *NBER Working Papers* No. 10394, March, 2004.

Minella, André, Paulo Singer de Freitas, Ilan Goldfajin and Marcelo Kfoury Muniños, “Inflation Targeting in Brazil: Construction Credibility under Exchange Rate Volatility,” Banco Central do Brasil Working Paper Series 77, July 2003.

Mishkin, Frederic and Miguel Savastano, “Monetary policy strategy for Latin America,” *Journal of Development Economics*, Vol.66, 415-444, 2001.

Mishkin, Frederic, “Can Inflation Targeting Work in Emerging Market Countries?,” *NBER*

Working Paper No.10646, July 2004.

Svensson, Lars, “Inflation targeting as a monetary policy rule”, *Journal of Monetary Economics*, 43:607-654, 1999.

Svensson, Lars, “Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets”, *European Economic Review*, 41:1111-1146, 1997.

Taylor, John (ed), *Monetary policy rules*, NBER, Cambridge, 1999.

Zee, Howell, “Welfare cost of (low) inflation: a general equilibrium perspective”, *IMF Working Paper*, WP98/111, IMF, 1998.

西島章次・Eduardo Tonooka、「ブラジルのインフレーション・ターゲティング」『国民経済雑誌』第 182 卷 6 号、2000 年 12 月。

表1 中央銀行の基本的フォーミュラ

Dependent Variable: i 利率(SELIC)

Method: Least Squares

Sample: 2001M01 2003M12

Included observations: 36

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covari

	(1) D 12	(2) D 6	(3) D
	Coefficient t-value	Coefficient t-value	Coefficient t-value
c	-4.774	-6.893	2.178
	-0.487	-0.770	0.208
i (-1)	0.891	0.697	1.133
	25.835 ***	15.500 ***	14.799 ***
i (-3)			-0.561
			-6.730 ***
$D\pi$ 12	0.583		
	6.979 ***		
$D\pi$ 6		0.346	
		7.920 ***	
$D\pi$			0.291
			2.968 ***
y (-1)	0.081	0.145	0.057
	0.682	1.367	0.499
ex (-1)	0.016	0.019	0.028
	0.809	1.028	1.036
R2	0.976	0.978	0.976
Ad.R2	0.972	0.976	0.972
LM Test: Probability			
lag1	0.416	0.443	0.703
lag2	0.628	0.748	0.899
lag3	0.289	0.395	0.418
lag4	0.450	0.555	0.476

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

下段はt値

***: 1%水準で有意

表2 中央銀行の反応関数の推定 (1)

Dependent Variable: i 利子率 (SELIC) Included observations: 36

Method: Least Squares

Sample: 2001M01 2003M12

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

D 12を説明変数とする推定式			D 6を説明変数とする推定式			D を説明変数とする推定式		
	(a)	(b)		(c)	(d)		(e)	(f)
	Coefficient	Coefficient		Coefficient	Coefficient		Coefficient	Coefficient
	t-value	t-value		t-value	t-value		t-value	t-value
c	-9.142	-10.661	c	-8.554	-10.670	c	-5.942	-10.320
$i(-1)$	-1.050	-1.274	$i(-1)$	-1.144	-1.491	$i(-1)$	-0.558	-1.044
	0.859	0.856		0.748	0.735	$i(-2)$	1.073	1.128
	21.166 ***	24.166 ***		16.203 ***	17.433 ***		8.530 ***	9.804 ***
$D\pi 12$	0.355	0.398	$D\pi 6$	0.206	0.217	$D\pi$	-0.299	-0.324
	3.267 ***	3.793 ***		5.365 ***	5.464 ***		-1.618	-1.947 *
$y(-1)$	0.142	0.161	$y(-1)$	0.155	0.185	$y(-1)$	0.090	0.061
	1.345	1.597		1.726 *	2.177 **		1.080	0.777
$gsp(-1)$	0.007		$gsp(-1)$	0.010		$gsp(-1)$	0.117	0.167
	1.149			1.802 *			0.983	1.512
$sptr(-2)$	0.002	0.002	$sptr(-2)$	0.002	0.002	$sptr(-2)$	0.012	
	3.261 ***	2.910 ***		4.734 ***	4.328 ***		1.733 *	
$gb(-1)$	-0.021		$gb(-1)$	-0.015		$gb(-1)$	0.003	0.003
	-0.609			-0.427			5.934 ***	6.243 ***
$btr(-2)$	-0.281	-0.251	$btr(-2)$	-0.240	-0.226	$btr(-2)$	-0.021	
	-3.603 ***	-3.723 ***		-3.029 ***	-3.651 ***		-0.540	
							-0.332	-0.308
							-3.473 ***	-4.072 ***
R2	0.983	0.983	R2	0.98593		R2	0.981	0.980
Ad.R2	0.979	0.980	Ad.R2	0.98358		Ad.R2	0.976	0.976
LM Test	Probability	Probability	LM Test	Probability	Probability	LM Test	Probability	Probability
lag1	0.211	0.204	lag1	0.522	0.548	lag1	0.778	0.885
lag2	0.464	0.453	lag2	0.816	0.837	lag2	0.625	0.500
lag3	0.306	0.552	lag3	0.746	0.948	lag3	0.539	0.709
lag4	0.241	0.617	lag4	0.697	0.962	lag4	0.215	0.708

注：*は10%水準で、**は5%水準で、***は1%水準で有意。

表3 中央銀行の反応関数の推定 (2) を説明変数に追加した推定

Dependent Variable: i 利子率 (SELIC)

Method: Least Squares

Sample: 2001M01 2003M12

Included observations: 36

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	(1)		(2)		(3)	
	Coefficient t-value		Coefficient t-value		Coefficient t-value	
c	-10.5404 -1.1003		c	-8.4203 -1.0385	c	-6.1671 -0.5671
π	-0.0237 -0.4105		π	0.0022 0.0455	π	-0.3430 -1.1886
i (-1)	0.8835 12.7572 ***		i (-1)	0.7458 11.5698 ***	i (-1)	1.0526 8.6184 ***
$D\pi$ 12	0.3519 3.2082 ***		$D\pi$ 6	0.2066 5.4648 ***	$D\pi$	0.3954 1.3633
y (-1)	0.1559 1.3684		y (-1)	0.1540 1.5998	y (-1)	0.1446 1.1478
gsp (-1)	0.0055 0.8012		gsp (-1)	0.0098 1.6120	gsp (-1)	0.0071 0.7929
$sptr$ (-2)	0.0020 2.9366 ***		$sptr$ (-2)	0.0022 4.4554 ***	$sptr$ (-2)	0.0032 6.2359 ***
gb (-1)	-0.0210 -0.5847		gb (-1)	-0.0146 -0.4203	gb (-1)	-0.0405 -1.0040
btr (-2)	-0.2816 -3.3284 ***		btr (-2)	-0.2394 -2.9832 ***	btr (-2)	-0.4236 -3.5955 ***
R2	0.9832		R2	0.9869	R2	0.982357
Adj.R2	0.9783		Adj.R2	0.9830	Adj.R2	0.97625
LM Test:			Probability		Probability	
lag1	0.2090			0.4291		0.9119
lag2	0.4398			0.7240		0.9348
lag3	0.3565			0.7245		0.6646
lag4	0.2788			0.7107		0.2958

表4 操作変数法での推定

ここでは、表2の推定式(b), (d), (f)を改めて操作変数法を用いて推定する。
 操作変数は、説明変数にさらに1期と2期のラグを機械的にとったものとする。
 操作変数の選択に恣意性があることを免れないが、OLSでの推定結果と比較し、
 符号条件や有意性、係数値に大きな変化がないことが確認され、(b)、(d)、(f)式に
 においては説明変数と誤差項に相関がなく、かなりの程度ロバストであると判断される。

Dependent Variable: *i* (SELIC)
 Sample: 2001M01 2003M12
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance
 Method: Two-Stage Least Squares

推定式 (b')				推定式(d')				推定式(f')			
操作変数 : <i>i</i> (-2), <i>i</i> (-3), $D\pi_{12}(-1)$, $D\pi_{12}(-2)$, <i>y</i> (-2), <i>y</i> (-3), <i>sptr</i> (-3), <i>sptr</i> (-4), <i>btr</i> (-3), <i>btr</i> (-4)				操作変数 : <i>i</i> (-2), <i>i</i> (-3), $D\pi_6(-1)$, $D\pi_6(-2)$, <i>y</i> (-2), <i>y</i> (-3), <i>sptr</i> (-3), <i>sptr</i> (-4), <i>btr</i> (-3), <i>btr</i> (-4)				操作変数 : <i>i</i> (-2), <i>i</i> (-3), $D\pi(-1)$, $D\pi(-2)$, <i>y</i> (-2), <i>y</i> (-3), <i>sptr</i> (-3), <i>sptr</i> (-4), <i>btr</i> (-3), <i>btr</i> (-4)			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.		Coefficient	t-Statistic	Prob.		Coefficient	t-Statistic	Prob.
<i>c</i>	1.812	0.166	0.869	<i>c</i>	-2.460	-0.231	0.819	<i>c</i>	-33.678	-1.395	0.173
<i>i</i> (-1)	0.827	17.073	0.000 ***	<i>i</i> (-1)	0.722	15.497	0.000 ***	<i>i</i> (-1)	1.033	6.063	0.000 ***
$D\pi_{12}$	0.288	1.711	0.097 *	$D\pi_6$	0.190	3.939	0.001 ***	$D\pi$	-0.109	-0.971	0.340
<i>y</i> (-1)	0.012	0.095	0.925	<i>y</i> (-1)	0.086	0.666	0.510	<i>y</i> (-1)	0.412	1.510	0.142
<i>sptr</i> (-2)	0.003	2.847	0.008 ***	<i>sptr</i> (-2)	0.003	5.795	0.000 ***	<i>sptr</i> (-2)	0.004	7.208	0.000 ***
<i>btr</i> (-2)	-0.304	-2.246	0.032 **	<i>btr</i> (-2)	-0.297	-3.139	0.004 ***	<i>btr</i> (-2)	-0.293	-1.778	0.086 *
R2	0.980			R2	0.984			R2	0.973		
Adj.R2	0.976			Adj.R2	0.981			Adj.R2	0.968		