

# メキシコにおける通貨代替の実証分析\*

熊 本 方 雄  
熊 本 尚 雄

## 1. はじめに

ラテンアメリカ諸国においては、外国通貨であるドルが支払手段として用いられる通貨代替 (currency substitution) が進展していることが知られている (熊本・熊本 (2003))。

この通貨代替の程度が高まると、変動相場制度下では、貨幣需要関数が不安定化するため、為替相場のボラティリティが増大したり、金融政策の自由度が制限されたりすることが知られている。例えば、Girton and Roper (1981) は、通貨代替の程度が高まるほど、自国と外国のインフレ率格差の拡大は、為替相場の変動をより増大させることを示している。また、Kareken and Wallace (1981) は、世代重複モデルを用いて、完全な通貨代替下においては、為替相場に非決定性の問題が生じることを示した。さらに、Rogers (1990) は、通貨代替型 money-in-the-utility-function モデルを用いて、通貨代替の程度が高まるほど、為替相場の調整による外国からのインフレショックの隔離機能が、制限されることを示した。

一方、固定相場制度下では、通貨代替の程度が高まると、為替相場制度の安定性が影響を受けることが知られている。Giovannini (1991) は、cash-in-advance モデルを用いて、通貨代替の程度が高まるほど、外貨準備のボラティリティが増大することを示した。外貨準備のボラティリティの増大は、固定相場制度の維持可能性に影響を与える可能性がある。すなわち、外貨準備のボラティリティが増大することにより、投機家が、外貨準備が枯渇する水準まで変動するであろうと予測するならば、自己実現的な投機攻撃が発生する可能性もある。澤田 (2003) は、Krugman (1979)、および Flood and Garber (1984) の第1世代通貨危機モデルに通貨代替の要因を組み入れることにより、拡張的なマクロ政策が採用されていない状況でも、通貨代替が通貨危機を誘発するケースがありうることを示し、この限りにおいて、外貨保有に対する規制が通貨危機の抑止策となりうるとしている。

また、Balino et al. (1999)、藤木 (2000) は、固定相場制度下では、通貨代替の程度が高まると、銀行システムの脆弱性が高まる可能性があることを指摘している。すなわち、為替相場の切り下げ期待が生じると、自国居住者が自国通貨から外国通貨に急激に保有資産を切り替え

## メキシコにおける通貨代替の実証分析

るため、国内銀行に対する取り付けが発生し、金融危機が生じる可能性があるとしている<sup>1)</sup>。

この他に、金融政策を行うとき、貨幣としてどの範囲をターゲットにするかという問題も生じてくる。取引動機に基づく貨幣需要が物価水準を決定する主要因である以上、通貨代替が進展している国においては、貨幣として外国通貨もターゲットに含める必要がある。この際、国内に保有するドル建て預金を含めるか、さらには外国に保有するドル建て預金も含めるかが問題となる。どの指標がインフレ率の先行指標 (predictor) となるかを見極めなければ、金融政策の効果が不安定となる<sup>2)</sup>。

本稿における目的は、メキシコにおいて、近年、通貨代替の程度が、進展しているかどうかを実証分析することである。

これまで、ラテンアメリカ諸国における通貨代替の実証分析については、いくつかの先行研究がある。

例えば、Ortiz (1983) は、メキシコにおける通貨代替を分析し、通貨代替の程度 (自国通貨建て要求払い預金に対する外国通貨建て要求払い預金の比率) は、為替相場の切り下げ期待 (代理変数として、公定相場と実質為替相場の差を使用)、為替リスク (代理変数として実質為替相場のトレンドからの乖離を使用)、およびポリティカルリスクダミー (政権交代時点 = 1) から有意に正の影響を受けていることを示している。

また、Ramirez-Rojas (1985) は、メキシコ、アルゼンチン、およびウルグアイにおける通貨代替を分析し、すべての国において、通貨代替の程度 (外国通貨建て預金に対する自国通貨建て貨幣 (現金通貨 + 要求払い預金 + 貯蓄性預金 + 定期性預金) の比率) は、為替相場の期待減価率 (代理変数として、インフレ率格差を使用、但し、ウルグアイについては、インフレ率格差と名目金利差の二通りを使用) から有意に負の影響を受けていることを示している。

Fasano-Filho (1986) は、アルゼンチンにおける通貨代替を分析し、現金通貨、要求払い預金、M1、および準通貨の四通りで定義された自国通貨建て実質貨幣残高需要のうち、現金通貨、およびM1で測ったものは、自国インフレ率、為替相場の切り下げ期待 (代理変数として、自国物価水準の対数値 - 外国物価水準の対数値 - ブラックマーケットレート) の対数値、を使用) から有意に負の影響を受けていることを示している。

Rogers (1992) は、メキシコ、およびカナダにおける通貨代替を、誤差修正 (error correction) モデルにより分析し、メキシコにおいて、通貨代替の程度 (自国通貨建て預金に対するドル建て預金の比率) は、誤差修正項から有意に負の影響を受けることを示した。誤差修正項が正となるのは、為替相場の期待減価率が、長期的な共和分関係以上に上昇したときであるため、Rogers (1992) における上述の結果は、為替相場の期待減価率の増大は、来期の自国通貨建て預金を減少させることを意味している。

Clements and Schwartz (1993) は、ボリビアにおける通貨代替を分析し、通貨代替の程度 (広義の貨幣に対する外国通貨建て預金の比率) は、為替相場の期待減価率 (代理変数として、イ

ンフレ率格差を使用), および名目金利差と有意に正の相関があることを示した。

しかしながら, これらの分析においては, 推定式に恣意的な説明変数の加除がなされ, ミクロ経済学的基礎が欠如している。例えば, 消費者が最適化行動を行うならば, 消費の平準化が行われるため, 貨幣需要に影響を与える変数は, これらの分析で仮定されている所得ではなく, 消費であると考えられる。また, 自国通貨, および外国通貨が代替的に支払手段として用いることができるのであれば, 消費が通貨代替の程度に与える影響は, 相殺されると考えられる。

以上の問題点を改善するため, 本稿においては, ミクロ経済学的基礎を持つ, 通貨代替型 money-in-the-utility-function モデルに基づき推定式を導出する。

また, 先行研究においては, 主にラテンアメリカ諸国において, ハイパーインフレーションが発生し, マクロ経済が不安定であった1980年代から90年代初頭を標本期間としている。これに関し, 通貨代替においては, マクロ経済が不安定なときには, 急速にその程度は増大するが, マクロ経済が安定化しても, 短期的には, 自国通貨への回帰がみられないため, その程度は徐々にしか低下せず, 十分なラグを伴った長期においてのみ安定的な関係に収束するという「ラチェット効果」が存在することが知られている。このため, 本稿においては, ラテンアメリカ諸国において, ハイパーインフレーションが終息した90年代後半を標本期間とし, メキシコにおいてラチェット効果が観察されるかどうかを分析する。

通貨代替にラチェット効果が存在している場合には, 通貨代替の程度は, 十分なラグを伴った長期においてのみ, マクロ経済変数の変化に反応するため, 説明変数が通貨代替の程度に与える短期的効果のみならず長期的効果も分析することが重要となる。このため, 本稿では, 自己回帰型分布ラグ (autoregressive distributed lag, 以下 ARDL) モデルを用いて推定を行い, 説明変数が通貨代替の程度に与える短期的効果のみならず, 長期的効果も分析する。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では, 通貨代替型 money-in-the-utility-function モデルを提示する。第3節では, 実証分析の方法を解説し, 第4節では, 実証分析を行う。第5節は結論である。

## 2. モデル

本節では, 通貨代替型 money-in-the-utility-function モデルを提示し, 実証分析で用いる推定式を導出する。

自国と外国の二国からなる小国開放経済において, 物価水準は伸縮的で, かつ資本移動は完全であると想定する。また, 無限期間の視野を持つ危険回避的な消費者が, 実質消費量, 自国実質貨幣残高, および外国実質貨幣残高から得られる期待効用を最大化するものと想定する。さらに, この消費者の選好は, 通貨代替型 money-in-the-utility-function によって表されるも

のと想定する。以上の想定の下では、消費者の効用最大化問題は、

$$\max_{\{B_t, B_t^*, M_t, M_t^*\}} U_t = \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} E_t \left[ u \left( C_s, \frac{M_s}{P_s}, \frac{M_s^*}{P_s^*} \right) \right] \quad (1)$$

$$u_C > 0, \quad u_m > 0, \quad u_{m^*} > 0, \quad u_{CC} < 0, \quad u_{mm} < 0, \quad u_{m^*m^*} < 0$$

$$s.t. \quad \frac{B_t}{P_t} + \frac{B_t^*}{P_t^*} + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^*}{P_t^*} = Y_t + (1+i_{t-1}) \frac{B_{t-1}}{P_t} + (1+i_{t-1}^*) \frac{B_{t-1}^*}{P_t^*} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}^*}{P_t^*} - C_t \quad (2)$$

となる。但し、 $C_t$  は実質消費、 $M_t$  は自国通貨建て名目貨幣残高、 $M_t^*$  は外国通貨建て名目貨幣残高、 $P_t$  は自国物価水準、 $P_t^*$  は外国物価水準、 $m_t (\equiv M_t/P_t)$  は自国実質貨幣残高、 $m_t^* (\equiv M_t^*/P_t^*)$  は外国実質貨幣残高、 $B_t$  は  $t$  期末の自国通貨建て名目債券残高、 $i_{t-1}$  はこの債券に対する  $t-1$  期末から  $t$  期末にかけての名目金利、 $B_t^*$  は  $t$  期末の外国通貨建て名目債券残高、 $i_{t-1}^*$  はこの債券に対する  $t-1$  期末から  $t$  期末にかけての名目金利、 $Y_t$  は外生的に与えられる実質所得、 $\beta$  は主観的割引因子、また、 $E_t[\cdot]$  は  $t$  期の情報集合に基づいた数学的期待値を表すオペレータである<sup>1)</sup>。

(1) 式は、消費者は取引コストを節約するために、自国貨幣と外国貨幣を保有し、この流動性サービスから効用が得られることを意味している。

以上の想定の下では、消費者の効用最大化問題の1階条件は、

$$u_C(t) = \beta E_t \left[ (1+i_t) \frac{P_t}{P_{t+1}} u_C(t+1) \right] \quad (3)$$

$$u_C(t) = \beta E_t \left[ (1+i_t^*) \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} u_C(t+1) \right] \quad (4)$$

$$u_C(t) = u_{\frac{M}{P}}(t) + \beta E_t \left[ \frac{P_t}{P_{t+1}} u_C(t+1) \right] \quad (5)$$

$$u_C(t) = u_{\frac{M^*}{P^*}}(t) + \beta E_t \left[ \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} u_C(t+1) \right] \quad (6)$$

と求まる。(3)、(4) 式は、それぞれ  $B_t$ 、 $B_t^*$  に関する Euler 方程式であり、 $t$  期において1単位の消費をすることと、これを消費せずに自国通貨建て債券、または外国通貨建て債券として保有し、 $t+1$  期にこれを消費することが無差別であることを意味している。裁定により、定常状態においては、自国通貨建て債券と外国通貨建て債券の実質期待収益率は均等化する。(5) 式は自国貨幣残高に関する Euler 方程式であり、 $t$  期において1単位の消費をすることと、これを消費せずに貨幣として保有し、 $t+1$  期に消費することが無差別となることを意味している。同様に、(6) 式は外国貨幣残高に関する Euler 方程式である。

ここで, (3) 式から (6) 式を整理すると,

$$\frac{u_{\frac{M}{P}}(t)}{u_{\frac{M^*}{P^*}}(t)} = \left( \frac{i_t}{1+i_t} \right) \left( \frac{1+i_t^*}{i_t^*} \right) \quad (7)$$

が得られる。

ここで, 効用関数を,

$$u_t = \frac{C_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \gamma X_t \quad (8)$$

$$X_t = \left[ \delta \left( \frac{M_t}{P_t} \right)^{-\varepsilon} + (1-\delta) \left( \frac{M_t^*}{P_t^*} \right)^{-\varepsilon} \right]^{-\frac{1}{\varepsilon}}$$

$$0 < \alpha < 1, \quad \gamma > 0, \quad \gamma \neq 1, \quad 0 < \delta < 1, \quad \varepsilon > -1$$

と特定化する。(8) 式は, 消費者の選好は, 実質消費  $C_t$  と実質貨幣残高インデックス  $X_t$  に依存し, それらは分離可能であること, さらに, 実質消費  $C_t$  は相対的危険回避度一定の効用関数, 実質貨幣残高インデックス  $X_t$  は, 代替の弾力性が  $1/(1+\varepsilon)$  に等しい CES 型技術で表されることを意味している。

(8) 式の特定化の下で, (7) 式は,

$$\left( \frac{M_t/P_t}{M^*/P^*} \right)^{-(1+\varepsilon)} = \left( \frac{1-\delta}{\delta} \right) \left( \frac{i_t}{1+i_t} \right) \left( \frac{1+i_t^*}{i_t^*} \right) \quad (9)$$

となる。ここで, (9) 式を定常状態の近傍において, 対数線形近似すると,

$$\left\{ \log \left( \frac{M_t}{\bar{M}} \right) - \log \left( \frac{P_t}{\bar{P}} \right) \right\} - \left\{ \log \left( \frac{M_t^*}{\bar{M}^*} \right) - \log \left( \frac{P_t^*}{\bar{P}^*} \right) \right\} = - \left( \frac{1}{1+\varepsilon} \right) \left( \frac{\bar{i}}{1+\bar{i}} \right) (i_t - i_t^*) \quad (10)$$

となる<sup>4)</sup>。但し,  $\bar{M}$ ,  $\bar{M}^*$ ,  $\bar{P}$ ,  $\bar{P}^*$ ,  $\bar{i}$  は, 各変数の定常状態の値を表す。(10) 式を

$$(m_t - p_t) - (m_t^* - p_t^*) = \mu + \beta(i_t - i_t^*) \quad (11)$$

と表示する。但し,  $\mu \equiv (\bar{m} - \bar{p}) - (\bar{m}^* - \bar{p}^*)$ ,  $\beta \equiv -\{1/(1+\varepsilon)\} \{ \bar{i}/(1+\bar{i}) \}$  であり,  $m_t \equiv \log M_t$ ,  $p_t \equiv \log P_t$ ,  $m_t^* \equiv \log M_t^*$ ,  $p_t^* \equiv \log P_t^*$ ,  $\bar{m} \equiv \log \bar{M}$ ,  $\bar{p} \equiv \log \bar{P}$ ,  $\bar{m}^* \equiv \log \bar{M}^*$ ,  $\bar{p}^* \equiv \log \bar{P}^*$  である。

ここで, 購買力平価式

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (12)$$

を用いるならば, (11) 式は

$$m_t - (m_t^* + s_t) = \mu + \beta(i_t - i_t^*) \quad (13)$$

となる。但し、 $s_t \equiv \log S_t$  である。また、 $m_t^* + s_t$  は保有される外国通貨建て名目貨幣残高を自国通貨建て表示したものである。

(13) 式より、外国実質貨幣残高に対する自国実質貨幣残高の保有比率は、名目金利差の減少関数であることがわかる。さらに、完全資本移動の仮定より、カバーなし金利平価式

$$i_t - i_t^* = E_t[s_{t+1}] - s_t + v_t - v_t^* \quad (14)$$

が成立していることから、これを、(13) 式に代入するならば

$$m_t - (m_t^* + s_t) = \mu + \beta(E_t[s_{t+1}] - s_t) + \beta(v_t - v_t^*) \quad (15)$$

が得られる。(15) 式より、条件付為替相場期待減価率が上昇するか、またはリスクプレミアム  $v_t - v_t^*$  が上昇するならば、自国通貨の保有比率が減少し、通貨代替の程度が上昇することを意味している。さらに、名目金利差に対する感応度は、代替の弾力性  $1/(1+\varepsilon)$  に依存していることがわかる。但し、 $v_t = -(1/2)\sigma_{p,t}^2 - \alpha\sigma_{cp,t}$ 、 $\sigma_{p,t}^2 \equiv \text{Var}_t[p_{t+1}]$ 、 $\sigma_{cp,t} \equiv \text{Cov}_t[c_{t+1}, p_{t+1}]$ 、 $v_t^* = -(1/2)\sigma_{p^*,t}^2 - \alpha\sigma_{cp^*,t}$ 、 $\sigma_{p^*,t}^2 \equiv \text{Var}_t[p_{t+1}^*]$ 、 $\sigma_{cp^*,t} \equiv \text{Cov}_t[c_{t+1}, p_{t+1}^*]$  で、 $\text{Var}_t[\cdot]$ 、 $\text{Cov}_t[\cdot]$  は、それぞれ、 $t$  期の情報集合に基づいた条件付分散、および、条件付共分散を表すオペレータ、 $c_t \equiv \log C_t$  である<sup>5) 6)</sup>。

### 3. 実証方法

本節では、第2節で得られたモデルに基づき、推定式を導出する。

まず、(15) 式に攪乱項を導入する。さらに、ラチェット効果の存在を考慮し、ラグ付き変数を導入するならば、ARDL( $p, q_1, q_2$ ) モデル

$$cs_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i cs_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} \Delta s_{t-i}^e + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} rp_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

を得る。但し、 $cs_t \equiv m_t - (m_t^* + s_t)$  は通貨代替の程度、 $\mu$  は定数項、 $\Delta s_t^e$  は為替相場予想減価率、 $rp_t \equiv v_t - v_t^*$  はリスクプレミアム、また  $\varepsilon_t$  は攪乱項である。(16) 式は

$$A(L, p)cs_t = \mu + B_1(L, q_1)\Delta s_t^e + B_2(L, q_2)rp_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

と書きなおすことができる。但し、 $L$  はラグオペレータ、 $A(L, p) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p$ 、 $B_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \dots + \beta_{iq_i} L^{q_i}$  ( $i = 1, 2$ ) はラグオペレータ  $L$  についての多項式である。さらに、(16) 式は

$$cs_t = \frac{1}{A(L,p)}\mu + \frac{B_1(L,q_1)}{A(L,p)}\Delta s_t^e + \frac{B_2(L,q_2)}{A(L,p)}rp_t + \frac{1}{A(L,p)}\varepsilon_t \quad (18)$$

と書きなおせることから、為替相場予想減価率、およびリスクプレミアムが、通貨代替の程度に与える長期的パラメータは、 $\theta_i \equiv B_i(1, q_i)/A(1, p) = (\beta_{i0} + \dots + \beta_{iq_i})/(1 - \alpha_1 - \dots - \alpha_p)$ ,  $i = 1, 2$  となることがわかる。また、長期的パラメータの分散は、デルタ法 (delta method) を用いて計算する<sup>7)</sup>。

(16) 式に以下の関係式

$$\begin{aligned} cs_t &= \Delta cs_t + cs_{t-1}, \\ cs_{t-s} &= cs_{t-1} - \sum_{j=1}^{s-1} \Delta cs_{t-j}, \quad s = 1, 2, \dots, p, \\ \Delta s_t^e &= \Delta(\Delta s_t^e) + \Delta s_{t-1}^e, \\ \Delta s_{t-s}^e &= \Delta s_{t-1}^e - \sum_{j=1}^{s-1} \Delta(\Delta s_{t-j}^e), \quad s = 1, \dots, q_1, \\ rp_t &= \Delta rp_t + rp_{t-1}, \\ rp_{t-s} &= rp_{t-1} - \sum_{j=1}^{s-1} \Delta rp_{t-j}, \quad s = 1, \dots, q_2, \end{aligned}$$

を代入し、整理するならば、誤差修正モデル

$$\begin{aligned} \Delta cs_t &= \beta_{10}\Delta(\Delta s_t^e) + \beta_{20}\Delta rp_t - \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j^* \Delta cs_{t-j} - \sum_{j=1}^{q_1-1} \beta_{1j}^* \Delta(\Delta s_{t-j}^e) - \sum_{j=1}^{q_2-1} \beta_{2j}^* \Delta rp_{t-j} \\ &\quad - A(1, p)EC_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (19)$$

が得られる。但し、 $EC_t$  は  $EC_t = cs_t - \mu - \theta_1 \Delta s_t^e - \theta_2 rp_t$  で定義される誤差修正項であり、 $t-1$  期において長期的な共和分関係以上に通貨代替の程度が上昇するならば、 $t$  期において通貨代替の程度が共和分関係に向かい、低下することを意味している。また、 $\alpha_j^*$  は

$$\begin{aligned} \alpha_1^* &= \alpha_p + \alpha_{p-1} + \dots + \alpha_3 + \alpha_2 \\ \alpha_2^* &= \alpha_p + \alpha_{p-1} + \dots + \alpha_3 \\ &\quad \vdots \\ \alpha_{p-1}^* &= \alpha_p \end{aligned}$$

であり、同様に、 $\beta_{ij}^*$ ,  $i = 1, 2$  は

$$\begin{aligned} \beta_{i1}^* &= \beta_{iq_i} + \beta_{iq_i-1} + \dots + \beta_{i3} + \beta_{i2} \\ \beta_{i2}^* &= \beta_{iq_i} + \beta_{iq_i-1} + \dots + \beta_{i3} \\ &\quad \vdots \\ \beta_{iq_i-1}^* &= \beta_{iq_i} \end{aligned}, \quad i = 1, 2$$

である。

## メキシコにおける通貨代替の実証分析

ARDLモデルを用いることの利点は、為替相場予想減価率、およびリスクプレミアムが、通貨代替の程度に与える短期的効果のみならず、長期的効果も分析できることである。

さらに、Pesaran and Shin (1999) が示した通り、説明変数、および非説明変数が  $I(0)$  変数であるか、または  $I(1)$  変数であるかに関わりなく、(16) 式、または (19) 式の短期的パラメータの最小二乗推定量は  $\sqrt{T}$  一貫性を持ち、一方、(18) 式の長期的パラメータは  $T$  一貫性（超一貫性）を持ち、漸近的に標準正規分布に従う。このため、単位根検定、および共和分検定を行う必要はない。

分析の手順は、以下の通りである。まず、(16) 式を推定する。ラグの次数の決定には、赤池の情報量基準 (Akaike's information criterion, AIC) を用いる。次に、上の結果をもとに、長期的パラメータを推定する。最後に、誤差修正モデル (19) 式を推定することにより、短期的パラメータを推定する。

## 4. 実証分析

本節では、第3節で解説した方法に基づき、実証分析を行う。第1項では実証分析に用いたデータを解説する。第2項では実証分析の結果を解説する。

### 4.1 データ

本項では、分析に用いたデータを解説する。標本期間は、1995年1月から2002年12月とし、月次データを用いた。標本期間を1995年1月からとしたのは、この時期においては、ラテンアメリカ諸国においては、ハイパーインフレーションが、概ね終息していたと考えられること、さらに、1994年12月22日にメキシコ通貨危機により、メキシコでは、それまでのクローリングベッグ制度が崩壊し、完全変動相場制度へと移行していることから、1994年以前と95年以降とでは、大きな構造変化が発生していると考えられることからである。

通貨代替の程度  $cs_t$  を算出する際、自国名目貨幣残高  $M_t$ 、外国名目貨幣残高  $M_t^*$  の指標として最も好ましいものは、それぞれ国内居住者が保有する自国通貨 + 自国通貨建て要求払い預金、および国内居住者が保有するドル通貨 + 国内に保有するドル建て要求払い預金 + 外国に保有するドル建て要求払い預金の和であろう。しかしながら、民間部門が保有するドル通貨額のデータ、および外国に保有するドル建て要求払い預金額のデータは入手不可能であった。このため、国内に保有するドル建て要求払い預金額をとり、これと対応させるため、自国通貨建て要求払い預金を  $M_t$  とした。要求払い預金のデータとしては、国内居住者の国内通貨建て、および外貨建て要求払い預金 (checking account) を用い、これらに季節調整を行った<sup>8)</sup>。尚、以上のデータは、Banco de Mexico のホームページ (<http://www.banxico.org.mx/index.html>) の Economic and Financial Indicators より入手した。



$v_t$ の算出において、物価水準の条件付分散  $\sigma_{p,t}^2$ 、物価水準と実質消費量の条件付共分散  $\sigma_{cp,t}$ の値、および実質消費に対する相対的危険回避度  $\alpha$ の値が必要となる ( $\sigma_{p^*,t}^2$ ,  $\sigma_{cp^*,t}$ についても同様)。本稿では、実質消費に対する相対的危険回避度  $\alpha=1$ と想定し<sup>9)</sup>、さらに  $\sigma_{p,t}^2$ ,  $\sigma_{cp,t}$ の値には、(1) 過去一年間 (12ヶ月)における物価水準の標本分散、および物価水準と実質消費量の標本共分散の値、(2) 過去一年間における物価水準、および物価水準と実質消費量の共分散の移動平均値、という二通りを用いた<sup>10)</sup>。以上の方法により推計されたリスクプレミアムを、それぞれ  $rp_{1t}$ ,  $rp_{2t}$ と表示する。これらの推計値は真の条件付分散、および条件付共分散の一致推定量ではない。このため、Pagan (1984) のgenerated regressorsの問題が生じる可能性があるが、二通りの指標を試すことで、頑健性を示すこととする。このリスクプレミアムの算出の際に用いる物価水準には、メキシコ、および米国の消費者物価指数 (以下、CPI)、実質消費量には、メキシコの季節調整済み民間消費をCPIでデフレートした値を用いた。但し、民間消費のデータは四半期データであったため、これを月次データへ変換した<sup>11)</sup>。

為替相場予想減価率  $\Delta s_t^e$ には、この系列に対するARIMA推定量を用いた。本稿では、名目為替相場が連続時間においてランダムウォークに従っていることを想定し、ARIMA(0,1,1)モデルにより同定を行った<sup>12)</sup>。名目為替相場のデータには市場レートの期末値を用いた。

## 4.2 分析結果

ARDLモデルによる分析結果を示したものが表1である。ARDLモデルのラグ次数は、先述の通り、AICにより決定した<sup>13)</sup>。表1の上段は長期的パラメータの推定結果、下段は誤差修正モデルによる短期的パラメータの推定結果を示している。

まず、長期的効果に関して、リスクプレミアムとしてを用いた場合には、為替相場予想減価率は符号条件を満たし、かつ有意水準5%の下で有意、リスクプレミアムは符号条件を満たし、有意水準5%の下で有意であった。リスクプレミアムとして  $rp_{2t}$ を用いた場合には、為替相場予想減価率は符号条件を満たし、かつ有意水準10%の下で有意、リスクプレミアムは符号条件を満たすが、有意ではなかった。

一方、短期的効果に関して、リスクプレミアムとして  $rp_{1t}$ を用いた場合には、為替相場予想減価率は符号条件を満たし、かつ有意水準1%の下で有意であること、リスクプレミアムは符号条件を満たし、かつ有意水準5%の下で有意であることがわかる。また、誤差修正項は符号条件を満たし、有意水準1%の下で有意であった。同様に、リスクプレミアムとして  $rp_{2t}$ を用いた場合には、為替相場予想減価率は符号条件を満たし、かつ有意水準1%の下で有意であること、リスクプレミアムは符号条件を満たすが、有意ではなかった。また、誤差修正項は符号条件を満たし、有意水準5%の下で有意であった。

表1 ARDLモデルによる推定結果

長期的パラメータ		
	$rp_{1t}$ のケース	$rp_{2t}$ のケース
$\Delta s_t^e$	-13.399** (5.623)	-18.288* (9.730)
$rp_{it}$	-188.376** (79.219)	-1895.1 (1526.800)
Const.	1.359*** (0.170)	1.407*** (0.237)
誤差修正モデル		
	$rp_{1t}$ のケース	$rp_{2t}$ のケース
$\Delta(\Delta s_t^e)$	-0.976*** (0.172)	-0.965*** (0.176)
$\Delta rp_{it}$	-13.725** (0.044)	-99.992 (72.300)
Const.	0.099** (0.044)	0.074* (0.044)
$EC(-1)$	-0.073*** (0.026)	-0.053** (0.025)
$R^2$	0.339	0.307
DW	2.225	2.196
F-statistics	15.570	13.457

(注) 1. 推定期間：推定期間：1995年1月－2002年12月。

2. 各パラメータの推定値、および標準偏差（括弧内）、決定係数、DW値、F-statisticsについては、小数点第4位以下を四捨五入したものである。

3. \*\*\*, \*\*, \*は、係数が有意水準1%、5%、10%の下で有意であることを表す。

(出所) 分析結果より筆者作成。

リスクプレミアムの指標として、 $rp_{2t}$ を用いた場合には、 $rp_{1t}$ を用いた場合よりも若干有意性は低下した。しかしながら、長期的効果に関する為替相場予想減価率のp値は0.059、リスクプレミアムのp値は0.144であったことを考えるならば、推定結果の頑健性は示されたと考えられる。

以上の分析結果より、メキシコにおいては、通貨代替の程度は、短期的にも長期的にも為替相場予想減価率やリスクプレミアムから、有意な影響を受けていることがわかる。これは、メキシコにおいては、通貨代替にラチェット効果が存在していないことを意味している。この原因として、メキシコにおいては、国内通貨ペソに対する信認が十分に確立していないことが挙げられる。例えば、先述の通り、1994年12月22日にメキシコ通貨危機により、メキシコでは、それまでのクローリングベッグ制度が崩壊し、完全変動相場制度への移行を余儀なくされている。また、1998年8月のロシア通貨危機の影響により、1998年12月から1999年1月にかけて、ブラジルから大量の短期資本が引き揚げられたり、さらに2002年1月に、アルゼンチンにおいてカレンシーボード制度が崩壊したりするなど、ラテンアメリカ諸国において、国際金融市場が混乱している。以上のような要因により、メキシコにおいては、国内通貨ペソに対する信認が十分に確立していないため、貨幣需要関数が不安定となっており、為替相場予想減価率やリスクプレミアムの変化に対し、短期的にも通貨代替の程度が反応しているものと考えられる。

## 5. おわりに

本稿においては、1995年1月以降、メキシコにおいて通貨代替が進展しているかどうかを実証分析した。

本稿では、まず、ミクロ経済学的基礎を持つ、通貨代替型 money-in-the-utility-function モデルに基づき推定式を導出することで、推定式における恣意的な説明変数の加除の問題を回避した。

また、通貨代替においては、マクロ経済が不安定なときには、急速にその程度は増大するが、マクロ経済が安定化しても、短期的には、自国通貨への回帰がみられないため、その程度は徐々にしか低下せず、十分なラグを伴った長期においてのみ安定的な関係に収束するという「ラチェット効果」が存在することが知られている。よって、本稿では、説明変数が通貨代替の程度に与える短期的効果のみならず長期的効果も分析するため、ARDLモデルを用いて推定を行った。

分析の結果、メキシコにおいては、通貨代替の程度は、短期的にも長期的にも為替相場予想減価率やリスクプレミアムから、有意な影響を受けていることが示された。これは、メキシコにおいては、90年代後半、ハイパーインフレーションが終息し、比較的マクロ経済が安定的であったにも関わらず、通貨代替にラチェット効果が存在していないことを意味している。この原因として、メキシコにおいては、国内通貨ペソに対する信認が十分に確立していないことが挙げられる。

以上の現象が、他のラテンアメリカ諸国においても、観察されるかどうか分析することは、興味深いことである。これについては、今後の課題としたい。

### 数学注 導出過程

(9) 式を

$$\left(\frac{M_t/P_t}{M_t^*/P_t^*}\right)^{-(1+\varepsilon)} - \left(\frac{1-\delta}{\delta}\right) \left(\frac{i_t}{1+i_t}\right) \left(\frac{1+i_t^*}{i_t^*}\right) = 0 \quad (\text{A-1})$$

と書き直す。定常状態においては、以下の条件が成立している。

$$\left(\frac{\bar{M}_t/\bar{P}_t}{\bar{M}_t^*/\bar{P}_t^*}\right)^{-(1+\varepsilon)} - \left(\frac{1-\delta}{\delta}\right) \left(\frac{\bar{i}}{1+\bar{i}}\right) \left(\frac{1+\bar{i}^*}{\bar{i}^*}\right) = 0 \quad (\text{A-2})$$

但し、(-) は定常状態における値を表す。(A-1) 式を定常状態の近傍で線形近似すると、

$$\begin{aligned}
 & const - (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(2+\varepsilon)} \frac{1}{\bar{P}} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^{(1+\varepsilon)} M_t + (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(2+\varepsilon)} \frac{\bar{M}}{\bar{P}^2} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^{(1+\varepsilon)} P_t \\
 & + (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(1+\varepsilon)} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^\varepsilon \frac{1}{\bar{P}^*} M_t^* - (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(1+\varepsilon)} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^\varepsilon \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^* 2} P_t^* \\
 & - \left( \frac{1 - \delta}{\delta} \right) \frac{1}{(1 + \bar{i})^2} \left( \frac{1 + \bar{i}^*}{\bar{i}^*} \right) i_t + \left( \frac{1 - \delta}{\delta} \right) \left( \frac{\bar{i}}{1 + \bar{i}} \right) \frac{1}{\bar{i}^* 2} i_t^* = 0
 \end{aligned} \tag{A-3}$$

が得られる。(A-3) 式は

$$\begin{aligned}
 & const - (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(1+\varepsilon)} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^{(1+\varepsilon)} \exp \left( \ln \left( \frac{M_t}{\bar{M}} \right) \right) \\
 & + (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(1+\varepsilon)} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^{(1+\varepsilon)} \exp \left( \ln \left( \frac{P_t}{\bar{P}} \right) \right) + (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(1+\varepsilon)} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^{1+\varepsilon} \exp \left( \ln \left( \frac{M_t^*}{\bar{M}^*} \right) \right) \\
 & - (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(1+\varepsilon)} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^{(1+\varepsilon)} \exp \left( \ln \left( \frac{P_t^*}{\bar{P}^*} \right) \right) - \left( \frac{1 - \delta}{\delta} \right) \frac{1}{(1 + \bar{i})^*} \left( \frac{1 + \bar{i}^*}{\bar{i}^*} \right) i_t \\
 & + \left( \frac{1 - \delta}{\delta} \right) \left( \frac{\bar{i}}{1 + \bar{i}} \right) \frac{1}{\bar{i}^* 2} i_t^* = 0
 \end{aligned} \tag{A-4}$$

と書ける。ここで、 $\exp(\ln(M_t/\bar{M})) \approx 1 + \ln(M_t/\bar{M})$ ,  $\exp(\ln(P_t/\bar{P})) \approx 1 + \ln(P_t/\bar{P})$ ,  
 $\exp(\ln(M_t^*/\bar{M}^*)) \approx 1 + \ln(M_t^*/\bar{M}^*)$ ,  $\exp(\ln(P_t^*/\bar{P}^*)) \approx 1 + \ln(P_t^*/\bar{P}^*)$  で近似するならば、

$$\begin{aligned}
 & const - (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(1+\varepsilon)} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^{(1+\varepsilon)} \left( 1 + \ln \left( \frac{M_t}{\bar{M}} \right) \right) \\
 & + (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(1+\varepsilon)} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^{(1+\varepsilon)} \left( 1 + \ln \left( \frac{P_t}{\bar{P}} \right) \right) + (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(1+\varepsilon)} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^{1+\varepsilon} \left( 1 + \ln \left( \frac{M_t^*}{\bar{M}^*} \right) \right) \\
 & - (1 + \varepsilon) \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-(1+\varepsilon)} \left( \frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*} \right)^{(1+\varepsilon)} \left( 1 + \ln \left( \frac{P_t^*}{\bar{P}^*} \right) \right) - \left( \frac{1 - \delta}{\delta} \right) \frac{1}{(1 + \bar{i})^2} \left( \frac{1 + \bar{i}^*}{\bar{i}^*} \right) i_t \\
 & + \left( \frac{1 - \delta}{\delta} \right) \left( \frac{\bar{i}}{1 + \bar{i}} \right) \frac{1}{\bar{i}^* 2} i_t^* = 0
 \end{aligned} \tag{A-5}$$

となる。定数項は消えるため、

$$\begin{aligned}
& -(1+\varepsilon) \left(\frac{\bar{M}}{\bar{P}}\right)^{-(1+\varepsilon)} \left(\frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*}\right)^{(1+\varepsilon)} \ln\left(\frac{M_t}{\bar{M}}\right) \\
& + (1+\varepsilon) \left(\frac{\bar{M}}{\bar{P}}\right)^{-(1+\varepsilon)} \left(\frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*}\right)^{(1+\varepsilon)} \ln\left(\frac{P_t}{\bar{P}}\right) + (1+\varepsilon) \left(\frac{\bar{M}}{\bar{P}}\right)^{-(1+\varepsilon)} \left(\frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*}\right)^{1+\varepsilon} \ln\left(\frac{M_t^*}{\bar{M}}\right) \\
& - (1+\varepsilon) \left(\frac{\bar{M}}{\bar{P}}\right)^{-(1+\varepsilon)} \left(\frac{\bar{M}^*}{\bar{P}^*}\right)^{1+\varepsilon} \ln\left(\frac{P_t^*}{\bar{P}}\right) - \left(\frac{1-\delta}{\delta}\right) \left(\frac{1}{(1+\bar{i})^2}\right) \left(\frac{1+\bar{i}^*}{\bar{i}^*}\right) i_t \\
& + \left(\frac{1-\delta}{\delta}\right) \left(\frac{\bar{i}}{1+\bar{i}}\right) \frac{1}{i_t^*} i_t^* = 0 \tag{A-6}
\end{aligned}$$

が得られる。ここで、(A-2) 式、および定常状態においては  $\bar{M}$  が成立することを用い、整理するならば、(10) 式

$$\left\{ \ln\left(\frac{M_t}{\bar{M}}\right) - \ln\left(\frac{P_t}{\bar{P}}\right) \right\} - \left\{ \ln\left(\frac{M_t^*}{\bar{M}^*}\right) - \ln\left(\frac{P_t^*}{\bar{P}^*}\right) \right\} = -\left(\frac{1}{1+\varepsilon}\right) \left(\frac{\bar{i}}{1+\bar{i}}\right) (i_t - i_t^*) \tag{10}$$

が得られる。

#### 注

- \* 本研究の実施に当たり、熊本尚雄は平成 18 年度科学研究費補助金若手研究 (B) (課題番号 18730208)、および奨励的研究助成予算 (福島大学) からの資金的支援を得た。
- 1) 一方、Balino et al. (1999)、藤木 (2000) は、通貨代替のメリットとして、①国際市場との連動が高まる、②国内市場を競争にさらし、金融仲介を進展させる、③国内投資家により多様な投資機会を与える、の三点を挙げている。
  - 2) 通貨代替についてのサーベイ論文には、Giovannini and Turtelboom (1994) がある。
  - 3) 自国通貨建てで評価した外国実質貨幣残高 ( $S_t M_t^*$ )/ $P_t$  に、購買力平価  $P_t = S_t P_t^*$  を用いた。但し、 $S_t$  は自国通貨建て名目為替レートである。自国通貨建て実質外国債券残高についても同様である。
  - 4) (10) 式の導出過程については、付論を参照のこと。
  - 5) 自国、および外国の実質金利  $r_t$ 、 $r_t^*$  を、消費に基づいた Fischer 方程式 (consumption-based Fischer equation) により、それぞれ、

$$1 + r_t = \frac{P_t(1+i_t)E_t\left[\frac{C_{t+1}^{-\alpha}}{P_{t+1}}\right]}{E_t[C_{t+1}^{-\alpha}]}$$

$$1 + r_t^* = \frac{P_t^*(1+i_t^*)E_t\left[\frac{C_{t+1}^{-\alpha}}{P_{t+1}^*}\right]}{E_t[C_{t+1}^{-\alpha}]}$$

と定義する。さらに、実質消費量、および自国と外国の物価水準は、対数正規分布に従っているものと仮定し、上式の両辺の対数をとるならば、

$$i_t = r_t + E_t[p_{t+1}] - p_t + v_t \quad (*)$$

$$i_t^* = r_t^* + E_t[p_{t+1}^*] - p_t^* + v_t^* \quad (**)$$

となる。ここで、定常状態におけるという  $r_t = r_t^*$  関係式と (\*), (\*\*) 式, および (12) 式を用いるならば, (14) 式が得られる。

- 6)  $v_t$  の解釈は以下の通りである。例えば, 期待値を保持するような, 自国の物価水準の条件付分散  $\sigma_{p,t}^2$  の増大は, 将来における自国のマネーサプライの期待値を増大させる。この結果, 自国の名目金利を低下させると考えられる。 $\sigma_{cp,t}$ ,  $v_t^*$  およびの解釈も同様である。
- 7) すなわち,  $k \times 1$  パラメータベクトル  $\theta$  の一階微分可能な  $r \times 1$  関数を  $\phi = \phi(\theta)$ ,  $\Phi(\theta) = \partial\phi(\theta)/\partial\theta'$  をランク  $r$  ( $r \leq k$ ) の  $r \times k$  行列とする。このとき,  $\phi$  の推定量, およびその漸近的分散は, それぞれ,  $\hat{\phi} = \hat{\phi}(\hat{\theta})$ ,  $\hat{V}ar[\hat{\phi}] = \hat{\sigma}^2[\partial\phi(\theta)/\partial\theta']_{\theta=\hat{\theta}}' \hat{V}ar[\hat{\theta}] [\partial\phi(\theta)/\partial\theta']_{\theta=\hat{\theta}}$  で与えられる。但し,  $\hat{\theta}$  は  $\theta$  の推定量,  $\hat{\sigma}^2 \hat{V}(\hat{\theta})$  は  $\hat{\theta}$  の分散共分散行列の推定量である。
- 8) 季節調整には, RATS (estima) の X-11 コマンドを用いた。
- 9) すなわち, 効用関数 (8) 式をと特定化した。
- 10) すなわち,  $\sigma_{p,t}^2 = (1/12)[\sum_{i=1}^{12}(p_{t+i-1} - p_{t+i-2})^2]$ ,  $\sigma_{cp,t}^2 = (1/12)[\sum_{i=1}^{12}(c_{t+i-1} - c_{t+i-2})(p_{t+i-1} - p_{t+i-2})]$  を用いた。これらの指標に対し, 例えば,  $\sigma_{p,t}^2$  については, ARCH モデルを用いて推計する方法も考えられる。ARCH 推定量は一致性を持つため, generated regressors の問題も少ないと考えられる。しかしながら,  $\sigma_{cp,t}$  については, 同様の方法により推計することはできない。このため,  $\sigma_{p,t}^2$  についても ARCH モデルによる推計は行わなかった。
- 11) 月次データへの変換には, RATS (estima) の distribution コマンドを用いた。
- 12) Ljung = Box 検定により, 24 次までの標本自己相関がゼロという帰無仮説に対する Q 統計量は 15.627 で p 値は 0.871 であった。以上の結果より, ARIMA(0,1,1) モデルは診断をパスしたと結論できる。
- 13) ARDL モデルの推定には, Microfit4.1 (Oxford University Press) を用いた。

### 参考文献

- Balino, T. J. T., A. Bennett, and E. Borensztein (1999), "Monetary Policy in Dollarized Economies", *International Monetary Fund. Occasional Paper*, No.171.
- Clements, B., and G. Schwartz. (1993), "Currency Substitution: The Recent Experience of Bolivia", *World Development* 21, 1883-1893.
- Fasano-Filho, U. (1986), "Currency Substitution and the Demand for Money: The Argentine Case, 1960-1976", *Weltwirtschaftliches Archiv* 122, 327-339.
- Flood, R., and P. Garber (1984), "Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples", *Journal of International Economics* 17 (1-2), 1-13.
- Giovannini, A. (1991), "Currency Substitution and the Fluctuations of Foreign-Exchange Reserves with Credibly Fixed Exchange Rates", *NBER Working Paper Series*, No.3636.
- Giovannini, A., and B. Turtelboom (1994), "Currency Substitution", in *The Handbook of International Macroeconomics*, edited by F. van der Ploeg, Blackwell, 390-436.
- Girton, L., and D. E. Roper (1981), "Theory and Implications of Currency Substitution", *Journal of Money, Credit, and Banking* 13, 12-30.
- Kareken, J., and N. Wallace (1981), "On the Indeterminacy of Equilibrium Exchange Rates",

- Quarterly Journal of Economics* 96, 207-222.
- Krugman, P. (1979), “A Model of Balance-of-Payments Crises”, *Journal of Money, Credit and Banking* 11, 311-325.
- Ortiz, G. (1983), “Currency Substitution in Mexico: The Dollarization Problem”, *Journal of Money, Credit and Banking* 15, 174-185.
- Pagan, A. (1984), “Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressions”, *International Economic Review* 25, 221-247.
- Pesaran, M. H., and B. Pesaran (1997), *Microfit 4.0 (Windows Version)*. Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., and Y. Shin (1999), “An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis”, in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: the Ragnar Frisch Centennial Symposium*, edited by S. Strøm, Cambridge University Press, 371-413.
- Ramirez-Rojas, C. L. (1985), “Currency Substitution in Argentina, Mexico, and Uruguay”, *IMF Staff Papers* 32, 629-667.
- Rogers, J. H. (1990), “Foreign Inflation Transmission under Flexible Exchange Rates and Currency Substitution”, *Journal of Money, Credit, and Banking* 22, 195-208.
- Rogers, J. H. (1992), “The Currency Substitution Hypothesis and Relative Money Demand in Mexico and Canada.” *Journal of Money, Credit, and Banking* 24, 300-318.
- 熊本尚雄・熊本方雄 (2003) 「ラテンアメリカにおける通貨代替の GMM 推定」『アジア経済』第 44 巻第 4 号 日本貿易振興会アジア経済研究所 50-59.
- 澤田康幸 (2003) 「通貨代替と通貨危機－理論と実証」高木信二・宮尾龍蔵・沢田康幸・渋谷浩・横川和男 [著] 『通貨危機と資本逃避－アジア通貨危機の再検討』所収, 東洋経済新報社 131-156.
- 藤木裕 (2000) 「エマージング・マーケット諸国の為替相場制度・金融制度の選択について」『金融研究』第 19 巻第 1 号 日本銀行金融研究所 79-123.