

## 第5章

# 途上国における利子率裁定の変遷

——メキシコの事例——

伊藤 成 朗

### はじめに

1994年のメキシコ通貨危機、1997年後半のアジア通貨危機などは、金融の国際化が進んだ結果起こった新しいタイプの危機であり、今までは重要ではなかった短期資本が国際金融市場に動揺を与えたとする論調がある。この議論に従えば、国際資本移動が途上国に与える影響は大きくなってきており、国際金融市場が不安定化しているときには、マレーシアのように資本規制を敷くことも時限的には正当化される。

こうした議論が正しければ、途上国と国際金融市場の関係も変化してきているはずであり、途上国と他国の金融指標との関わりも密接になっているはずである。本章では、メキシコを例にとり、利子率裁定関係にみられる金融の国際化がどのように変化したのかを実証的に検討する。具体的には、メキシコのリスク・プレミアムが自国および他国の金融変数とどのような関係にあり、その関係が時間を通じてどのように変化するのかを検討する。金融の国際化が進んでいけば、他国の金融変数の影響が強くなること、外貨準備水準の影響が無視しえなくなるなどの結果がみられるはずである。また、リスク・プレミアムの時間的変化を考慮することで、リスク・プレミアムの時間

的安定性も考察する。もしも、金融の国際化とともに国際金融市場の不安定化が進んだのであれば、自国や他国の金融変数が所与のもと、リスク・プレミアムも時間を通じて不安定化しているはずである。

そこで本章では、メキシコを例にとり、リスク・プレミアムがどのような変数に影響を受け、その構造が時間を通じてどのように変化してきたかを推計することを目的とする。その際、先験的には判断できない構造変化の有無自体も推計対象とする。メキシコを例にとるのは、常に国際金融市場との関わりを有していたために、その関係がどのように変化したかを考察するのに適しているためである。本章の構成は以下のとおり。第1節では推計方法を解説する。ここでは期待減価率を得るためにカルマン・フィルタを用い、利子率裁定条件を構造変化を考慮しながら推計するMOSUMテストとMEテストを示す。第2節ではデータとその非定常性について検討する。第3節では推計結果を示し、「おわりに」では結論を記す。

## 第1節 推計方法

本章では各国のカヴァーなし利子率裁定 (uncovered interest parity: UIP) が成立するのか、各国の金融変数がどのような相互関係にあるのか、こうした関係が時代を通じてどのように変化してきたのか、先験的な制約を可能な限り課さない形で推計することを目的とする。用いる推計方法は構造変化を考慮した回帰モデルである。

UIPとは、

$$1+i_{t-1}=(1+i_{t-1}^*)\mathcal{E}\left[\frac{E_t}{E_{t-1}}\right],$$

である。 $i_{t-1}$ は $t-1$ 時点で成立し、 $t$ 時点で支払いのある利子率、 $i_{t-1}^*$ は $t-1$ 期の米国利子率、 $E_t$ は $t$ 時点の対ドル為替レート、 $\mathcal{E}$ は $t-1$ 時点の情報を使って形成される期待値のオペレータである。 $\ln(1+i)=i$ と表記し、小文字で

対数を表記すれば、対数をとると

$$i_{t-1} = i_{t-1}^* + \mathcal{E}[e_t] - e_{t-1},$$

である。自国投資と対米投資の期待収益率の差  $i_{t-1} - i_{t-1}^* - (\mathcal{E}[e_t] - e_{t-1})$  にリスク・プレミアムがあるとすれば、これを定数項  $c$  と時間を通じて変化する項  $\mu_{t-1}$  に分解する。つまり、超過収益は

$$i_{t-1} - i_{t-1}^* - (\mathcal{E}[e_t] - e_{t-1}) = c + \mu_{t-1},$$

のように書くことができる。ここで  $\mu_{t-1}$  はいくつかの外生的、先決的な要因ベクター  $x_{t-1}$  によって決定すると仮定する。

$$\mu_{t-1} = x_{t-1}'\beta.$$

ここで用いている  $t$  期の為替レート期待値  $\mathcal{E}[e_t]$  は観察不可能であり、実際に観察されるのは事後的な実現値  $e_t$  である。このため、何らかの仮定において為替レート期待値  $\mathcal{E}[e_t]$  を推計しなければならない。ここでは、実現値を予測誤差と期待減価率に分解し、それぞれについて確率的な仮定をおくことで両者を推計するという手法をとる<sup>(1)</sup>。事後の減価率は期待減価率と予測誤差の和に恒等的に等しい。

$$\begin{aligned} e_t - e_{t-1} &= e_t - \mathcal{E}[e_t] + \mathcal{E}[e_t] - e_{t-1}, \\ &= w_t + \xi_t, \end{aligned}$$

である。ここで予測誤差は

$$w_t = e_t - \mathcal{E}[e_t],$$

であり、期待減価率は

$$\xi_t = \mathcal{E}[e_t] - e_{t-1},$$

である。ここで合理的期待を仮定し、予測誤差は期待値ゼロ、分散  $\sigma^2$  の正規分布に従うとしよう。さらに、観察不能な期待減価率  $\xi_t$  は標準正規分布に従う攪乱項付きの AR(1) プロセスに従うと仮定する。

$$\xi_t = \phi \xi_{t-1} + v_t, \quad v_t \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} N(0, 1).$$

期待減価率についてまとめると下記のシステムとなる。

$$\begin{aligned} \xi_t &= \phi \xi_{t-1} + v_t \\ e_t - e_{t-1} &= \alpha + \xi_t + w_t \end{aligned} \quad \left( \begin{array}{c} v_t \\ w_t \end{array} \right) \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \sigma^2 \end{pmatrix} \right]. \quad \dots\dots(1)$$

最初の式は  $t$  期における期待減価率の遷移を示しており、 $t$  期における市場心理の状態を表しているので、状態方程式 (state equation) という。2 番目の式は、観察可能な変数を説明しているため、観察方程式 (observation equation) という。こうした形式の連立方程式体系は、カルマン・フィルタ (Kalman filter) のアルゴリズムを用いると、状態変数  $\{\xi_t\}_{t=2}^T$  とパラメータ  $\{\phi, \alpha, \sigma^2\}$  を推計することができる<sup>(2)</sup>。

上記の手続きで得た期待為替レート推計値  $\mathcal{E}[\hat{e}_t]$  を用いて下式を推計する。

$$i_{t-1} - i_{t-1}^* - (\mathcal{E}[\hat{e}_t] - e_{t-1}) = c + \mathbf{x}_{t-1}'\boldsymbol{\beta} + \epsilon_{t-1}, \quad \dots\dots(2)$$

サンプル期間は1978年から2001年8月までと比較的長期にわたり、何らかの構造変化があったことは想像に難くない。この間、メキシコは数回にわたって対外交換性に関する危機とインフレーションを経験し、それに対応する形で国際資本移動に関する規制が変更されている。よって、利子率裁定関係がサンプル期間を通じて一定であるとは考えにくく、推計においては、裁定関係、つまり、 $c$  や  $\boldsymbol{\beta}$  が時間を通じて変化することを許容することに留意する<sup>(3)</sup>。

構造変化をテストする方法はチャウの F テストが直截であるが、チャウテストを用いるうでは構造変化時点を知らなければならない。実際にいつの時点で構造変化が認められるか調べることも本章の目的なので、未知の時点で構造変化が起こったことを許容する推計方法をとるべきである<sup>(4)(5)</sup>。

そこで、まず、Brown, Durbin and Evans [1975] の CUSUM (cumulative sum) テストを変更した Chu, Hornik and Kuan [1995a] の MOSUM (moving sum) テストを用いる<sup>(6)</sup>。MOSUM テストでは、 $t$  時点以前の一定数  $Th$  のデータを用い、予測誤差  $\hat{u}_t$

$$\hat{u}_t = i_{t-1} - i_{t-1}^* - (\mathcal{E}[e_t] - e_{t-1}) - \mathbf{x}_{t-1}'\boldsymbol{\beta}_{t-1} = y_t - \mathbf{x}_{t-1}'\boldsymbol{\beta}_{t-1},$$

$$y_t \stackrel{\text{def}}{=} i_{t-1} - i_{t-1}^* - (\mathcal{E}[e_t] - e_{t-1}),$$

をすべての  $t = h+1, \dots, T$  について計算する。MOSUM テストが構造変化を探知する直感的な論理は、構造変化がなければ予測誤差  $\hat{u}_t$  は期待値ゼロの

分布に従う、というものである。もしも、とある時点で構造変化があれば、 $\hat{u}_t$ の期待値はゼロから継続的に離れてしまうであろう。よって、とある時点から $\hat{u}_s$ が一貫してゼロ近傍から離れるようであれば、構造変化なしという帰無仮説が棄却される<sup>(7)</sup>。

$t$ 時点からどのくらい前までさかのぼってデータを用いるかは先験的にパラメタ  $h \in (0, 1)$  で設定される<sup>(8)</sup>。最終期  $T$ においては、 $T$ 期から  $T(1-h) + 1$ 期までのサンプルを用いる。たとえば、 $h = 0.1$ 、 $T = 100$ であれば、最終期のサンプルは  $t_1 = 91$ 期から  $t_2 = 100$ 期までの10期間である。このように、サンプル期間  $[t_1, t_2]$ の長さを一定にしつつウィンドウを動かすと、 $t$ 時点のサンプル期間を以下のように記述できる。

$$[t_1, t_2] = [\lfloor N\tau \rfloor + 1, \lfloor N\tau \rfloor + \lfloor Th \rfloor], \quad \tau = \frac{t}{T} \in [0, 1-h], \quad N = \frac{T - \lfloor Th \rfloor}{1-h}$$

ここで  $\lfloor N\tau \rfloor$  とは、 $N\tau$  の整数部分を指す。MOSUM テストでは、MOSUM プロセス

$$M(t|h) = \frac{1}{\hat{\sigma}\sqrt{T}} \left( \sum_{i=\lfloor N\tau \rfloor + 1}^{\lfloor N\tau \rfloor + \lfloor Th \rfloor} \hat{u}_i \right), \quad \hat{\sigma} = \left( \frac{\sum_{t=k}^T \hat{u}_t}{T-k} \right)^{\frac{1}{2}}, \quad (0 \leq \tau \leq 1-h),$$

が一定範囲内に収まっていれば、構造変化がないと判断される。

検定量に関する漸近理論の詳細は Chu, Hornik and Kuan [1995a] に譲るが、直感的に説明すると、検定量が上式の形をとるのはブラウニアン・ブリッジ<sup>(9)</sup>の差分を用いるためである。すなわち、構造変化なしという帰無仮説のもとでは、 $\hat{u}_i$  は期待値ゼロの定常的な分布に従う。ここで

$$M(t|h) = \frac{1}{\hat{\sigma}\sqrt{T}} \left( \sum_{i=1}^{\lfloor Th \rfloor} \hat{u}_i \right) - \frac{1}{\hat{\sigma}\sqrt{T}} \left( \sum_{i=1}^{\lfloor N\tau \rfloor} \hat{u}_i \right)$$

であることを確認し、OLS では残差平均  $\bar{u} = 0$  であることを利用して、右辺第1項が以下のように変形できることを考えよう。

$$\frac{1}{\hat{\sigma}\sqrt{T}} \left( \sum_{i=1}^{\lfloor Th \rfloor} \hat{u}_i \right) = \frac{1}{\hat{\sigma}\sqrt{T}} \left( \sum_{i=1}^{\lfloor Th \rfloor} \hat{u}_i - \bar{u} \right) = \frac{1}{\hat{\sigma}\sqrt{T}} \left( \sum_{i=1}^{\lfloor Th \rfloor} \hat{u}_i \right) - \frac{1}{\hat{\sigma}\sqrt{T}} \frac{\lfloor Th \rfloor}{T} \left( \sum_{i=1}^T \hat{u}_i \right)$$

よって、functional central limit theorem を適用すると、

$$\frac{1}{\hat{\sigma}\sqrt{T}} \left( \sum_{i=1}^{\lfloor Th \rfloor} \hat{u}_i \right) \xrightarrow{a.s.} W(h) - hW(1)$$

ここで  $\xrightarrow{a.s.}$  は “almost sure convergence,”  $W(\cdot)$  は標準ブラウン過程であり、 $W(h) - hW(1)$  はブラウニアン・ブリッジと呼ばれ、両者ともに一階非定常である。MOSUM プロセスは一階非定常のブラウニアン・ブリッジの差分であるから、定常  $I(0)$  である。つまり、帰無仮説のもとでは  $M(t|h)$  は漸近的に定常なブラウニアン・ブリッジ差分プロセスに従う。構造変化なしという帰無仮説のもとで  $M(t|h)$  が収まるべき範囲は、シミュレーションを通じて Chu, Hornik and Kuan [1995a] によって計算されており、ここでもそれを参照する。

MOSUM テストは、 $t$  時点での構造変化を調べるうえで  $t-1$  時点までのパラメータ情報  $\{c_{t-1}, \beta_{t-1}\}$  しか用いないため、 $t-1$  時点で予期されないという意味の構造変化が探知でき、こうした吟味をすべての  $t$  について実施できる。

MOSUM テストは予測誤差和によるテストであり、モデル全体で構造変化を捉える総合的判定に適している。一方、モデルの一部分である  $\beta_t$  の各項が時間を通じてどのように変化しているか検討することも、構造変化の性質を知るうえで興味深い。そこで、各推計値についても Chu, Hornik and Kuan [1995b] の ME (moving estimates) テストを用いる。

$$B(t|h) = \frac{\sqrt{\lfloor Th \rfloor}}{\hat{\sigma}\sqrt{T}} \left( X^{(\lfloor T\tau_1 \rfloor, \lfloor Th \rfloor)} X^{(\lfloor T\tau_1 \rfloor, \lfloor Th \rfloor)} \right)^{\frac{1}{2}} \left( \hat{\beta}_t^{(\lfloor T\tau_1 \rfloor, \lfloor Th \rfloor)} - \hat{\beta}^{(T)} \right)$$

$\beta^{(T)}$  はフルサンプルの推計値、 $\beta_{(t_1, t_2)}$  は  $[t_1, t_2]$  サンプルの推計値である。ここでも漸近理論の詳細は省略するが、 $(X'X)^{\frac{1}{2}}$  は OLS 推計値分散のスケーリングであること、 $\beta_t$  は帰無仮説のもとでは  $\beta^{(T)}$  と同じ期待値をもつことから、サンプル数を大きくするにつれて、この統計量の各期値はブラウニアン・ブリッジ差分プロセスに従うことがわかる<sup>(10)</sup>。

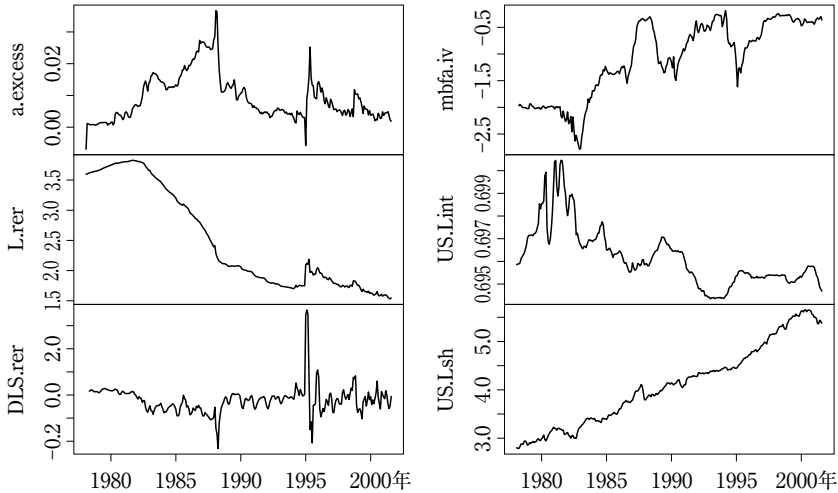
## 第2節 データ

データはすべてIMFの *International Financial Statistics* から得た。サンプルはプラザ合意以降、最初にデータが出揃う1978年1月から2001年8月までの月次データである。為替レートはae、利子率は国債（Tesobonos 28日もの）利回りを用いた。国債利回りは他の利子率に比べて変動が大きく推計精度を高めるだけでなく、データの頻度と債券満期が合致している<sup>10)</sup>。変数はすべて対数変換した。

外生的な説明変数  $x_{t-1}$  としては、 $t-1$  期の米国の利子率  $i_{t-1}^*$ 、 $t-1$  期の米国の株価指標  $s_{t-1}$ 、実質為替レート水準  $rer_{t-1}$ 、3期前からの実質為替レート変化の和  $\sum_{j=1}^3 \Delta rer_{t-j}$ 、外貨準備がマネタリーベースに占める比率  $f_{t-1}$ 、事前超過収益のラグ値  $y_{t-1}$  を用いる。メキシコ資産の事前超過収益  $y_{t-1} = i_{t-1} - i_{t-1}^* - (\mathcal{E}[e_t] - e_{t-1})$  にとって、大国である米国の利子率や株価指標は外生と見なせるため、 $t-1$  期の値をそのまま用いた。 $i_{t-1}^*$  は  $y_t$  に含まれているが、超過収益が  $i_{t-1}^*$  の水準に依存する先験的な理由はないので、そのまま用いている。実質為替レート  $rer$  は  $t-1$  期の水準のほか、過去の趨勢として変化分の和を含めている。 $\Delta rer_{t-j}$  は  $rer_{t-j} - rer_{t-j-1}$  である。物価指標には消費者物価を用いた。同じ  $t-1$  期の外貨準備比率は超過収益と同時決定であるため、操作変数として3期にわたるラグ  $f_{t-2}$ 、 $f_{t-3}$ 、 $f_{t-4}$  を用いた。

期待減価率の推計に用いたカルマン・フィルタの推計結果は、 $\hat{\phi} = 0.0604$ 、 $\hat{a} = 0.0078$ 、 $\hat{\sigma}^2 = 9.358e^{-14}$  であった。 $\hat{\phi}$ 、 $\hat{a}$  は1%水準で有意であり、 $\hat{\sigma}^2$  は非有意であった。しかし、カルマン・フィルタの目的は事前情報だけで期待減価を得ることであり、その期待減価の予測精度自体は重要ではない。しかも、効率市場仮説を考慮すると、期待減価の推計のあてはまりが乏しいのはむしろ当然であり、メキシコという突然の危機に見舞われる国においては、 $\hat{\sigma}^2$  の推計精度が低いのは避けられないことである。用いる各変数の時系列的変化を描いたのが図1、事後的超過収益率と事前的超過収益率を重ねて描いた

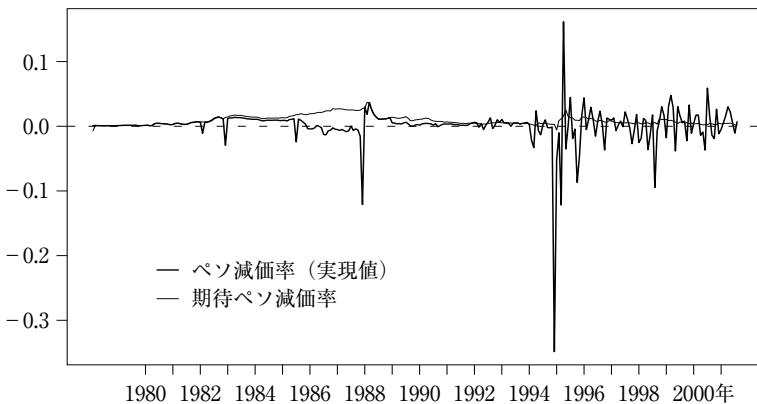
図1 各変数の変遷（1978～2000年）



(注) a.excessは期待超過収益率 $y_t$ , L.rerは前期実質為替レート $rer_{t-1}$ , DLS.rerは前期実質為替レート変化分 $\Sigma\Delta rer$ , mbfa.ivは外貨準備比率 $f_t$ , US.Lintは前期米国利子率 $i_{t-1}^*$ , US.Lshは前期米国株価指標 $S_{t-1}$ 。

(出所) 期待超過収益率を除き IMF, *International Financial Statistics*, CD-ROM。

図2 ペソ減価率と期待ペソ減価率（1978～2000年）



(出所) 筆者推計。

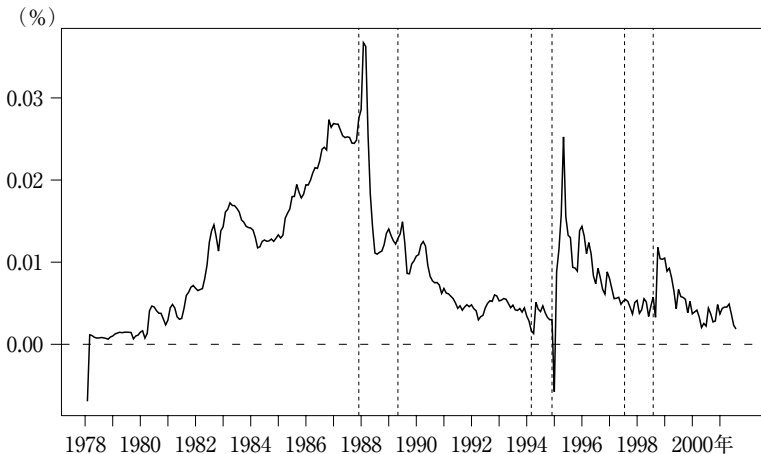


のが図2である。

図2で確認できるように、期待超過収益率は事後の大きな変動を予測するものではなく、正の領域で僅かに変動する特徴があるのみである。通貨危機時以外は期待超過収益率が正の領域に留まっていることは、投資家がメキシコ資産に対して正のリスク・プレミアムを要求していることと整合的である<sup>12)</sup>。期待超過収益率が実現値を正確に予期できていないということは、対外的な裁定機会を尽くしているという意味で、メキシコの国債市場が効率的である可能性を示している。

また、図3にみられるように、期待超過収益率はいくつかのレジームがあるように見える。すなわち、サンプル期初から1987年12月までの上昇傾向期、1988年からの急減期、1989年5月からの持続的低下期、1994年12月以降の混乱期、1997年央からの短い安定期、1998年央からの不安定化・安定化期、である。それぞれ、1987年12月はサリーナス政権下でPACTOと呼ばれる社会協約型のインフレ安定化政策が開始された月であり、1989年5月は債務削減が行われ、それ以降は為替レートベースの安定化が奏功し、新興市場ブーム

図3 期待超過収益率（1978～2000年）



(出所) 筆者推計。

に乗って巨額の証券投資が流入した時期である<sup>43)</sup>。1994年12月はメキシコ通貨危機発生時であり、それ以降の数年は変動レート制に移行してメキシコ銀行がさまざまなインフレ安定化政策を厳格に実施し、先物を利用した外貨準備蓄積を始めた時期である。1997年央からの短い安定化期はアジア通貨危機が世界的に伝播した時期にあたるが、メキシコ銀行の機敏な売りオペによって、期待超過収益率は細かな変動を示しただけである。1998年央の上昇はロシア危機の影響であるが、メキシコ銀行は買いオペとドル売りのプット・オプション販売、スワップ取引によって、このショックも中立化に成功している。これらの成果には、金融政策とともに、中央政府の財政規律が重要であったことも付記すべきである<sup>44)</sup>。

期待超過収益率も含め、すべての変数に関して予備的な時系列的なテストを行った。フィリップス・ペロン (Phillips-Perron) テストによれば、米墨の為替レート、利子率、物価指標、外貨準備比率、および、説明変数の超過収益はすべて一階非定常であった。フルサンプルを用いた OLS をとると回帰残差は定常であったので、超過収益と上記変数は共和分関係にあることが判明した。為替減価率の最も高い二つの時点、1987年12月、1994年12月、でサンプルを三つのサブサンプルに分割し、それぞれについて共和分のテストを行ったところ、すべて回帰残差が定常であった。また、MOSUM テストや ME テストで構造変化ありと判定された時点でサンプルを分割しても、結果はすべて同様であった。共和分が成立していることから、以下では非定常性の問題を言及することなく検定を進めていく。

### 第3節 推計結果

フルサンプルの推計結果を示した表1の(a)列では、事前超過収益率は典型的な単位根の様相を呈しており、定常的な実質為替レート変化分以外、他の変数は有意ではない。つまり、リスク・プレミアムはランダム・ウォーク

表1 MOSUM テストに基づく共和分推計結果

	(a)	(b)	(c)
	全期間	～1987.1	1987.2～
切片	0.06572 (0.58056)	-0.3072 (-4.31463)	0.02813 (0.12303)
$rer_{t-1}$	$2e-04$ (0.41771)	-0.00513* (-4.31838)	0.00462* (4.02832)
$\sum_{j=1}^3 \Delta rer_{t-j}$	0.00818* (3.25337)	0.00207 (0.46365)	0.00356 (1.10904)
$f_{t-1}$	-0.00039 (-0.88328)	-0.00201* (-3.33897)	$-3e-05$ (-0.0369)
$y_{t-1}$	1.00034* (47.5884)	0.98089* (21.83731)	0.82055* (16.78614)
$i_{t-1}^*$	-0.0952 (-0.5901)	0.46763* (4.37041)	-0.05419 (-0.16451)
$s_{t-1}$	0.00018 (0.52795)	-0.0013 (-1.08218)	$5e-04$ (1.16044)

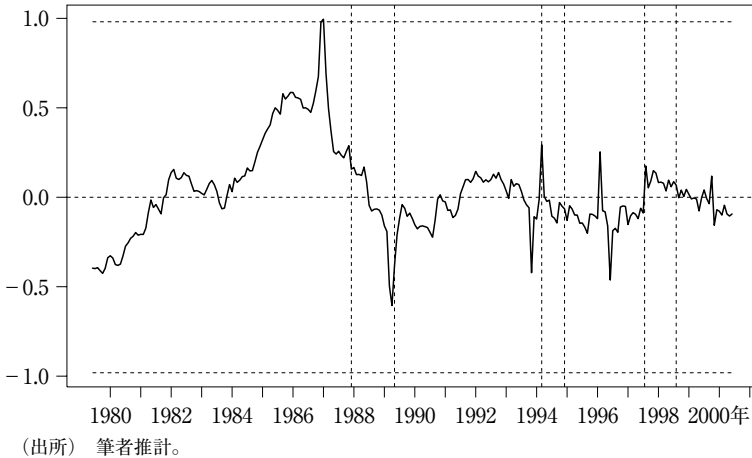
(注) (a)は全期間、(b)はサンプル期初から1987年1月までの期間、(c)は1987年2月からサンプル期末までの期間を用いている。これらの分け方はMOSUMテストに依拠している。 $rer_{t-1}$ は前期実質為替レート、 $\sum \Delta rer_{t-j}$ は前期為替レート変化分(3期合計)、 $f_t$ は外貨準備比率、 $y_{t-1}$ は前期期待超過収益率、 $i_{t-1}^*$ は前期米国利子率、 $s_{t-1}$ は前期米国株価指標。内生の外貨準備比率には操作変数に3期間のラグを用いている。かっこ内はt値。\*は1%水準で有意。

に従っており、予測不可能なことがわかる。

フルサンプルの推計結果がどれだけ頑健なものかを考えるために、残差に関するMOSUMテストを行った。結果を視覚的に捉えるために、MOSUMテストにおける帰無仮説成立領域とMOSUMプロセスを描いたのが図4である。上部と下部の水平線に囲まれた中央の領域は、帰無仮説が成立しているときの90%信頼領域である。つまり、MOSUMプロセスがこの外側領域に達すると、それは帰無仮説が成立しているときには、10%という小さい確率でしか起こらないことが起こったということである。よって、MOSUMプロセスがこの範囲を超えたときには帰無仮説が10%水準で棄却される。

このようにしてみると、リスク・プレミアムを説明するモデルとして(2)式からは、1987年1月近辺で構造的な変化を経験したことが確認できる。1987年はサリーナス政権下でPACTOが開始された年と一致する。PACTO開始

図4 MOSUM テスト



前の1月は、インフレが昂進しつづけ、経済が不安定化したときであった。図4のサンプル期初から構造変化までの単調な上昇傾向は、リスク・プレミアムを決定づけていた構造が経済の不安定化とともに変化し続けていたことを示している。その11カ月後に導入されたPACTOが急速にインフレを沈静化させ、1989年5月に債務削減が実施されると、インフレはさらに低下している。図4でMOSUMプロセスが低下しているのはこの時期であり、メキシコが高インフレ国から低インフレ国に移行するにつれて、対外的な利子率裁定関係も変化していたことがわかる。

金融政策体制変遷の知識とともに図4をみると、サンプル初期～1986年12月（不安定期）、1987年1月～1989年5月（安定化試行期）、1989年6月～1994年12月（持続的安定化期）、1995年1月以降（変動レート制移行期）というレジームが存在するように思われる。

変動レート制移行後にみられる1995年末の不安定化は、メキシコの銀行が外貨建て不良債権の引き当てにドル買いを活発化させたこと、PACTO更新時期と重なり先行きに不透明感がでていたこと、などが重なって発生したとされ（Banco de México [1997]）、これらに加えて、メキシコ銀行が金融

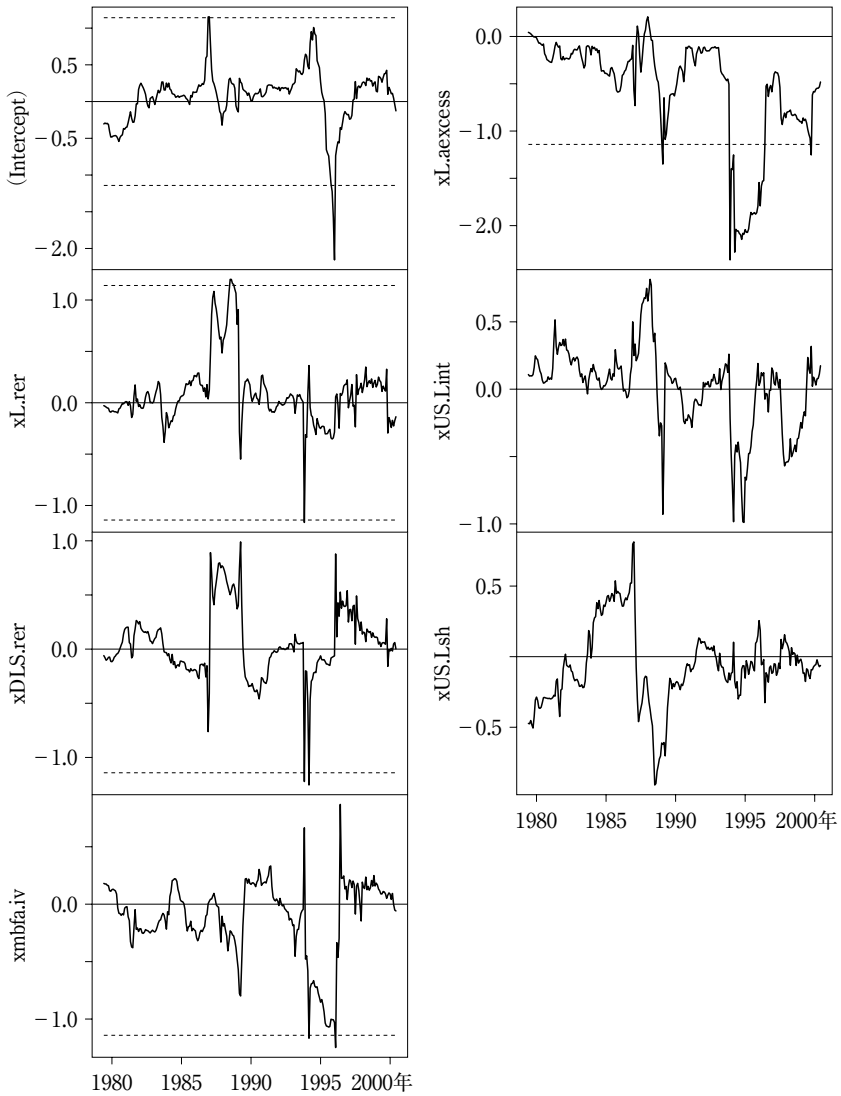
を引き締めなかったことも MOSUM プロセスの急変化に貢献したと思われる。メキシコ銀行の3度にわたるドル売り介入で終了したこの動揺を除けば、1994年12月を境に MOSUM プロセスの変動がより細かくなって安定しており、以前とは異なる動きをみせている。これは変動レート制に移行し、小さな変動を繰り返しながらも、期待超過収益率を決定する関係が安定化したことを示していると考えられる。MOSUM テストの  $p$  値は0.09であり、モデル全体としては9%の確率で構造変化なしという帰無仮説を棄却する結果となった。

MOSUM テストの結果に準じてサンプルを分割し、共和分推計をしたのが表1の(b), (c)列である。サブサンプルに分割すると、構造変化を考慮しない全期間推計とは異なる結果が得られた。とくに、期待超過収益率がランダム・ウォークに従っていたのはインフレ安定化開始前の(b)の時期であり、(c)の時期からは超過収益率は一定水準に収斂する傾向がみられるようになっている。ただし、(c)の時期も通貨危機をはさんで為替レート・システムが変更しているためか、その他の変数の当てはまりは乏しく、実質為替レートが有意であるのみである。

構造変化が確認されたので、より詳しくパラメータの推移を検討するために、ME テストを行った結果が図5である。図の見方は MOSUM テストと同じである。ここでは切片項が1987年末と1997年初め、実質為替レートが1988年と1994年、実質為替レート変化分は1994年、外貨準備比率は1994年と1996年、ラグ値も1988年と1994年に構造変化があったことを示している。非有意ながらも、米国利子率が1988年、米国株価が1987年から1989年にかけて大きく値が変動している。各変数に共通して1988年近傍と1994年近傍に大きな変化があり、全体としては両時期に構造変化があったことを示唆している。

切片項は1987年のピーク後は安定的に推移し、1994年12月の通貨危機から低下しつづけて、1997年に底を打ってまた上昇している。これは1987年以降のインフレ安定化でリスク・プレミアムが減少し、メキシコ通貨危機からの脱却とともにさらにリスク・プレミアムが低下しつづけたものの、1997年にな

図5 MEテスト



(注)  $\pm 1.14$ にあたる水平線は90%信頼境界。各変数は図1の注に同じ。

(出所) 筆者推計。

ってアジア通貨危機が発生すると再び上昇していく状況を捉えたものと推定できる。実質為替レートは、1987年インフレ安定化前に正の方向に変化している。一見すると、実質減価がリスク・プレミアムを押し上げるといふ、通常とは逆の関係をこれは示しているようにみえる。しかし、インフレ昂進時にはリスク・プレミアムが上昇し、実質減価が急激に進むため、こうした正の関係になるものと考えられる。さらに、実質減価が進むときには為替減価が先行するため、メキシコのような為替減価がインフレに反映されやすい経済では、次期以降のインフレ期待が高まることも、正の関係を示す理由であろう。とくに、1987年の安定化は為替レートを一気に切り下げた後に固定する方式をとったので、こうした効果が出やすかったと思われる<sup>15)</sup>。

外貨準備比率が1994年末の通貨危機を境に構造変化したのは、為替レートが半固定から変動に移行したために、リスク・プレミアム変動を吸収する変数に為替レートが加わったことが影響していると思われる。さらに、1996年からドルのプット・オプション販売を開始して外貨準備を蓄積するようになったことも、リスク・プレミアムと外貨準備の関係変化に影響しているよう。

リスク・プレミアム・ラグの係数が、債務削減とメキシコ通貨危機以降低下しているのは、以前まではランダム・ウォークに従っていたリスク・プレミアムが定常的になり、前期値の影響が安定的にみられるようになったためである。これはリスク・プレミアムが一定水準に収束していくことと整合的である。リスク・プレミアム収束の背景には、債務削減によってカントリーリスクが低下し、官民の主体が国際金融市場で債券を活発に発行しはじめたことに加え、通貨危機以降は、先に述べたメキシコ銀行の金融政策が市場で評価されていることが考えられる。最後に、米国株価指標のMEプロセスが1989年近傍で変動しているのは、安定化政策開始と債務削減以降の新興市場投資ブームと時期を同じくしており、株式市場とメキシコの金融市場との結びつきが変化したことがうかがえる。

最後に、MEテストで構造変化が確認された2時点でサンプルを分割し、それぞれ(2)式を推計した結果が表2の右3列である。表1の(b)列とほぼ同じ

サンプル期間であり、結果もほぼ同様の(b)列に関しては考察を省略する。(c)列と(d)列をみると、株価の係数以外は、有意な推計値の符号は同じである。それ以外で(d)列が(c)列と違う点は、切片項が有意でなくなったこと、実質為替レートとその変化分が有意になったこと、米国利子率が有意ではなくなったことである。

債務削減を契機にリスク・プレミアムが一定水準に収束しはじめ、さらに、(b)で相関をもたなかった $s_{t-1}$ などによって影響されるようになったことは、メキシコが(c)、(d)の時期に本格的に国際証券市場に組み込まれたことを物語っている。よって、債務削減を契機に1990年代には金融の国際化が進展したと見てよいであろう。しかし、一部非有意な推計もあるものの、表1、表2を通じて外貨準備比率はリスク・プレミアムと負の相関をもっており、外貨準備比率の影響は常に無視しえないものであった。1990年代に起こった金

表2 MEテストに基づく共和分推計結果

	(a) 全期間	(b) ～1988.7	(c) ～1993.11	(d) 1993.12～
切片	0.06752 (0.58056)	-0.0592 (-0.44998)	1.11723* (2.22281)	0.89389 (1.09863)
$rer_{t-1}$	$2e-04$ (0.41771)	-0.00075 (-0.44231)	0.00222 (0.48929)	0.01787* (4.1249)
$\sum_{j=1}^3 \Delta rer_{t-j}$	0.00818* (3.25337)	0.01889* (2.61771)	0.00844 (1.36149)	-0.01395* (-2.76076)
$f_{t-1}$	-0.00039 (-0.88328)	-0.00108 (-1.177)	-0.00279* (-2.90794)	-0.00354* (-2.39722)
$y_{t-1}$	1.00034* (47.5884)	1.05363* (14.80285)	0.73572* (9.91167)	0.33362* (2.93919)
$i_{t-1}^*$	-0.09652 (0.5901)	0.08084 (0.41782)	-1.56836* (-2.15483)	-1.3552 (-1.14595)
$s_{t-1}$	0.00018 (0.52795)	0.0011 (0.65941)	-0.00728* (-3.06411)	0.00376* (2.80188)

(注) (a)は全期間、(b)はサンプル期初から1988年7月までの期間、(c)は1988年8月から1993年11月、(d)は1993年12月からサンプル期末までの期間を用いている。これらの分け方はMEテストに依拠している。 $rer_{t-1}$ は前期実質為替レート、 $\sum \Delta rer_{t-j}$ は前期為替レート変化分(3期合計)、 $f_t$ は外貨準備比率、 $y_{t-1}$ は前期期待超過収益率、 $i_{t-1}^*$ は前期米国利子率、 $s_{t-1}$ は前期米国株価指標。内生の外貨準備比率には操作変数に3期間のラグを用いている。かつこ内は $t$ 値。

\*は1%水準で有意。



融国際化の進展は、従来から存在していた不安定化期の通貨危機・資本逃避の可能性に加えて、安定期にも外国の金融変数が影響を及ぼすようになるという性質であったと考えられる。

(d)で実質為替レートとその変化分が有意になったこと、米国利子率が有意ではなくなったことは興味深い。なぜならば、(c)の時期のメキシコ政府のマクロ経済政策は、インフレ安定化とその後に来るべき成長を重視しており、実質増価とそれに伴う経常収支赤字は軽視されていたからである。投資家がこれらを注視していれば、実質増価がリスク・プレミアムを押し上げたはずであるが、推計値からそうした傾向は見当たらない。また、米国利子率が有意ではなくなったのは、メキシコ銀行が利子率格差を考慮した政策運営を始めたことと無関係ではない。(c)の時期には、インフレ安定化を実現した後、利子率を抑えて銀行貸出を増やす行動がとられた。米国利子率の動向を帳消しにするような金融政策がとられなかったため、その影響が期待超過収益率のマイナス項目としてでてきたものと考えられる。

株価は、(c)の時期には株価上昇がリスク・プレミアムを押し下げ、(d)の時期には押し上げる相関をもっている。(c)の時期には米国内の株価上昇が新興市場ブームを下支えしており、(d)の時期の株価上昇はドットコム・バブルに代表されるように投資が国内向けであったことが符号の逆転の背景にあると考えられる。

## おわりに

本章では、構造変化時点を外生的に与えないでメキシコの利子率裁定関係の変化を共和分の方法を用いて推計した。推計においては、他の研究とは異なり、事後的減価率を用いずに推計した事前的減価率を用いた。推計結果から判明したのは、高インフレーションと通貨危機という2回の経済危機時に裁定関係が変化したことである。構造変化を考慮せずにフルサンプルで推計

すると、パラメータの多くが非有意となって裁定関係を正しく把握できなくなることも確認された。

1990年代に入って国際金融市場が不安定化し、途上国の国内金融が不安定化したという見方は、メキシコにおいては支持されなかった。メキシコでは、1980年代末のインフレ安定化開始以降、前期のリスク・プレミアムが次期のリスク・プレミアムに与える影響が低下し、それまではランダム・ウォークの様相を呈していたリスク・プレミアムが一定水準に収束する傾向が出てきた。これはインフレ安定化と債務削減が、国際金融市場復帰に重要であったことを物語っている。リスク・プレミアムが不安定だったのは、国際金融市場が不安定化したとされる1990年代半ば以降ではなく、国内経済が不安定で国際金融市場から疎外されていた1980年代であったことは、外生ショックよりも国内ショックや支払い能力確保の方が、国内の金融市場安定に重要である可能性を示している。

ひとたびインフレ率が減少すると、変動制移行後、アジア通貨危機やロシア危機、さらには2000年のブラジル危機などに直面しても、リスク・プレミアムが長い間高い水準に留まることはなかった。メキシコとは直接無関係の国際金融市場の動揺がリスク・プレミアムに与える影響も無視しえないながらも、緊縮的な財政政策、発達した国債市場、適切な金融政策によって、メキシコ政府は経済不安定化の影響を抑えることに成功している。この点でも、国際金融市場の動揺が、必ずしも国内金融を動揺させるものではないことが確認できる。

金融の国際化が1990年代に入って急速に進展したという見方は、メキシコにおいて支持された。ただし、それは従来から存在した外貨準備比率がリスク・プレミアムに影響を及ぼす、という関係に加えて、外国の金融変数も影響を与えるようになった、というものであった。メキシコの金融は1980年代を通じて開放的であったが、債務削減による国際金融市場への復帰と、国際金融市場自体の発達を契機に、外国の金融変数とより緊密な関係をもつようになったと考えられる。

既述のように標準的なモデルと整合的な結果が出た部分もあるものの、米国株価との相関が逆転するなど、解釈ができない部分もある。米国株価との相関の逆転も示唆的ではあるが、確たる解釈を行うには本章の枠組みは不十分である。また、リスク・プレミアムが低下した主原因は、債務削減による国際金融市場復帰なのか、それともインフレ安定化なのか、現在のデータと枠組みでは識別できない。さらに、変数間の相互関係をより詳しく推計可能なジョハンセンの共和分推計を行ったが、月次という金融データとしては低頻度の情報を用いているために、有意な結果を得られなかった。これらは今後の課題としたい。

[注] \_\_\_\_\_

- (1) この手法は Fama and Gibbons [1982] が名目利子率を実質利子率と期待インフレ率に分解するために用いている。
- (2) カルマン・フィルタの詳細とその推計方法、UIP への適用については、伊藤 [2002: Appendix A] を参照のこと。カルマン・フィルター一般に関しては Harvey [1993] や Hamilton [1993] を参照のこと。
- (3) 望ましくは  $\sigma^2$  を  $t-1$  期までの情報  $I_{t-1}$  の関数  $\sigma^2(I_{t-1})$  とする各種 ARCH モデルを用いる方が、時間的経緯をよりよく描写できると思われる。ただし、構造変化を含む ARCH モデル推計には、時間的変化が確率的分散  $\sigma^2(I_{t-1})$  によるものなのか、回帰パラメータ  $\beta_t$  によるものなのか、識別に困難が伴うことが想像される。今後の課題としたい。
- (4) 本節の以下の部分は主に Zeileis et al. [2002] に依拠している。
- (5) フィリップス・ペロンのテストによれば、 $i_t$ ,  $e_t$ ,  $p_t$ ,  $i_t^*$ ,  $p_t^*$  などの変数が非定常であったことから、各変数をベクターにして自己回帰推計するジョハンセンの共和分方法を用いると、各変数の相互関係を最も制約をかけない形で、しかも、1ステップで捉えることができる。しかし、メキシコが数次にわたる経済危機と規制変更を進めたためか、または、データの頻度が低すぎるのか、構造変化を考慮しない最尤法では有意な推計値が得られなかった。
- (6) CUSUM テストに関しては Greene [2002], Hamilton [1994], Harvey [1993] を参照のこと。
- (7) CUSUM テストが  $t$  時点での構造変化を検討するときに  $t$  以前のすべての標本を用いるのに対し、MOSUM テストは  $t$  時点以前の一定期間の標本を用いるという違いがある。このことにより、MOSUM テストの検定量は CUSUM テ

ストよりも複数の構造変化を探知しやすくなる一方で、検定のパワーが落ちるといった弱点をもつ。本章は複数回の構造変化を考慮するため、MOSUM テストを採用する。

- (8) 注(7)で述べたように、 $h$  のサイズは統計量算出において考慮されているが、一般に、 $h$  が小さいほど予測誤差は大きくなるため、構造変化テストのパワーが落ちることが予想される。
- (9) ブラウニアン・ブリッジという名前は、定義域の最小値  $h=0$  と最大値  $h=1$  の両方で関数の値が 0 に固定されている一方、その間は自由に変動するために、橋のような印象を与えるためであろう。ブラウニアン・ブリッジに関しては Davidson [2000: 355-356] を参照のこと。
- (10) MOSUM テスト、ME テストともに、GNU-R の “strucchange” パッケージを用いた。パッケージ著者、R の開発者に記して感謝したい。
- (11) 合致しない場合には、Ito [1988] のように、満期まで予測時点を延伸して UIP を測定する。この場合には内生変数ベクターには同じ満期の利子率データを揃えなくてはならない。
- (12) 通貨危機時に期待超過収益率が負になっているのは、通貨危機時の大幅な減価により、期待減価率が利子率格差よりも急激に上昇したためである。ただし、利子率がその後上昇することで期待超過収益率も正に戻っている。
- (13) PACTO および1994年12月までの安定化政策については、Aspe [1993]、伊藤 [1994] を参照のこと。
- (14) これらのメキシコ銀行の政策に関しては、Banco de México による一連の報告書、*Mexican Economy* (各年版)、*Annual Report* (各年版)、*Report on Monetary Policy* (各年版) が詳しい。これらはすべてメキシコ銀行ウェブサイト ([www.banxico.org.mx](http://www.banxico.org.mx)) で入手可能である。
- (15) 為替減価がインフレ期待を高める効果に関しては、メキシコ銀行が政策実施に際し再三にわたって留意している点である。詳しくは注(14)にあげた文献を参照のこと。

### 〔参考文献〕

- 伊藤成朗 [1994] 「マクロ経済」(『国別経済協力報告書：メキシコ』アジア経済研究所)。
- [2002] “Identification and Anatomy of Currency Crises” (国宗浩三編「開発途上国経済システムの中における金融」調査研究報告書、アジア経済研究所)。

- Aspe, P. [1993] *Economic Transformation: The Mexican Way*, MIT Press.
- Banco de México [1997] *Mexican Economy 1997*.
- Brown, R. L., J. Durbin and J. M. Evans [1975] “Techniques for Testing Constancy of Regression Relationships over Time,” *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 37, pp. 149–163.
- Chu, C.-S., K. Hornik and C.-M. Kuan [1995a] “MOSUM Tests for Parameter Constancy,” *Biometrika*, 82, pp. 603–617.
- , ——— and ——— [1995b] “The Moving-Estimates Test for Parameter Stability,” *Econometric Theory*, 11, pp. 669–720.
- Davidson, James [2000] *Econometric Theory*, Blackwell.
- Fama, E. and M. Gibbons [1982] “Inflation, Real Returns, and Capital Investments,” *Journal of Monetary Economics*, 9, pp. 297–323.
- Greene, M. [2002] *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- Hamilton, J. [1994] *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Harvey, A. [1993] *Time Series Models*, Second Edition, MIT Press.
- Ito, T. [1988] “Use of (Time-Domain) Vector Autoregressions to Test Uncovered Interest Parity,” *Review of Economics and Statistics*, 70, pp. 296–305.
- Zeileis A., F. Leisch, K. Hornik and C. Kleiber [2002] “strucchange: An R Package for Testing for Structural Change in Linear Regression Models,” *Journal of Statistical Software*, 7, pp. 1–38.