

リスクプレミアムを考慮した為替レート予測の試み

A Forecast of the Exchange Rate with a Function including Risk Premium

キーワード: 為替レート、為替レート予測、リスクプレミアム

義村 政治、門多 治

為替レート関数を用いた為替レート予測は、学界の標準理論であるポートフォリオ・アプローチ(PA)を用いたものが主流である。電中研モデルにおける従来型の為替レート関数は、アセット・アプローチに基づく自己回帰型の定式化を採用していたが、名目為替レートと実質為替レートの区別、リスク・プレミアムの取り扱いについて理論的根拠が希薄であった。本論では、金利平価、購買力平価、リスク・プレミアムを3本の柱として為替レートが内生的に決定されるPAアプローチを用いて、従来型モデルの再検討を行うとともに、リスク・プレミアムの構成要素として累積経常収支だけでなく為替変動リスク(ヴォラティリティー)や危険回避度なども織り込んだ為替レート関数をマクロ時系列データから推計し、97年度予測を試みた。その結果、為替レートは円安気味に推移するとの予測結果を得た。

1. はじめに
2. 為替レート内生化のためのモデル
3. これまでの実証結果のサーベイ
4. 為替レート決定の計測式
5. シミュレーション予測

1. はじめに

短期経済予測の的中度を項目別に評価すると、最も芳しくないのが為替レート予測である。翌年の予測作業を行なう秋の時点の為替レートを予測期間中不変と想定する「ナイーブ予測」も同様に芳しくない。実際には、多くの予測機関が為替レートを外生変数として予測し、その前提の下で経済予測を行っているようであるが、電力中央研究所の短期経済予測では、為替レートを内生化した四半期マクロ経済モデルを用いており、通常為替レートは内生変数として取扱っている。ここでも、適中度はやはり他の予測項目と比べ見劣りがする。従来型モデルを用いた昨年末の予測でも円高シフトを予測し、現状110円台が定着している状況からみると相当程度に乖離している。但し、先述のように「ナイーブ予測」の成績も芳しくないため、予測者としては常に新しい試みを行なうべきであろう。

電中研マクロ・モデルにおける従来型の為替レート関数は、アセット・アプローチに基づく自己回帰型の定式化を採用していたが、名目為替レートと実質為替レートの区別、リスク・プレミアムの評価などについて難点があった。そこで本論では、これらの問題点を解消すべく為替レート関数の導出過程を理論的に明示し、推定方法の一部に改良を加え、従来型モデルの代替として、幾つかの為替レート関数を推定し、予測を試みた。

為替理論に関しては、学界の標準理論であるポートフォリオ・バランス・アプローチに基づいて、従来型の定式化の見直しを計った。特に、名目

為替レートと実質為替レートの区別、リスクプレミアムを明示して、為替レート関数の定式化をはかった。ポートフォリオ・バランス・アプローチは購買力平価、金利平価、リスクプレミアムを3本の柱として為替レートが内生的に決定される関式であるが、現実のレート予測においては、日米金利動向の見通しだけでなく、リスクプレミアムの評価が重要である。リスクプレミアムについては累積経常収支の見通し、為替変動リスク(ヴォラティリティー)、危

¹ 門多 (1996) 参照

険回避度などのパラメタの安定性が鍵を握る。実際問題として、これらのパラメタ評価については、定量的なマクロ時系列アプローチのみでは限界があり、定性的要因を織り込んだパネル・データによるアプローチ (M.D.Chinn(1997)) なども必要とされる分野ではある。しかし、本論では、電中研マクロモデル (四半期) と接合可能な為替レート関数の定式化と従来型為替レート関数との比較を目的とし、専ら従来型の延長線上で議論をすすめることとした。

2. 為替レート内生化のためのモデル

為替レート内生化のためのマクロモデルとして有力なものに、リスクプレミアムを含むポートフォリオモデルがある。モデルは次の3本からなる。

$$(r - \pi) - (r^* - \pi^*) = q_{t+1}^e - q_t - RP \quad (i)$$

$$q_{t+1}^e - q_t = \theta (Q - q_t) \quad (ii)$$

$$RP = (\delta/c) B^* \quad (iii)$$

ここで、

r : 日本の金利 (名目)²

r^* : アメリカの金利 (名目)

$q_{t+1}^e - q_t$: 実質予想為替レートの変化率
(自然対数の差分)

RP: リスクプレミアム

π : 日本の予想インフレ率

π^* : アメリカの予想インフレ率

θ : 長期均衡レート (購買力平価) への調整速度係数 ($0 < \theta < 1$)

Q: 購買力平価による長期均衡レート (自然対数値)

q_t : t期の実質為替レート (自然対数値)

δ : 為替変動リスク (実質為替レートの予想分散)

c: リスク回避度

B^* : 日本の累積経常収支 (実質)

モデルの概要を説明する。

(i)式はリスクプレミアムを含む金利裁定式である。為替リスクを先物契約で除去しないアンカバの状態を想定すれば、日米の実質金利差 $(r - \pi) - (r^* - \pi^*)$ は、(実質予想) 為替レートの変化 $(q_{t+1}^e - q_t)$ より為替リスクのリスクプレミアム分だけ変化し調整されて均衡が成立することを示す。標準的な国際金融のマクロモデルではこの式とIS-LM式から、 q (為替レート)、 r (金利)、 Y (実質生産高) の3変数が内生的に決定される。ただし、ポートフォリオ・モデルではIS-LMの関係を陽表的に扱わないため、金利は外生扱いである。従って(i)式は(ii)、(iii)式と共に為替レートを内生的に決定するものと解釈される。

(ii)は購買力平価説を前提とした場合の為替レートの予想に関する定式化である。為替レート予想を一本の式で定式化することには元来無理があるが、(ii)式は「長期的に見た場合、外国為替市場の参加者は、為替レートは将来均衡レート (購買力平価) に近づいていくと予想する」と仮定することを表している。

(iii)式はポートフォリオ理論より導き出されたマクロでのリスクプレミアムである³。

ここから、日米の金利、日米の予想インフレ率、購買力平価に基づく長期均衡レート、日本の累積経常収支を外生変数として与えれば、為替変

² 実際の推計に用いた金利、物価指数の系列については脚注10を参考のこと。尚、金利、物価指数の選択に際しては、モデルの単位期間が四半期であること、実質為替レートを巡る議論および従来型との比較検討の観点などに留意して系列を選択した。

³ リスクプレミアムがこのように定式化されることについては深尾 (1983, 第4章; 1990, 第6章)、Branson and Henderson (1985)、Frankel (1985) 等参照。

表1 これまでの実証結果

被説明変数	計測期間/定数項 説明変数		実質日米金利差 ($r^* - r$) - ($\pi^* - \pi$)	日本の累積経常収支 B*	Adj.R ²	s.e.	D.W.	推定法	備考 ()内はt値
ln q	73.1Q-79.1Q	5.65 (20.8)	0.913 (3.26)	-0.0156 (-8.04)	0.749	0.0661	0.805	OLS	
ln q	79.1Q-82.4Q	5.65 (20.8)	2.400 (5.09)	-0.0108 (-4.66)	0.749	0.0661	0.805	OLS	
ln q	73.1Q-79.1Q	5.64 (11.1)	0.373 (0.63)	-0.0154 (-4.51)	0.462	0.0532	2.020	CORC	深尾京司(83)
ln q	79.1Q-82.4Q	5.64 (11.1)	2.010 (3.79)	-0.0103 (-2.62)	0.749	0.0661	0.805	CORC	
ln q	73.1Q-82.4Q	5.66 (89.3)	1.27 (2.91)	-0.0136 (2.91)	0.328	0.0551	1.950	CORC	
ln q	80.1Q-95.1Q		0.0485 (3.43)	-0.177 (-9.48)	0.64	0.142	0.239	OLS	植田和男(95)

動リスク、リスク回避度を所与のパラメタとして、為替レート、為替レートの予想値、リスクプレミアム
の3変数が内生的に決定される。為替レートは購買力平価、日米実質金利差、リスクプレミアムによって以下のように求められる。

$$q_t = Q + 1/\theta \{ (r^* - r) - (\pi^* - \pi) - RP \} + \varepsilon$$

$$q_t = Q + \alpha \{ (r^* - r) - (\pi^* - \pi) \} + \beta B^* + \varepsilon \quad (iv)$$

ただし、 $\alpha = 1/\theta > 1$ 、 $\beta = -(\delta/c\theta) < 0$

この式から α 、 β を推計することにより、長期均衡レートへの調整係数 (θ)、および為替変動リスクとリスク回避度の比率が逆算できる⁴。

3. これまでの実証結果のサーベイ

円ドルレートを用いた先駆的な実証結果を表1に示した。深尾京司(1983)では、73年1Q~82年4Qにおける為替レート決定式について報告している。そこでは、わが国で短資流入規制措置の逐次緩和と全面撤廃が行われた79年1Qを境としてダミー変数を用いた以下のような計測式を、最小二乗法(OLS)およびコクラン・オーカット法(CORC)により推計している。

$$q_t = Q + (\alpha + \alpha'D) \{ (r^* - r) - (\pi^* - \pi) \} + (\beta + \beta'D) B^* + \varepsilon$$

ダミー変数Dは73年1Q~79年1Qではゼロ、79年2Q~82年4Qでは1である。

また、植田(1995)では、長期均衡レートを除いた形で、80年4Q~95年1Qのデータを用いて表1にあるような計測を行っている⁵。




⁴ θ は長期均衡レートへの調整速度係数であるため、理論的には $0 < \theta < 1$ である。よって $\alpha > 1$ である。表2の計測結果は、実質金利については%単位による表示であるから、このパラメタ制約は満たされている。

⁵ 一方、深尾光洋(1988)では、カルマン・フィルターを用いた計測により、73年1Q~87年4Qの計測期間において、同様の式を計測している。それによれば、パラメタのランダム・ウォークを仮定した場合には、実質金利のパラメタ α は、0.8~3.3へと漸進的に増加する一方、累積経常収支要因のパラメタ β は2.1から横這いで推移した後、84年には1.0まで低下しその後やや上昇している。

表2 為替レートの計測結果

	被説明変数	定数項	実質日米 金利差 (r^*-r)-($\pi^*-\pi$)	日本の 累積経常収支 B*	q(t-1)	q(t-2)	$\Delta q(t-1)$	$\Delta q(t-2)$	Adj.R ²	s. e.	D. W.	Q統計量 (sing. level)
(1)	ln q	5.362 (293.88)	0.037 (6.85)	-0.000572 (-15.98)					0.837	0.0922	0.487	74.152 (0.000)
(2)	ln q	1.039 (3.185)	0.0142 (4.358)	-0.000101 (-2.528)	0.805 (13.257)				0.959	0.0466	1.456	6.345 (0.973)
(3)	ln q	1.162 (1.623)	0.013 (4.052)	-0.000116 (-2.956)	1.039 (8.597)	-0.257 (-2.215)			0.962	0.0451	1.911	5.605 (0.985)
(4)	$\Delta(\ln q)$	-0.0024 (-0.374)					0.275 (2.271)		0.075	0.5110	1.922	11.946 (0.683)
(5)	$\Delta(\ln q)$	-0.0041 (-0.636)					0.286 (2.254)	-0.071 (-0.5626)	0.0793	0.0505	1.994	14.861 (0.461)
(6)	ln q	5.363 (304.25)	0.0336 (6.07)	-0.000576 (-16.627)			0.519 (2.306)		0.851	0.0891	0.520	99.791 (0.000)
(7)	ln q	1.162 (1.623)	0.013 (4.052)	-0.000116 (-2.956)	0.782 (13.100)		0.257 (2.216)		0.962	0.0451	1.911	5.606 (0.985)
(参考)			名目日米金利差 (r^*-r)									
(1)'	ln q	5.378 (229.074)	0.07 (6.147)	-0.000565 (-12.473)					0.741	0.1165	0.769	39.110 (0.001)
(1)''	1/q	0.265 (2.0)	-0.014 (-1.0)	0.000214 (1.0)	0.885 (10.6)				0.957	0.1216	1.639	

注) 計測期間はすべて81.1Q-96.4Q、推定法は最小二乗法 (OLS) 及び操作変数法である。

	有意水準 1 %
	有意水準 5 %
	有意水準 10 %

以上の実証結果を参考にしながら、従来型為替レート関数と比較可能で、かつメンテナンスの容易さ、理論との整合性、予測力の向上を満たすような定式化の試みを構造方程式アプローチと時系列アプローチを組み合わせで行った。

4. 為替レート決定の計測式

本節では、為替レート決定の計測式の結果を検討する。推計期間は80年1Qから96年4Q(四半期モデル)である。ただしラグ次数の関係および資本取引自由化(81年2Q)の影響を考えて、実際の推計は81年2Qから96年4Qまでを用いている。計測結果は表2にまとめてある。

(1)~(3)は構造モデルである。被説明変数に実質為替レートの対数値を用いている。(4)~(5)は時系列モデルである。被説明変数に実質為替レートの対数差分を用いている。(6)~(7)は上の両者の折衷モデルである。(1)'は(1)と同様の定式化で、操作変数のリストをかえた計測式である。(1)''は電中研マクロモデルで用いている従来型の為替レート関数であり参考までに掲げた。

(1)~(7)に関しては、推定法は操作変数法を用いた。第2節で展開した理論モデルにおいては、当該期間のフローの調整終了後のストック均衡 (=期末均衡) の考え方を採用しているため、累積経常収支は内生変数となり操作変数法が適当

である。なお操作変数群としては定数項(購買力平価による均衡レート)、日米実質金利差、実質為替レートなどのラグ変数である。(1)⁶については、従来通り OLS である。

(1)については、第2節で展開された理論モデルに忠実な定式化で、被説明変数に実質為替レートの対数値を用いている。定数項(理論式では購買力平価による長期均衡レートの対数値を表す)、日米実質金利差、リスクプレミアムのすべてが符号条件を満たし、なおかつ有意である(有意水準1%を満たす)。定数項から購買力平価による長期均衡レートを逆算すると 213.15 円となる。しかし、実証計測式においては、累積経常収支の変数のバイアスがあるため、厳密な均衡レートとはなっていない⁶(深尾(1988))。またダービンワトソン比(D.W.)、Q統計量からみて誤差項に系列相関があり、q のラグ設定に問題がある可能性を示唆しているため、結果は参考程度にすぎない。

(2)は、PA モデルに自己回帰型の定式化を採用した従来型モデルに一番近い形である。定式化における両者の違いは、被説明変数に実質為替レートの対数値を用いているか、名目為替レート(\$/¥)を用いているかである。定数項、日米実質金利差、リスクプレミアム全て符合条件を満たしなおかつ有意である(有意水準1%および5%を満たす)。一次の自己ラグ変数付のため、この場合D.W.統計量は自己相関の指標としては不適切だが、従来型との比較から参考までに掲載している。Q統計量からみたラグ設定は系列相関の可能性を有意水準10%で排除している。なお、購買力平価による長期均衡レートは、自己ラグ項

の影響を考慮して計算すると 206.07 円となる。

(3)についても、(2)同様の自己回帰型の定式化を採用している。被説明変数は、実質為替レートの対数値である。定数項、日米実質金利差、リスクプレミアム全て符合条件を満たしなおかつ有意である(有意水準1%および5%を満たす)。Q統計量からみたラグ設定は系列相関の可能性を有意水準10%で排除している。ラグ回数については、Q統計量より1次で充分であることを示している。

(4)~(5)は被説明変数に実質為替レートの対数差分を用いたケースである。いずれのケースも、被説明変数である実質為替レートが単位根である場合を想定した計測式である。しかしながら両者とも、貧弱な決定係数が示すとおり、説明力も極端に小さい。実質為替レートに単位根が存在するか否かの議論(義村、1996)⁷とともに考え合わせると、現段階では予測には使えない。

(6)~(7)番目の計測式は、理論モデルと時系列分析の折衷アプローチ(部分調整型アプローチ)である。(2)式とともに、現段階では最も説明力があり、今後更なる改良を試みる価値はあろう。(6)については、被説明変数に実質為替レートの対数値を用いている。定数項、日米実質金利差、リスクプレミアム全て符合条件を満たし、なおかつ有意である(有意水準1%を満たす)。定数項より購買力平価による長期均衡レートを逆算すると 213.36 円となる。(7)についても被説明変

⁶ ここでの累積経常収支は、従来型電中研モデルとの比較対応を可能にするという観点から、米国物価での実質化をしない名目値で、かつ海外直接投資(FDI)および介入額を除いていないため、厳密な意味でのポートフォリオ・バランス・モデルには対応していない。これらのデータ・ベースを整理し直して再計測することは今後の課題である。

⁷ 学会の最近の主流は、実質為替レートの長期データでの定常性を支持する方向にある。しかし電中研モデルの対象期間は、四半期データで20年以内と短いためとりわけ慎重に定常性の検定を行なう必要がある。実際のところ義村(96)で行なった実質為替レートの単位根検定によれば、ADF-test、PP-testともいずれのケースも、「単位根あり」の帰無仮説を有意水準5%で棄却できない。また、トレンドのブレイクポイントを導入した Perron タイプの ADF 検定でも、1985年第4四半期にブレイクポイントを設定したケース以外は、やはり「単位根あり」の帰無仮説を有意水準5%で棄却できない。このことは、四半期ベースにおける20年程度の実質為替レートは非定常過程に従うことを示唆している。

数に実質為替レートの対数値を用いている。定数項、日米実質金利差、リスクプレミアムすべて符合条件を満たし、なおかつ有意である(有意水準1%および5%を満たす)。Q統計量からみたラグ設定は系列相関の可能性を有意水準10%で排除している⁸。

(1)'は、試みに操作変数群に日米実質金利差等の加工変数を使わず、日本の金利、アメリカの金利、日本の物価指数、アメリカの物価指数、日本のGNPさらに自己ラグ変数(実質為替レートの対数差分)を用いた場合の推計値である。

なお、参考までに電中研マクロモデルでの従来型為替レート関数(被説明変数に名目為替レート(\$/¥)を用い、PAモデルを援用した自己回帰型(ラグ次数1)による定式化)を(1)''に掲載しておく。

以上が従来型電中研モデルの延長線上で、構造方程式アプローチにECM的手法を加えた推計に関する予備的考察である。より効率的な予測を可能にするためには、定式化の妥当性の検定や残差の検定、時系列各種統計量の更なるチェック、そしてポートフォリオ・バランス・アプローチとECM的なアプローチの接合を理論的にどのようにはかるかなどについてより詳細な議論が必要である。しかし、本論の目的は、従来型モデルの延長線上で改良の方策を探り、試験的な予測シミュレーションを試みることにある。従って、以下では、従来型のモデルに近く、現段階では説明力も高い(7)、(2)の2本の計測式を選んでシミュレーション予測を試みた。

⁸ なお、統計量の観点から言えば、(7)式は(3)式と同じであり、また(6)式は(3)式のラグ変数の係数に線形制約をかけた形になっている。

5. シミュレーション予測

本節では、前節までで展開された為替レート関数を用いての予測(Static および Dynamic Simulations⁹)を行う。予測にあたっては、外生変数の予測値が必要であるが、本モデルでは97年4月以降の消費税率引き上げ(3%→5%)の影響を織込んだ電中研での96年末予測の予測値を用いた¹⁰。

前節までで説明された計測式(2)および(7)式を用いて、Static SimulationsとDynamic Simulationsを行った予測結果は以下の通りである。

表3、4のように、ポートフォリオ・バランス・モデルからみた98年1-3月期までの為替予測は、Static Simulationsでは116~120円、Dynamic Simulationsにおいては117~159円と円安方向を示唆している。これは、リスクプレミアムに対する評価が不変であるならば、為替レートは、購買力平価、日米の実質金利差および自己ラグによって決定されることによる。勿論、日本の累積経常黒字は増大している¹¹ため潜在的な円高要因も増しているが、推計結果から求められたリスクプレミアムはそれほど大きくはなく、今後にわたってリスク・プレミアムに対する評価が不変であるならば、少なくとも95年のような急激な円高に見舞わ

⁹ static simulationでは、為替レートのラグ変数に予測期間を通じて96年10-12月の実績値112.8円を用いているため、厳密な意味でのstatic simulationではない。一方、dynamic simulationでは、為替レートのラグ変数にモデルから計算される推定値を用いている。

¹⁰ r^* : アメリカの長期金利(10年物国債、%)、 r : アメリカの短期金利(TB3ヶ月レート、%)、 π^* : アメリカの予想インフレ率(PPI;生産者物価指数(実績)ベース、%)、 r : 日本の金利(全銀約定金利%)、 π : 日本の予想インフレ率(WPI;国内卸売物価指数(実績)ベース、%)、 B^* : 日本の累積経常収支(10億ドル)、 P : 日本の国内卸売物価指数(WPI、90年=100)、 P^* : アメリカの生産者物価指数(PPI)82年=100)。アメリカの金利などの予測値にはWEFA予測を用いている。

¹¹ このモデルでは経常収支を外生的に想定する必要がある。表4(b)は96年末のフルモデルによる電中研予測の値(円建)を為替レート予測値でドル建に換算したもの、(a)は同じものを96年平均レートでドル建換算した値である。ドル建では97年度経常収支は共に600億ドル台となっている。

表3 シミュレーション予測の前提条件 (%)

年/期	rL*	r*	π*	r	π	B*(10億ドル)		P(90=100)	P*(82=100)
						(a)	(b)		
96/7-9	6.5	5.0	2.8	2.37	-0.6	1003	1105	95.1	128.0
96/10-12	6.5	5.0	2.8	2.37	-0.6	1003	1117	95.1	128.0
97/1-3	6.2	4.9	2.6	2.43	-0.4	1022	1136	95.1	128.7
97/4-6	6.0	4.9	2.6	2.56	1.3	1043	1157	96.5	130.4
97/7-9	5.9	4.8	2.6	2.57	3.0	1054	1168	98.0	130.6
97/10-12	5.8	4.7	2.4	2.61	3.9	1064	1179	98.8	130.6
98/1-3	5.8	4.7	2.2	2.71	4.4	1084	1202	99.3	131.4

表4 為替レートの予測結果(円/米ドル)

年/期	(A)改良型(Static Siml.)			(B)改良型(Dynamic Siml.)			(C)従来型 (1 ⁷)
	(2)	(7)	(7)	(2)	(7)	(7)	
B*の前提	(a)	(a)	(b)	(a)	(a)	(b)	(b)
97/1-3	117.8	119.7	119.7	119.7	117.8	119.7	109.2
97/4-6	118.3	118.4	118.3	127.2	125.7	127.1	106.2
97/7-9	119.8	119.6	119.5	137.7	137.3	137.6	103.5
97/10-12	118.6	118.0	118.0	147.5	148.9	147.4	101.2
98/1-3	116.6	116.3	116.2	156.2	159.1	156.0	99.0

れる可能性は小さく、本論で試みたポートフォリオ・バランス・モデルからは円安気味に推移するものと予測される^{12,13}。

¹² なお、本予測は1996年12月、名目為替レートがおよそ108~110円程度で推移していた時点で行われたものである。97年2Qまでの推移を見ると、改良型の予測パフォーマンスは、特にStatic-Siml.に関しては良好である。

¹³ しかし、また同時に為替レート関数に関しては、リスクプレミアムをはじめとするパラメタの不安定性の故、「1年程度の短期予測は困難であり、短期の為替レートに関する構造モデルアプローチは失敗である」という見方も有力であり(Frankel, J. A. and A. K. Rose, (1995)), また効率的市場仮説の観点から「短期の為替レート予測はそもそも不可能であり、無益なこと」と考える立場も存在(例えば伊藤(1997))することを考慮すると、予測結果については割り引いて考えることも必要であろう。

【参考文献】

- [1] Branson, W.H. and D.W. Henderson (1985), "The Specification and Influence of Asset Markets," in Handbook of International Economics, Vol.2, ed. R.W. Jones and P.B. Kenen.
- [2] Chinn, M.D. (1997), "Sectoral Productivity, Government Spending and Real Exchange Rates: Empirical Evidence for OECD Countries," NBER Working Paper #6017.
- [3] Frankel, J. (1985), "The Dazzling Dollar," Brookings Papers on Economic Activity, No.1.
- [4] Frankel, J.A. and A.K. Rose (1995), "Empirical Research on Nominal Exchange Rates," in Grossman and K. Froot eds, Handbook of International Economics, vol.3, North-Holland.

- [5] Froot, K. and K. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates," in Grossman and K. Froot eds, *Handbook of International Economics*, vol. 3, North-Holland.
- [6] Lothian, J. R. and M. P. Taylor (1996), "Real Exchange Rate Behavior: the Recent Float from the Perspective of the Last Two Centuries," *Journal of Political Economy*, 104.
- [7] 深尾京司 (1983) 「為替レートの決定要因と為替投機需要」『金融研究』第 2 巻 4 号
- [8] 尾光洋 (1983) 「為替レートと金融市場」、東洋経済新報社
- [9] ——— (1988) 「金融の国際化が為替レートの変動及び国際収支に与える影響について」『金融研究』第 7 巻 第 4 号
- [10] ——— (1990) 「国際金融」第 6 章、東洋経済新報社
- [11] 服部恒明、門多治、小島清美 (1992) 「電中研マクロ経済モデル 1991」(財)電力中央研究所報告: Y92005
- [12] 伊藤元重 「1ドル 120 円は円安か」日本経済新聞、経済教室 1997.2.12
- [13] 門多 治 (1996) 「経済予測の比較評価」(財)電力中央研究所研究調査資料: Y96903
- [14] 義村政治 (1996) 「金融・為替サブ・ブロックの開発とデータ・ベース」、mimeo
- [15] 植田和男、伊藤隆敏編 (1992) 『国際金融の現状』第 2 章、有斐閣。

よしまら せいじ
 明海大学経済学部
 かどた おさむ
 電力中央研究所経済社会研究所