

インフレーションと貨幣、為替レートの関係

—誤差修正 VAR モデルによるチリ、ブラジルの事例分析—

たか はし まき と
高 橋 正 人

- はじめに
- I 誤差修正 VAR モデル(Error Correction VAR Model)と因果検定
- II 実証分析—チリ—
- III 実証分析—ブラジル—
- 結 び

はじめに

アルゼンチン、ブラジル、チリなどのラテンアメリカ諸国では高率のインフレーションが継続的に発生し、インフレを抑制するため数多くの安定化プログラムが導入されたことがよく知られている。この高インフレーションの原因を巡りさまざまな議論が展開されたが、マネタリストの影響を強く受けた IMF (International Monetary Fund) は「マネー・サプライの拡大が高インフレーションの基本的な原因である」という仮説を提示した[Cardoso and Helwege 1993, Chapter 6-7]。歴史的にラテンアメリカ諸国の財政収支は恒常的に赤字で推移しており、そのファイナンス手段として貨幣の発行が頻繁に用いられたことから、IMF は規律のない財政運営が貨幣の増大を招きインフレーションを加速させたと考えた(註1)。事実、このマネタリストの見解は IMF の Financial Program において強く反映されており、このプログラムの基本モデ

ルでは貨幣数量説および購買力平価説は長期的に成立するとしばしば想定されている(註2)。

IMF (1996) は、途上国ではマネー・サプライばかりでなく為替レートもインフレ要因であったという実証結果を報告している。この研究は石油価格、非石油一次産品価格、名目為替レート、生産ギャップ、マネー・サプライのうちどのファクターがインフレーションの変動に影響を与えたのかについて検証した。この研究によると、途上国経済においては名目為替レートとマネー・サプライのショックがインフレーションの変動に大きく影響を与えていた。この実証結果から、インフレーションの抑制には為替レートの安定および財政赤字削減とマネー・サプライの管理が必要であると IMF は指摘している。

しかしながら、上記の IMF の仮説および実証結果は一般的な見解であることから、この見解を各ラテンアメリカ諸国または途上国に直接適用することは必ずしも適切でないかもしれない。事実、上記の IMF の仮説に基づいて実施された安定化プログラムのいくつかは、インフレーションの抑制に失敗したといわれている[Cardoso and Helwege 1993, 177]。かかる観点から、本稿ではマネー・サプライまたは為替レートが実際にインフレーションに影響を与えたのか否かを

1980年代後半以降のチリとブラジル経済のデータに基づいて検証した。もし影響を与えていると判断されるならば、マネー・サプライの拡大を制限する政策または為替レートの変動を調整する政策は、インフレ抑制策として有効であると主張できよう。さらに、マネタリストの代表的な主張である貨幣数量説と購買力平價説が、チリおよびブラジル経済において長期的に成立するのか否かを検証した。

本稿における実証分析の特徴は、次の2点である。

第1に、非定常のVAR (Vector Autoregressive) モデルを用いて Granger の因果関係のテストを試みた^(注3)。多変量の時系列モデルを途上国の実証分析に適用している例は、Hamann (1993), Kuroyanagi et al. (1996), Agénor and Hoffmaister (1997), Ma (1998) などの研究でよく見られる。しかし、多くの研究は変数を定常にするために階差または変化率に変換しており、レベル変数に関する情報を利用していない^(注4)。本稿では、階差変数とレベル変数を含んだ誤差修正 VAR モデル (Error Correction VAR Model) に Johansen の最尤法 [Johansen 1988 ; 1991] を適用して、レベル変数間に長期的均衡関係つまり共和分関係があるのか否かを検定した。Sims, Stock and Watson (1990) および Toda and Phillips (1993 ; 1994) が示したように、変数間に共和分の関係があれば、レベル変数の VAR モデルを用いて、因果関係のテストを行うことができる^(注5)。

第2に、確定的トレンドに構造変化を考慮したモデルを用いた。副島 (1995) や国友 (1996) が指摘したように、経済時系列の確定的トレンドに構造変化が存在する場合、それを考慮しな

いでモデルを定式化すると共和分が有意に検出されやすくなるという問題 (見せかけの共和分) が発生する。後述するようにブラジルの物価水準、マネー・サプライおよび為替レートの時系列には、リアル・プランの導入時 (1994年7月) において確定的トレンドに構造変化が観察される。ブラジルの実証分析では、構造変化を考慮した誤差修正 VAR モデルを用いて、共和分ランクの検定を行った。

本稿の構成は次の通りである。まず、第I節では分析のフレーム・ワークとして、Johansen の最尤法、Sims, Stock and Watson および Toda and Phillips の因果関係のテストについて簡単に整理する。第II節と第III節ではチリとブラジルの実証結果およびインプリケーションをそれぞれ提示する。

I 誤差修正 VAR モデル (Error Correction VAR Model) と因果検定

本稿では物価水準 (P)、マネー・サプライ (M)、為替レート (ER) の他に実質生産 (Y) を加えた4変数の経済システムを考え^(注6)、物価水準への因果関係があるのはどのファクターであるのかを検証する。この4変数で構成される次の誤差修正 VAR モデルを実証分析のベース・モデルとする。

$$\Delta X_t = \mu_0 + \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad (1.1)$$

ただし、 $X_t = [P, ER, Y, M]'$ は $I(1)$ 変数の 4×1 ベクトルで、 X_{-p+1}, \dots, X_0 はある固定値とする。 μ_0 は 4×1 の定数項ベクトル、 Π は 4×4 の正方行列、 $\Gamma_k = \begin{bmatrix} \Gamma_{k,1} & \dots & \Gamma_{k,4} \end{bmatrix}_{j=1, \dots, 4}$ は 4×4 の正方行列である ($k=1, \dots, p-1$)。 $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ は互い

に独立で正規分布に従う攪乱項ベクトル(4×1)で、期待値ゼロ、共分散行列 Ω とする。

Johansen (1988 ; 1991) は、最尤推定法により変数セット X_t の共和分の個数(ランク)を調べる検定方法を示した(註7)。もし X に r 個($0 \leq r \leq 3$)の共和分の関係があれば、 Π のランクは r となり、 $\Pi = \alpha\beta'$ と分解できる。ここで、 α と β は4× r の行列。 α は調整係数行列 (adjustment coefficients)、 β は共和分行列 (cointegrating vectors) と呼ばれる。

この場合、(1.1) 式は

$$\Delta X_t = \mu_0 + \alpha\beta'X_{t-1} + \Gamma_1\Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}\Delta X_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

と書き換えることができる。ここで、 $\beta'X_{t-1}$ は変数間の長期均衡式 (long-run equilibrium) を表している。共和分のランクが1で、貨幣数量説が長期的に成立するのであれば、共和分ベクトル β の係数は $\beta = [-1, 0, -1, 1]'$ となる。

複数の共和分の関係がある場合、制約を付けないで推定された β は識別不能で、長期均衡式を判別することができない。 Q を任意の $r \times r$ の非特異行列とすると、 $\Pi = \alpha\beta' = \alpha Q^{-1}Q\beta'$ の関係が得られるので、 $Q\beta'$ も共和分行列となり長期均衡式は識別できない。

しかし、共和分パラメーターに対する線形制約の検定は可能である。Johansen (1988 ; 1991) と Johansen and Juselius (1990 ; 1992) は、 $\beta = H\phi$ という帰無仮説(ただし、 H は既知で $4 \times s$ 、 ϕ は未知で $s \times r$ 、 $r \leq s \leq 4$)などいくつか検定できる仮説や検定方法を示した(註8)。これらの検定は長期均衡式を解釈するために必要となる。

共和分ランクが決定した後、次にGrangerの因果関係のテストを行う。共和分のランクがゼロであるならば、つまり Π が0であるならば、

(1.2)式は階差変数のVAR($p-1$)となる(註9)。従って、マネー・サプライから物価水準への因果関係がないという帰無仮説の検定は、この階差変数のVAR($p-1$)式で $\gamma_{1,14} = \dots = \gamma_{p-1,14} = 0$ という仮説をOLSに沿った F 検定でテストする(註10)。

共和分のランクが r ($0 < r \leq 3$) であると判定された場合、マネー・サプライから物価水準への因果関係がないという帰無仮説の検定は次の手順を踏む。

共和分行列 $\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \end{bmatrix}$ の第4行(β_4)が、ゼロであるのか否かを検定する。ここで、 β_j は $1 \times r$ ($j=1, 2, 3, 4$)。第4行(β_4)は、因果関係における原因となる変数(マネー・サプライ)の係数に対応している。検定方法は、先のJohansenやJohansen and Juseliusが提案した共和分パラメーターに対する線形制約の検定($\beta = H\phi$)を用いる(註11)。

第4行(β_4)がゼロでない判定されたら、次のレベル変数のVAR(p)式で、 $J_{1,14} = \dots = J_{p,14} = 0$ という帰無仮説を F 検定によって調べる。

$$X_t = \mu_0 + J_1 X_{t-1} + \dots + J_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad (1.3)$$

ここで、 $J_k = \begin{bmatrix} J_{k,j} \end{bmatrix}_{j=1, \dots, 4}^{i=1, \dots, 4}$ は 4×4 の正方行列 ($k=1, \dots, p$)。帰無仮説のもとで、 $p \cdot F$ の分布は漸近的に自由度 p の χ^2 分布に従う[Sims, Stock and Watson 1990 ; Toda and Phillips 1993 ; 1994]。

第4行(β_4)がゼロであると判定されたら、(1.2)式で $\gamma_{1,14} = \dots = \gamma_{p-1,14} = 0$ という帰無仮説を F 検定によって調べる。帰無仮説のもとで、 $(p-1) \cdot F$ の分布は漸近的に自由度 $(p-1)$

の χ^2 分布に従う [Toda and Phillips 1993 ; 1994]。

II 実証分析——チリ——

1. データ

チリの実証分析で取り扱った変数は、次の5変数である。

Y : Indicator of Economic Activity (IMACEC, 1986年平均=100, 季節調整値)

M_1 : マネー・サプライ (M_1 , 10億ペソ, 月中平均, 季節調整値)

M_2 : マネー・サプライ (M_2 , 10億ペソ, 月中平均, 季節調整値)

CPI : 消費者物価指数 (1986年1月=100, 月中平均, 季節調整値)

ER : 為替レート (ペソ/ドル, 月末) + 米国 CPI (1986年1月=100, 月中平均, 季節調整値)

データはすべて月次データで、1986年1月から99年9月までを推計期間とした (観測数 $T = 165$)。付図1にレベル変数の系列のグラフが与えられている。Indicator of Economic Activity, マネー・サプライ (M_1 , M_2), 消費者物価指数, 為替レートおよび米国 CPI はいずれも対数値。Indicator of Economic Activity がカバーしている経済活動の範囲は、 GDP でカバーしている経済活動の範囲とほぼ同じである。データの出典は、 Y , M_1 , M_2 , CPI はチリ中央銀行から、為替レートはIMF (*International Financial Statistics*) から、米国 CPI は米国労働省からである。マネー・サプライ (M_1 , M_2) と消費者物価指数のデータについては季節調整済みデータが存在しなかったため、 $X-12-ARIMA$ の $X-11$ 仕様を用いて季節調整した。その際使用した

オプションは対数加法モードのみで、それ以外はデフォルトで計算した^(註12)。

2. 単位根検定

共和分ランクの検定に入る前に、Augmented Dickey-Fuller テスト [Dickey and Fuller 1979; 1981] による各変数の単位根検定を行った^(註13)。レベル変数の系列をプロットすると、右上がりのトレンドがはっきりと観察され、かつ屈折も観察されなかった (付図1を参照)。それゆえ、確定的トレンドは構造変化を考慮しない t の一次関数とし、次の定式化のもと、帰無仮説 $X_t \sim I(1)$ の検定を行った。

$$\Delta X_t = a_0 + b_0 t + \rho X_{t-1} + \rho_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \rho_{q-1} \Delta X_{t-q+1} + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad (2.1)$$

ここで、 X_t はそれぞれ Y , M_1 , M_2 , CPI , または ER の各変数、 a_0 は定数項を表す。誤差項 ε_t は i.i.d. で、期待値ゼロ、分散 σ^2 とする。この帰無仮説の検定に関し、 $\rho=0$ を検定する t 検定と $b_0=\rho=0$ を検定する F 検定の2つが広く知られているが、本稿では実証分析で実際によく使われている t 値タイプの検定方法を用いた^(註14)。

検定の結果は、表1の通りである。 Y , M_1 , M_2 , CPI , および ER の変数に関し、 $I(1)$ 変数であるという帰無仮説は有意水準5%でいずれも棄却できなかった^(註15)。

3. 共和分ランクの検定

(1.2) の誤差修正 VAR モデルのラグ次数を4 ($p=4$) として^(註16), $\mathbf{X}_1' = [CPI, ER, Y, M_1]'$ の変数セットと $\mathbf{X}_2' = [CPI, ER, Y, M_2]'$ の変数セットの共和分ランクをそれぞれ検定した。前述の通り、各変数には右上がりのトレンドが観察されたので、 $\alpha_{\perp}' \mu_0 = 0$ の検定を行わないで推計した。ここで、 α_{\perp}' は $4 \times (4-r)$ で $\alpha' \alpha_{\perp} = 0$ 。

表1 単位根検定の結果

	係数： ρ	t 値	ラグ数： q
Y	-0.129	-2.283*	10
M_1	-0.006	-0.476*	1
M_2	-0.00002	-0.002*	11
CPI	-0.002	-0.574*	9
ER	-0.018	-1.602*	2

(出所) 筆者推計。

(注) *は有意水準5%で帰無仮説を棄却できなかったことを示す。

また、確定的トレンドに屈折が観察されなかったため、構造変化は考慮しなかった。

検定の結果は、表2および表3の通りである(注17)。 $X1_t$ の変数セットでは、最大固有値検定およびトレース検定を基準にすると共和分のランクは有意水準5%で2であると判定された。一方、 $X2_t$ の変数セットでは、最大固有値検定を基準にすると共和分のランクは有意水準5%で1と判定され、トレース検定を基準にすると共和分のランクは同水準で2と判定され、相互に異なった結果を得た。Johansenの最尤法では、トレース検定の方が最大固有値検定よりも標本数が少ないことに対して頑健性があるとの指摘もあるので、 $X2_t$ の変数セットの共和分ランクは2であると判定した〔Cheung and Lai 1993参照〕。

4. 共和分行列 β の検定

(1) 共和分行列 β の各行がゼロベクトルか否かの検定

$X1_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$ と $X2_t = [CPI, ER, Y, M_2]'$ の変数セットの共和分ランクが2であると判定されたのに続き、共和分行列 β の各行がゼロベクトルか否かを検定した(注18)。

検定結果は表4の通りである。 $X1_t$ の変数セッ

表2 共和分ランクの検定

変数セット $X1_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$ の検定結果

①固有値

$\hat{\lambda}_1 = 0.1766, \hat{\lambda}_2 = 0.1534, \hat{\lambda}_3 = 0.0503, \hat{\lambda}_4 = 0.0230$

②最大固有値検定

帰無仮説	対立仮説	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$
$r=0$	$r=1$	31.29*
$r=1$	$r=2$	26.80*
$r=2$	$r=3$	8.30

③トレース検定

帰無仮説	対立仮説	$-T \sum \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$
$r=0$	$r \geq 1$	70.14*
$r=1$	$r \geq 2$	38.85*
$r=2$	$r \geq 3$	12.05

(出所) 筆者推計。

(注) *は有意水準5%で帰無仮説が棄却されたことを示す。

表3 共和分ランクの検定

変数セット $X2_t = [CPI, ER, Y, M_2]'$ の検定結果

①固有値

$\hat{\lambda}_1 = 0.1735, \hat{\lambda}_2 = 0.1163, \hat{\lambda}_3 = 0.0462, \hat{\lambda}_4 = 0.0189$

②最大固有値検定

帰無仮説	対立仮説	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$
$r=0$	$r=1$	30.67*
$r=1$	$r=2$	19.91

③トレース検定

帰無仮説	対立仮説	$-T \sum \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$
$r=0$	$r \geq 1$	61.27*
$r=1$	$r \geq 2$	30.60*
$r=2$	$r \geq 3$	10.69

(出所) 筆者推計。

(注) *は有意水準5%で帰無仮説が棄却されたことを示す。

トでは、 ER に対応する行がゼロベクトルと判定された。 CPI については厳密には有意水準5%

表4 $\beta_4=0$ の尤度比検定

①変数セット： $X1_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$				
β_4	CPI	ER	Y	M_1
$-T \sum_{t=1}^T \ln(1-\hat{\lambda}_t) + T \sum_{t=1}^T \ln(1-\tilde{\lambda}_t)$	5.98*	1.32	18.58*	16.96*
②変数セット： $X2_t = [CPI, ER, Y, M_2]'$				
β_4	CPI	ER	Y	M_2
$-T \sum_{t=1}^T \ln(1-\hat{\lambda}_t) + T \sum_{t=1}^T \ln(1-\tilde{\lambda}_t)$	4.29	18.33*	18.99*	18.81*

(出所) 筆者推計。

(注) *は有意水準5%で統計的に有意であることを示す。

で有意と判定されなかったが、CPIとERの係数が両方ともゼロという仮説を検定したところ、尤度比は18.60となり帰無仮説は有意水準5%で棄却された(自由度4の χ^2 分布の5%境界値は9.49)。従って、CPIに対応する行はゼロベクトルではないとみなした。

他方、 $X2_t$ の変数セットでは、CPIに対応する行がゼロベクトルと判定された。

(2) 購買力平価説と貨幣数量説の検定

第I節で述べた通り、 $\beta'X_{t-1}$ は変数間の長期均衡式(共和分関係)を表している。購買力平価説が長期的に成立するのであればCPIとERは共和分の関係にあり、 $-CPI + ER \sim I(0)$ となる。一方、貨幣数量説が長期的に成立するのであればCPI、YおよびMは共和分の関係にあり、 $-CPI - Y + M \sim I(0)$ となる(ただし、Mはマネー・サプライ)。

$X1_t$ および $X2_t$ の両変数セットにおいて共和分のランクが2であると判定されたため、帰無仮説を $\beta = H\phi$ として購買力平価説および貨幣数量説が同時に成立するの否かの検定を行った(注19)。

ここで、 $H = \begin{bmatrix} -1 & -1 \\ 1 & 0 \\ 0 & -1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$ 、 ϕ は未知の 2×2 行列。

検定の結果、 $X1_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$ の変数セットでは、尤度比は17.23であった。従って、有意水準5%で帰無仮説は棄却され、購買力平価説および貨幣数量説が長期的に成立するという結果は得られなかった。

他方、 $X2_t = [CPI, ER, Y, M_2]'$ の変数セットでの尤度比は24.95であった。 $X1_t$ の変数セットと同様に、有意水準5%で帰無仮説は棄却され、購買力平価説および貨幣数量説が長期的に成立するという結果は得られなかった。

5. Grangerの因果関係のテスト

$X1_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$ の変数セットでは共和分行列 β のERの行がゼロベクトルであると判定されたため、ERからCPI(またはY、 M_1)への因果関係がないという帰無仮説の検定は(1.2)式で行った。ER以外の変数の行についてはゼロベクトルでないとして判定されたため、(1.3)式で因果関係のテストを行った。

他方、 $X2_t = [CPI, ER, Y, M_2]'$ の変数セットでは、共和分行列 β のCPIの行がゼロベクトル

ルと判定されたため、CPI から ER (または Y, M_2) への因果関係がないという帰無仮説の検定は (1.2) 式で行った。CPI 以外の変数については、(1.3) 式で因果関係のテストを行った。

有意水準10%での検定結果は、図1に示されている(注20)。

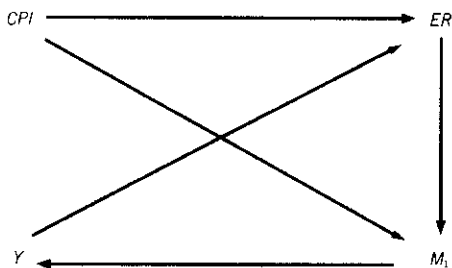
マネー・サプライと物価水準の関係については、物価水準からマネー・サプライへの因果関係が観察されたが、逆の因果関係は存在しなかった。中央銀行がインフレ対策としてインフレ・ターゲットング制を採用していることが、ひとつの要因であったと思われる。インフレ・ターゲットング制のもと、マネー・サプライは内生変数として位置付けられており、マネー・

サプライはインフレーションの変動に過敏に反応したといわれている [IMF, 1995] (注21)。また、その他の要因としてチリ経済にインデクセーションが広く浸透していることも関係していると考えられる。同国のインデクセーションは前月の消費者物価指数に連動しており、金融など多くの市場で用いられている(注22)。

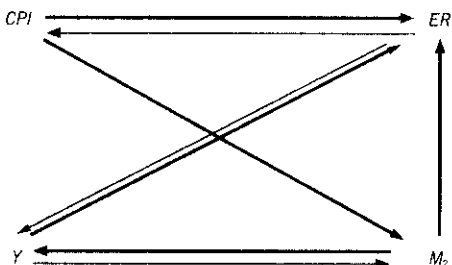
物価水準と為替レートの関係については、 M_2 を採用したケースではフィードバックの関係が観察された(注23)。為替レートがインフレ抑制手段ではなく輸出促進手段として使用されていたことが、その主要因であると考えられる。同国は実質為替レートの水準を維持するためクロールリング・ペッグ・システムと呼ばれる為替制度を採用し、定期的に内外の価格差の分だけ自国通貨を切り下げていた(注24)。その一方で、為替レートの変動が経済全体に与える影響は比較的大きく、GDP のうち財輸入が占める割合は20~25%を占めている。為替レートから物価水準への因果関係が確認されたことにより、為替レートの変動を抑制する政策が望まれるかもしれない。しかしながら、当局は為替レートを輸出促進手段として位置付けていることから、インフレ抑制手段として用いることは難しいであろう(注25)。

図1 Granger の因果関係のテスト結果 (チリ)

1. 変数セット: $X1_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$



2. 変数セット: $X2_t = [CPI, ER, Y, M_2]'$



(出所) 推計結果より筆者作成。

(注) ———→ 10%有意水準で因果関係が存在。

—————→ 5%有意水準で因果関係が存在。

III 実証分析——ブラジル——

1. データ

ブラジルの実証分析で取り扱った変数は、次の5変数である。

Y: 鉱工業生産指数(1986年3月=100, 季節調整値)

MB: マネタリー・ベース (10億クルザード,

月末、季節調整値)

M_1 : マネー・サプライ (M_1 , 10億クルザード,

月末、季節調整値)

CPI : 拡大消費者物価指数 (IPCA, 1986年3月=100, 月中平均、季節調整値)

ER : 為替レート (クルザード/ドル, 月末) + 米国 CPI (1986年3月=100, 月中平均, 季節調整値)

データはすべて月次データで、1988年1月から1999年9月までを推計期間とした (観測数 $T=141$)。付図2にレベル変数の系列のグラフが与えられている。鉱工業生産指数, MB , M_1 , 拡大消費者物価指数, 為替レートおよび米国 CPI はいずれも対数値。データの出典は, Y と CPI は IBGE (ブラジル地理統計院) から, MB と M_1 はブラジル中央銀行から, 為替レートは IMF (*International Financial Statistics*) から, 米国 CPI は米国労働省からである。 MB , M_1 , および為替レートの通貨単位は, 1986年2月に導入されたクルザードで表示されている。 MB , M_1 , および拡大消費者物価指数については季節調整済みデータが存在しなかったため X-12-ARIMA の X-11仕様を用いて季節調整した。その際使用したオプションは対数加法モードのみで, それ以外はデフォルトで計算した。

2. 単位根検定

チリの実証分析と同様に t 値タイプの Augmented Dickey-Fuller (ADF) テストを用いて各変数の単位根検定を行ったが, 確定的トレンドに屈折が観察されたため構造変化を考慮したモデルを適用した。

レベルの系列をプロットすると, MB , M_1 , CPI , および ER の各変数については1994年7月頃に屈折がはっきりと観察できる (付図2を

参照)。1994年7月のリアル・プラン導入後, インフレ率が急速に低下し, マネー・サプライや為替レートの変化率もそれに伴って低下したという事実が広く知られている。ここでは, 1994年7月, 確定的トレンドに構造変化があったと仮定し, MB , M_1 , CPI , および ER の変数について次のモデルを適用し, 帰無仮説 $\rho=0$ を検定した^(注26)。

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= a_0 + a_1 du(t, T_B) + b_0 t + b_1 dt(t, T_B) \\ &+ \rho X_{t-1} + \rho_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \rho_{q-1} \Delta X_{t-q+1} + \varepsilon_t \\ t &= 1, \dots, T \end{aligned}$$

$$\text{ここで, } du(t, T_B) = \begin{cases} 0 & \text{if } T_B \geq t \\ 1 & \text{if } t > T_B \end{cases}$$

$$dt(t, T_B) = \begin{cases} 0 & \text{if } T_B \geq t \\ t - T_B & \text{if } t > T_B \end{cases}$$

T_B はブレイク・ポイント。 $T_B=79$ (1994年7月)。

検定の結果は, 表5の通りである^(注27)。 Y , MB , M_1 , CPI , および ER の変数に関し, $I(1)$ 変数であるという帰無仮説は有意水準5%でいずれも棄却できなかった。

3. 共和分ランクの検定

ブラジルの実証分析では, $X1_t = [CPI, ER, Y, MB]'$ の変数セットと $X2_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$ の変数セットの2つに分けて共和分ランクの検定を行った。

(1) 確定的トレンドに構造変化を考慮した誤差修正 VAR モデル

先に見たように CPI , ER , MB および M_1 の確定的トレンドは同一時点 (1994年7月頃) で屈折している。この屈折時 (1994年7月) に構造変化があったと仮定すると, 共和分のランクが1以上の場合, (1.2) の誤差修正 VAR モデルは次のように修正される。

表5 単位根検定の結果

	係数： ρ	t 値	ラグ数： q
Y	-0.106	-2.169*	12
MB	-0.040	-0.162*	3
M_1	-0.056	-2.655*	12
CPI	-0.023	-2.461*	2
ER	-0.062	-3.441*	2

(出所) 筆者推計。

(注) *は有意水準5%で帰無仮説を棄却できなかったことを示す。

$$\begin{aligned} \Delta X_t = & \mu_0 + \mu_1 du(t, T_B) + \alpha\beta' X_{t-1} \\ & + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \varepsilon_t \\ & t=1, \dots, T \end{aligned} \quad (3.1)$$

ただし、 μ_1 は4×1のベクトル。

さらに、 X_t の系列をプロットし各変数の勾配を見てみると、推計期間を通じて μ_0 と μ_1 は一次独立ではなく一次従属の関係にあるように推測される。つまり、確定的トレンドには1個のコモン・トレンドがあり、それが4変数に配分されていると推測される。ここで、 $\mu_1 = \delta\mu_0$ という一次従属の関係があれば、(3.1)式は次のように変換できる。

$$\begin{aligned} \Delta X_t = & \mu_0 [1 + \delta du(t, T_B)] + \alpha\beta' X_{t-1} \\ & + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.2)$$

ブラジルの実証分析では、1994年7月に構造変化が起こり、かつ μ_0 と μ_1 は一次従属の関係にあると仮定し、共和分ランクの検定を試みた(注28)。

(2) δ の推定

上記の仮定のもと、 X_t は次のReduced Rank Regression Modelで表せる[Hatanaka 2000]。

$$X_t = \mu [1, \delta] h_t + \text{確率変数} \quad (3.3)$$

ここで、 μ は4×1のベクトル、

$$h_t = [t, dt(t, T_B)]'$$

X_t を従属変数、 h_t を独立変数として、(3.3)式にReduced Rank Regressionを適用し δ を推定したところ、次の結果が得られた(注29)。

$$\begin{aligned} X1_t = & [CPI, ER, Y, MB]' \text{の変数セット:} \\ & \hat{\delta} = -0.988 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} X2_t = & [CPI, ER, Y, M_1]' \text{の変数セット:} \\ & \hat{\delta} = -0.994 \end{aligned}$$

(3) 最大固有値検定とトレース検定

先に求めた $\hat{\delta}$ を(3.2)の誤差修正VARモデルに代入し、ラグの長さを4($p=4$)として、最大固有値検定とトレース検定を行った(注30)。

検定の結果は、表6および表7の通りである(注31)。 $X1_t$ の変数セットでは、最大固有値検定およびトレース検定を基準にすると共和分のランクは有意水準5%でゼロと判定された。一方、 $X2_t$ の変数セットでも、最大固有値検定およびトレース検定において共和分のランクは有意水準5%でゼロと判定された。 $X1_t$ および $X2_t$ の変数セットのいずれにおいても4変数間の長期的な関係は存在しなかった(注32)。

4. Grangerの因果関係のテスト

$X1_t = [CPI, ER, Y, MB]'$ 、および $X2_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$ の変数セットの共和分ランクはゼロと判定されたので、(3.2)のモデルは次の階差変数のVAR(3)モデルとなる。

$$\begin{aligned} \Delta X_t = & \mu_0 [1 + \delta du(t, T_B)] + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} \\ & + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \Gamma_3 \Delta X_{t-3} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

この階差変数のVAR(3)モデルでGrangerの因果関係のテストを試みたところ(注33)、構造変化(1994年7月)以前の時系列の変動を反映した検定結果を得た。これは、1994年7月以前の各階差変数の分散がそれ以降よりも大きかったことが原因であったと推測される(付図3を参

表6 共和分ランクの検定

変数セット $XI_t = [CPI, ER, Y, MB]'$ の検定結果

①固有値 $\hat{\lambda}_1=0.0960, \hat{\lambda}_2=0.0388, \hat{\lambda}_3=0.0091,$ $\hat{\lambda}_4=0.0000008$		
②最大固有値検定		
帰無仮説	対立仮説	$-T \ln(1-\hat{\lambda}_i)$
$r=0$	$r=1$	13.82*
③トレース検定		
帰無仮説	対立仮説	$-T \sum \ln(1-\hat{\lambda}_i)$
$r=0$	$r \geq 1$	20.50*

(出所) 筆者推計。

(注) *は有意水準5%で帰無仮説を棄却できなかったことを示す。

表7 共和分ランクの検定

変数セット $X2_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$ の検定結果

①固有値 $\hat{\lambda}_1=0.1191, \hat{\lambda}_2=0.0446, \hat{\lambda}_3=0.0257, \hat{\lambda}_4=0.0007$		
②最大固有値検定		
帰無仮説	対立仮説	$-T \ln(1-\hat{\lambda}_i)$
$r=0$	$r=1$	17.38*
③トレース検定		
帰無仮説	対立仮説	$-T \sum \ln(1-\hat{\lambda}_i)$
$r=0$	$r \geq 1$	27.29*

(出所) 筆者推計。

(注) *は有意水準5%で帰無仮説を棄却できなかったことを示す。

照)。構造変化は、確定的トレンドばかりでなく確率的な部分にも表れていることが分かる(註34)。

それゆえ本稿では、推計期間を期間1(構造変化前までの期間：1988年1月～94年6月)と期間2

(構造変化以降の期間：94年7月～99年9月)の2期間に分割し、再度 Granger の因果関係のテストを行った。サンプル数の制約から、期間1についてはラグ次数をひとつ減らし階差変数のVAR(2)モデルで、他方、期間2についてはラグ次数を2つ減らし階差変数のVAR(1)モデルで推計した(註35)。

期間1と期間2の検定結果は、それぞれ図2および図3に掲載されている。

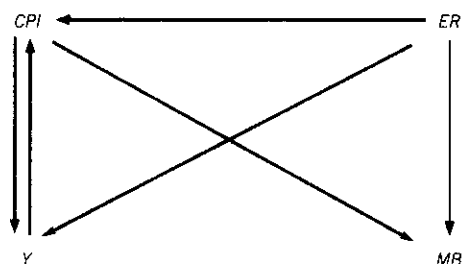
為替レートから物価水準への因果関係については、高インフレーションが発生していた期間1では因果関係が存在し、「はじめに」で述べたIMFの実証分析と同様の結果を得た。他方、インフレーションが急速に低下した期間2では、この因果関係は存在しなかった。この期間2の結果は、1994年7月に導入されたリアル・プランと密接な関係があったと考えられる。このリアル・プランは主として高インフレーションの沈静化を目的とした安定化政策で、名目為替レートを実質ドルにペッグさせる為替アンカー政策、インデクセーションの段階的廃止などが盛り込まれていた(註36)。これを反映し、為替レートは1994年7月から99年1月の通貨切り下げまでの間ほとんど変動しなかったことが観察される(付図3を参照)。それゆえ、為替レートから物価水準への因果関係が存在しなかったとみられる。期間1および期間2の結果は、為替アンカー政策はインフレ抑制策のひとつとして有効であったということを示唆するものであろう。

高インフレーションが発生していた期間1において、マネー・サプライ(または、マネタリー・ベース)から物価水準への因果関係は存在しなかった。この結果は、狭義のマネー・サプライ(MB または M_1)を用いて推計したことによると考え

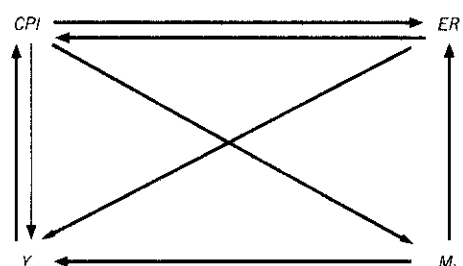
図2 Grangerの因果関係のテスト結果
(ブラジル)

期間1：1988年1月～1994年6月

1. 変数セット： $X1_t = [CPI, ER, Y, MB]'$



2. 変数セット： $X2_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$



(出所) 推計結果より筆者作成。

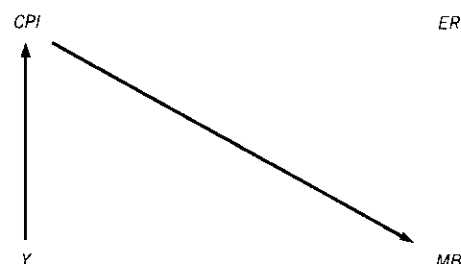
(注) \longrightarrow 10%有意水準で因果関係が存在。

\longrightarrow 5%有意水準で因果関係が存在。

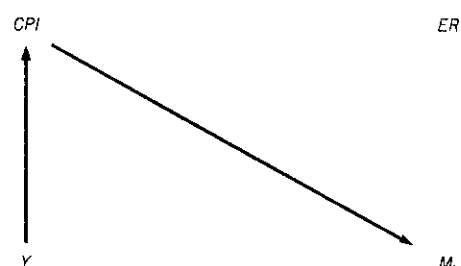
図3 Grangerの因果関係のテスト結果
(ブラジル)

期間2：1994年7月～1999年9月

1. 変数セット： $X1_t = [CPI, ER, Y, MB]'$



2. 変数セット： $X2_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$



(出所) 推計結果より筆者作成。

(注) \longrightarrow 10%有意水準で因果関係が存在。

\longrightarrow 5%有意水準で因果関係が存在。

られる。当時、高インフレーションによる損失を回避したい民間主体は、現金や当座預金に代わり流動性が高い国債などの金融資産を保有する傾向があった。これらの金融資産が準通貨として機能していたことを鑑みると、西島(1997)が主張したように、狭義のマネー・サプライよりもむしろきわめて流動性の高い国債などが高インフレーションの原因のひとつであったのかもしれない。また、高インフレーションが沈静化した期間2においても、マネー・サプライ(または、マネタリー・ベース)から物価水準への因果関係は存在しなかった(註37)。期間1と期間2

の結果より、少なくとも狭義のマネー・サプライの増大を制限する政策はインフレ抑制策として有効ではないと主張できるであろう。

他方、物価水準からマネー・サプライへの因果関係については、期間1および期間2において因果関係が観察された。これはインデクセーションの存在によるものと推測されるが、1994年以降インデクセーションは段階的に廃止されたため、期間2ではインデクセーションの影響はほとんどなかった可能性もある。そこで、推計期間を1994年8月以降に設定し因果検定を行った結果、 MB および M_1 の両ケースとも物価水

準からマネー・サプライへの因果関係は存在しなかった(注38)。

実質生産と物価水準の関係については、期間1ではフィードバックの関係が観察され、期間2では実質生産から物価水準への因果関係が存在した。期間2の結果は、総需要管理がインフレ抑制のために不可欠であることを示唆するものであろう。

結 び

本稿では、ラテンアメリカのインフレーションの原因はマネー・サプライの拡大であるというIMFの仮説、および途上国では名目為替レートとマネー・サプライのショックがインフレーションの変動に大きく影響を与えたというIMFの実証結果に注目し、このIMFの見解を1980年代後半以降のチリおよびブラジル経済に直接適用できるのか否かをGrangerの因果関係のテストを用いて検証した。

チリの実証分析では、マネー・サプライから物価水準への因果関係は確認できず、マネー・サプライの増大を制限する政策がインフレ抑制策として有効であるという結果を得なかった。他方、為替レートから物価水準への因果関係については、 M_2 を採用したケースで因果関係が存在した。ただし、物価水準との間にフィードバックの関係があったため、為替レートをインフレ抑制手段として用いることは難しいということが示唆された。

ブラジルの因果検定については、構造変化前と構造変化以降の2期間に分けて検証を行った。為替レートから物価水準への因果関係については、高インフレーションが発生していた構造変

化前の期間で因果関係が確認され、IMFの実証分析と同様の結果を得た。しかし、為替アンカーを導入しインフレーションが急速に沈静化した構造変化以降の期間においては、為替レートから物価水準への因果関係は存在しなかった。この結果より、インフレ抑制策のひとつとして名目為替レートを実質ドルにペッグさせる為替アンカー政策は効果的であったと主張できるであろう。他方、マネー・サプライから物価水準への因果関係は両期間とも存在しなかったが、これは狭義のマネー・サプライを用いて検定を行ったことによるものと考えられる。国債等金融資産を含めたより広義のマネー・サプライを採用した場合、マネー・サプライから物価水準への因果性が存在する可能性は残されているものの、本稿では少なくとも狭義のマネー・サプライの拡大を制限する政策はインフレ抑制策として有効ではないということが明らかになった。その他、構造変化以降の期間では実質生産から物価水準への因果関係が確認され、インフレ抑制のために総需要管理が必要であるという結果を得た。

また同時に、貨幣数量説と購買力平価説の検定を通して、マネタリストの代表的な見解をチリおよびブラジル経済に直接適用できるのか否かという問題にも検討を加えた。しかしながら、チリおよびブラジル経済において両仮説は成立せず、マネタリストの見解を単純に適用することは適切ではないという結果を得た。

今後の課題として、1999年にチリおよびブラジルに導入されたいくつかの政策の効果について検討する必要がある。チリの為替制度は、1999年9月クローリング・ペッグ・システムから変動相場制へ移行し、一方、ブラジルでは99

年1月ドル・ペッグ制から変動相場制へ移行、7月にはインフレ・ターゲティング制が導入された。これらの政策が、インフレーションにどのような影響を与えているのかについて現在のところサンプル数に制約があるため明らかではない。サンプル数が改善された段階で、本稿の検定結果が頑健性を持つのか否かをさらに検証することとしたい。

(注1) ラテンアメリカのインフレーションに関するその他の原因については、西島他(1990)やCardoso and Helwege (1993, Chapter 6)を参照のこと。

(注2) IMFのFinancial Programについては、IMF(1987)が詳しい。

(注3) よく知られているように、Grangerの定義による因果性の概念は日常われわれが使う「因果関係」とは必ずしも一致しない。ある変数Wを除いた全ての変数の情報を用いるケースとその情報集合に過去のW変数の系列を追加するケースを比較して、後者の方が変数Zに対する予測力が高い場合、「WはZをGrangerの意味でcauseする」という。しかし、実際に実証分析をするにあたり、変数Wの選択は適切であるのか、どの変数をモデルに取り入れるのかなどの問題が発生する。Grangerの因果関係の定義およびその問題点については、翁(1985)、山本(1988)などを参照。本稿では、Grangerの定義による因果性という視点からのみ検証を行うこととしたい。

(注4) 非定常のVARモデルを用いて途上国経済の実証分析を行っている研究は、Luintel and Khan(1999)などでいくつか見られる。この研究では、誤差修正VARモデルの推定量を用いて金融深化と1人当たりGDPの因果関係について検証している。

(注5) このテストを適用するには、共和分行列において原因となる変数の行がゼロでないという条件が満たされなければならない。この条件については第1節で述べる。

(注6) P 、 M 、 ER および Y はいずれも自然対数値。購買力平価説が成立するの否かを検定したいため、 $ER = (\text{名目為替レートの対数値}) + (\text{外国物価水準の対数値})$ とした。本稿では、 ER を為替レートと呼ぶこととするが、正確には ER は為替レートを示していない。

(注7) 共和分のランクを決定する検定として、最大固有値検定(maximal eigenvalue statistic test)とトレース検定(trace statistic test)の2種類の検定方法がよく知られている。最大固有値検定は、 r 個の共和分関係があるという帰無仮説を $r+1$ 個の共和分関係があるという対立仮説に対して行う仮説検定で、Johansenの最尤法の計算から得られる固有値を $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \hat{\lambda}_3 > \hat{\lambda}_4$ とすると、検定統計量は $-T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$ で与えられる。ただし、 T は観測数。他方、トレース検定は、 r 個の共和分関係があるという帰無仮説を4個の共和分関係があるという対立仮説に対して行う仮説検定で、検定統計量は $-T \sum_{i=r+1}^4 \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ で与えられる。どちらの検定においても尤度比に基づく検定統計量を用いるが、帰無仮説のもとでの分布は χ^2 分布ではない。

(1.2)式において、高々 r 個の共和分ベクトルがあるという帰無仮説を検定する場合、トレース統計量の漸近分布は次の(1.4)のトレースで表せる。 $B(u)$ を $(4-r)$ 次元の標準ブラウン運動とすると($0 \leq u \leq 1$)、

$$\int_0^1 dB(u) F(u) \left[\int_0^1 F(u) F(u) du \right]^{-1} \int_0^1 F(u) dB(u) \quad (1.4)$$

ここで、 $F(u) = \begin{bmatrix} F_1(u) \\ F_2(u) \end{bmatrix}$ 、 $F_1(u)$ は $(4-r-1) \times 1$ 、

$$F_{1i}(u) = B_i(u) - \int_0^1 B_i(u) du \quad (i=1, \dots, 4-r-1),$$

$$F_2(u) = u - 1/2.$$

他方、最大固有値統計量の漸近分布は、(1.4)の最大固有値である。なお、この2つの検定の漸近分布表はOsterwald-Lenum(1992)に与えられている。

Johansenの最尤法やこれらの検定方法についての詳細は、Hamilton(1994, Chapter 20)やHatanaka(1996, Chapter 15)を参照。

(注8) $\beta = H\phi$ (H は $4 \times s$ で既知、 ϕ は $s \times r$ で未知の行列)を帰無仮説、制約を付けない β を対立仮説とする検定統計量は次の尤度比を用いる。 $-T \sum_{i=1}^r \ln(1 - \hat{\lambda}_i) + T \sum_{i=1}^r \ln(1 - \tilde{\lambda}_i)$ 。帰無仮説のもとで、この統計量は漸近的に自由度 $(4-s) \times r$ の χ^2 分布に従う。ただし、 T は観測数、 $\hat{\lambda}_i$ は対立仮説のもとJohansenの最尤法から得られる固有値、 $\tilde{\lambda}_i$ は帰無仮説のもとJohansenの最尤法から得られる固有値である。

(注9) 後述する(1.3)のVAR(p)モデルは、(1.1)の誤差修正VARモデルで表現できる。それゆえ、共和分のランクがゼロである場合、ラグ次数は $(p-1)$ となる。

(注10) 共和分のランクがゼロの時、(1.3)式を用いての検定も可能である〔Toda and Phillips 1993; 1994〕。しかしながら、この検定統計量の分布は nuisance parameter を考慮する必要はないものの通常の分布ではない。サンプル数が有限の時、検出力は階差の VAR ($p-1$) モデルの方が (1.3) 式より高い可能性があるとして Toda and Phillips (1993) は指摘している。従って、本稿では、階差変数の VAR ($p-1$) モデルで検定を行った。

(注11) ここで、 $H = \begin{bmatrix} 100 \\ 010 \\ 001 \\ 000 \end{bmatrix}$ と定式化し、検定を行った。

(注12) X-11仕様および X-12-ARIMA の解説については、木村 (1995; 1996) が詳しい。

(注13) 誤差修正 VAR モデルに $I(0)$ の変数が含まれている場合には、若干の注意が必要となるため、共和分ランクの検定の前に単位根検定を行った。例えば、4変数のうちひとつが $I(0)$ 変数である場合、共和分ベクトルのひとつは単位ベクトルとなる。しかし、当該変数の係数が1で、残りがゼロであるという関係を変数間の長期的な関係と見なすことは難しい。この点について詳しくは、Hatanaka (1966, 160) を参照のこと。本稿では各変数 Y, M_1, M_2, CPI および ER の和分の次数は、Johansen (1988; 1991) のモデルに従い最大で1であると仮定した。

(注14) この t 値は、通常の t 分布に従わないことが知られている。そのため、一般にはモンテカルロ・シミュレーションに基づいた分布表を用いて検定が行われる。以下の検定では、Hamilton (1994) に掲載されている分布表を参照した。Augmented Dickey Fuller (ADF) テストについての詳細は、Hamilton (1994) を参照のこと。

(注15) ラグ次数 (q) は次の手続きによって定めた。 q_{max} を最大12 (ヵ月) として、

$X_t = c_0 + c_1 t + \psi_1 X_{t-1} + \dots + \psi_{q_{max}} X_{t-q_{max}} + \varepsilon_t$ を推計し、 $\psi_{q_{max}}$ の t 検定を有意水準5% (両側) で行った。係数 $\psi_{q_{max}} = 0$ が棄却されない場合、さらにひとつ低い次数の

$X_t = c_0 + c_1 t + \psi_1 X_{t-1} + \dots + \psi_{q_{max-1}} X_{t-q_{max-1}} + \varepsilon_t$ を推計し、 $\psi_{q_{max-1}}$ の t 検定を有意水準5% (両側) で行った。 $\psi_{q_{max-1}} = 0$ が再度棄却されなかったら、有意となるまで同様の手続きを繰り返した。有意となった時点の次数をラグ次数 (q) として採用した。

(注16) AIC (Akaike Information Criterion) と BIC (Schwarz Bayes Information Criterion) を用

いて、ラグ次数 (p) の選択を行った。サンプル数の制約から、候補となるラグ次数 (p) は1~4と設定した。AICでは、 M_1 および M_2 の両ケースとも $p=4$ が最適となった。BICでは、 M_1 のケースでは $p=2$ が最適となり、 M_2 のケースでは $p=1$ が最適となった。誤差項の系列相関を避けるため、チリの実証分析では $p=4$ を選択した。

(注17) Osterwald-Lenum (1992) の Table 1 を参照した。

(注18) 検定方法については、注(8)と注(11)を参照。実際には、 X_t の順番をそれぞれ入れ替えて、共和分行列の第4行 (β_4) がゼロベクトルであるか否かを自由度2の χ^2 分布に基づいて検定した。

(注19) 検定方法については、注(8)を参照。

(注20) F 分布に基づいて検定を行った。(1.2)式の自由度は分子3、分母 ∞ 、(1.3)式の自由度は分子4、分母 ∞ 。4変数すべての組み合わせについて行った検定結果は付表1に示されている。

(注21) IMF (1995) によると、チリのインフレーション (π_t) は、前期のインフレ (π_{t-1})、マネー・サプライの変化率 (ω_t)、および超過総需要の3つの要因で決定されると考えられていた。

$$\pi_t = \pi_{t-1} + (1-\theta)(\omega_t - \pi_{t-1}) + \nu [Y^a(r_t) - \bar{Y}] \quad 0 \leq \theta \leq 1, \nu > 0 \quad (2.2)$$

ここで、 Y^a は総需要、 r_t は実質金利、 \bar{Y} は完全雇用下での総供給。 θ はインナーシャル・インフレの程度、つまりインフレーションがどの程度慣性を持っているのかを示す。例えば、 $\theta=0$ の場合、その経済システムにインナーシャル・インフレはないことを示す。

(2.2)式第3項の超過総需要は実質金利率 (r_t) に依存しており、実質金利率 (r_t) をコントロールすることによって超過総需要を抑制し、インフレ率を低下させることができると考えられていた。ただし、インフレ率を長期的にある値に収束させるためには第2項のマネー・サプライの変化率 (ω_t) を一定値にコントロールすること、つまりマネー・サプライを名目アンカーとすることが必要であった (マネー・サプライの代わりに名目アンカーとして為替レートを用いるケースもある。後述するブラジルのリアル・プランがこれに相当する)。しかしながら、マネー・サプライの目標値を設定することは実際に困難であったとの理由から、1990年9月、インフレ・ターゲティング制が導入された。インフレ目標を設定し実質金利率によって超過総需要をコントロールするというのがこのシステムの基本的な考え方で、(2.2)式に則して書けば、 π_t の

ターゲットを設定し第3項の r_t をコントロールすることによって中長期的にインフレを抑制しようという試みであった [IMF 1995]。

(注22) チリのインデクセーションは UF (Unidad de Fomento) というインデックスを基準にしており、UF は前月の消費者物価指数に連動している。このインデックスは1967年に導入され、財・サービス、労働、金融など多くの市場で用いられている。1994年末時点、インデックス化された預金額は民間金融機関の総負債額の約70%に達していた [IMF 1995, 11]。

(注23) ただし、 M_t を採用したケースでは、為替レートから物価水準への因果関係は存在しなかった。この違いは、 M_t の時系列が M_2 に比べて不安定であったことによると思われる。 M_t は減少または急増するなど大きな変動を示す期間がいくつか観察される一方で、 M_2 に関してそのような変動は観察されない(付図1を参照)。このような差異が原因で、因果関係の結果が異なったものと考えられる。

(注24) クローリング・ベッグについて詳しくは、Krugman and Obstfeld (1988) を参照。

(注25) 1999年9月、チリの為替制度はクローリング・ベッグ・システムから変動相場制へと移行した。このため、1999年10月以降、物価水準から為替レートへの影響は小さくなった可能性も考えられ、この為替政策変更の効果を検証する必要があるものと思われる。この点については、「結び」を参照のこと。

(注26) Y については構造変化が観察されなかったため、(2.1) 式を用いて単位根検定を行った。 MB , M_t , CPI , および ER のラグ数 (q) については、 $X_t = c_0 + c_1 t + c_2 dt(t, T_n) + \psi_1 X_{t-1} + \dots$

$$+ \psi_{qmax} X_{t-qmax} + e_t \quad t=1, \dots, T$$

と定式化して、チリの実証分析と同様の手続きで定めた。

なお、 Y の1990年4月と5月、 M_t の90年3月、 CPI の90年4月、 ER の99年1月に異常値が観察された。 Y , M_t , および CPI の異常値については1990年3月に第1次コロール・プランが導入されたこと、 ER の異常値については99年1月に通貨危機が発生したことと関連している。この異常値の影響を取り除くためダミー変数を導入し推計を行った。チリの実証分析と同様に、 Y , MB , M_t , CPI および ER の相分の次数は、最大で1であると仮定した。

(注27) $T_n = 79$ (1994年7月) とした検定統計量の漸近分布をモンテカルロ・シミュレーションにより作成した。シミュレーションの結果は表8の通りであ

る。この検定統計量の漸近分布は次の表現形式で求めた。

$$\lambda_B = T_B/T \quad (0 < \lambda_B < 1), B(u) \text{ を標準ブラウン運動} \\ (0 \leq u \leq 1),$$

$$du^*(u, \lambda_B) = \begin{cases} 0 & \text{if } \lambda_B \geq u \geq 0 \\ 1 & \text{if } 1 \geq u > \lambda_B \end{cases},$$

$$dt^*(u, \lambda_B) = \begin{cases} 0 & \text{if } \lambda_B \geq u \geq 0 \\ u - \lambda_B & \text{if } 1 \geq u > \lambda_B \end{cases},$$

$$a(u, \lambda_B) = [1, u, du^*(u, \lambda_B), dt^*(u, \lambda_B)]',$$

$$b_{wa}(u, \lambda_B) = B(u) - \int_0^1 B(u) a(u, \lambda_B)' du \\ \times \left[\int_0^1 a(u, \lambda_B) a(u, \lambda_B)' du \right]^{-1} a(u, \lambda_B)$$

とすると、 t 値 $\hat{t}_0(\lambda_B)$ は

$$\hat{t}_0(\lambda_B) \xrightarrow{D} \left(\int_0^1 b_{wa}(u, \lambda_B)' du \right)^{-1/2} \int_0^1 b_{wa}(u, \lambda_B) dB(u)$$

詳細については、Hatanaka and Yamada (1999) を参照。

(注28) Hatanaka (2000) は確定的トレンド間の関係(コモン・トレンド)の数の決定ルールを提示しているが、ブラジルの実証分析ではコモン・トレンドは1個である、つまり μ_0 と μ_1 は一次従属の関係にあるという仮定のもと共相分ランクの検定を行った。

(注29) $X = [X_1, \dots, X_T]'$, $H^* = [h_1, \dots, h_T]'$ とすると、 δ の推定値は

$(\hat{H}^* \hat{H}^*)^{-1/2} \hat{H}^* \hat{X} (\hat{X}' \hat{X})^{-1} \hat{X}' \hat{H}^* (\hat{H}^* \hat{H}^*)^{-1/2}$ の最大固有値に対応する固有ベクトルを求めることによって得られる。ここで、 \sim は X または H^* から各々の平均を除いていることを示している。この固有ベクトルを $\hat{\delta}$ とすると、 $\hat{\delta}$ は $(\hat{H}^* \hat{H}^*)^{-1/2} \hat{\delta}$ の第2行第1列の要素となる(ただし、第1行第1列は1に基準化した)。詳細は、Hatanaka (2000) の固有値法を参照のこと。

(注30) 真の δ を $\bar{\delta}$ とすると、 $(\hat{\delta} - \bar{\delta})$ は $O_p(T^{-1/2})$ である。(3.2) 式の右辺で $\bar{\delta}$ を $\hat{\delta}$ に置きかえる時生じる誤差のベクトル $[(\hat{\delta} - \bar{\delta}) du(1, T_n), \dots, (\hat{\delta} - \bar{\delta}) du(T, T_n)]'$ は $O_p(1)$ となる。他方、(3.2) 式右辺における他の項のベクトルは $O_p(T^{1/2})$ である。

単位根検定のところで述べたように、 Y , M_t , CPI , および ER には異常値が観察されたため該当する時期に一時的ダミー変数を導入した。そのため、Johansen の最尤法における OLS 計算 (ΔX_t と X_{t-1} を従属変数, $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-3}$ を独立変数とする OLS 計算) を feasible GLS にかえて推計した。ラグ次数 (p) の選択については、チリの実証分析と同様に候補とな

表8 $\lambda_B = 79/141$ の漸近分布

棄却域	1%	2.5%	5%	10%	90%	95%	97.5%	99%
臨界点	-4.688	-4.408	-4.153	-3.854	-1.936	-1.619	-1.329	-1.028

(出所) 筆者推計。

(注) 漸近分布作成のため行ったシミュレーションの回数は5000回で、区間 $[0, 1]$ を1000等分して連続確率過程を離散近似した。

るラグ次数 (p) を1~4と設定し、AICとBICを用いた。AICでは、 MB と M_1 の両ケースとも $p=3$ が最適となった。BICでは、 MB と M_1 の両ケースとも $p=2$ が最適となった。誤差項の系列相関を避けるため本稿では $p=4$ を選択したが、 $p=3$ を選択しても本稿での結論と同様に共和分のランクはゼロであった。

(注31) 誤差修正VARモデル(3.2)において、高々 r 個の共和分ベクトルがあるという帰無仮説を検定する場合、トレース統計量の漸近分布は次の(3.4)のトレースで表せる。 $B(u)$ を $(4-r)$ 次元の標準ブラウン運動とすると($0 \leq u \leq 1$)、

$$\int_0^1 dB(u) F^*(u)' \left[\int_0^1 F^*(u) F^*(u)' du \right]^{-1} \times \int_0^1 F^*(u) dB(u)' \quad (3.4)$$

ここで、 $F^*(u) = \begin{bmatrix} F_1^*(u) \\ F_2^*(u) \end{bmatrix}$ 、 $F_1^*(u)$ は $(4-r-1) \times 1$ 、

$$F_1^*(u) =$$

$$B_i(u) - \left(\int_0^1 B_i(u) (1 + \delta du^*(u, \lambda_B)) du \right)$$

$$\times \left(\int_0^1 (1 + \delta du^*(u, \lambda_B))^2 du \right)^{-1} (1 + \delta du^*(u, \lambda_B))$$

($i=1, \dots, 4-r-1$),

$$F_2^*(u) = u + \delta dt^*(u, \lambda_B)$$

$$- \left(\int_0^1 (u + \delta dt^*(u, \lambda_B)) (1 + \delta du^*(u, \lambda_B)) du \right)$$

$$\times \left(\int_0^1 (1 + \delta du^*(u, \lambda_B))^2 du \right)^{-1} (1 + \delta du^*(u, \lambda_B)).$$

他方、最大固有値統計量の漸近分布は、(3.4)の最大固有値である。

先に求めた $\hat{\delta}$ を(3.4)に代入し、共和分のランクがゼロとする帰無仮説の最大固有値統計量とトレース統計量の漸近分布をモンテカルロ・シミュレーションにより作成した。シミュレーションの結果は表9の通りである。

(注32) 構造変化を考慮していない(1.2)の誤差修正VARモデルで共和分ランクの検定を行ったところ、 XI_t の変数セットでは、最大固有値検定およびトレース検定において共和分のランクは有意水準5%で1と判定された。一方、 $X2_t$ の変数セットでも、最大固有値検定およびトレース検定において共和分のランクは有意水準5%で1と判定された。1994年7月のレアル・プラン導入以降、インフレーションが低下し構造変化が起こったと広く認識されていることから、ここでは(3.2)の誤差修正VARモデルを適用した。

(注33) 前述の通り、 Y 、 M_t 、 CPI 、および ER には一時的ダミー変数を導入した。独立変数が各式異なったため、feasible GLSにて推計し、Grangerの因果関係のテストは自由度3の χ^2 分布に基づいて行った。原稿枚数をセーブするため、この推計結果については割愛した。

(注34) ΔX_t が定常か否かの検定が必要であると思われるが、Johansenの最尤法では各変数の和分の次数は最大で1であるとの前提を置いていることから、本稿では X_t は $I(1)$ 変数であると仮定した。ただし、このような仮定はブラジルのインフレーションを検証したDurevall (1999)などの研究でも見られる。Durevallの研究は共和分VARモデルを用いて実証分析を行っているが、自国の物価水準を除いて各変数が $I(2)$ であるか否かの検定は明示的に行っていない。

(注35) 期間1および期間2の各式の定数項は、それぞれ μ_0 とした。前述の通り、 Y 、 M_t 、 CPI 、および ER には一時的ダミー変数を導入し、feasible GLSにて推計した。期間1の検定は自由度2の χ^2 分布に基づいて行い(観測数 $T=78$)、期間2の検定は自由度1の χ^2 分布に基づいて行った(観測数 $T=63$)。4変数のすべての組み合わせについて行った検定結果は、それぞれ付表2と付表3に示されている。

(注36) (2.2)式に則して考えると、レアル・プランでは、インフレ抑制のため日アンカーとしてマネ

表9 帰無仮説：共和分ランク $r=0$ の漸近分布

$\hat{\delta} = -0.988$ のケース

棄却域	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%
最大固有値検定	17.65	22.18	25.01	27.58	30.07	32.51
トレース検定	33.17	40.27	44.03	47.41	50.87	54.49

$\hat{\delta} = -0.994$ のケース

棄却域	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%
最大固有値検定	17.69	22.04	24.65	26.97	28.94	32.71
トレース検定	33.27	39.62	43.43	46.60	49.64	53.35

(出所) 筆者推計。

(注) 漸近分布作成のため行ったシミュレーションの回数は5000回で、区間 $[0, 1]$ を1000等分して連続確率過程を離散近似した。

一・サプライを用いる代わりに、名目為替レートを用いた。つまり、名目為替レートの変化率 ω_t を一定値にコントロールする試みであった。同時に、 θ (インシャー・インフレの程度) をゼロに近づけるため、インデクセーションを段階的に廃止した。レアル・プランについて詳しくは、西島 (1997) を参照。

(注37) ただし、IMF (1999) は1994年から99年までの期間「マネー・サプライおよび為替レートからインフレーションへの因果関係は存在した」と報告しており、本稿の結果とは異なっている。IMFの研究は6変数 (消費者物価指数、賃金、名目為替レート、財政収支、失業率、および M_t またはマネタリー・ベース) で構成されるVARを用いて因果検定を行っており、これが本稿の結果と大きく異なった要因であると考えられる。本稿では、自由度不足を避けるため4変数で分析を行った。

(注38) MBを採用したケースで推計期間を1994年8月以降に設定すると、10%有意水準でこの因果関係は存在しなかった。一方、 M_t を採用したケースで推計期間を1994年8月以降に設定すると5%有意水準でこの因果関係は存在しなかった。さらに1994年11月以降に設定すると10%有意水準で因果関係は存在しなかった。

文献リスト

<日本語文献>

- 翁邦雄 1985. 「Granger の因果関係を用いた実証分析の再検討——通貨量と名目所得の因果関係を巡って——」『金融研究』第4巻第4号 日本銀行金融研究所 25-59.
- 木村武 1995. 「季節調整の方法とその評価について」『金融研究』第14巻第4号 日本銀行金融研究所 153-204.
- 1996. 「最新移動平均型季節調整法 X-12-ARIMA について」『金融研究』第15巻第2号 日本銀行金融研究所 95-150.
- 国友直人 1996. 「構造変化と単位根・共和分仮説——マクロ経済時系列への応用——」『金融研究』第15巻第5号 日本銀行金融研究所 1-43.
- 副島豊 1995. 「実質GDP、通貨残高、物価の長期的関係——共和分検定の批判的再検討——」『金融研究』第14巻第4号 日本銀行金融研究所 1-40.
- 西島章次 1997. 「ブラジルのレアル計画——インフレ抑制政策の成果と課題——」『ラテンアメリカレポート』14(2) アジア経済研究所.
- 西島章次他 1990. 『ラテンアメリカのインフレーション』研究双書 No.403 アジア経済研究所.
- 山本拓 1988. 『経済の時系列分析』創文社.

<外国語文献>

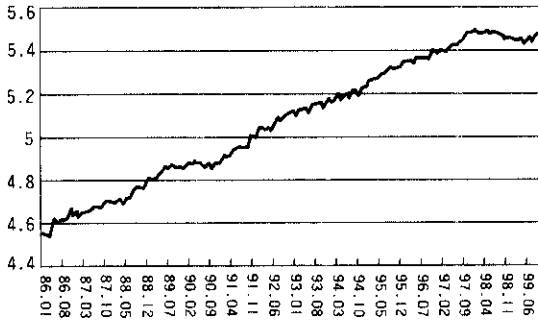
- Agénor, P. - R. and A. W. Hoffmaister 1997. "Money, Wages and Inflation in Middle-Income Developing Countries." *IMF Working Paper*. WP/97/174.
- Cardoso, E. and A. Helwege 1993. *Latin America's Economy: Diversity, Trends, and Conflicts*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Cheung, Y. W. and K.S. Lai 1993. "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55 (3): 313-328.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association* 74: 427-431.
- 1981. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica* 49 (4): 1057-1072.
- Durevall, D. 1999. "Inertial Inflation, Indexation and Price Stickiness: Evidence from Brazil." *Journal of Development Economics* 60: 407-421.
- Hamann, A. J. 1993. "Financial Liberalization and the Information Content of Money in Indonesia, Korea, and the Philippines." *IMF Working Paper*. WP/93/88.
- Hamilton, J. D. 1994. *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- Hatanaka, M. 1996. *Time - Series - Based Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- 2000. "How to Determine the Number of Relations among Deterministic Trends." *The Japanese Economic Review* 51 (3): 349-374.
- Hatanaka, M. and K. Yamada 1999. "A Unit Root Test in the Presence of Structural Changes in $I(1)$ and $I(0)$ Models." *Cointegration, Causality, and Forecasting, A Festschrift in Honor of C. W. J. Granger*. edited by R. F. Engle and H. White. Oxford University Press. 256-282.
- IMF (International Monetary Fund) 1987. *Theoretical Aspects of the Design of Fund - Supported Adjustment Programs: A Study by the Research Department of the International Monetary Fund*. Occasional Paper No.55.
- 1995. "Indexation and Monetary Policy." *Chile: Recent Economic Developments*. IMF Staff Country Report No. 95/102: 9-17.
- 1996. "The Rise and Fall of Inflation: Lessons from the Postwar Experience." *World Economic Outlook*: 100-131.
- 1999. "Price Developments after the Floating of the Real: The First Six Months." *Selected Issues and Statistical Appendix*. IMF Staff Country Report No. 99/97: 7-35.
- Johansen, S. 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-254.
- 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models." *Econometrica* 59 (6): 1551-1580.
- Johansen, S. and K. Juselius 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52 (2): 169-210.
- 1992. "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK." *Journal of Econometrics* 53: 211-244.
- Krugman, P. K. and M. Obstfeld 1988. *International Economics: Theory and Policy*. Glenview, Illinois: Scott, Foresman and Company (邦訳は石井菜穂子他訳『国際経済：理論と政策 II 国際マクロ経済学』新世社 1990年).
- Kuroyanagi, M. et al. 1996. "Results of the Monetary Policies of Four Asian Countries: VAR Analysis." *Macroeconomic Stabilization and Monetary Policy of Four Asian Countries: Japan, Korea, Indonesia, and the Philippines: Targets, Effectiveness and Results*. The KEIZAI BUNSEKI (The Economic Analysis) No.145: 115-179, Economic Research Institute, Economic Planning Agency.
- Luintel, K.B. and M. Khan 1999. "A Quantitative Reassessment of the Finance - Growth Nexus:

- Evidence from a Multivariate VAR." *Journal of Development Economics* 60: 381-405.
- Ma, H. 1998. "Inflation, Uncertainty, and Growth in Colombia." *IMF Working Paper*. WP/98/161.
- Osterwald - Lenum, M. 1992. "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54 (3): 461-472.
- Sims, C. A., J. H. Stock and M. W. Watson 1990. "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots." *Econometrica* 58 (1): 113-144.
- Toda, H. Y. and P. C. B. Phillips 1993. "Vector Autoregressions and Causality." *Econometrica* 61 (6): 1367-1393.
- 1994. "Vector Autoregressions and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study." *Econometric Reviews* 13 (2): 259-285.
- 〔付記〕本論文の作成に際して、高中道雄大阪大学名誉教授より有益なアドバイスおよびコメントを数多くいただいた。また、本誌レフェリーからも親切なアドバイスをいただいた。ここに記して感謝したい。ただし、誤りがあるとすれば、すべて筆者の責任に帰する。なお、本稿における計算はMATLAB (version 5) を使用して行った。

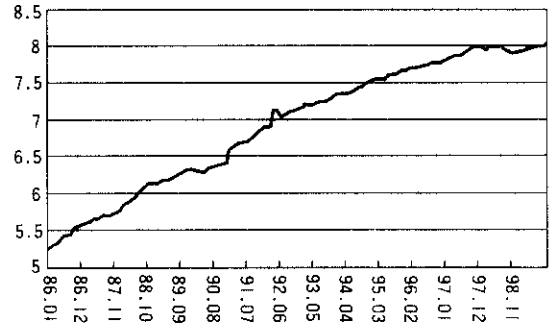
(日本貿易保険審査部)

付図1 チリ レベル変数の系列

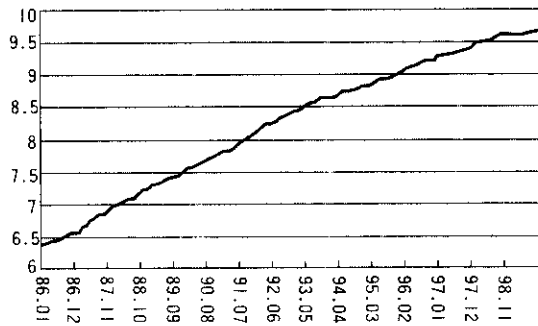
1. Y



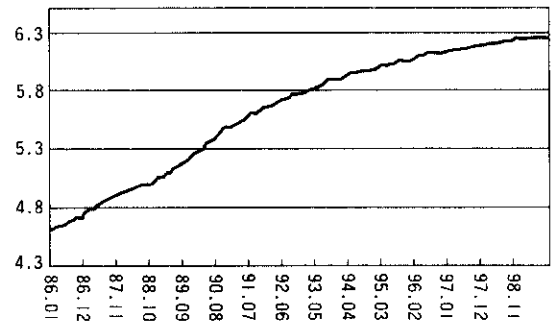
2. M_1



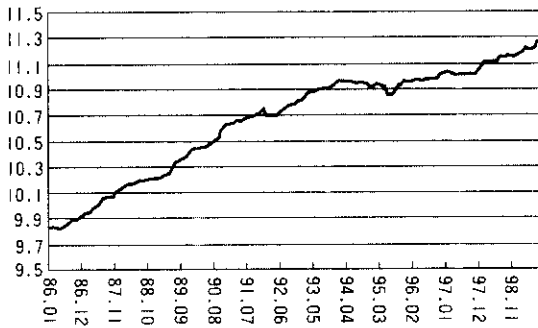
3. M_2



4. CPI



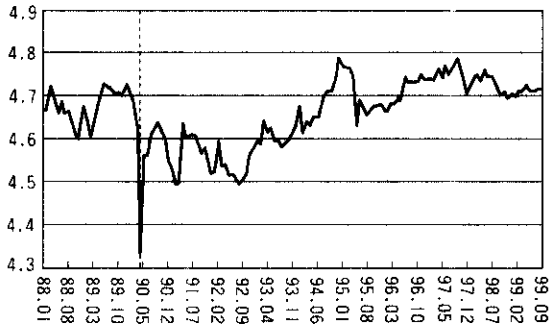
5. ER



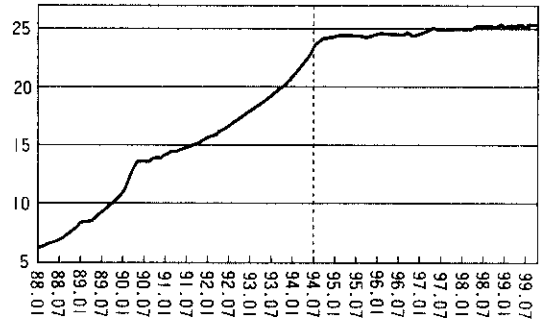
(出所) 筆者作成。

付図2 ブラジル レベル変数の系列

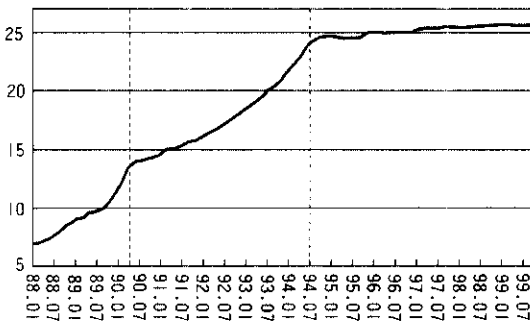
1. Y



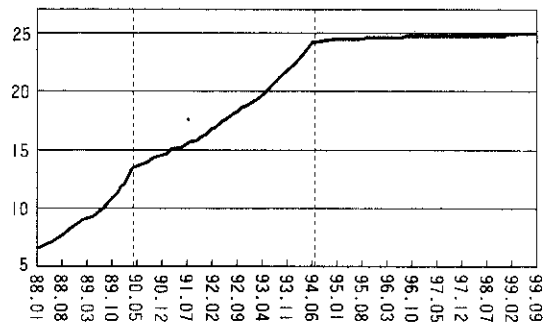
2. MB



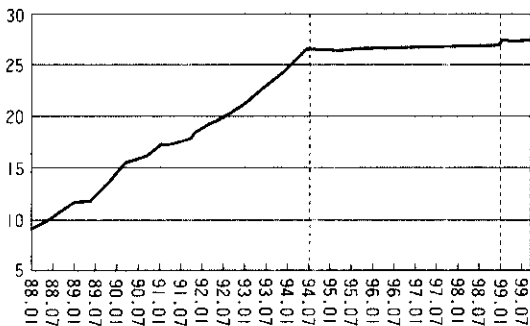
3. M₁



4. CPI



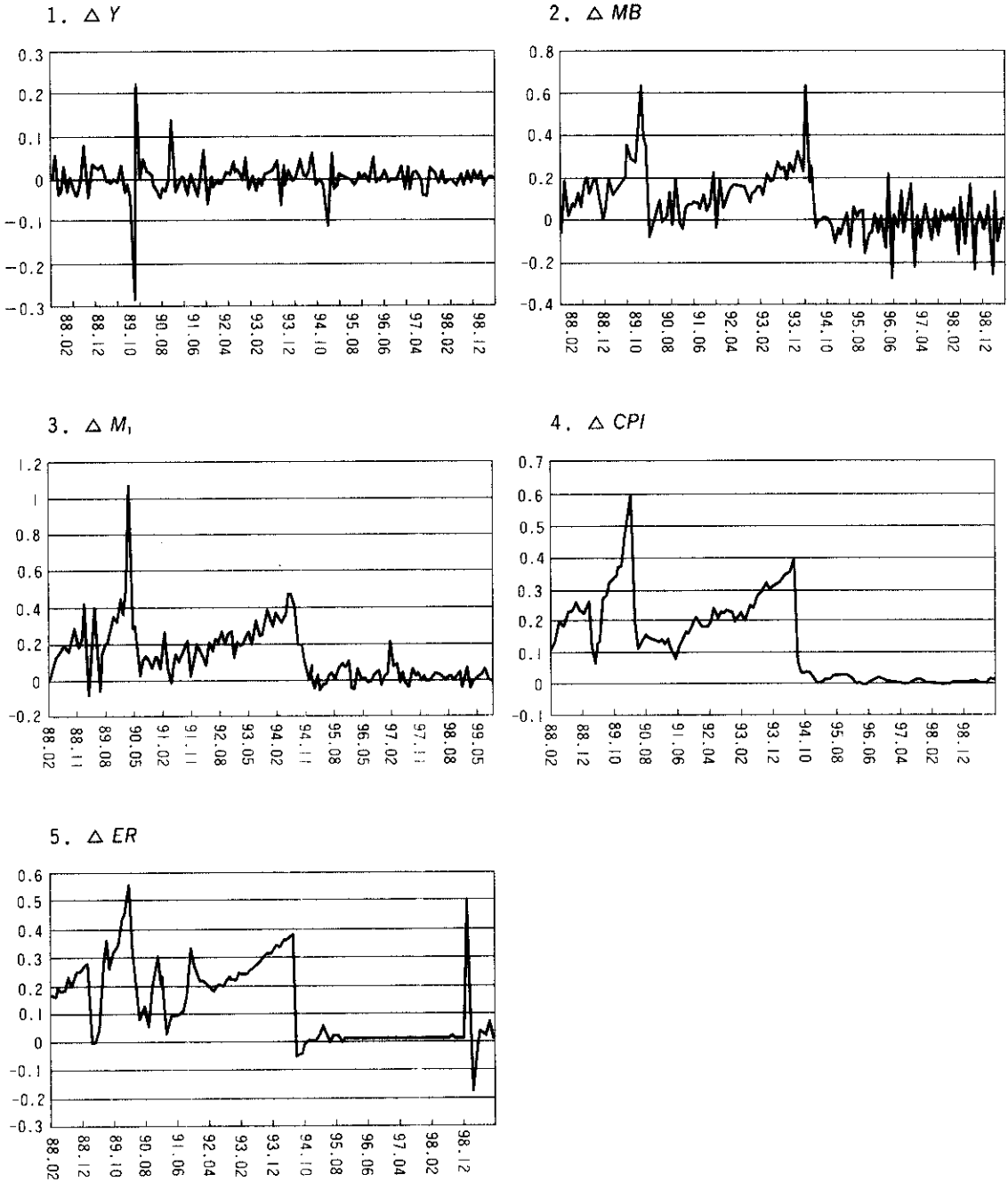
5. ER



(出所) 筆者作成。

(注) 各グラフにおける点線は、構造変化が発生したと想定した時点(1994年7月)とダミー変数を導入した時点を示している。

付図3 ブラジル 階差系列



(出所) 筆者作成。

付表1 Grangerの因果関係のテスト結果(チリ)

$X1_t = [CPI, ER, Y, M_1]$ の検定結果

結果変数	原因変数			
	<i>CPI</i>	<i>ER</i>	<i>Y</i>	<i>M₁</i>
<i>CPI</i>	1,416.2**	0.66	0.20	0.43
<i>ER</i>	2.77**	1.97	2.54**	0.25
<i>Y</i>	0.21	0.34	79.59**	6.57**
<i>M₁</i>	18.45**	5.26**	1.76	119.61**

$X2_t = [CPI, ER, Y, M_2]$ の検定結果

結果変数	原因変数			
	<i>CPI</i>	<i>ER</i>	<i>Y</i>	<i>M₂</i>
<i>CPI</i>	6.89**	2.09*	0.95	1.77
<i>ER</i>	4.85**	195.74**	2.71**	2.54**
<i>Y</i>	1.57	2.25*	23.28**	2.62**
<i>M₂</i>	6.70**	1.23	2.13*	346.64**

(出所) 筆者推計。

(注) *は有意水準10%で統計的に有意であることを示す。

**は有意水準5%で統計的に有意であることを示す。

付表2 Grangerの因果関係のテスト結果(ブラジル)
(期間1:1988年1月~1994年6月)

$X1_t = [CPI, ER, Y, MB]'$ の検定結果

結果変数	原因変数			
	<i>CPI</i>	<i>ER</i>	<i>Y</i>	<i>MB</i>
<i>CPI</i>	107.47**	9.12**	7.33**	1.00
<i>ER</i>	2.39	29.30**	1.52	0.47
<i>Y</i>	7.40**	14.02**	6.00**	3.77
<i>MB</i>	29.81**	4.83*	0.30	2.95

$X2_t = [CPI, ER, Y, M_1]'$ の検定結果

結果変数	原因変数			
	<i>CPI</i>	<i>ER</i>	<i>Y</i>	<i>M₁</i>
<i>CPI</i>	117.00**	7.49**	8.15**	1.27
<i>ER</i>	8.83**	23.17**	2.30	6.61**
<i>Y</i>	5.36*	14.56**	5.54*	12.79**
<i>M₁</i>	38.11**	1.14	2.08	20.35**

(出所) 筆者推計。

(注) *は有意水準10%で統計的に有意であることを示す。
**は有意水準5%で統計的に有意であることを示す。

付表3 Granger の因果関係のテスト結果 (ブラジル)
(期間2 : 1994年7月~1999年9月)

$X1_t = [CPI, ER, Y, MB]$ の検定結果

結果変数	原因変数			
	<i>CPI</i>	<i>ER</i>	<i>Y</i>	<i>MB</i>
<i>CPI</i>	170.23**	0.78	6.14**	0.0002
<i>ER</i>	0.50	1.80	0.04	0.09
<i>Y</i>	1.06	0.48	3.89**	0.20
<i>MB</i>	4.28**	0.02	0.34	15.43**

$X2_t = [CPI, ER, Y, M_1]$ の検定結果

結果変数	原因変数			
	<i>CPI</i>	<i>ER</i>	<i>Y</i>	<i>M₁</i>
<i>CPI</i>	145.76**	0.78	6.10**	0.001
<i>ER</i>	1.05	1.85	0.18	0.69
<i>Y</i>	0.56	0.44	4.55**	0.13
<i>M₁</i>	4.13**	2.30	0.36	2.31

(出所) 筆者推計。

(注) *は有意水準10%で統計的に有意であることを示す。

**は有意水準5%で統計的に有意であることを示す。