

研究ノート ラテンアメリカにおける通貨代替のGMM推定

著者	熊本 尚雄, 熊本 方雄
権利	Copyrights 日本貿易振興機構(ジェトロ)アジア経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
雑誌名	アジア経済
巻	44
号	4
ページ	50-59
発行年	2003-04
出版者	日本貿易振興会アジア経済研究所
URL	http://doi.org/10.20561/00041548

ラテンアメリカにおける通貨代替の GMM 推定

くまもと ひさお
 熊くまもと 尚まさ方 雄お雄

はじめに
 モデル
 実証方法
 実証分析
 おわりに

はじめに

外国通貨が支払手段として用いられる現象は、通貨代替 (currency substitution) と呼ばれ、新興市場諸国や体制移行国、とりわけ、ラテンアメリカ諸国で観察される。高インフレ率下にあったラテンアメリカ諸国においては、居住者が支払手段として、より価値の安定したドルを用いることを選択したため、通貨代替が進展したといわれている。

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

の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、通貨代替の程度が高まると、固定相場制度下においては、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。例えば、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。この通貨代替の進展による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。例えば、外貨準備のボラティリティが増大することにより、民間投資家が、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。Balino, Benett and Borensztein (1999), 藤木 (2000) は、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。とくに、固定相場制度下では、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^(注1)。

本稿の目的は、ラテンアメリカ諸国において、「どの程度」通貨代替が進展している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、為替相場の期待変化率（代理変数として、インフレ格差を使用、ただし、ウルグアイについては、インフレ格差と金利差の2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4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、誤差修正モデルを用いることにより分析し、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。Rogers (1992) のモデルにおいて、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増大したときであるため、この結果は、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（広義マネーに対する外貨建て預金の比率）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、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、これらの先行研究は標本期間内において、為替の期待減価率、インフレ率格差、または、金利差などの変化に対し、「追加的に」通貨代替が生じたかどうかを分析するものであり、「どの程度」通貨代替が進展しているかということ进行分析するものではない。とくに、通貨代替においては、自国のインフレ率が低下した後でも、外国通貨を保有しつづけ、自国通貨への回帰がみられないという履歴効果、または、ラチェット効果が存在することが知られている^(注2)。このため、標本期間内において、通貨代替の程度が、為替の期待減価率、インフレ率格差、または、金利差などの変化に有意に影響を受けないとしても、通貨代替が生じている可能性がある。

このため、本稿では、通貨代替型 money-in-

the-utility-function モデルにおける外国通貨に対するウェイトを、Hansen (1982) の一般化積率法 (Generalized Method of Moments : GMM) を用いて、直接的に推定することにより、「どの程度」ドル化が進展しているかを分析する^(注3)。また、先行研究においては、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ため、いわゆる「ルーカス批判」に対処することができない。これに対し、GMM 推定により、効用関数における基礎的パラメータ(deep or underlying parameter) を直接的に推定するならば、「ルーカス批判」に応えることができると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。第 節では、通貨代替型 money-in-the-utility-function に基づいたモデルを提示する。第 節では、GMM 推定の分析方法を解説する。第 節では、実証分析を行う。

モデル

本節では、通貨代替型 money-in-the-utility-function に基づいたモデルを提示する。

自国と外国の2国からなる小国開放経済において、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 によって表わされるものと想定する。この想定の下では、消費者の効用最大化問題は、

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

$$u_c > 0, u_m > 0, u_{m^*} > 0, u_{cc} < 0, u_{mm} < 0, u_{m^*m^*} < 0$$

$$\begin{aligned} \text{s.t. } B_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{M_t^*}{P_t^*} &= (1+r_{t-1})B_{t-1} \\ &+ \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}^*}{P_t^*} + Y_t - C_t \end{aligned} \quad (2)$$

となる。ただし、 C_t は実質消費、 M_t は自国名目貨幣残高、 M_t^* は外国名目貨幣残高、 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^(注4)、 B_t は t 期末の実質対外債券残高、 r_t はこの債券に対する t 期末から $t+1$ 期末にかけての実質金利、 Y_t は外生的に与えられる実質所得、 β 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わすオペレータである。

(1)式は、消費者は取引コストを節約するため、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。

消費者の効用最大化の1階条件は、

$$u_c(t) = \beta E_t[(1+r_t)u_c(t+1)] \quad (3)$$

$$\frac{u_c(t)}{P_t} = \frac{u_m(t)}{P_t} + \beta E_t \left[\frac{u_c(t+1)}{P_{t+1}} \right] \quad (4)$$

$$\frac{u_c(t)}{P_t^*} = \frac{u_{m^*}(t)}{P_t^*} + \beta E_t \left[\frac{u_c(t+1)}{P_{t+1}^*} \right] \quad (5)$$

と求まる。(3)式は実質消費に関する Euler 方程式である。(4)式は自国貨幣残高に関する Euler 方程式で、 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、 $t+1$ 期に消費することとが無差別となることを意味している。同様に、(5)式は外国貨幣残高に関する Euler 方程式である。

ここで、効用関数を、

$$u_t = C_t + \gamma X_t \quad (6)$$

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

と特定化する。(6)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 をウェイト γ で加重平均した加法的効用関数によって表わすことができること、さらに、実質貨幣残高インデックス X_t は、ウェイト α および代替の弾力性 $\varepsilon = 1/(1+\delta)$ を持つ CES 型技術で表わされることを示している。もし、外国通貨を保有することによる流動性サービスに対し、選好を持たないならば、すなわち、通貨代替が進展していないならば、 $\alpha = 1$ となる。

(6)式のように、加法的関数を想定した理由は、後の実証分析において、自国、および、外国実質貨幣残高のデータは、月次で利用可能であったのに対し、実質消費のデータは四半期でしか利用可能でなかったことに拠っている。すなわち、加法的関数を想定し、1階条件から実質消費に依存する項を消去することで、実証分析において、月次データを利用することを可能とし、十分なデータ数、および、自由度を確保することを優先させたためである(注5)。

実証方法

本節では、GMM を用いて、効用関数におけるパラメータを推定する方法を解説する。

推定に用いる式は、(6)式の特定化の下では、Euler 方程式 (3)~(5)式は、

$$E_t[\beta(1+r_t) - 1] = 0 \quad (7)$$

$$E_t \left[\alpha \gamma \left\{ \alpha m_t^{-\delta} + (1-\alpha) m_t^{*-\delta} \right\}^{-\frac{1}{\delta}-1} m_t^{-\delta-1} + \beta \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{-1} - 1 \right] = 0 \quad (8)$$

$$E_t \left[(1-\alpha) \gamma \left\{ \alpha m_t^{-\delta} + (1-\alpha) m_t^{*-\delta} \right\}^{-\frac{1}{\delta}-1} m_t^{*-\delta-1} + \beta \left(\frac{P_{t+1}^*}{P_t^*} \right)^{-1} - 1 \right] = 0 \quad (9)$$

となる。さらに、(8)式、および、(9)式は、

$$E_t \left[\alpha \gamma \left\{ \alpha \left(\frac{m_t}{m_t^*} \right)^{-\delta} + (1-\alpha) \right\}^{-\frac{1}{\delta}-1} \left(\frac{m_t}{m_t^*} \right)^{-\delta-1} + \beta \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{-1} - 1 \right] = 0 \quad (10)$$

$$E_t \left[\alpha \left\{ 1 - \beta \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{-1} \left(\frac{E_{t+1}}{E_t} \right) \right\} \left(\frac{m_t}{m_t^*} \right)^{-\delta-1} - (1-\alpha) \left\{ 1 - \beta \left(\frac{P_{t+1}^*}{P_t^*} \right)^{-1} \right\} \right] = 0 \quad (11)$$

と書き直すことができる。(11)式は、(8)式を(9)式で除すことにより得られるが、この変換は、帰無仮説 $\alpha = 1$ の制約の下で、 δ を推定可能とするためのものである。

(7)式、(10)式、および、(11)式の左辺をそれぞれ、 $d_{1,t+1}$ 、 $d_{2,t+1}$ 、 $d_{3,t+1}$ とし、 $d_{t+1} = (d_{1,t+1}, d_{2,t+1}, d_{3,t+1})$ と表わす。さらに、 z_t を $R \times 1$ 操作変数ベクトルとする。このとき、 $3R$ 次元ベクトル値関数

$$g_T(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_t \otimes d_{t+1}(\theta) \quad (12)$$

が定義される。ただし、 θ は $\theta = (\alpha, \beta, \lambda, \delta)$ なるパラメータベクトルである。このとき、パラメータベクトル θ の GMM 推定量は、

$$Q_T(\theta) = g_T(\theta)' W_T g_T(\theta) \quad (13)$$

を最小化する $\hat{\theta}$ として与えられる。ただし、 W_T は $3R \times 3R$ 対称正値定符号ウェイト行列である。

Hansen (1982) は、モデルが正しく特定化されているという帰無仮説の下で、 $J = TQ_T(\hat{\theta})$ は、漸近的に自由度が「直交条件の数 (Euler 方程式の数 \times 操作変数の数) - パラメータ数」に等しい二乗分布に従うことを示した。これは J-test と呼ばれ、過剰識別性の検

定に用いられる。

さらに, Eichenbaum, Hansen and Singleton (1988) は, 制約付き GMM 推定量と無制約 GMM 推定量の推定量を, それぞれ, $\hat{\theta}_R, \hat{\theta}_U$ としたとき, 準尤度比検定統計量 $T(Q_T(\hat{\theta}_R) - Q_T(\hat{\theta}_U))$ が, 漸近的に自由度が「制約数」に等しい二乗分布に従うことを示した。これは C-test と呼ばれ, 各パラメータへの制約の検定に用いられる。本稿では, この C-test を対立仮説 $\alpha < 1$ に対する帰無仮説 $\alpha = 1$ を検定する際に用いる。

実証分析

本節では, Euler 方程式(7)~(9)式を GMM 推定する。第1項では, 分析に用いたデータを解説する。第2項では, GMM 推定を行う。

1. データ

本項では, 分析に用いたデータを解説する。分析対象国を, データの入手可能性より, アルゼンチン, ボリビア, チリ, パラグアイ, ペルー, ウルグアイの6カ国とする。また, 分析期間は, 1994年1月から2000年12月とし, 月次データを用いた。

自国物価水準は, 各国の消費者物価指数(1994年1月=100), 外国物価水準 P_t^* は, 米国の消費者物価指数(1994年1月=100)を用いた。

実質対外債権残高に対する実質金利 r_t は, 米国財務省証券の1カ月物金利(期中平均)から米国におけるインフレ率の実現値を減じた値を用いた。

なお, 以上のデータは, IMF の *International Financial Statistics* より入手した。

自国名目貨幣残高 M_t , 外国名目貨幣残高

M_t^* は, 国内居住者が保有する通貨額と預金額の和である。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, 外国に保有する外国通貨建て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預金額^(注6)を人口で除したものを M_t^* とし, これと対応させるため, 自国通貨建て預金を人口で除したものを M_t とした。なお, 人口データは年次データであったため, これを月次データに変換した^(注7)。ただし, 本稿においては, 貨幣の流動性サービスから効用が得られることを想定し, 通貨代替としてのドル保有を分析対象としているため, 可能な限り, 流動性の高い預金に限定した^(注8)。自国実質貨幣残高 m_t , 外国実質貨幣残高 m_t^* は, M_t, M_t^* に季節調整を行い^(注9), これらを物価指数でデフレートした。

なお, 以上のデータは, アルゼンチンについては, Banco Central de la Republic Argentina の *Bulletin of Monetary and Financial Affairs*, ボリビアについては, IMF の *International Financial Statistics*, チリについては, Banco Central de Chile の *Boletín Mensual*, パラグアイについては, Banco Central del Paraguay の *estadísticas económicas*, ペルーについては, Banco Central de Reserva del Peru のホームページ (<http://www.bcrp.gob.pe/>), ウルグアイについては, Banco Central del Uruguay の *Boletín Estadístico* より入手した。

2. GMM 推定

本項においては, GMM 推定により, 効用関数におけるパラメータを推定する。操作変数には,

表1 推定結果

パラメータ	アルゼンチン	ボリビア	チリ	パラグアイ	ペルー	ウルグアイ
α	0.47084 (0.01616)	0.57423 (0.01739)	0.99974 (0.00007)	0.63200 (0.05089)	0.60745 (0.03867)	0.79957 (0.02045)
β	0.99457 (0.00092)	0.993251 (0.00102)	0.997686 (0.00018)	0.978651 (0.00847)	0.995243 (0.03867)	0.993446 (0.00099)
γ	0.00634 (0.00066)	0.01132 (0.00132)	0.00996 (0.00219)	0.61647 (0.36256)	0.07654 (0.02090)	0.11298 (0.02003)
δ	-0.53807 (0.28879)	-0.61732 (0.07055)	0.75425 (0.08328)	-0.27386 (0.13515)	-0.90949 (1.83058)	0.43739 (0.93060)
J	15.4274 [0.164]	17.2309 [0.244]	16.1333 [0.136]	35.8932 [0.001]	12.3348 [0.579]	18.6261 [0.180]
C_α	46.93039 [0.00000]	7.50029 [0.00617]	4.18574 [0.04077]	6.63677 [0.00999]	22.36820 [0.00000]	37.58379 [0.00000]

(出所) 筆者作成。

(注)(1) 各パラメータの標準偏差は () 内、J-test、および、C-test の p-value は [] 内で示される。

(2) 各パラメータの推定値、および、標準偏差については、小数点第6位以下を四捨五入したものである。

$$I_1 = \left\{ 1, t, \frac{m_{t-1}}{m_{t-1}^*}, \frac{P_t}{P_{t-1}}, \frac{E_t}{E_{t-1}}, 1+r_{t-1} \right\} \quad (14)$$

を用いた。ただし、 t はトレンドである^(注10)。

また、ウェイト行列 W_T には、Newey and West (1987) の分散共分散行列を用いた。

この推定結果を示したものが表1である。表1においては、各パラメータの推定値、標準偏差、J-test の検定統計量と p-value、および、C-test (C_α と表記) の検定統計量と p-value が示されている。

アルゼンチンについては、 α の推定結果より、ドルに対して約52.9%と高いウェイトが付されていること、また、 δ の推定結果より、代替の弾力性は約 $\varepsilon = 2.165$ となり、自国通貨とドルとが代替的であることがわかる。さらに、C-test の結果より、 $\alpha = 1$ の帰無仮説は有意水準5%の下で棄却されることがわかる。これらのことから、アルゼンチンにおいては、通貨代替

が進展していると結論することができる。また、J-test の結果より、有意水準5%の下ではモデルは棄却されないことがわかる。

ボリビアについては、 α の推定結果より、ドルに対して約42.6%と高いウェイトが付されていること、また、 δ の推定結果より、代替の弾力性は約 $\varepsilon = 2.163$ となり、自国通貨とドルとが代替的であることがわかる。さらに、C-test の結果より、 $\alpha = 1$ の帰無仮説は有意水準5%の下で棄却されることがわかる。これらのことから、ボリビアにおいては、通貨代替が進展していると結論することができる。また、J-test の結果より、有意水準5%の下ではモデルは棄却されないことがわかる。

チリについては、 α の推定結果より、ドルに対して約0.026%のウェイトしか付されていないこと、また、 δ の推定結果より、代替の弾力性は約 $\varepsilon = 0.57$ と1以下となり、自国通貨とドルとが代替的でないことがわかる。さらに、

C-test の結果より、 $\alpha = 1$ の帰無仮説は有意水準 5% の下で棄却されるが、有意水準 1% の下で棄却されないことがわかる。これらのことから、チリにおいては、通貨代替の進展は極めて限定的であると結論することができる。また、J-test の結果より、有意水準 5% の下ではモデルは棄却されないことがわかる^(注11)。

パラグアイについては、 α の推定結果より、ドルに対して約 36.8% と比較的高いウェイトが付されていること、また、 δ の推定結果より、代替の弾力性は約 $\varepsilon = 1.38$ となり、自国通貨とドルとが代替的であることがわかる。さらに、C-test の結果より、 $\alpha = 1$ の帰無仮説は有意水準 5% の下で棄却されることがわかる。これらのことから、パラグアイにおいては、通貨代替が進展していると結論することができる。ただし、J-test の結果より、有意水準 0.1% の極めて低い有意水準の下でのみモデルは棄却されなかった。

ペルーについては、 α の推定結果より、ドルに対して約 39.3% と比較的高いウェイトが付されていること、また、 δ の推定結果より、代替の弾力性は約 $\varepsilon = 11.05$ と大きな値をとることから、自国通貨とドルとが代替的であることがわかる。さらに、C-test の結果より、 $\alpha = 1$ の帰無仮説は有意水準 5% の下で棄却された。これらのことから、ペルーにおいては、通貨代替が進展していると結論することができる。また、J-test の結果より、有意水準 5% の下ではモデルは棄却されないことがわかる。

ウルグアイについては、 α の推定結果より、ドルに対して約 20% と比較的小さいウェイトが付されていること、また、 δ の推定結果より、代替の弾力性は約 $\varepsilon = 0.696$ と 1 より小さい値

をとることがわかる。ただし、C-test の結果より、 $\alpha = 1$ の帰無仮説は有意水準 5% の下で棄却されることから、ウルグアイにおいては、限定的ではあるが通貨代替が進展していると結論することができる。また、J-test の結果より、有意水準 5% の下ではモデルは棄却されないことがわかる。

なお、主観的割引因子 β については、6 개국すべてについて、0.99 に近い値をとった。

以上の分析結果より、アルゼンチン、ボリビア、パラグアイ、ペルー、および、ウルグアイにおいては、通貨代替が進展していると結論することができる。

おわりに

以上、ラテンアメリカ諸国において、「どの程度」通貨代替が進展しているかを、通貨代替型 money-in-the-utility-function におけるパラメータを GMM 推定することにより分析した。

この結果、アルゼンチン、ボリビア、パラグアイ、および、ペルーにおいては、かなりの程度で通貨代替が進展しており、ウルグアイについても限定的ではあるが通貨代替が進展していることが示された。一方、チリにおいては、通貨代替は極めて限定的であることが示された。

ただし、本稿では、(6)式で定式化された分離可能な効用関数に基づいた GMM 推定のみを行った。しかしながら、実質消費と実質貨幣残高インデックスを分離不可能型にするなど、異なった定式化も考えられる。本稿で得られた結果が、他の効用関数の下でも得られる頑健なものであるかを確認する必要がある。したがって、これは、今後の課題としたい。

(注1) 通貨代替のデメリットとしては、他にも通貨発行益(シニョリッジ)が失われることが挙げられる。通貨代替下における最適インフレ税率を分析したものに、Kimbrough (1986; 1991), Végh (1989), Aizenman (1992), Canzoneri and Diba (1992), Guidotti and Végh (1993), İmrohoroglu (1996) などがある。

一方、Balino, Benett and Borensztein (1999), 藤木 (2000) は、通貨代替のメリットとして、(1)国際市場との運動が高まる、(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3点を挙げている。

通貨代替についてのサーベイ論文には、Giovannini and Turtelboom (1994) がある。

(注2) 通貨代替において、履歴効果、または、ラチェット効果が存在する理由として、館・日本銀行金融研究所 (2002) は、(1)制度や慣行の変更: 決済通貨の変更は、制度や慣行の変更を伴うことが多く、時間やコストを要するため、決済通貨を元に戻すことに大きな利益が得られないならば、各経済主体は、取引手段の変更を行わない、(2)経済主体の習熟度: 外貨建て資産への投資を含め、新しい金融商品を利用するためには、その習熟に時間がかかるため、一度習熟のために時間やコストを投資した後は、新しい金融商品を使いつづける、(3)通貨の公共財としての性格: 通貨は公共財であり、普及するにつれてその取引コストがさがり性格があるため、いったん、外貨建て資産が普及した後は通貨の変更は発生しにくい、の3点を挙げている。また、Mongardini and Mueller (2000) は、キルギスにおける通貨代替のラチェット効果の存在を実証分析している。

(注3) この方法は、İmrohoroglu (1994) が、カナダにおける通貨代替を分析した方法である。İmrohoroglu (1994) は、カナダにおいては、効用関数におけるドルに対するウェイトは、1.29%から1.83%と非常に小さく、また、本国通貨とドルとの代替の弾力性は、0.2926から0.4337と1より小さいため、カナダにおいては、ドル化は進展していないと結論している。同様の手法を用いて、Selcuk (1997) はトルコにおける通貨代替を、川崎・熊本 (2001) は、アルゼンチン、チリ、および、メキシコにおける通貨代替

を実証分析している。また、money-in-the-utility-function モデルを GMM 推定したものに、Finn, Hoffman and Schlagenhauf (1990), Holman (1998) がある。

(注4) 本国通貨建てで評価した外国実質貨幣残高 $(E_t M_t^*)/P_t$ に、購買力平価 $P_t = E_t P_t^*$ を用いた。ただし、 E_t は本国通貨建て名目為替レートである。

(注5) ただし、加法的効用関数を想定することで、実質消費と実質貨幣残高インデックスとの間の代替効果についての情報を捨象してしまうという欠点があることにも留意する必要がある。これに対し、interpolation により、実質消費のデータを四半期から月次に変換し、分離不可能型の効用関数を想定する方法も考えられよう。しかしながら、実質消費は通常、月次水準においても季節変動が大きいため、信頼に足る実質消費の月次データを得ることは困難であると考え、この方法を採用しなかった。

(注6) ボリビア、チリ、パラグアイ、および、ウルグアイについては、外国通貨建て預金のデータであったが、その大半はドル建てであると考えられるため、これをドル建て預金とみなしても問題はないと考える。

(注7) 人口データの年次から月次への変換には、RATS (estima) の distribution コマンドを用いた。

(注8) 本国通貨と外国通貨との比率が、本国通貨建て預金と外国通貨建て預金の比率で近似できるならば、 α の推定値は信頼できると考えられる。ただし、 γ については、貨幣のデータに通貨が含まれないことから過小推定される可能性がある。

(注9) M_t, M_t^* の季節調整には、RATS (estima) の X - 11 コマンドを用いた。

(注10) アルゼンチンについては、標本期間中、カレンシーボードが採用されており、為替相場が固定されていたために、購買力平価を想定し、(9)式の $(P_{t+1}/P_t)^{-1}(E_{t+1}/E_t)$ を P_{t+1}^*/P_t^* とし、操作変数についても E_t/E_{t-1} を P_t^*/P_{t-1}^* とした。

(注11) この結果は、「ドルはもともとインフレヘッジのために保有されていることが多い。チリやブラジルではインデックスゼーションが普及しているので、ドル化は進んでいないともいわれている」という藤木 (2000) の指摘と整合的である。

文献リスト

<日本語文献>

- 川崎健太郎・熊本方雄 2001. 「ラテンアメリカ諸国におけるドル化の進展」2001年度日本金融学会秋期大会(福島大学)報告論文.
- 館龍一郎監修・日本銀行金融研究所編 2002. 『電子マネー・電子商取引と金融政策』東京大学出版会.
- 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3号(日本銀行金融研究所): 79-123.

<外国語文献>

- Aizenman, J. 1992. "Competitive Externalities and the Optimal Seigniorage." *Journal of Money, Credit and Banking* 24 (1): 61-71.
- Balino, T. J. T., A. Benett and E. Borensztein 1999. "Monetary Policy in Dollarized Economies." *International Monetary Fund. Occasional Paper* No171.
- Calvo, G. A. and C. A. Végh 1993. "Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction." *IMF Working Paper* 92/40.
- Canzoneri, M. B. and B. T. Diba 1992. "The Inflation Discipline of Currency Substitution." *European Economic Review* 36(4): 827-845.
- Clements, B. and G. Schwartz 1993. "Currency Substitution: The Recent Experience of Bolivia." *World Development* 21(11): 1883-1893.
- Eichenbaum, M. S., L. P. Hansen and K. J. Singleton 1988. "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty." *Quarterly Journal of Economics* 103 (1): 51-78.
- Fasano-Filho, U. 1986. "Currency Substitution and the Demand for Money: The Argentine Case, 1960-1976." *Weltwirtschaftliches Archiv* 122(2): 327-339.
- Finn, M. G., D. L. Hoffman and D. E. Schlagenhauf 1990. "Intertemporal Asset-Pricing Relationships in Barter and Monetary Economies: An Empirical Analysis." *Journal of Monetary Economics* 25(3): 431-451.
- 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*. ed. F. van der Ploeg. Blackwell.
- Girton, L. and D. E. Roper 1981. "Theory and Implications of Currency Substitution." *Journal of Money, Credit, and Banking* 13(1): 12-30.
- Guidotti, P. E. and C. A. Végh 1993. "Currency Substitution and the Optimal Inflation Tax." *Economic Letters* 42(1): 65-70.
- Hansen, L. P. 1982. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica* 50(4): 1029-1054.
- Holman, J. A. 1998. "GMM Estimation of a Money-in-the-Utility-Function Model: The Implications of Functional Forms." *Journal of Money, Credit, and Banking* 30(4): 679-698.
- Imrohoroglu, S. 1994. "GMM Estimates of Currency Substitution between the Canadian Dollar and the U.S. Dollar." *Journal of Money, Credit, and Banking* 26(4): 792-807.
- 1996. "International Currency Substitution and Seigniorage in a Simple Model of Money." *Economic Inquiry* 34(3): 568-578.
- Kareken, J. and N. Wallace 1981. "On the Indeterminacy of Equilibrium Exchange Rates." *Quarterly Journal of Economics* 96(2): 207-222.
- Kimbrough, K. P. 1986. "The Optimum Quantity of Money Rule in the Theory of Public Finance." *Journal of Monetary Economics* 18(3): 277-284.
- 1991. "Optimal Taxation and Inflation in an Open Economy." *Journal of Economic Dynamics and Control* 15(1): 179-196.

- Mongardini, J. and J. Mueller 2000. "Ratchet Effects in Currency Substitution: An Application to the Kyrgyz Republic." *IMF Staff Papers* 47(2): 218-237.
- Newey, W. K. and K. D. West 1987. "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica* 55(3): 703-708.
- Ortiz, G. 1983. "Currency Substitution in Mexico: The Dollarization Problem." *Journal of Money, Credit, and Banking* 15(2): 174-185.
- Ramirez-Rojas, C. L. 1985. "Currency Substitution in Argentina, Mexico, and Uruguay." *IMF Staff Papers* 32(4): 629-667.
- Rogers, J. H. 1990. "Foreign Inflation Transmission under Flexible Exchange Rates and Currency Substitution." *Journal of Money, Credit, and Banking* 22(2): 195-208.
- 1992. "The Currency Substitution Hypothesis and Relative Money Demand in Mexico and Canada." *Journal of Money, Credit, and Banking* 24 (3): 300-318.
- Selcuk, F. 1997. "GMM Estimation of Currency Substitution in a High-Inflation Economy: Evidence from Turkey." *Applied Economics Letters* 4(4): 225-227.
- Végh, C. A. 1989. "The Optimal Inflation Tax in the Presence of Currency Substitution." *Journal of Monetary Economics* 24(1): 139-146.

[付記] 本稿の執筆に当たっては、匿名の本誌レフェリーから数多くの有益なコメントを頂いた。改めて感謝の意を表したい。言うまでもなく、有り得べき誤謬の一切の責は筆者である我々に帰すものである。

(熊本尚雄・一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程 / 熊本方雄・東京経済大学経済学部専任講師)