

為替レートの決定メカニズム及び 予測の理論に関する調査研究

報 告 書

平成 12 年 7 月

郵政省 郵政研究所

《目 次》

I	．円ドル為替レートの分析・予測に必要な基礎情報	1
	1 円ドル相場に関連する定量データ	1
	1) 円ドル相場と実効為替レート	1
	2) 実質GDP	2
	3) 経常収支	2
	4) 物価	2
	5) 金利	3
	2 歴史・政策に関する情報	4
II	．為替レートの長期・短期均衡モデル	5
	- 1 ．為替レートの長期的均衡	6
	1) 購買力平価と実質為替レート	6
	(1) 一物一価の法則	6
	(2) 絶対的購買力平価と相対的購買力平価	7
	(3) 実質為替レート	8
	(4) バラッサ＝サムエルソン効果	9
	(5) 購買力平価の実証分析	10
	2) マネタリー・アプローチ	13
	(1) モデルの概要	13
	(2) マネタリー・アプローチに係る留意点	14
	(3) マネタリー・アプローチによる為替レートの実証分析	14
	- 2 ．為替レートの短期的均衡	20
	1) 金利平価と実質金利	20
	(1) カバー付き金利平価 (Covered Interest Rate Parity: CIP)	20
	(2) カバーなし金利平価 (Uncovered Interest Rate Parity: UIP)	21
	(3) 実質金利	22
	2) アセット・アプローチとポートフォリオ・バランス・アプローチ	23
	(1) 内外債券が完全代替的な場合	23
	(2) 内外債券が不完全代替的な場合：ポートフォリオ・バランス・アプローチ	23
	(3) アセット・アプローチによる為替レートの実証分析	24

III	・開放マクロ経済モデル1：静学モデル	31
	- 1・開放マクロ経済モデル（小国の場合）	31
	1）マンデル＝フレミング・モデルの枠組み	31
	（1）仮定	31
	（2）枠組み	32
	2）変動相場制における政策効果	33
	（1）財政政策の効果	33
	（2）金融政策の効果	34
	（3）貿易政策の効果	35
	3）固定相場制における政策効果	35
	（1）財政政策の効果	36
	（2）金融政策の効果	36
	（3）貿易政策の効果	37
	4）輸入品物価が影響するケース	37
	（1）枠組み	38
	（2）財政政策の効果	38
	5）資本移動が完全に自由でないケース	39
	（1）枠組み	39
	（2）財政政策の効果	41
	- 2・開放マクロ経済モデル（大国の場合）	42
	1）枠組み	42
	2）変動相場制における政策効果	43
	（1）財政政策の効果	43
	（2）金融政策の効果	44
	- 3・VAR 推計によるマンデル＝フレミング・モデルの検証	45
	1）データ	45
	2）推計結果	47
	（1）拡張的財政政策の効果	47
	（2）拡張的金融政策の効果	48
	（3）期間別 因果関係の存在の有無	50
	参考1：マーシャル＝ラーナー条件について	52
	参考2：図表 - 13及び14「インパルス応答関数」に用いた推計式の詳細	56

IV	・開放マクロ経済モデル2：動学モデル	64
	- 1・マンデル＝フレミング・モデルの拡張（粘着価格モデル）	64
	1) 粘着価格モデルの枠組み	64
	(1) 仮定	64
	(2) モデル	66
	(3) 定常状態	67
	2) 政策効果	68
	(1) 金融政策の効果	68
	(2) 財政政策の効果	71
	- 2・ドーンブッシュ・モデル	72
	1) ドーンブッシュ・モデルの枠組み	72
	(1) 仮定	72
	(2) モデル	72
	(3) 定常状態	74
	2) 政策効果	74
	(1) 金融政策の効果	74
	(2) 財政政策の効果	77
	参考3：ドーンブッシュモデルの解の導出	79
V	・時系列分析1：共和分分析とエラーコレクション・モデル	80
	- 1・定常性テスト	80
	1) なぜ定常性を確かめる必要があるのか？	80
	2) 定常過程と定常化	80
	(1) 確定的トレンドと確率トレンド	80
	(2) 定常過程・非定常過程と単位根	83
	(3) データの定常化：トレンド定常と階差定常	85
	3) 単位根検定	86
	(1) 和分と単位根検定	86
	(2) AR(1)モデルの検定：DFテスト	86
	(3) AR(p)モデルの検定：ADFテスト	88
	(4) F値タイプの検定	89
	4) タイムトレンドの選択に関する問題点	90
	- 2・共和分検定とエラーコレクション・モデル	91

1) 共和分検定	91
(1) 見せかけの回帰	91
(2) 共和分とは	91
(3) 共和分検定	92
2) エラー・コレクション・モデル	93
- 3 . 共和分検定を用いた購買力平価の実証分析	95
1) データ	95
2) 単位根検定	97
3) 共和分検定 (EG 検定)	98
4) タイムトレンドの考察と共和分の再検定	99
VI . 時系列分析 2 : ベクトル自己回帰モデル	105
- 1 . ベクトル自己回帰モデル	105
1) 概要	105
2) 定式化	106
3) グランジャー因果性	106
4) イノベーション計算と予測誤差分散の分解	107
- 2 . 為替レートの変動要因の時系列実証分析	110
1) データ	110
2) 単位根検定	112
3) グランジャー因果性	116
4) VAR モデルによる分析	118
VII . 主要予測機関の為替レート予測手法	120
- 1 . 主要予測機関の為替レート予測手法の概要	120
1) 主要予測機関の予測パフォーマンスの概観	120
(1) 予測誤差	121
(2) 転換点の予測	122
(3) 予測におけるバイアスの存在	123
2) 主要予測機関の予測手法	124
(1) 主要な為替レート決定要因の適用状況	124
(2) 主要予測機関における為替レート予測モデル	132
(3) 80 年代以降の各局面における主要予測機関の予測手法	135

3) 99 年秋期予測に関するケース・スタディー	137
(1) 四半期ベースでの予測値の傾向	138
(2) 予測のパフォーマンス	138
- 2 . 個別機関の予測手法	139
1) 三菱総合研究所	139
(1) 為替予測の考え方	139
(2) 為替予測に用いるモデル	139
(3) 予測のパフォーマンス	148
2) 大手都市銀行 A 行為替アナリスト	149
(1) 為替予測の基本的な考え方	149
(2) 為替予測に用いるモデル	150
(3) 予測のパフォーマンス	154
3) 外資系大手証券会社 B 社調査部長	155
(1) B 社における為替レートの予測体制	155
(2) 為替レート予測に使用するモデル	156
(3) 足許の円ドル・レートに対する見方	157
(4) 過去の為替予測の検証について	158
- 3 . 新たな予測手法に対するインプリケーション	159
1) 複数のモデルに基づく常時フォロー体制の整備	159
2) 複数のモデルを統合したコンポジット・インデックスの作成	160
3) 国際資本移動の動向把握の精緻化	160
VIII . 為替レート予測のガイドライン	161
- 1 . 為替レート変動要因の相関図	161
1) 為替の決定理論に基づく変動要因	161
2) 理論モデルに含まれない変動要因	163
(1) 市場介入の効果	163
(2) 実効為替レートの動向	163
(3) 投資家のリスク許容度	164
(4) その他の期待要因	164
- 2 . 為替予測手法のフローチャートとガイドライン	166
1) 情報収集	168
(1) 定量情報の整備	168

(2) 定性情報の整備	174
2) 現状分析	175
(1) 定量情報に基づく理論・計量分析	175
(2) 定性情報に基づく分析	178
3) 予測の策定	179
(1) 前提条件の設定	179
(2) 決定理論に基づく予測値の算出	180
(3) シナリオに基づく予測の統一・修正	181
4) 他の経済変数予測値との擦り合わせ	182
5) 実績値との比較・検証	183
むすび	185
参考文献	186

《図表目次》

図表 II-1 為替レート決定理論の俯瞰図	5
図表 II-2 アルゼンチンの対ドル名目為替レートと購買力平価の推移	9
図表 II-3 高度成長期における日本のC P IとW P Iの推移	10
図表 II-4 円ドル名目レートと各種物価指標を用いたP P Pレートの推移	11
図表 II-5 C P I、GDP デフレータ、P P Iを用いた実質円ドルレートの推移	12
図表 II-6 マネタリー・アプローチによる円ドルレートの推計結果 1 (73:1 ~ 99:2)	15
図表 II-7 マネタリー・アプローチによる円ドルレートの推計結果 2 (73:1 ~ 99:2)	15
図表 II-8 マネタリー・アプローチによる円ドルレートの推計結果 3 (73:1 ~ 99:2)	16
図表 II-9 マネタリー・アプローチによる円ドルレートの推計結果 4 (73:1 ~ 99:2)	17
図表 II-10 推計期間を区切った場合の推計結果	18
図表 II-11 日米金利差とカバー付き金利平価の推移	21
図表 II-12 アセット・アプローチによる為替レートの推計結果	25
図表 II-13 ポートフォリオ・バランス・アプローチによる為替レートの推計結果	26
図表 II-14 金融国際化に伴うパラメータの変移を考慮したモデルの推計結果	28
図表 II-15 日本の累積国債発行額をリスク項に含めた場合の推計結果	30
図表 III-1 マンデル=フレミング・モデル	33
図表 III-2 変動相場制下の拡張的財政政策の効果	34
図表 III-3 変動相場制下の拡張的金融政策の効果	35
図表 III-4 固定相場制下の拡張的財政政策の効果	36

図表 III-5	政策効果のまとめ（小国の場合）	37
図表 III-6	輸入品物価が影響する場合のマンデル＝フレミング・モデル	38
図表 III-7	拡張的財政政策の効果	39
図表 III-8	変動相場制の下での IS - LM 曲線	40
図表 III-9	大国における拡張的財政政策の効果	43
図表 III-10	大国における拡張的金融政策の効果	44
図表 III-11	政策効果のまとめ（大国の場合）	44
図表 III-12	各時系列データの推移	46
図表 III-13	拡張的財政政策の効果（インパルス応答関数）	47
図表 III-14	拡張的金融政策の効果（インパルス応答関数）	49
図表 III-15	F 値総括表 グランジャー因果関係の存在の有無	50
図表 III-16	F 値表	51
図表 IV-1	産出量・物価上昇のトレード・オフ（1）	65
図表 IV-2	産出量・物価上昇のトレード・オフ（2）	65
図表 IV-3	拡張的金融政策（ $\hat{m}' > \hat{m}$ ）の効果（定常状態の比較）	68
図表 IV-4	物価水準と変化率の関係	69
図表 IV-5	拡張的金融政策の効果（1）	69
図表 IV-6	拡張的金融政策の効果（2）	70
図表 IV-7	拡張的財政政策（ $\hat{g}' > \hat{g}$ ）の効果	71
図表 IV-8	拡張的財政政策の効果	71
図表 IV-9	内外金利差がある場合の名目為替レートのパス	73
図表 IV-10	拡張的金融政策（ $\hat{m}' > \hat{m}$ ）の効果（定常状態の比較）	75
図表 IV-11	ドーンブッシュモデルの位相図	75
図表 IV-12	拡張的金融政策の効果（1）	76
図表 IV-13	拡張的金融政策の効果（2）	76
図表 IV-14	拡張的財政政策（ $\hat{g}' > \hat{g}$ ）の効果	77
図表 IV-15	拡張的財政政策の効果（1）	78
図表 IV-16	拡張的財政政策の効果（2）	78
図表 V-1	確定的トレンド（ $y_t = y_0 + a \cdot t + u_t$ ）	81
図表 V-2	確率トレンド（ $y_t = y_0 + \sum_{i=1}^t e_i$ ）	82
図表 V-3	定常過程と非定常過程	84
図表 V-4	各データの推移	96
図表 V-5	単位根検定	97
図表 V-6	単位根検定（LPPIJU：日米相対物価水準）	98
図表 V-7	推計残差（実質為替レート）の推移	100

図表 V-8	LYDOL の推計値（長期均衡値）と実績値の推移	100
図表 V-9	ブレーク発生時期ごとの推計式のパフォーマンス	101
図表 V-10	長期均衡為替レートのトレンド・シフト	101
図表 V-11	共和分の再検定の結果	102
図表 V-12	トレンドのシフトを仮定したときの LYDOL の推計値（長期均衡値）	103
図表 V-13	トレンドのシフトを仮定したときの推計残差	103
図表 VI-1	各データの推移	111
図表 VI-2	各時系列データの推移（階差なし）	113
図表 VI-3	各時系列データの推移（一階階差）	114
図表 VI-4	単位根検定	115
図表 VI-5	F 値総括表	116
図表 VI-6	F 分布表	116
図表 VI-7	期間別・グランジャーの因果性	117
図表 VI-8	VAR モデルに基づく予測誤差分散分解	118
図表 VII-1	検証対象とした予測機関	120
図表 VII-2	主要予測機関による円ドル為替レート予測値の誤差と誤差率	121
図表 VII-3	1981 年以降における円ドル為替レート予測値の推移	122
図表 VII-4	80 年以降における円ドル為替レート転換点の予測パフォーマンス	123
図表 VII-5	主要予測機関の為替レート予測における購買力平価の取り扱い	125
図表 VII-6	各種物価指数を用いた PPP レートの推移	125
図表 VII-7	主要予測機関の為替レート予測における実質金利差の取り扱い	126
図表 VII-8	日米実質長期金利格差（日本 - 米国）	127
図表 VII-9	主要予測機関の為替レート予測における累積経常収支の取り扱い	128
図表 VII-10	日本の累積経常・直接投資収支の推移	128
図表 VII-11	主要予測機関の為替レート予測におけるフローの経常収支の取り扱い	129
図表 VII-12	日米の経常収支対名目 GDP 比率の推移	130
図表 VII-13	為替レートの主要な局面	135
図表 VII-14	主要 23 機関による四半期ベース為替レート予測	137
図表 VII-15	日次為替レートの推計結果（その 1）	141
図表 VII-16	推計結果の符号条件	141
図表 VII-17	日次為替レートの推計結果（その 2）	142
図表 VII-18	推計結果の符号条件	142
図表 VII-19	四半期円ドルレートの推計結果	144
図表 VII-20	四半期円ドルレートの予測結果	145
図表 VII-21	モデルによる予測値	145
図表 VII-22	円ドル相場に関する補正後の予測値	146

図表 VII-23	過去の予測値と実績値の推移	148
図表 VII-24	「修正」購買力平価レートの推移	150
図表 VII-25	為替レートのPPPレートからの乖離率と実質長期金利差	151
図表 VII-26	マンデル＝フレミング理論に基づくマクロ経済政策の効果マトリックス	152
図表 VII-27	円ドル・レートと12ヶ月移動平均線の推移	153
図表 VII-28	為替レートのPPPレートからの乖離率と日米景況感格差	154
図表 VII-29	B社の為替レート予測体制	155
図表 VII-30	複数モデルのフォローと統合のイメージ	159
図表 VIII-1	円ドル為替レートに影響を及ぼす主要経済指標とその理論背景	162
図表 VIII-2	理論モデルに含まれない変動要因	165
図表 VIII-3	為替レート分析・予測のフローチャート	167
図表 VIII-4	為替レート予測に用いる時系列データ一覧	169
図表 VIII-5	定量情報を集約した表計算ファイルの構造例	171
図表 VIII-6	為替、物価、金利および経常収支に関する主要指標の提示例	172
図表 VIII-7	定性情報のアップデート例（日銀『金融経済月報』における「基本的見解」）	174
図表 VIII-8	理論・計量分析における基本モデル案	176
図表 VIII-9	推計結果の表示例	177

1 . 円ドル為替レートの分析・予測に必要な基礎情報

1 円ドル相場に関連する定量データ

1) 円ドル相場と実効為替レート

為替レートには、円ドル相場や円ユーロ相場に代表される2国間レート (bilateral exchange rate) と、複数の2国間レートをを用いて特定通貨の水準を指数化した実効レート (effective exchange rate) がある。

加重算術平均による実効レートの算出式は以下の通りである。

$$EER = \sum_{i=1}^n w_i BER_i \quad \text{ただし} \quad \sum_{i=1}^n w_i = 1$$

加重幾何平均による実効レートの算出式は以下の通りである。

$$EER = \prod_{i=1}^n BER_i^{w_i} \quad \text{ただし} \quad \sum_{i=1}^n w_i = 1$$

EER : 実効レート (基準年に対する指数)

w_i : i 国のウエイト

BER_i : i 国との2国間為替レート (基準年を決めて指数化)

ウエイトは通常、貿易量をもとにして与えられる。2国間レートは基準年を決めて指数化した上で、実効レートの算出に用いられる。物価指数等で実質化した2国間の実質為替レートをを用いると、実質実効レートが求められる。

日本銀行は円の実質実効為替レートを公表¹しており、IMFは主要国の名目実効為替レートと実質実効為替レートを公表²している。

予測の対象となるのは2国間為替レートであるが、マクロ経済への影響をみる上では、実質実効レートの重要度が高いと言える。ただし日本の場合、米国および米ドル・リンクの通貨制度をとる国々(中国、香港、通貨危機前のインドネシアなど)との貿易比重が高いため、円ドル相場が円の実効レートに占めるウエイトは高いと考えられる。

¹ 日本銀行による円の実質実効為替レートの試算値は、日本の主要輸出相手国通貨 (24通貨) に対する為替相場 (月中平均) を、当該国の物価指数で実質化したうえ、通関輸出金額ウエイトで加重平均したものの、1973年3月を100とする指数。

² IMFは17カ国について名目実効為替レートを、16カ国について実質実効為替レートを公表している。実質実効為替レートは、単位労働コスト、付加価値デフレーター、卸売価格、輸出単価、消費者物価を用いた複数のレートを算出している。1995年を100とする指数。

2) 実質GDP

外国為替市場の参加者は、各国の景気動向に注目しているが、これを代表する指標がGDP統計である。ある国のGDP成長率が高まり、景気がよくなることは、その国の通貨にとって通貨高要因になりやすい。例えば、1999年前半、日本の実質GDPが2四半期連続でプラス成長を記録したことから、景気回復期待が高まり、円高ドル安が進行した。

為替レートの長期均衡水準を決定するのは、各国の生産性の動向である、という研究結果が示されている³。実質GDPの長期トレンドは生産性等に規定されるので、実質GDPの長期的な趨勢をみておくことも重要である。

3) 経常収支

一般的に経常収支が黒字の国は通貨高になりやすく、赤字の国は通貨安になりやすい、と考えられている。その理由は、経常収支が対外純債権の変化に結びつき、その国のリスクプレミアムを変化させるためである。長期的には、経常収支がバランス化するような通貨価値の変化が起きると考えられる。ただし、経常収支の変化がすぐに為替レートに反映されることは少なく、どの程度の期間で経常収支が為替レートに影響するかは一定していない。円ドル相場に関しては、日本の経常収支黒字、米国の経常収支赤字を背景に急激な円高ドル安が進む時期があった。

4) 物価

ある国で先行きインフレが進むとの予想が支配的になると、その国は通貨安になりやすい。こうした現象を説明する理論が、両国の相対的な物価水準によって均衡レートが決定されるとする、購買力平価説である。

その考え方は、国内貨幣と外国貨幣との交換が等価交換となるためには、為替相場は通貨のもつ購買力(PPP)によって決定される、というものである。例えば、円/ドルの為替レートは、円の購買力とドルの購買力との比に等しい。通貨の一般的購買力は、その国の物価水準に反比例する。

為替レートがPPPから乖離すると、輸出入の実物取引における裁定を通じて、物価水準が変化することにより、PPPが為替レートに一致するように動く、という調整メカニズムが想定されている。

購買力平価説を最初に体系的に主張したのは、スウェーデンの経済学者グスタフ・カッセル(1866 - 1945)である。カッセルは、第1次大戦前の金本位制における為替レートを基準にして、戦後金本位制から離脱した国の為替レートの適正値を、購買力平価の理論を用いて考察した。そこでとられた方法は、今日我々が円ドル相場の購買力平価を求める場合と、基本的に同じである。すなわち、ある基準時点の為替レートが均衡水準にあるという前提を

³ 吉川洋 [1992] 『日本経済とマクロ経済学』第6章

置き、購買力平価に相当する為替レートは、基準時の為替レートに自国と相手国の物価指数の比を乗じたものと等しい、という関係を想定する。

PPPを求めるには、購買力平価が成立していたと想定される時点を基準とし、物価指数の時系列を用いる必要がある。物価指数には、GDPデフレーター、消費者物価指数、卸売物価指数（米国の場合は生産者物価指数）、輸出物価指数、輸入物価指数の5種類の指数があり、当然、用いる指数によってPPPの水準は異なるものが得られる。

OECDは、ある時点の物価の直接比較にもとづいて絶対的購買力平価を推定している。

OECDによる購買力平価の推計

	1990年	1993年	1996年	1997年	1998年
購買力平価（円/ドル）	195	184	166	164	163

注：OECDは数年毎に絶対的購買力平価を推定している。1997年以降の購買力平価は、GDPデフレーターを用いて算出されたものである。

5) 金利

外国為替市場の参加者は各国の金利にも注目している。為替レートの短期的な均衡水準が金利平価と呼ばれる考え方によって決まるためである。

変動相場制の下で資本移動が自由化されたことにより、金利が為替レートに与える影響が高まったとされる一方で、近年は株式投資を通じた資本フローが重要度を増しており、金利と並んで株価にも為替レートが反応するようになってきていると言われる。

ある国の金利の上昇は、その国にとって通貨高の要因となりやすい。一方で、金利平価の考え方に立つと、外国に比べて自国の金利が高ければ、自国の為替レートが時間とともに通貨安に動くことで均衡条件が満たされる、ということになる。

2 歴史・政策に関する情報

為替レートの予測において、外生条件である財政・金融・為替政策に関する情報は重要である。マンデル＝フレミング・モデルでは、変動相場制の下での財政政策、金融政策の効果が明らかにされている。

財政政策、金融政策以上に為替レートに直接的な影響を与える外生条件は、言うまでもなく通貨政策である。1971年のニクソン・ショック、1985年のプラザ合意などは国際通貨体制における転換点であった。また、クリントン政権下での1993～95年におけるドル安円高の進行、1996～1998年のドル高は、米国の通貨政策を反映したものであった。

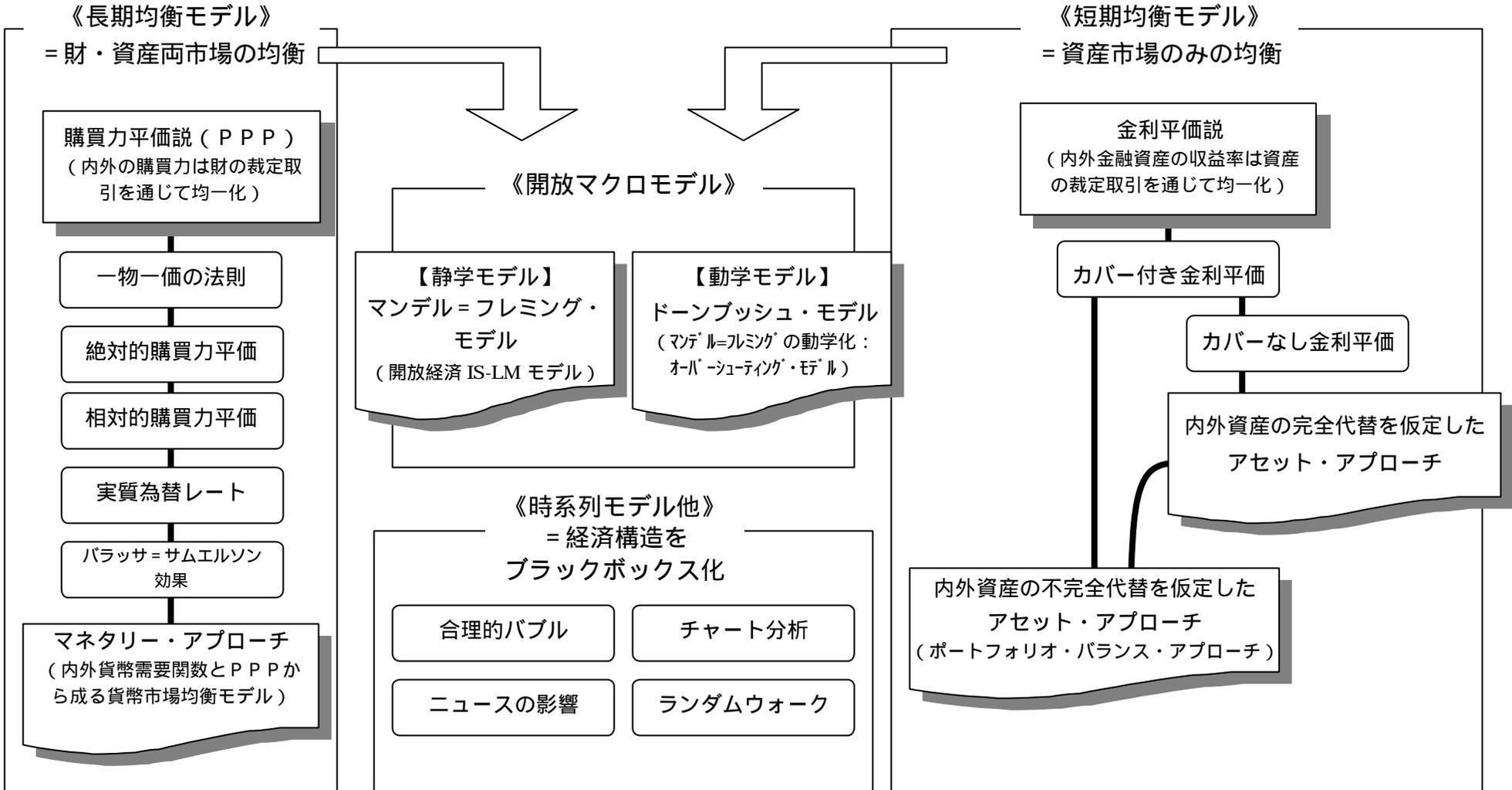
ここでは、円ドル相場の大きな転換点となった出来事を挙げておく。これらの時点を把握しておくことは、為替レートの計量モデル作成の際、推計期間の特定にも役立つものである。

円ドル相場に関する主要な出来事

1971年8月28日	大蔵省、外国為替相場の変動幅制限を暫定的に停止
1971年12月19日	大蔵省、基準外国為替相場の変更を告示(1米ドル=360円 308円)
1973年2月10日	ドル売り激化により東京外国為替市場閉鎖
1973年2月14日	東京外国為替市場、外国為替相場の変動幅制限を停止して再開(変動相場制に移行)
1985年9月22日	G5、為替市場への協調介入・内需拡大等のコミュニケを発表(いわゆる「プラザ合意」)
1995年4月19日	1米ドル=79円75銭の最高値を記録

II . 為替レートの長期・短期均衡モデル

図表 II-1 為替レート決定理論の俯瞰図



- 1 . 為替レートの長期的均衡

開放経済における対外取引は、財・サービスに係る「経常取引」と、金融資産に係る「資本取引」に大別される。これらの取引の根本的な相違点は次の2点である。

資本取引の単位コストが経常取引の単位コストより小さいこと。

資本取引の所要時間が経常取引の所要時間より短いこと。

これらの相違から、国際取引に障壁がない場合、内外の資産市場はほぼ常時均衡状態にあるとみなせるが、内外の財（サービス含む）市場は必ずしも均衡状態にあるとは限らない。国際マクロ経済学における「長期」とは、上記の財市場と資産市場の両者が均衡状態に達する期間を指す。一方、「短期」とは、瞬時に均衡状態に達する資産市場のみが均衡する期間を示している。

本章では、内外の財市場・資産市場が共に均衡状態にある場合の為替レートの決定理論を取り扱う。ここでは、為替レートの均衡に関する古典的な概念である「購買力平価説」および購買力平価と密接な関係にある「実質為替レート」を分析した後、貨幣市場に着目した為替レートの長期均衡理論である「マネタリー・アプローチ（貨幣接近）」について考察する。また、購買力平価説およびマネタリー・アプローチに基づく為替レートの実証分析を行いつつ、留意点を指摘する。

1) 購買力平価と実質為替レート

(1) 一物一価の法則

2 国間の財市場において裁定が完全に働く場合には、同一通貨で測ったときの同一財の価格は等しくなるはずである。この法則を「一物一価の法則」という。一物一価の法則は、任意の i 財に関して以下の通り定式化される。

$$P_i = S \times P_i^* \quad (i = 1, \dots, n) \quad (-1)$$

ここで、 P_i は i 財の国内価格、 S は本国通貨で表した外国通貨の交換レート、 P_i^* は i 財の外国価格を示す。仮に国内通貨で示した外国の i 財価格が国内価格より安い ($S \times P_i^* < P_i$) 場合、両国における i 財価格が均等になるまで外国から i 財が輸入されることとなり、 i 財の内外価格が均等になった時点で為替レートが決定されることとなる。

財の一物一価の法則が成立するための条件は以下の通り。

財の国際取引に対して障壁が存在しないこと。これらの障壁には、関税や数量制限といった法的規制に加え、各国の取引慣習等による目に見えない貿易障壁がある。

財の取引コストが存在しないこと。特に、散髪や医療サービス等、取引コストが極端に高くなる財・サービスは「非貿易財」と呼ばれ、一物一価の法則が成立しない。

財の価格に関する情報が完全に共有されること。財価格に関する情報が非対称的であれば、国際取引において同一財が異なる価格で取引されることがある。

このように、一物一価の法則は、厳密な意味で成立することは想定しがたい。この意味

で、一物一価の法則は、あくまで経済現象を抽象化するための概念的な関係であると言える。

(2) 絶対的購買力平価と相対的購買力平価

(a) 絶対的購買力平価

ミクロ的な概念である一物一価の法則を、マクロの均衡条件として一般化したものを「購買力平価 (Purchasing Power Parity: PPP)」という。つまり、PPPとは内外の財市場間の裁定を通じて、内外の一般的な物価水準が等しくなるという考え方である。PPPの概念は以下の通り定式化される。

$$P = S \times P^*, \quad P \equiv \sum_{i=1}^n w_i P_i, \quad P^* \equiv \sum_{i=1}^n w_i^* P_i^* \quad (-2)$$

ここで、 P 、 P^* はそれぞれ自国と外国の物価水準、 w_i 、 w_i^* はそれぞれ自国と外国の物価指標における i 財のウェイト ($\sum_{i=1}^n w_i = 1$, $\sum_{i=1}^n w_i^* = 1$) を示す。また、(-2)式は以下のように書き換えることができる。

$$S = \frac{P}{P^*} \quad (-3)$$

上式は、為替レートが内外物価水準の比率、あるいは物価水準の逆数 ($1/P$) として表される内外の購買力の比率であることを示している。

内外経済間にて上式の関係が成り立つとき、「絶対的購買力平価」が成立していると言う。(-2)の3式は、絶対的PPPの成立には以下の条件が満たされる必要があることを示している。

すべての i について一物一価の法則 ((-1)式) が成立すること。

すべての i について両国のウェイトが等しいこと (つまり $w_i = w_i^*$)。

内外財市場での裁定が働かない非貿易財の存在を勘案すると、の条件を満たすことは難しい。また、の条件についても、国毎に消費や生産のパターンが異なることから、内外財のウェイトが等しくなるとは限らない。この意味で、絶対的購買力平価は、一物一価の法則と同様に、厳密な意味では成立しない仮説であると言える。

(b) 相対的購買力平価

仮に上記の2条件が成立しない場合でも、絶対的PPPの成立を阻害する要因 (貿易財と非貿易財の相対価格、輸送コスト、貿易障壁、内外財のウェイトの違いなど) が不変であれば、変化率で表示されたPPPは成立する。

$$P_t / P_0 = (S_t / S_0) \times (P_t^* / P_0^*) \quad (-4)$$

ただし、 S_0 、 S_t はそれぞれ0時点、 t 時点での為替レート、 P_0 、 P_t 、 P_0^* 、 P_t^* はそ

それぞれ 0 時点、 t 時点の自国と外国の物価水準を示す。または、(- 2) および (- 3) 式の対数をとって微分すると、(- 4) と同様の関係を示す以下の式が導かれる。

$$\hat{p} = \hat{s} + \hat{p}^*, \quad \hat{s} = \hat{p} - \hat{p}^* \quad (- 5)$$

ただし、 \hat{s} 、 \hat{p} 、 \hat{p}^* はそれぞれ S 、 P 、 P^* の相対的時間増加率を示す。上式は、共通通貨によって表示された内外インフレ率が等しいことを示している。また、上式を \hat{s} に関して見ると、為替レートの減価率が内外の相対インフレ率に等しい。この関係は、絶対的購買力平均に対して「相対的購買力平均」と呼ばれる。

現実の経済分析に際しては絶対的購買力平価仮説の厳密性を緩和する必要があること、および一国の物価水準は通常ある時点の水準を 100 とした物価指数によって計られることから、購買力平価の概念を為替レートの分析ツールとして用いる場合には、相対的購買力平価が使用される。

(3) 実質為替レート

物価水準の変動が大きい場合、例えばハイパー・インフレーションが起きているような状況では、相対的 PPP が比較的短期においても成立するケースがある。図表 II-2 は、80 年代後半に極めて高いインフレ率を経験したアルゼンチンの対ドル名目為替レートとアルゼンチン、米国の CPI を用いて算出した PPP による均衡レートの推移を示しているが、名目レートがほぼ PPP レートに沿った推移をしていることがわかる。

一方、物価水準が安定的な場合には、相対的 PPP からの乖離が認められる。これは、物価水準の安定期には、物価が外的ショックに対して硬直性を持つことによる。このような相対的 PPP からの乖離は、実質為替レート (RE) として表され、以下の通り定式化される。

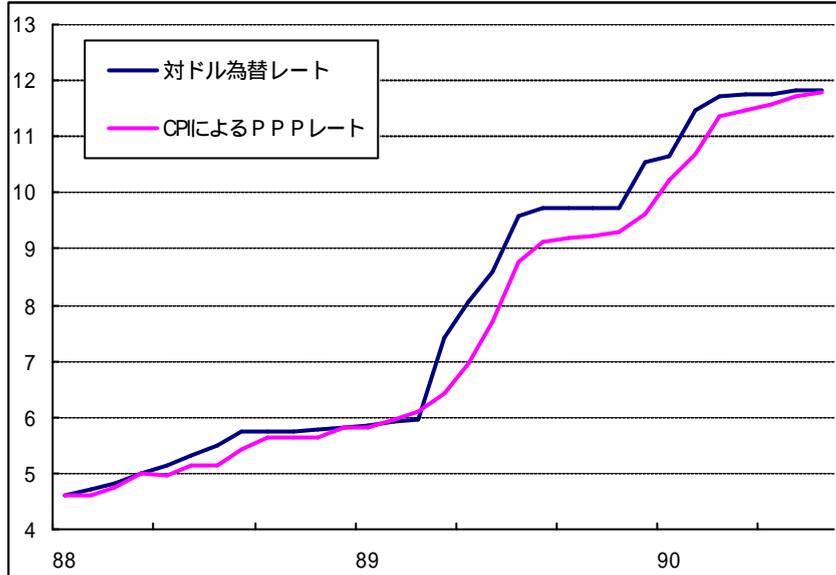
$$RE_t = S_t \times P_t^* \div P_t \quad (- 6)$$

あるいは、対数微分をとって相対的時間増加率で表すと、

$$r\hat{e} = \hat{s} + \hat{p}^* - \hat{p} \quad (- 7)$$

ただし、 $r\hat{e}$ は実質為替レートの相対的時間増加率を示す。厳密に相対的 PPP が成立する場合には、 $r\hat{e}$ は常に 0 となる。他方、財市場の価格に硬直性が見られる場合には、外的ショックに依る \hat{s} の増加 (通貨切り下げ) は $r\hat{e}$ の増加 (実質為替レートの減価) をもたらす。また、この場合でも、長期的には裁定が働いて為替や物価水準が調整され、実質為替レートは一定の値に収束することが期待される。

図表 II-2 アルゼンチンの対ドル名目為替レートと購買力平価の推移



注：月次データ。1987年を100とした指数の対数値で表されている。

資料：IMF, "International Financial Statistics" より三菱総合研究所作成

(4) バラッサ=サムエルソン効果

実物経済に大きな構造変化がある場合に、長期的な傾向として実質為替レートが新しい水準へ移動することがある。経済における実質変数の変化が実質為替レートに与える影響の代表的な例として、貿易財と非貿易財の生産性の変化が、相対価格を通じて与える影響（バラッサ=サムエルソン効果）が挙げられる。

P_T 、 P_N をそれぞれ貿易財価格、非貿易財価格とし、外国財の価格に*を付けて表すと、貿易財における購買力平価は以下の通り定式化される。

$$P_T = S \times P_T^* \quad \text{または} \quad \hat{p}_T = \hat{s} + \hat{p}_T^* \quad (- 8)$$

ここで、一般的な価格水準 P における貿易財価格のウェイトを a で表す。つまり

$$\hat{p} = a\hat{p}_T + (1-a)\hat{p}_N \quad , \quad \hat{p}^* = a^*\hat{p}_T^* + (1-a^*)\hat{p}_N^* \quad (- 9)$$

上式を \hat{p}_T 、 \hat{p}_T^* について解き、(- 8) 式に代入して整理すると、以下の式が導かれる。

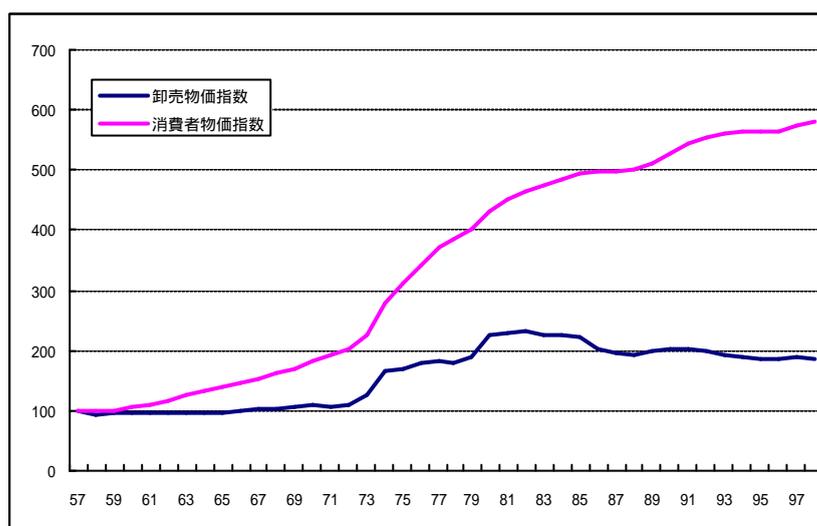
$$\hat{s} + \hat{p}^* - \hat{p} = \hat{r}e = (1-a^*)(\hat{p}_N^* - \hat{p}_T^*) - (1-a)(\hat{p}_N - \hat{p}_T) \quad (- 10)$$

ここで、自国の貿易財の生産性上昇や非貿易財への需要のシフトに伴って貿易財の相対価格が下落（非貿易財の相対価格が上昇）した場合、 $\hat{p}_N - \hat{p}_T$ が正（+）となり、外国での貿易財・非貿易財の相対価格が不変であれば、実質為替レートは下落（増価）することとなる。

貿易財の生産性上昇に伴う実質為替レートの増価は、高度成長期における日本において

実際に観察された現象である。図表 II-3 は 1957 年以來の消費者物価指数（C P I）と卸売物価指数（W P I）の水準を示しているが、そこでは相対的に非貿易財のウェイトが高い消費者物価の増加率が、高度成長期を通じて卸売物価の増加率を大きく上回っていることがわかる。この結果、C P I を用いて算出した実質為替レートは、同時期において大きく切り上がることとなる。

図表 II-3 高度成長期における日本の C P I と W P I の推移



注：C P I、W P I は年平均値であり、1957 年=100 としている。

資料：IMF, “International Financial Statistics Yearbook” より三菱総合研究所作成

(5) 購買力平価の実証分析

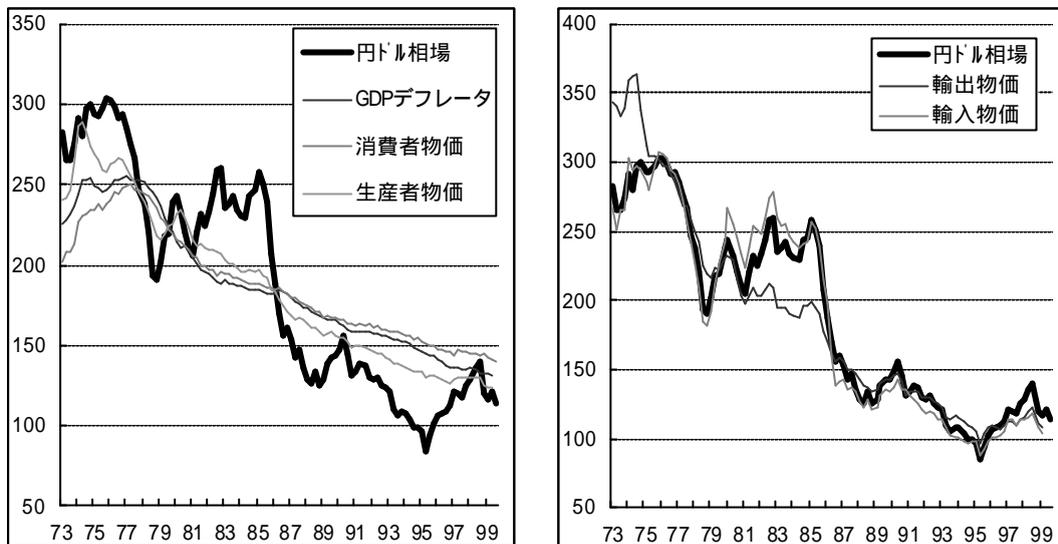
相対的購買力平価に基づく長期均衡為替レートが内外の物価水準の変化率から求められることは既に見たが、実際に P P P レートを算出する際には、どの物価指数を用いるべきか、絶対的 P P P が成立する基準点をどこに求めるか、という問題が発生する。以下では、G D P デフレータ、消費者物価指数（C P I）、生産者物価指数（P P I、あるいは卸売物価指数）、輸出物価指数、輸入物価指数を用いて P P P レートを算出し、上記の問題につき分析する。

(a) 物価指数の選択に係る問題点

図表 II-4 は、主要な物価指数を用いて作成した相対的 P P P レートの推移を示したものである。用いる物価指数によって想定される P P P の水準は大きく異なる。

まず、P P P が内外財市場の裁定を通じて収斂することを考えると、貿易財の価格の動きを反映する物価指数が用いられるべきである。この意味では、貿易財のみを対象とする輸出入物価指数が適当な指数とも思われる。事実、下図（右）を見るとおり、輸出入物価による P P P レートは、円ドル名目レートに則した推移に見える。

図表 II-4 円ドル名目レートと各種物価指標を用いたPPPレートの推移



注：各PPPレートの水準は、表示期間中の名目為替レートの平均値が同期間中の各PPPレートの平均値と等しくなるように調整されている。

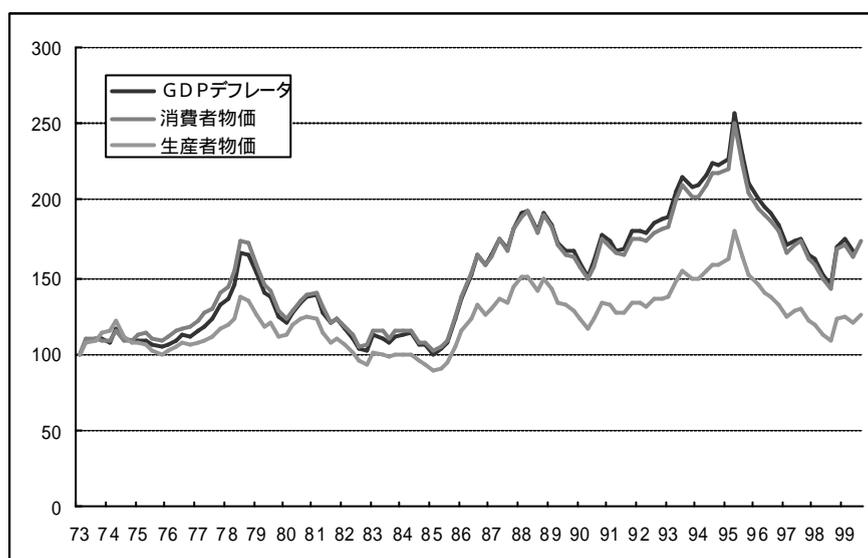
資料：IMF, “International Financial Statistics”、日米通関統計より三菱総合研究所作成

しかし、ここで注意すべきなのは、輸出入物価が為替レートの変動から大きな影響を受けることである。例えば、急激な円高傾向にある場合、日本の輸出業者は円建て輸出価格を引き下げることによって、外国市場での競争力を維持しようとする（いわゆるPTM（Pricing to the Market）の考え方）。この場合、輸出物価PPP〔日本の輸出物価指数/米国の輸出物価指数〕の水準は、円ドル名目レートの動きに吸い寄せられるように切り上がることとなる。つまり、ここでは「名目為替レートがPPPに収斂する」のではなく、「PPPが名目為替レートに収斂する」こととなり、因果関係が逆転するため、輸出入物価指数を長期均衡レートとしてのPPPレートの算出に用いることは、適当でない。

他方、既に見たとおり、貿易財と非貿易財の相対価格に変化が見られる場合、非貿易財を含む物価指数で測った実質為替レートの水準が上下する（バラッサ＝サムエルソン効果）。この考え方から、貿易財・非貿易財をくまなくカバーするCPIやGDPデフレーターよりも、相対的に貿易財を多く含むPPIがPPPレートの算出に適していると考えられる。事実、3つの物価指標から算出した実質為替レートの推移を示す下図を見ると、CPI及びGDPデフレーターによる実質為替レートは、PPIのそれに比べて切り上がりが大きくなっている。以上から、為替レートの適正水準を測るツールとしてPPPレートを算出する際には貿易財のウェイトの高いPPIを用いることが適当と思われる⁴。

⁴ もっとも、高度成長期を経て経済構造が安定している日米間の為替レートを分析する場合、これら3つの価格指数の適性に大きな差異はない。事実、為替レートの実証分析には、しばしばGDPデフレーターが用いられている。

図表 II-5 C P I、GDP デフレーター、P P Iを用いた実質円ドルレートの推移



注：73年第1四半期=100。値の上昇を実質為替レートの切り上がりと定義。

資料：IMF, "International Financial Statistics"、日米通関統計より三菱総合研究所作成

(b) 基準点の選択

PPPによる為替レートの長期均衡水準を求める際のもう一つの問題は、内外物価の変化率の差である相対PPPから均衡レートを算出する際に、基準点の特定を行う必要があることである。相対PPPの基準点の選択とは、すなわち絶対PPPが成立している時点の特定を意味する。基準点として適当な時点では、内外経済が加熱もせず景気後退期でもなく、また国際収支不均衡が小さいことが必要とされる（深尾（1990） pp.39）。

図表 -4 におけるPPPレートは、73年第1四半期～99年第2四半期の名目為替レートの平均値と、各PPPレートの同期間中の平均値が一致するように調整している。つまり、基準点を一時点とせず、対象期間全てを基準とした算出法である。ここからは、77年第4四半期、81年第1四半期、86年第1四半期、98年代2四半期あたりの為替レートがほぼPPPによる長期均衡レートに等しかったとすることができる。また、前節でPPPレート算出に際して適当な指数とされたPPIによるPPPレートを見ると、99年第2四半期の長期均衡レートは1ドル123.0円となっている。

円ドルPPPレートの基準点に関しては、これまでも幾つかの方法によって算定が試みられている。深尾（1999）では、上記の基準点の必要条件を満たす時点として1976年第4四半期を基準点として採用し、卸売物価指数及びGDPデフレーターを用いたPPPレートを導出している。また、吉川（1992）では、基準点を第一次オイル・ショック以前の1973年第1四半期、経常収支がほぼ均衡していた1975年、の2ケースを用いて、日米ユニット・レバー・コストの加重平均値の比率からPPPレートを導出している。

2) マネタリー・アプローチ

(1) モデルの概要

購買力平価が成立する長期において、内外の物価水準が両国の貨幣量によって決定されるとする考え方を、マネタリー・アプローチ（貨幣接近）という。この考え方では、両国の貨幣成長率（＝マネーサプライ増加率）が両国の物価上昇率を決定し、その結果為替レートの変化率が求められるという経過を経る。

典型的なマネタリー・モデルは、内外の貨幣需要関数と相対的購買力平価式の3本の式から構成される。内外の貨幣需要を表す流動性選好関数は、以下の通り定式化される。

$$\frac{M}{P} = L(Y, i) \quad \text{もしくは} \quad \hat{m} - \hat{p} = h_y \hat{y} + h_i i \quad (- 1 1)$$

$$\frac{M^*}{P^*} = L^*(Y^*, i^*) \quad \text{もしくは} \quad \hat{m}^* - \hat{p}^* = h_y^* \hat{y}^* + h_i^* i^* \quad (- 1 2)$$

ただし、 M は貨幣残高、 P は一般物価水準、 Y は実質国民所得、 i は名目金利、 h_y 、 h_i

は実質貨幣需要の所得及び金利弾性値（ $h_y = \frac{d(\frac{M}{P})/(\frac{M}{P})}{dY/Y}$ 、 $h_i = \frac{d(\frac{M}{P})/(\frac{M}{P})}{di}$ ）であり、

*は外国の変数、小文字は各変数の自然対数値、^は相対的時間増加率であることを示す。なお、貨幣需要は所得の増加関数、金利の減少関数であることから、 h_y はプラス、 h_i はマイナスの値をとる。(- 1 1) 式と (- 1 2) 式を内外物価水準について解き、相対的購買力平価を示す (- 5) 式に代入して整理すると、以下の式が導出される。

$$\hat{s} = \hat{p} - \hat{p}^* = (\hat{m} - \hat{m}^*) - (h_y \hat{y} - h_y^* \hat{y}^*) - (h_i i - h_i^* i^*) \quad (- 1 3)$$

ここで、内外マネーサプライの実質所得・名目金利弾性値が同値であると仮定すると、上式は以下のように表される。

$$\hat{s} = (\hat{m} - \hat{m}^*) - h_y (\hat{y} - \hat{y}^*) - h_i (i - i^*) \quad (- 1 4)$$

さらに、(- 1 3) 式の右辺において、左の2括弧を $\{ (\hat{m} - h_y \hat{y}) - (\hat{m}^* - h_y^* \hat{y}^*) \}$ と書き換え、これを内外の超過貨幣供給率（実質的な所得成長に必要な貨幣増加部分 $h_y \hat{y}$ を上回る貨幣供給）の差分 $\{ \hat{m}_e - \hat{m}_e^* \}$ と定義すると、以下の式が得られる。

$$\hat{s} = (\hat{m}_e - \hat{m}_e^*) - (h_i i - h_i^* i^*) \quad (- 1 5)$$

このモデルが持つインプリケーションは、以下の通り。

一国が他国との比較において拡張的な貨幣政策を行う（ $\hat{m}_e - \hat{m}_e^* > 0$ ）場合、その国の相対的物価水準が上昇し、為替レートは減価する。

他の条件が一定ならば、一国の実質所得の増加は、通貨保有増に伴う通貨の超過需要物価下落という過程を通じ、為替レートを増価させる。

他の条件が一定ならば、一国の高金利 (i の上昇もしくは i^* の低下) は、その国の貨幣需要を減少させることから、為替レートを減価させる。

に示される関係は、金利上昇が資本流入を招き、為替レートの増価をもたらすという一般的認識に反しているように見える。しかし、マネタリー・アプローチでは、一国の金利上昇はインフレ期待の発生を通じて先渡プレミアムを同時に拡大させ、金利平価が成立する (資本流入が発生しない) と仮定されている。一方で、国内的には金利上昇に伴う貨幣需要の減少が貨幣の超過供給を発生させ、物価水準の上昇を促すことから、為替レートは減価することとなる。

(2) マネタリー・アプローチに係る留意点

マネタリー・アプローチの考え方をを用いて為替レートの均衡分析を行う場合には、以下の点に留意しなければならない。

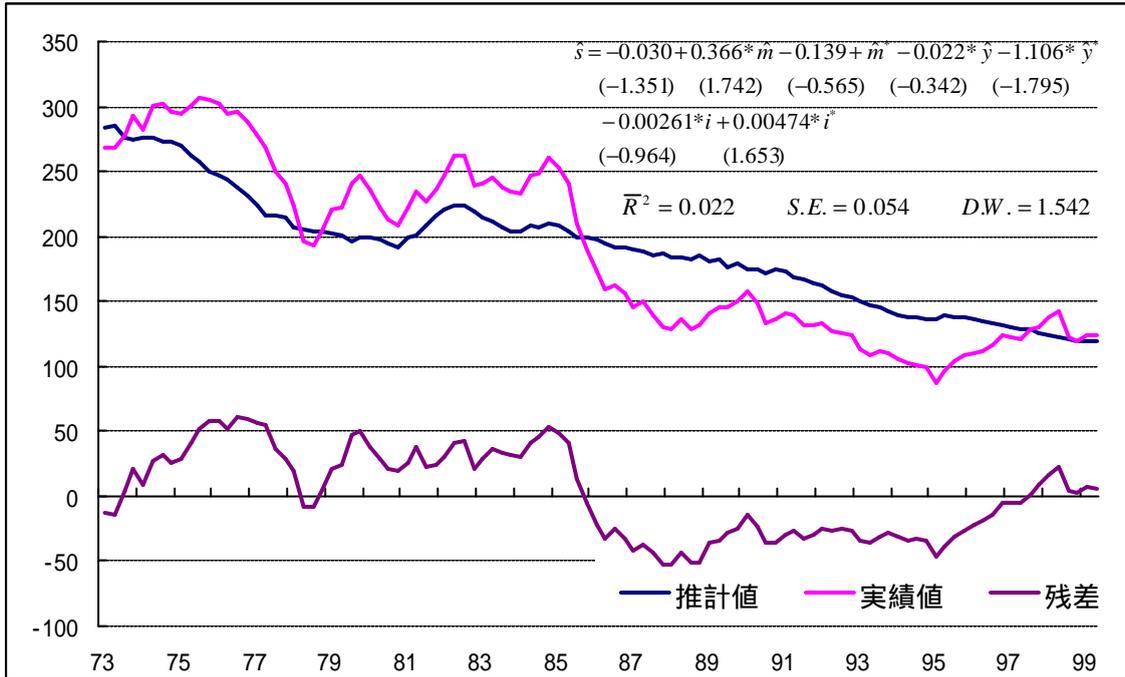
- i) 貨幣接近は、購買力平価説が恒常的に成立していることを前提としているが、短期・中期的には、為替レートが購買力平価から大きく乖離し得ること。
- ii) このモデルでは、マネーサプライの増加が直ちに物価の上昇を通じて貨幣需要を調整することが仮定されているが、通常、物価水準は硬直的であり、まず流動性選好の働きで金利が低下し、その後時間をかけて物価に作用していくこと。
- iii) マネーサプライに関して、どの指標 (M_1 、 M_2 、 M_3 等) を選択するかが明らかでないこと。
- iv) 貨幣接近は、貨幣市場の均衡のみを取り扱っており、債券、株式といった資産市場を考慮していないこと (マネタリー・アプローチにおいては、貨幣以外の金融資産を一括りにした上で完全代替性を仮定し、ワルラスの法則よりモデルから捨象している)。このため、上記の金利上昇 = 貨幣減価という、一般的認識に反する結果が導き出されることとなる。

(3) マネタリー・アプローチによる為替レートの実証分析

ここでは、上で展開したマネタリー・アプローチの基本式 (- 13) 式および (- 14) 式を用いて、為替レートの実証分析を行う。ここで対象とする為替レートは日本円の対ドル直物レートのみとし、対象期間は日本を含む主要国が変動相場制に移行した 73 年第 1 四半期から 99 年第 2 四半期までとした。

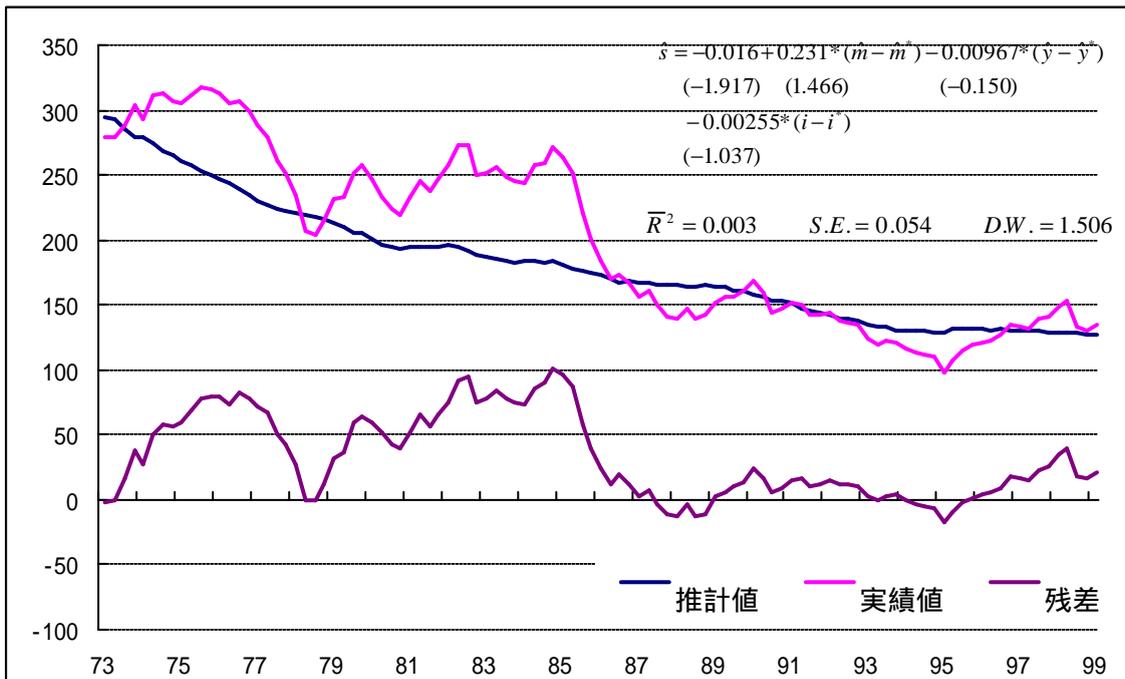
まず、(- 13) 式に基づいた円ドルレートの推計結果は図表 II-6 の通りである。ここでの推計結果では、決定係数が 0.022 と極端に低い値となっているほか、米国実質所得と内外金利に関してパラメータの符号条件が満たされておらず、各パラメータの t 値も総じて低い。

図表 II-6 マネタリー・アプローチによる円ドルレートの推計結果 1 (73:1 ~ 99:2)



そこで、内外マネーサプライの所得・金利弾性値が同値であると仮定した(- 1 4) 式に基づいて再度推計を行った。推計結果は下に示されるとおりであるが、ここでもパラメータの符号条件が満たされず、決定係数はむしろ低下した。また、推計期間をずらして推計する等の措置を講じても、推計結果に大きな変化は見られなかった。

図表 II-7 マネタリー・アプローチによる円ドルレートの推計結果 2 (73:1 ~ 99:2)



上記の結果は、推計式の各変数が相対的時間増加率にて示されており、各変数間の関係が非常に厳密に規定されるため、推計結果のパフォーマンスが悪化している可能性がある。そこで、白川（1979）等における定式化に準じて各変数を自然対数値で示した推計式を定式化し、再度推計を行うこととした。ここで用いる式は以下の通り。

$$\text{国内貨幣需要関数} \quad : \log\left(\frac{M}{P}\right) = h_Y \log Y - h_i i$$

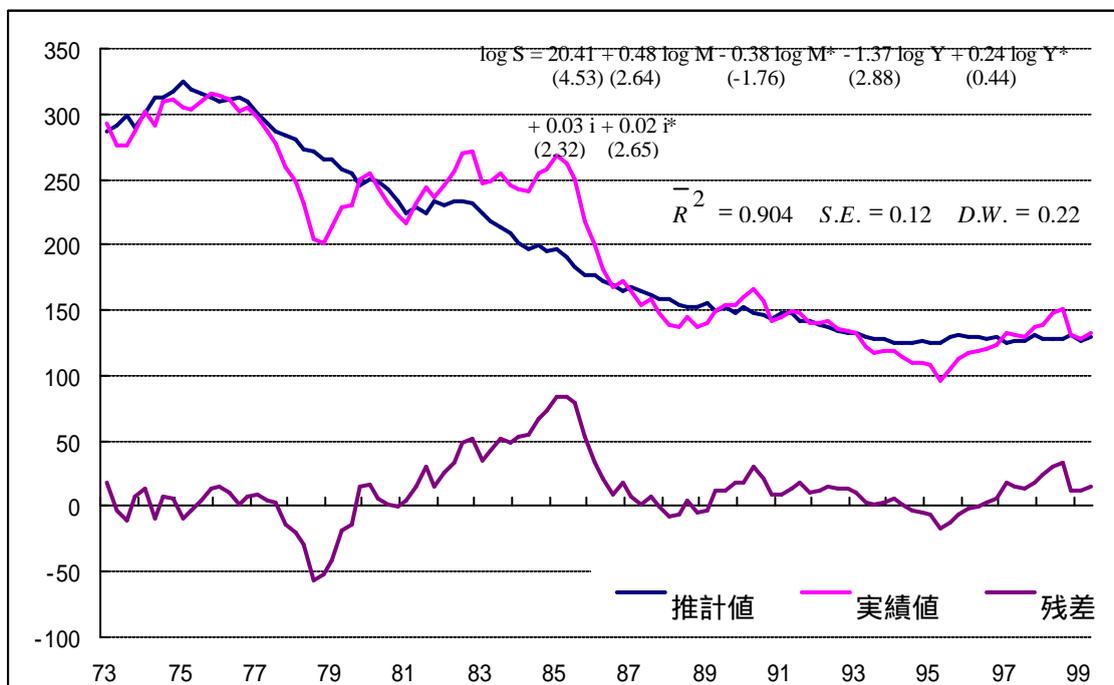
$$\text{海外（米国）貨幣需要関数} : \log\left(\frac{M^*}{P^*}\right) = h_Y^* \log Y^* - h_i^* i^*$$

$$\text{購買力平価式} \quad : \log(S) = \log(P) - \log(P^*)$$

$$\text{（上記より）推計式} : \log(S) = \log(M) - \log(M^*) - h_Y \log Y + h_Y^* \log Y^* + h_i i - h_i^* i^*$$

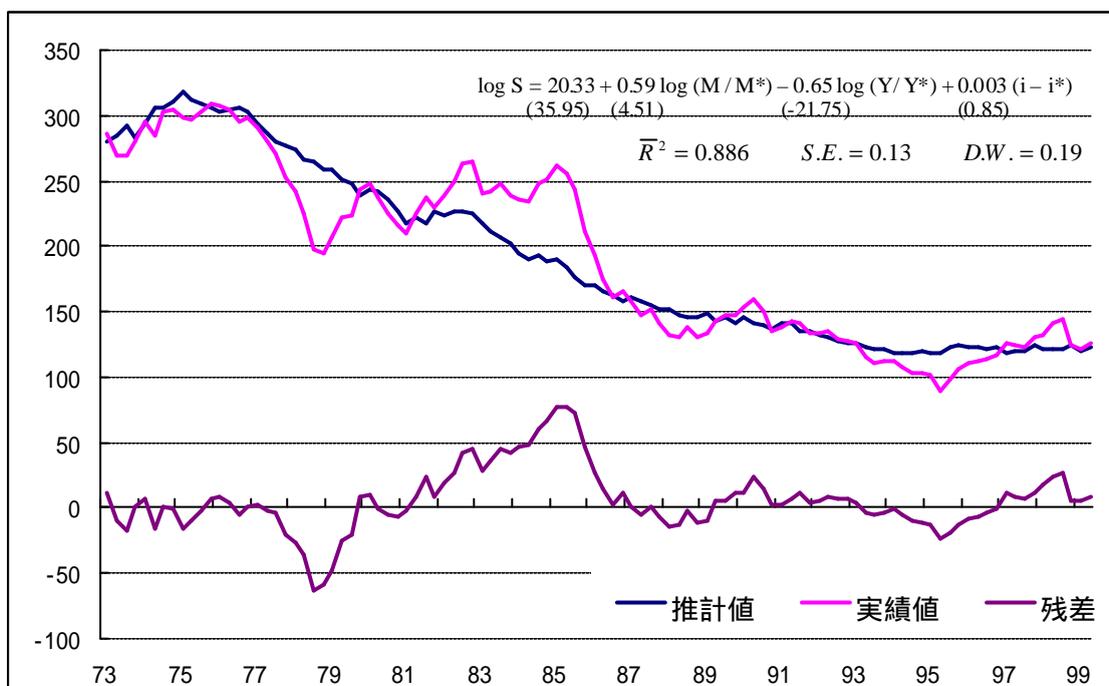
上の推計式に基づいた推計結果は以下の通りである。ここでは、決定係数は大幅に上昇しているものの、依然として米国金利の符号条件が満たされていないほか、米国マネーサプライ、米国実質GDPのパラメータが5%の有意水準を満たしていない。

図表 II-8 マネタリー・アプローチによる円ドルレートの推計結果3（73:1～99:2）



そこで、先と同様に、内外マネーサプライの実質所得・名目金利弾性値が一定であると仮定して再度推計したのが、図表 II-9 である。ここでは、各パラメータの符号条件は満たされており、自由度修正済み決定係数も良好である。

図表 II-9 マネタリー・アプローチによる円ドルレートの推計結果4 (73:1 ~ 99:2)



推計式と使用したデータの概要は以下の通り。

計測式： $\log S = a_0 + a_1 \log(M/M^*) + a_2 \log(Y/Y^*) + a_3(i - i^*)$

推計期間：73年第1四半期～99年第2四半期

使用データ：S：名目為替レート

M, M*：日米M1（季節調整済み）

Y, Y*：日米実質GDP（季節調整済み）

i：日本短期金利（3ヶ月物預金金利）

i*：米国短期金利（ユーロダラー3ヶ月物金利）

説明変数				自由度修正済 決定係数	標準誤差	ダービン・ ワトソン値
定数項	$\log(M/M^*)$	$\log(Y/Y^*)$	$(i - i^*)$			
20.33 (35.95)	0.59 (4.51)	-0.65 (-21.75)	0.003 (0.85)	0.886	0.13	0.19

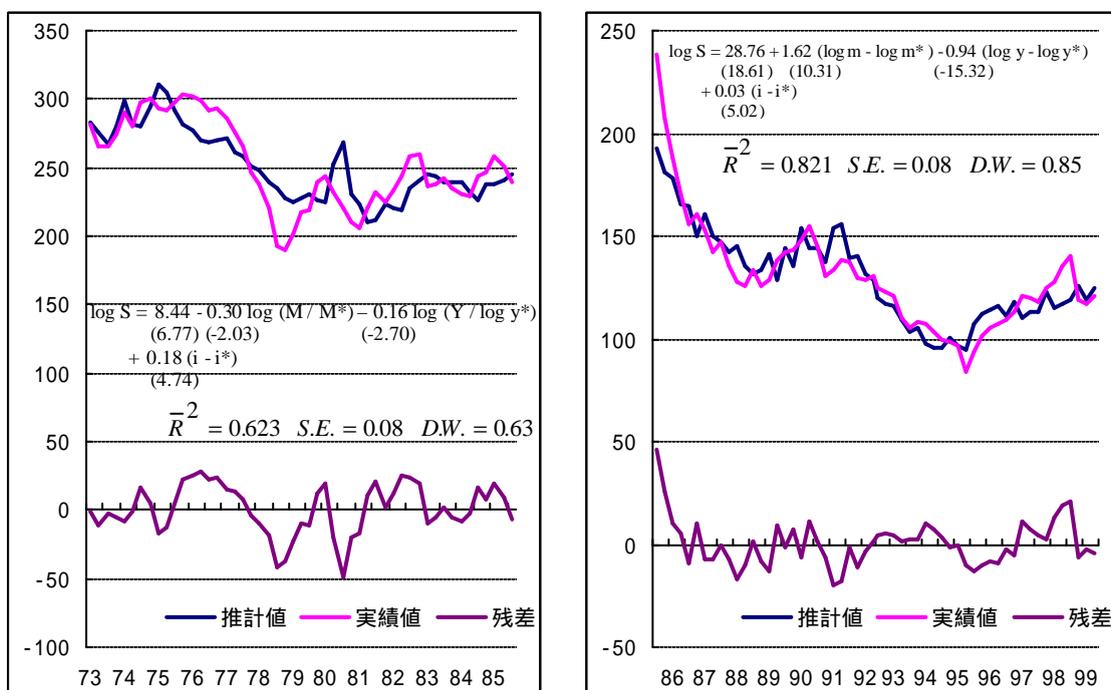
括弧内はt値を示す。

しかし、同式による推計では、ダービン・ワトソン値が低く、誤差項に正の系列相関があると考えられるほか、上の図に示される通り、77年から78年にかけての円高、82年から85年の円安、95年の円高、そして98年の円安と、為替レートが大きく振れた局面での実績値をほとんど説明できていない。

そこで、式の推計期間を85年第3四半期のプラザ合意以前と以後に2分した上で、それぞれの期間について推計を行った結果が、図表 II-10 に示されている。ここでは、前半に当たる73年第1四半期からプラザ合意にかけての推計結果が、パラメータの符号条件を満たさずパフォーマンスが悪いのに対し、プラザ合意以降の円ドルレートの動きは、マネタリー・アプローチによって比較的良好に説明されていることがわかる⁵。後半の推計式における標準誤差は約8.4円、86年以降の最大誤差は98年第3四半期の21.2円である。

この結果は、内外の貨幣市場の均衡に着目するマネタリー・アプローチが、国際資本取引が急激に拡大した80年代後半以降に説明力を落とすという直感的な仮説を否定するものである。これは、80年代前半の米国における「積極的な財政政策と引き締めの金融政策」の組み合わせによる金利の高騰と急激な資金流入、およびそれに伴うドル高が、「一国の名目金利の上昇は同時的に先渡プレミアムを拡大させる」というマネタリー・アプローチの仮説を成立させなかったことによるものとも考えられる。

図表 II-10 推計期間を区切った場合の推計結果



⁵ もっとも、ダービン・ワトソン値は依然として低く、コ克蘭・オーカット法等で誤差項の系列相関を取る必要があるものと思われる。

計測式： $\log S = a_0 + a_1 \log(M/M^*) + a_2 \log(Y/Y^*) + a_3(i-i^*)$

推計期間：73年第1四半期～85年第3四半期

使用データ：前式と同様

説明変数				自由度修正済 決定係数	標準誤差	ダービン・ ワトソン値
定数項	$\log(M/M^*)$	$\log(Y/Y^*)$	$(i-i^*)$			
8.44 (6.77)	-0.30 (-2.03)	-0.16 (-2.70)	0.18 (4.74)	0.623	0.08	0.63

括弧内は t 値を示す。

計測式： $\log S = a_0 + a_1 \log(M/M^*) + a_2 \log(Y/Y^*) + a_3(i-i^*)$

推計期間：85年第3四半期～99年第2四半期

使用データ：前式と同様

説明変数				自由度修正済 決定係数	標準誤差	ダービン・ ワトソン値
定数項	$\log(M/M^*)$	$\log(Y/Y^*)$	$(i-i^*)$			
28.76 (18.61)	1.62 (10.31)	-0.94 (-15.32)	0.03 (5.02)	0.821	0.08	0.85

括弧内は t 値を示す。

- 2 . 為替レートの短期的均衡

以下では、財（及びサービス）市場における均衡が成立せず、相対的に取引に係るコスト・時間が短い資産市場における均衡のみが達成されるような短期における為替レートの決定理論を取り扱う。ここでは、産出量、物価水準、内外金融資産の供給残高は所与と見なされる。

1) 金利平価と実質金利

財市場において価格を指標とした裁定を通じて一物一価の法則が成立するのと同様に、資産市場においては、異なる通貨建て資産から得られる利子収益を指標として、共通通貨建てに換算した利子収益が裁定を経て均一化する。この考え方を、金利平価（Interest Parity）と呼ぶ。

ここで、資産の満期が1年である本国通貨建てと外国通貨建ての資産の金利をそれぞれ i_t 、 i_t^* 、資産を購入する時点と満期時の為替レートをそれぞれ S_t 、 S_{t+1} 、投資額を I_t とした場合、本国・外国通貨建て資産に投資した場合の1年後の収益額 I_{t+1}^d 、 I_{t+1}^f は、以下のとおり定式化できる。

$$I_{t+1}^d = I_t \times (1 + i_t), \quad I_{t+1}^f = (I_t / S_t) \times (1 + i_t^*) \times S_{t+1} \quad (- 16)$$

金利平価が成立する場合、上2式の I_{t+1}^d と I_{t+1}^f が等しくなる。ここでの関係を整理すると、金利平価の成立を表す下式（金利裁定式）が得られる。

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \times (S_{t+1} / S_t) \quad (- 17)$$

金利平価が成立するためには、財市場における一物一価の法則の成立と同様に、国際資本取引に対する障壁（為替管理、先物為替予約の不履行リスク、利子課税など）が存在しないこと、資本取引コストが存在しないこと、資本収益に関する情報が取引主体間にて完全に共有されること、という条件が満たされる必要がある。資産市場と財市場との性質の違いから、購買力平価の成立条件に比べ、金利平価の成立条件は（少なくとも先進国間の資本取引においては）比較的容易に満たされる。

他方、(- 17) 式において重要なポイントは、外国建て資産の購入時に、満期時の為替レートが予想できないことである。投資家が将来の為替レートをいかに捕らえるかによって、2種類の金利平価の考え方が存在する。

(1) カバー付き金利平価（Covered Interest Rate Parity: CIP）

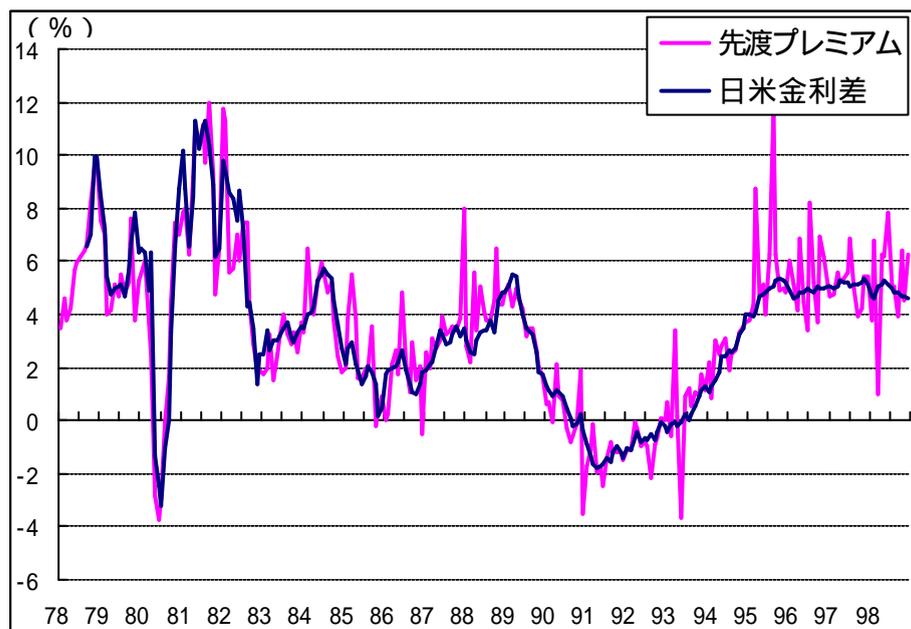
投資家が為替リスクを嫌うならば、外国建て通貨資産を保有する際に、先物市場での為替の先渡契約を通じて収益額を確定させることができる。つまり、満期時（ $t+1$ 時点）にドル資産の収益額を先渡レート（ F_{t+1} ）で売却するという契約を結ぶことにより、資産購入時（ t 時点）に円建て収益額が与えられる。この場合の金利裁定式は以下の通り。

$$(1+i_t) = (1+i_t^*) \times (F_{t,t+1} / S_t) \quad \text{あるいは} \quad i_t \approx i_t^* + f_{t,t+1} - s_t \quad (- 18)$$

ただし、 $f_{t,t+1}$ 、 s_t はそれぞれ $F_{t,t+1}$ 、 S_t の自然対数値を示す。この関係は、先渡契約によりカバーされた無リスクの裁定条件であるという意味から、「カバー付き金利平価 (Covered Interest Rate Parity: C I P)」と呼ばれる。なお、上式の右辺の $f_{t,t+1} - s_t$ は「先渡プレミアム (もしくは現先スプレッド)」と呼ばれ、C I Pが成立するためには、内外金利差が先渡プレミアムと等しくならなければならない。例えば、満期時における先物レートが直物レートより1%下回っている (自国通貨高) 場合、外国金利は国内金利を概ね1%上回っている必要がある。

C I Pは、国際資本取引に対する障壁がない限りにおいて成立する。事実、日米間の3ヶ月物預金金利差とカバー付きの金利平価を示す下図からは、両国間の現先取引が完全自由化された79年5月以降、両者がほぼ同一の軌跡を辿っていることがわかる。

図表 II-11 日米金利差とカバー付き金利平価の推移



注：月末値。先渡しプレミアムは、対ドル3ヶ月先物、円・ドル金利は3ヶ月LIBORによる。金利差はドル金利マイナス円金利。

資料：IMF, "International Financial Statistics"より三菱総合研究所作成

(2) カバーなし金利平価 (Uncovered Interest Rate Parity: UIP)

国際資本投資を行う主体の全てが投資に先物カバーを行うものではなく、将来の為替レートに関する投機的な判断に基づきオープン・ポジションをとり、収益の獲得を図ることもある。この場合、満期時 ($t+1$ 時点) の為替レートは、 $t+1$ 時点の先渡レートではなく、投資家の期待為替レート (S_{t+1}^e) となり、(- 17) 式から以下の式が得られる。

$$(1+i_t) = (1+i_t^*) \times (S_{t+1}^e / S_t) \quad \text{あるいは} \quad i_t \approx i_t^* + s_{t+1}^e - s_t \quad (- 19)$$

ただし、 s_{t+1}^e は S_{t+1}^e の自然対数値を示す。上式の関係は、「カバーなし金利平価 (Uncovered Interest Rate Parity: U I P)」と呼ばれ、上式右辺の $s_{t+1}^e - s_t$ は本国通貨の期待減価率を示す。では、U I Pはどのような場合に成立するのであろうか。

ここで、C I Pにおける先物レート ($f_{t,t+1}$) とU I Pにおける期待為替レート (s_{t+1}^e) の差をリスク・プレミアム (rp) と定義する。

$$f_{t,t+1} - s_{t+1}^e = rp \quad (- 20)$$

上式のリスク・プレミアムが正の値をとる場合 (すなわち先物レートが期待為替レートよりも切り下がっているケース、例えば、先物レートが1ドル120円、期待為替レートが110円) を考える。ここでは、投資家による期待の平均値が110円である一方、リスクを嫌う投資家は、円が大幅に減価する (例えば1ドル130円) 可能性を考慮して120円にて先物取引を行うかもしれない。これはつまり、ドルに比べて円のリスクが大きいことを示している。逆に上式のリスク・プレミアムが負の値をとる場合には、ドルの減価に対してプレミアムを支払うことを意味するので、円に比べてドルのリスクが大きいことを示す。

一方、U I Pが成立する場合は、上式のリスク・プレミアムがゼロとなる ($f_{t,t+1} = s_{t+1}^e$)。これはつまり、為替リスクの面でドルと円が同一、すなわち本国通貨建て資産と外国通貨建て資産が完全代替的であることを示している。資産市場における経験が示す通り、内外通貨建て資産が完全代替であることは想定し難く、U I Pは必ずしも成立しないことが多くの実証分析においても示されている。

(3) 実質金利

通貨で測られた金利 (= 名目金利) に対し、購買力を調整した金利を実質金利と呼ぶ。実質金利 (r_t) は、以下の式にて示される。

$$r_t = i_t - (p_{t+1}^e - p_t) \quad (- 21)$$

上式は、 $t+1$ 時点にて i_t の名目金利を生む資産の実質的な価値が、 t 時点から $t+1$ 時点にかけての期待インフレ率で割り引いたものとなることを示している。ここでの実質金利の水準は、概念上は資本ストック、時間選好、貯蓄・投資率などといった実物的要因によって決まることとなり、短期的には安定的であると考えられる。つまり、短期的には期待インフレ率の増加は、名目金利を同率分高めることとなる (フィッシャー効果)。

なお、実質金利の計測を行う際に問題となるのは、「期待インフレ率」をいかに定義するかである。市場が1年後の物価水準を的確に知ることができるのであれば、期待インフレ率は事後的な物価上昇率に相当するが、むしろ実証的な分析を行う場合には、直近 (過去1年) のインフレ率を用いるのが適当と考えられる。

2) アセット・アプローチとポートフォリオ・バランス・アプローチ

資産市場の均衡を巡る以上の関係を用いて、為替レートの短期的均衡を求める考え方を、アセット・アプローチ（資産接近）という。アセット・アプローチは、内外債券が完全代替資産である（=UIPが成立する）ケース、及び内外債券が不完全代替資産である（=リスク・プレミアムの存在から、UIPが成立しない）ケースに大別される。

(1) 内外債券が完全代替的な場合

ここでは、まず内外通貨建て債券が完全代替資産である場合、すなわちカバーなし金利平価(UIP)が成立するケースを想定して、為替レートの短期的均衡モデルを導出する。UIPの成立を示す(- 19)式を整理し、左辺に為替レート、右辺にそれ以外の変数を持ってくると、以下の式が得られる。

$$s_t = s_{t+1}^e - (i_t - i_t^*) \quad (- 22)$$

上式では、期待為替レートを特定することができない。そこで、(- 21)式を内外につき仮定し〔 $r_t = i_t - (p_{t+1}^e - p_t)$ 、 $r_t^* = i_t^* - (p_{t+1}^{*e} - p_t^*)$ 〕(- 22)式に代入・整理すると、以下の式が得られる。

$$s_t + p_t^* - p_t = (s_{t+1}^e + p_{t+1}^{*e} - p_{t+1}^e) - (r_t - r_t^*) \quad (- 23)$$

ここで、左辺は実質為替レート、右辺の第1括弧は期待実質為替レート、右辺第2括弧は内外実質金利差を示す。期待実質為替レートとは、実質為替レートの長期均衡値であると解釈することができ、従って一定の値をとることとなる。ここで実質為替レートを re 、実質為替レートの長期均衡値を $r\bar{e}$ と置くと、UIPを仮定した実質為替レートの短期均衡式が得られる。

$$re = r\bar{e} - (r_t - r_t^*) \quad (- 24)$$

(2) 内外債券が不完全代替的な場合：ポートフォリオ・バランス・アプローチ

UIPが成立する（=内外通貨建て資産が完全代替資産となる）ためには、投資家が為替リスクに対して中立的である必要があるが、この条件は必ずしも成立するとは限らない。そこで次に、カバー付き金利平価(CIP)が成立すると仮定した上で、内外通貨建て債券が不完全代替資産である場合を考えてみる。

投資家がリスク中立的でない場合には、期待為替減価率が為替の先渡プレミアムから乖離し、(- 20)式に示されるリスク・プレミアムが発生する。(- 20)式をCIPの成立を示す(- 18)式に代入すると、以下の式が得られる。

$$s_t = s_{t+1}^e - (i_t - i_t^*) + rp \quad (- 25)$$

先程と同様に、実質金利の定義式（ - 2 1 ）式を上式に代入すると、以下の式が得られる。

$$re = r\bar{e} - (r_t - r_t^*) + rp \quad (- 2 6)$$

ここでは、上式のリスク・プレミアム（ rp ）をどのように特定するかが問題となる。一つの考え方としては、国内居住者が保有する外国通貨建て債券残高をヘッジするための先物ドル売り総額、すなわち日本の外国債券保有残高が増加するほど、先物投機家が要求するリスク・プレミアムが高まることを仮定し、リスク・プレミアムを対外金融資産合計額（ \approx 累積経常収支）の増加関数とすることがある。この関係は、以下の式に表される。

$$re = r\bar{e} - (r_t - r_t^*) + f(B^*) \quad (- 2 7)$$

しかし、理論上の2国モデルならともかく、複数の国が存在する中での2国間為替レートの決定式において、累積経常収支総額を特定の外国通貨建ての債券保有残高と定義することは適当でない。また、国内投資家にとって複数の外国債券（例えばドル債券とユーロ債券）が代替的な関係にある場合、当該国（米国）以外の国（ドイツ、英国等）に対する累積経常収支の動向も考慮に入れる必要があるかもしれない。こうした問題を解決するモデルとして、第3国の影響を考慮に入れた実質為替リスク・モデルが深尾（1999）において提唱されている。このモデルは以下の通り定式化される。

$$re = r\bar{e} - \mathbf{b}(r_t - r_t^*) + \mathbf{gM}^*B \quad (- 2 8)$$

ここで、 M^* は主要 m 通貨の対基軸通貨（ドル）為替レートの $m \times m$ 分散・共分散行列、 B は主要 m 国の対外金融資産合計額の $1 \times m$ 行列を示す。

また、リスク・プレミアムを為替リスクのみならず、債務不履行リスク、資本規制リスク、先物市場リスク、天変地異に対するリスク等、様々なリスクを包容するプレミアムに一般化する考え方もある。この場合には、該当国の国債残高や天災による被害の確率、さらには政治安定性といったカントリー・リスクを含めることが必要となる。

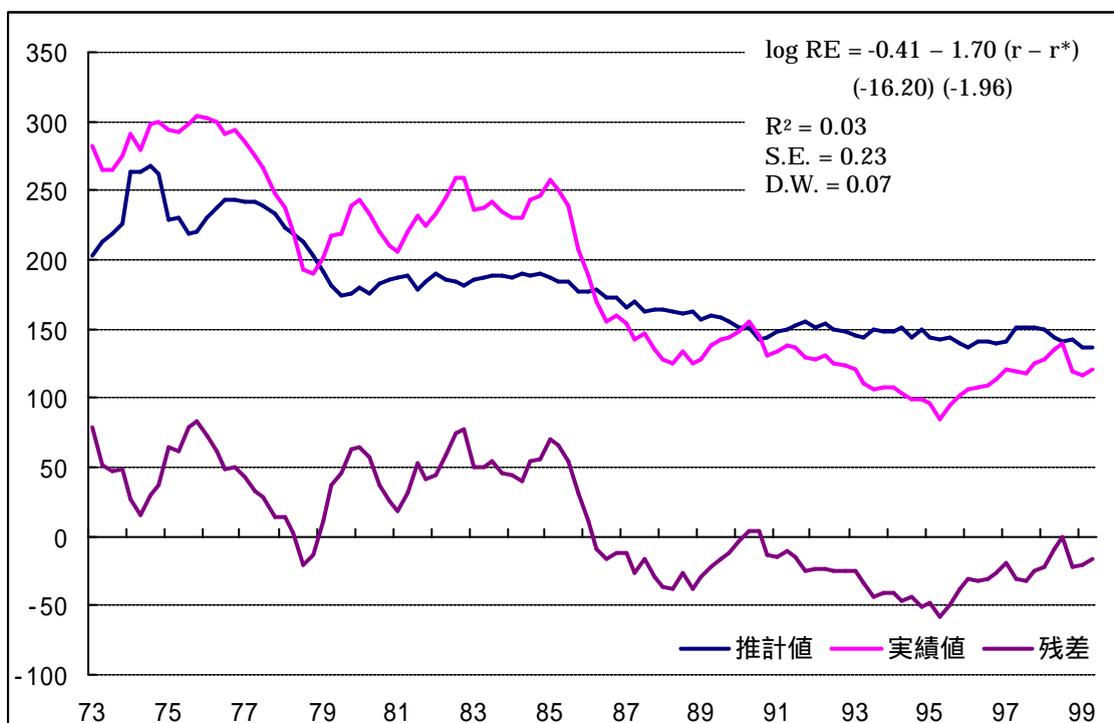
（3）アセット・アプローチによる為替レートの実証分析

ここでは、アセット・アプローチの考え方に基づく為替レートの短期均衡理論を用いて、為替レートの実証分析を行う。

まず、内外通貨建ての金融資産が完全代替財である、すなわち為替に係るリスク・プレミアムが存在しないと仮定したモデルを用いて推計した結果を図表 II-12 に示す。ここでの推計式は（ - 2 4 ）式に基づくモデルを用いており、実質為替レートを定数項によって示される期待実質為替レート（実質為替レートの長期均衡値）と内外の実質金利差のみによって説明するというシンプルな構造である。下図に見るとおり、このモデルの説明力は極めて弱く、推計期間中の円ドルレートの動きを全く追っていない。この結果は「ドル・

円資産は代替性が低い」という経験的事実を裏付けるものと言える。

図表 II-12 アセット・アプローチによる為替レートの推計結果
(金融資産の完全代替性を仮定した場合)



計測式： $\log RE = a_0 + a_1(r - r^*)$

推計期間：73年第1四半期～99年第2四半期

使用データ： RE ：実質為替指数（名目為替レートを生産者物価を用いて実質化し、73年第1四半期が1となるように指数化したもの）

r ：日本実質金利（名目金利は10年国債最長期利回り、期待インフレ率は、過去1年間の物価上昇率に等しいと仮定）

r^* ：米国実質金利（名目金利は10年物財務証券利回り、期待インフレ率は、過去1年間の物価上昇率に等しいと仮定）

説明変数		自由度修正決定係数	標準誤差	ダービン・ワトソン値
定数項	$r - r^*$			
-0.41 (-16.20)	-1.70 (-1.96)	0.03	0.23	0.07

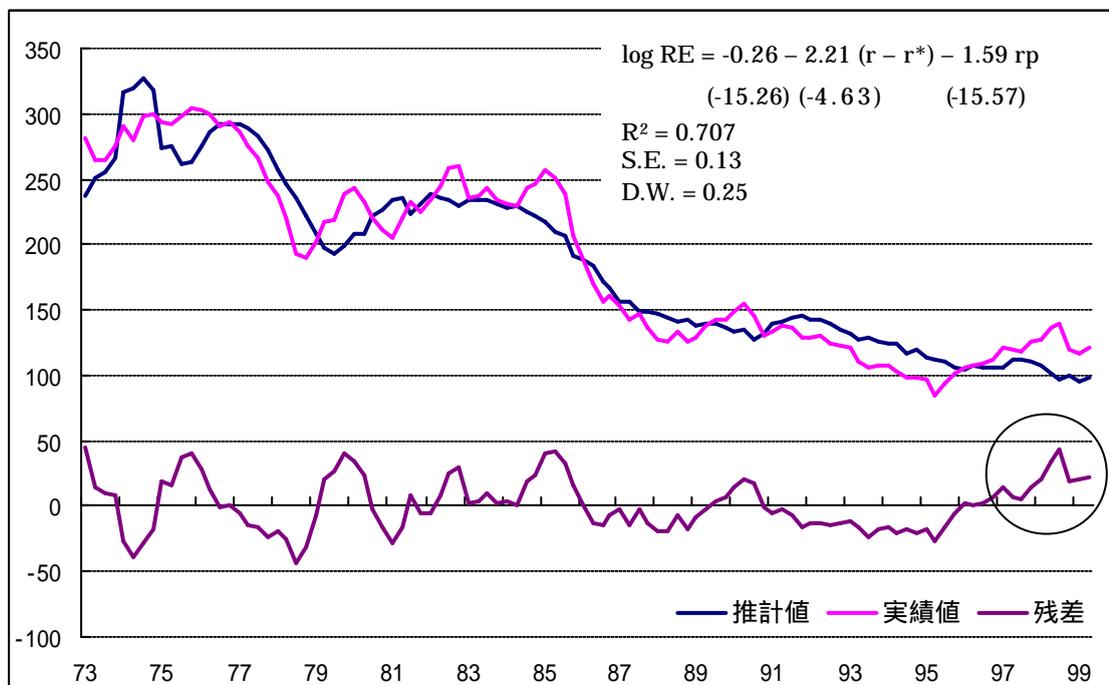
括弧内はt値を示す。

次に、内外金融資産の取引にはリスク・プレミアムが発生すると仮定したポートフォリオ・バランス・アプローチに基づいた実証分析を行う。ここでは、一国の為替に関するリスク・プレミアムが対外金融資産残高の増加関数であると仮定した上で、定義上日本の対外資産残高と等しくなる日本の累積経常収支総額から、長期的な資産であって為替リスクの対象にならないと考えられる直接投資収支分を除いた変数を式に加えて、推計を行う。

もっとも、円ドルレートの推計を行う際には、当然ながら本来的には対米資産残高を表す変数を用いる必要がある。この意味で、日本の全世界に対する資産残高に等しい累積経常収支総額は、二国間の為替レートの説明変数としては不適當である。また、一国にとって複数の外国の金融資産が代替的である場合（例えば、米国にとっての円資産とユーロ資産）一方の為替レートが変化した場合、他方の為替レートも影響を受けることとなる。そこでここでは、円、ドル、マルク（ユーロ）、ポンド、カナダドルの5つの資産を考慮し、上記の問題に対応している深尾（1999）によるリスク・プレミアム・モデルを用いることとする。

推計結果は、図表 II-13 に示されるとおりである。推計式の適合度は、リスク・プレミアムを含めないものに比べ格段に向上している。しかし、実績値と推計値の誤差は 80 年代前半に拡大していることに加え、98 年～99 年にかけて見られた円安傾向を十分に説明していない。

図表 II-13 ポートフォリオ・バランス・アプローチによる為替レートの推計結果
（第 3 国を考慮に入れた対外資産残高をリスク・プレミアムとした場合）



計測式： $\log RE = a_0 + a_1(r - r^*) + a_2(M_{11}^u B^j + M_{12}^u B^s + M_{13}^u B^e + M_{14}^u B^c)$

推計期間：73年第1四半期～99年第2四半期

使用データ：RE：実質為替指数

r ：日本実質金利

r^* ：米国実質金利

M_{ij}^u ：円ドル、マルクドル、英ポンド、加ドルの分散・共分散行列

B^j, B^s, B^e, B^c ：日本、EMU、英国、カナダの累積経常・直接投資収支を、先進7カ国の名目GDPを合計し指数化した値で割った係数

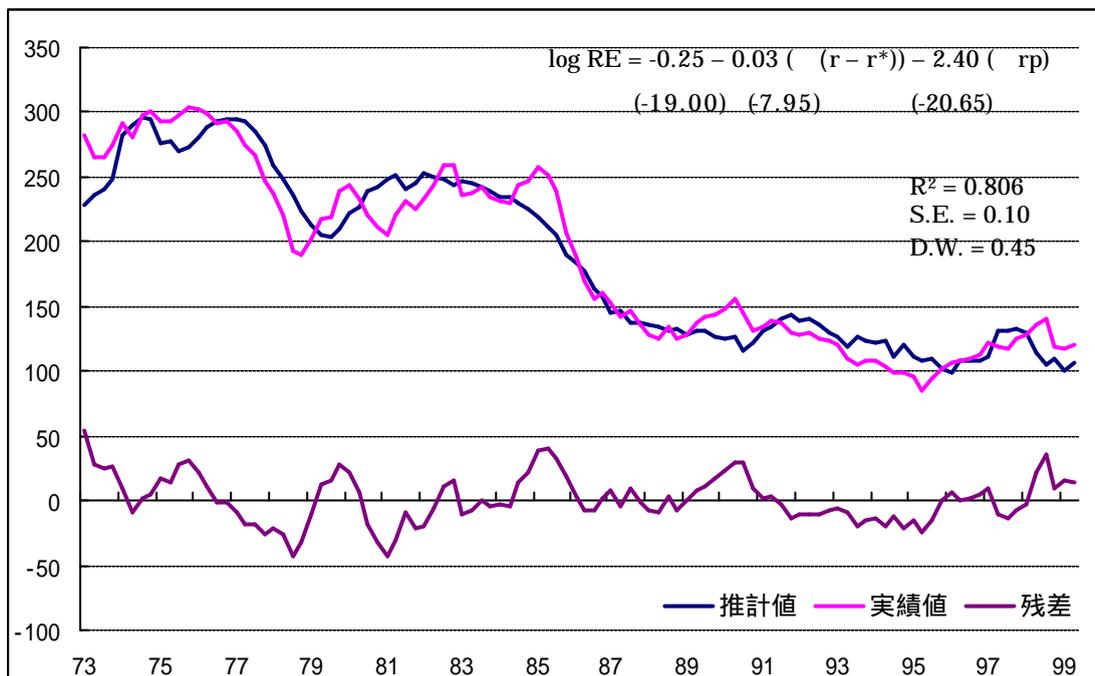
説明変数			自由度修正済 決定係数	標準誤差	ダービン・ ワトソン値
定数項	$r - r^*$	rp			
-0.26 (-15.26)	-1.59 (-4.63)	-1.59 (-15.57)	0.707	0.13	0.25

括弧内はt値を示す。

さらに、73年の主要国による変動相場制以降後、急速に進展した金融の国際化、およびそれに伴う資本取引の急激な拡大が、ポートフォリオ・バランス・アプローチにおけるリスク・プレミアムに与える影響を考慮したモデルの推計結果を、図表 II-14 に示す。ここでは、金融の国際化と資本取引の拡大に伴って、為替レートの上昇・下落圧力を相対的に小さな為替変動で吸収することができること（＝リスク・プレミアムの下落）この仮定に投資家の合理的期待形成を組み合わせると、実質金利差が為替レートに与える影響が高まること、の2点を仮定し、実質金利差とリスク・プレミアムを説明する変数にウェイト付けを行っている（深尾（1999））。

両変数へのウェイト付けを行った結果、推計式全体のパフォーマンスが向上したことに加え、足許の円安時の動きをよりの確に説明できるようになったことがわかる。

図表 II-14 金融国際化に伴うパラメータの変移を考慮したモデルの推計結果



注：推計式中の r 、 r^* は、国際金融市場におけるリスク許容度や経常・直接投資収支の実質為替レートに対する感応度を示す変数からなるパラメータ（詳細は下表を参照）

$$\text{計測式} : \log RE = a_0 + a_1 \left[-\frac{1}{I_2} (r - r^*) \right] + a_2 \left[-\frac{s^2}{c I_2} (M_{11}^u B^j + M_{12}^u B^s + M_{13}^u B^e + M_{14}^u B^c) \right]$$

推計期間：73年第1四半期～99年第2四半期

使用データ：前式と同様

$$I_2 = \frac{(a+b) - \sqrt{(a+b)^2 - 4js^2/c}}{2} < 0$$

a, b ：日米財市場の I - S 均衡条件の傾きを示す正の定数（ $a + b = 0.1$ を仮定）

j ：経常・直接投資収支の実質為替レートに対する感応度を表す正の定数（世界貿易高の推移にて代替）

s^2 ：円ドル実質為替レートの予想分散（73年第1四半期～99年第2四半期の円ドル実質レートの分散にて近似）

c ：国際金融市場のリスク許容度（外国為替取引の過去の伸び率の平均値で増加させたパラメータにて近似）

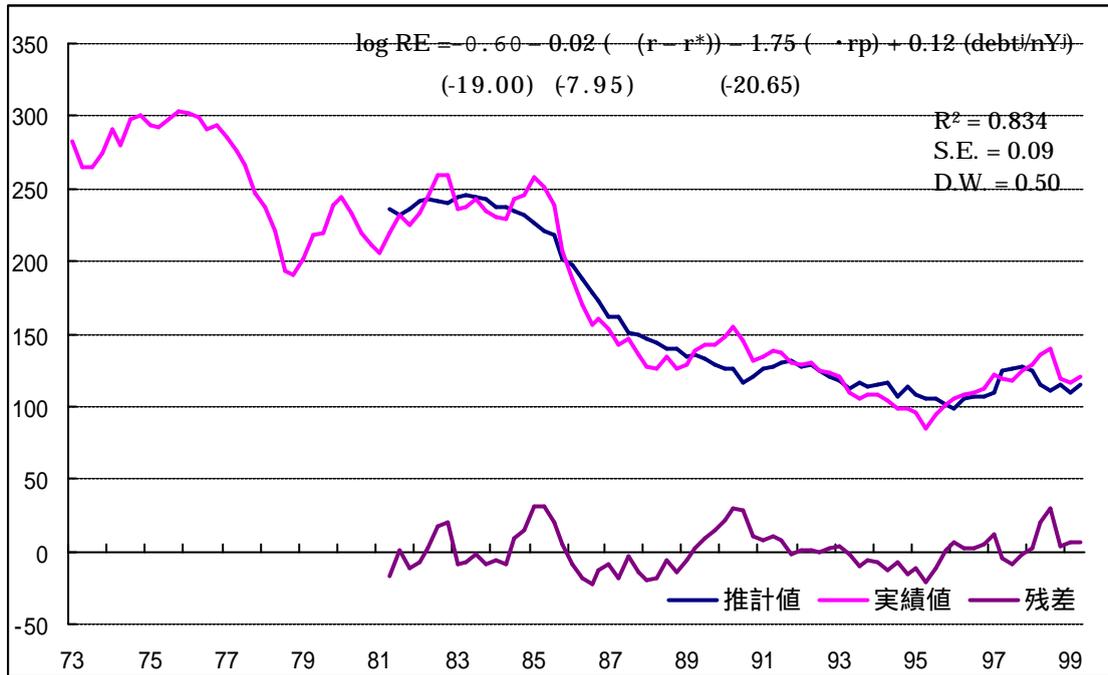
説明変数			自由度修正済 決定係数	標準誤差	ダービン・ ワトソン値
定数項	$-\frac{1}{I_2}(r-r^*)$	$-\frac{s^2}{cI_2} \cdot rp$			
-0.25 (-19.00)	-0.03 (-7.95)	-2.40 (-20.65)	0.806	0.10	0.45

括弧内は t 値を示す。

最後に、リスク・プレミアムを一般化し、為替リスクに加えて債務不履行リスクやポリティカル・リスクを反映する変数を説明変数としてポートフォリオ・バランス・モデルに組み込んでみる。ここでは、近年急激に拡大する日本の国債発行残高が、日本の将来的な債務不履行リスクを高めているという仮定に基づき、累積国債発行額を説明変数として推計式に加えている。推計結果は図表 II-15 に見る通り、累積国債発行額のパラメータは統計的に有意な値を示しており、式全体の決定力も向上していることがわかる。

無論、ポリティカル・リスクに相当する類のリスクを、特定の変数で説明することを正当化する理論はなく、国債発行残高をもってこうしたリスクを定量化できるわけではない。しかし、特定の懸念材料が市場で認識されたとき、その要因が（しばしば理論に整合しない形で）増幅され、為替レートの水準に影響を与えることがままある。こうした状況を勘案すると、特に足許の為替水準の予測に際しては、市場が注視している指標を見極めた上で、その指標を為替レート予測モデルに可能な限り整合的な形で取り込むことは、有用となり得るであろう。

図表 II-15 日本の累積国債発行額をリスク項に含めた場合の推計結果



$$\text{計測式: } \log RE = a_0 + a_1 \left[-\frac{1}{I_2} (r - r^*) \right] + a_2 \left[-\frac{s^2}{cI_2} (M_{11}^u B^j + M_{12}^u B^s + M_{13}^u B^e + M_{14}^u B^c) \right] + a_3 (debt^j / nY^j)$$

推計期間 : 73年第1四半期～99年第2四半期

使用データ : 下記以外は前式と同様

$debt^j$: 日本の累積国債発行残高

nY^j : 日本の名目GDP

説明変数				自由度修正 済決定係数	標準誤差	ダービン・ ワトソン値
定数項	$-\frac{1}{I_2} (r - r^*)$	$-\frac{s^2}{cI_2} \cdot rp$	$debt^j / nY^j$			
-0.54 (-7.38)	-0.22 (-5.73)	-1.91 (-11.31)	+0.12 (9.04)	0.848	0.09	0.55

括弧内はt値を示す。

III . 開放マクロ経済モデル 1 : 静学モデル

- 1 . 開放マクロ経済モデル (小国の場合)

アセット・アプローチやマネタリー・アプローチといったモデルにおいては、価格・賃金体系が十分に伸縮的であり、全ての市場は瞬時的に均衡を達するとの仮定に基づいていた (古典派・新古典派的な考え方)。一方、ケインズ経済学が主張するのは、価格・賃金体系が (少なくとも短～中期では) 硬直的な世界である。ケインズ経済学派はこの仮定をより現実に即したものと主張するが、古典派・新古典派的な世界とケインズ的な世界には、いずれも分析上の長所・短所があり、どちらが優れているか (あるいは現実的か) は今なお断言できない。

ケインズ経済学を広めるのに大きく貢献したのは、ヒックスによる IS-LM モデルであるが、これは対外取引の存在しない閉鎖経済 closed economy を対象としている。マンデルとフレミングは、これに対外部門と資本移動を加え開放経済 open economy を分析するモデル、「マンデル=フレミング・モデル」を構築した。様々なヴァリエーションが存在しているが、以下では最も基本的なマンデル=フレミング・モデルを説明していく。

1) マンデル=フレミング・モデルの枠組み

(1) 仮定

モデルで使用する変数は次のとおり。

Y : 国内総支出 (GDP)、 C : 民間最終消費支出、 I : 民間投資需要、 G : 政府支出、

T : 税収、 NX : 経常収支

M : マネーサプライ、 P : 国内物価水準、 P^* : 海外物価水準、 L : 貨幣需要

i : 国内名目金利、 i^* : 海外名目金利、 r : 国内実質金利、 r^* : 海外実質金利

e : 名目為替レート、 e^* : 実質為替レート

なお、ここで名目為替レートは自国通貨 1 単位で購入できる外貨の量 (即ち e の上昇 = 自国通貨の増価) と定義し、実質為替レートとの間には次の関係が定義より成立する。

$$e^* = e \times \frac{P}{P^*}$$

モデルにおける主要な仮定は以下の5つである。

「小国⁶の開放経済」が分析対象。

物価水準は時間を通じて変動しない（価格硬直性）。

資本移動は完全に自由（＝内外資産は完全に代替的）。

為替に関する静学的期待　将来の為替レートは現在と変わらないとの期待。

マーシャル＝ラーナー条件が成立。

（2）枠組み

以上の仮定に基づいてマンデル＝フレミング・モデルは以下の3本の方程式で記述される。

$$Y = C(Y - T) + I(r) + G + NX(e) \quad (- 1)$$

$$\frac{M}{P} = L(r, Y) \quad (- 2)$$

$$r = r^* \quad (- 3)$$

（ - 1 ）式は IS 曲線、すなわち財市場の均衡式である。右辺において、消費は可処分所得に関して増加関数、投資は金利に関して減少関数、経常収支は為替レートに関して減少関数である。つまり為替が減価したとき、経常収支は改善する（「マーシャル＝ラーナー条件」）。また、物価水準は両国において変化しないとの仮定から、名目為替レート（ e ）は実質為替レート（ ϵ ）で置き換えても同値である。

（ - 2 ）式は LM 曲線、すなわち貨幣市場の均衡式であり、実質マネーサプライ（ M/P ）が貨幣需要（ $L(r, Y)$ ）に等しい状態を示す。貨幣需要は、金利に関して減少関数、所得に関して増加関数である⁷。また、マネーサプライ（ M ）は、中央銀行によってコントロールされる外生変数であり、 P も物価水準一定の仮定から所与とする。

（ - 3 ）式は、自国にとって所与である海外実質金利が、国内実質金利を決定することを示す。これは小国の仮定と対外資本移動が自由という仮定により、自国が金利水準に影響を与えることなく、いくらでも資金を貸し借りできることを示している。また、物価水準が一定との仮定から、名目ベースでも成り立つことに留意する。

⁶ 「小国」であるとは、自国経済規模が世界経済に対して、自国の経済変数が海外の経済変数に影響を与えないほど十分に小さいことをいう。ミクロ経済学のプライステイカーの仮定にあたる。

⁷ なお、（ - 2 ）式を Y に関して微分して整理すると、 $dr/dY|_{LM} = -\frac{\partial L/\partial Y}{\partial L/\partial r} > 0$

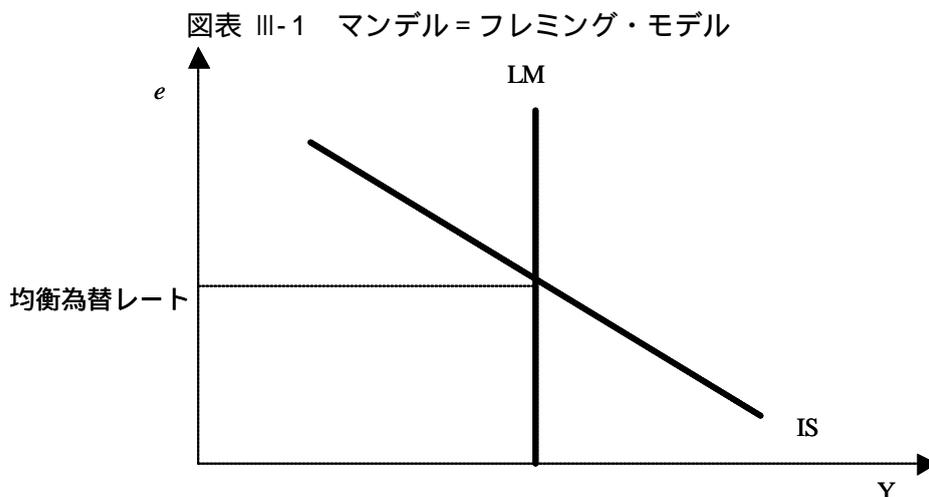
となる。これは貨幣需要の所得弾力性あるいは金利弾力性の変化により（ Y, r ）平面上の LM 曲線の傾きが変化することを示す。

ここで海外実質金利が一定と仮定し、(- 3) を (- 1) と (- 2) に代入すると、モデルは以下の 2 本の式で表せることとなる。

$$Y = C(Y - T) + I(r^*) + G + NX(e) \quad (- 4)$$

$$\frac{M}{P} = L(r^*, Y) \quad (- 5)$$

さて、(- 4) 式と (- 5) 式を、Y 軸を為替レート、X 軸を所得水準とした XY 平面にグラフ化すると以下ようになる。



LM 曲線は垂直に描かれているが、これは LM 曲線が為替レートから独立であることに基づく。LM 曲線の水平方向のシフトは、海外金利水準が変化したときに国内金利水準および貨幣需要の変化を通じて生じる。一方、IS 曲線は右下がりであるが、これは例えば、「為替レート増価 経常収支減少 所得水準減少」となることから導かれる。

2) 変動相場制における政策効果

(1) 財政政策の効果

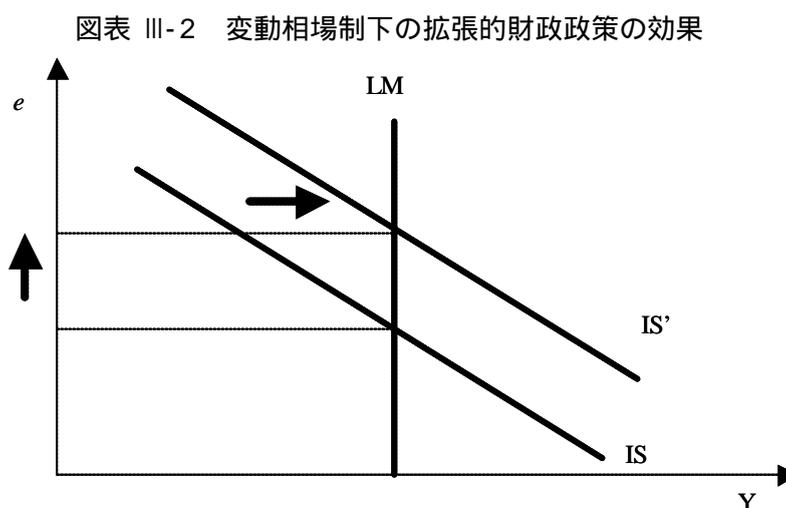
まず、変動相場制における自国による拡張的財政政策の効果を考察する。なお、閉鎖経済の IS - LM 分析においては、拡張的財政政策がとられることにより、均衡所得水準が上昇する一方で、金利が上昇することから民間投資需要は減少する（クラウディング・アウト）という結果が導かれる。

さて、開放経済において、財政支出の拡大や減税といった拡張的財政政策がとられるケースを考える。拡張的財政政策は、国内利子率に上昇圧力を与えるが、資本移動が自由であることから、金利水準は以前と変化しないまま（海外金利の水準で一定）資本流入が起る。資本流入が発生すると、為替レートが増価し、輸出が減少する。したがって、経常

収支は悪化方向へ動くことになる。

ここで貨幣市場の均衡条件（ - 5 ）式をみると、マネーサプライおよび物価水準は変化しないことから、貨幣需要も均衡では変化しないことが判る。また、金利水準が、海外金利水準によって与えられ、かつ一定であることから、均衡所得水準も変化しない。これは、財市場すなわち（ - 4 ）式において、為替レートの増価による経常収支の悪化が、拡張的財政政策による所得水準押し上げの効果を完全に相殺する結果である。

財政支出の縮小や増税といった縮小的財政政策の効果は、上記とは逆のプロセスとなる。



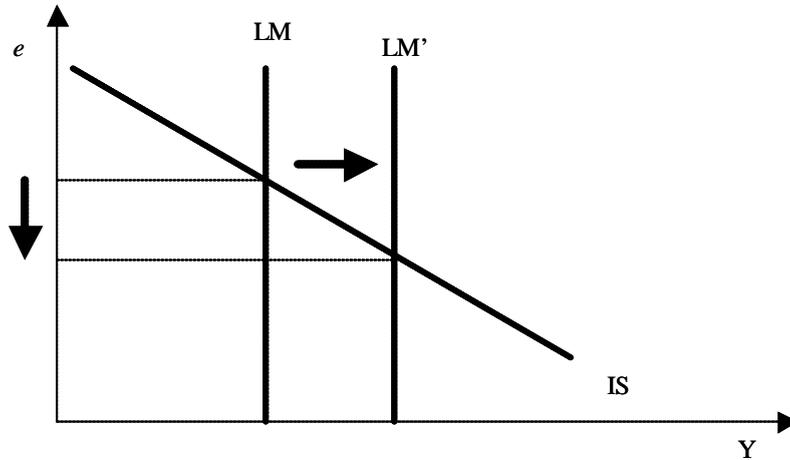
（ 2 ）金融政策の効果

次に拡張的金融政策の効果を考える。中央銀行がマネーサプライを増加させたとする。これは、物価水準が変化しないとの仮定から、実質マネーサプライの増加を意味する。（ - 5 ）式より、実質マネーサプライの増加は、金利水準が一定であることから、均衡所得水準の上昇を意味する。実質マネーサプライが増加すると国内金利水準の低下を促すが、ここでは資本移動が自由であることから、より高い投資収益率を求めて資本流出が発生する。資本流出は為替レートを減価させ、輸出が増加し、輸入は減少する。したがって経常収支は改善し、均衡所得水準も上昇するわけである。

なお、閉鎖経済においては、実質マネーサプライの増加が国内利子率を下落させ、民間投資需要が刺激されることで均衡所得水準が上昇するが、開放経済で変動相場制が採用されている場合、均衡所得水準が上昇するものの、そのメカニズムは閉鎖経済下とは異なる。

結局マンデル＝フレミング・モデルにおいては、変動相場制下では財政政策は無効化してしまうものの、金融政策の有効需要刺激効果は働くという結論が得られる。

図表 III-3 変動相場制下の拡張的金融政策の効果



(3) 貿易政策の効果

つぎに、輸入割当 import quota や関税引き上げといった貿易政策の効果を見る。輸入割当、あるいは関税の引き上げは、まず輸入量の下落を促す。これは経常収支の改善を促し、IS 曲線は右方向へシフトするが、均衡所得水準は結局変化しない。これは (- 4) 式より、以下が成立することからも明らかである。

$$NX(e) = Y - C(Y - T) - I(r^*) - G \quad (- 6)$$

(- 6) 式の右辺では、そのいずれもが貿易政策とは独立な変数である。したがって、当初は輸入の下落が起こり、経常収支の改善が促されるものの、同時に為替レートが増値するため、輸入下落をオフセットする力が輸出入双方に働き、最終的な経常収支は初期時点と変化しないのである。図は拡張的財政政策の場合と同じとなる。

3) 固定相場制における政策効果

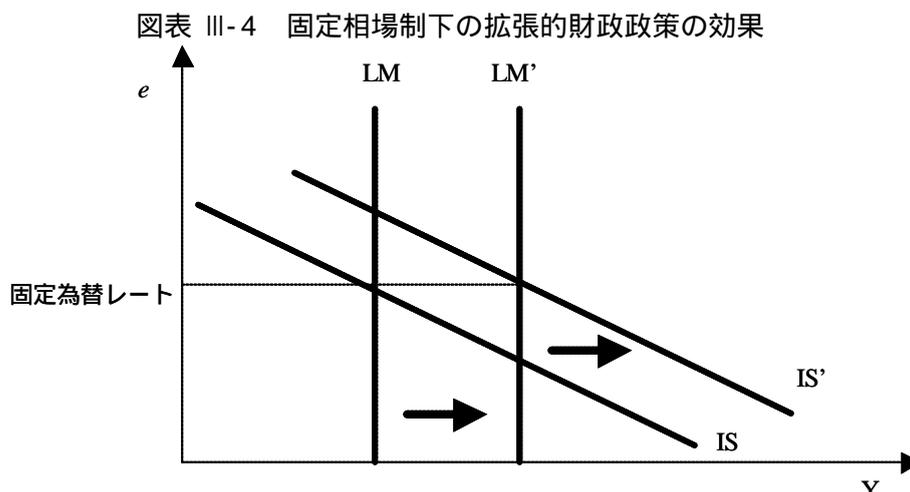
固定相場制とは、中央銀行が固定された水準で為替を売買することにより結果的に為替レートが動かないようにするシステムである⁸。例えば、日本銀行が為替レートは 1 ドル = 360 円で固定するとアナウンスしたとする。しかしこのときの均衡為替レートは、その水準より円が増値したかたちで評価されていて、1 ドル = 180 円だったとする。この時、日銀が固定された水準で為替を売買する限り、「外国為替市場で 1 ドル購入し、日銀にその 1 ドルを 360 円で売ることにより、結果 180 円の利益を得る」といった裁定機会 arbitrage opportunity が発生する。こうして日銀がドルを買い円を供給する、つまり資本流入が起きることで、実質マネーサプライは増加していく。これは日本の LM 曲線の (Y, e) 平面上での右方向へのシフトを意味し、最終的には裁定機会がなくなるまでシフトする。こうして、固定レートとしての 1 ドル = 360 円が均衡為替レートとして達成されるわけである。

⁸ いわば受動的な金融政策の発動によって初めて固定相場制が実現できるわけだが、もちろん財政政策によって (= IS 曲線をシフトさせることによって) も為替相場水準を固定することは可能である。しかし、為替相場水準を保つためにだけ財政政策を発動するのは非現実的であると考えられるため、ここでは金融政策によってのみ固定相場が保たれることを想定した。

ここでは固定相場制における各政策の効果をマンデル=フレミング・モデルによって考察する。固定相場制は 1970 年代初めに殆どの先進国で採用されなくなったが、現在 EU 諸国の EMU の如く復帰する動きもみられ、依然として分析の枠組みとしては重要と考えられる。

(1) 財政政策の効果

初期時点では、固定為替レートは均衡為替レートと一致しているものと仮定する。拡張的財政政策は IS 曲線を右方向へシフトさせるため、均衡為替レートは固定為替レート水準よりも増価し、裁定機会が発生する。このとき中央銀行が自国通貨売り介入、すなわち固定為替レート水準に従って外貨を買い、自国通貨を売ることで実質マネーサプライが増加し、LM 曲線が右方向へシフトする。最終的には、固定為替レートが均衡為替レートとして達成され、均衡所得水準も上昇することになる。



閉鎖経済との比較という意味では、(- 3) 式により国内金利水準が海外金利によって与えられている、すなわち拡張的財政政策がとられても金利は上昇していないのが大きな違いである。つまり、固定相場制の下では、財政支出拡大によるクラウディング・アウトが発生しないのである。

変動相場制との比較という意味では、変動相場制において財政政策は金融政策と独立であり得たが、固定相場制では両者は独立した政策手段ではあり得ないということが相違点である。

(2) 金融政策の効果

マンデル=フレミング・モデルを扱った多くのテキストブックでは、固定相場制の下での金融政策が論じられている。しかし、(1) で見たように、固定相場制を維持するためには金融政策の発動が不可欠である。すなわち、中央銀行にとっての政策変数としてのマネ

マネーサプライを裁量的に変更することは、固定相場制の下では事実上不可能である。

(3) 貿易政策の効果

輸入割当 import quota や関税引き上げといった貿易政策の効果进行分析する。初期時点では、固定為替レートは均衡為替レートに一致しているものと仮定する。経常収支の改善により、IS 曲線は右方向へシフトする。このとき、均衡為替レートには上昇圧力がかかるが、中央銀行による自国通貨売り介入が行われることで、LM 曲線も右方向へシフトすることとなる。その結果、均衡為替レートは固定為替レート水準に一致し、均衡所得水準は上昇する。図は、拡張的財政政策の場合と同じとなる。

変動相場制との大きな違いは、ここでは為替レートが固定されているために、経常収支改善が為替レートの変動によって相殺されず、そのまま均衡所得水準の上昇に寄与するという点である。

以上の各相場制の下での政策効果をまとめると、以下のようになる。

図表 III-5 政策効果のまとめ（小国の場合）

		G / T	M	輸入制限
変動相場	Y	const.		const.
	e			
	NX			
固定相場	Y	const.	n/a	const.
	e		n/a	
	NX		n/a	

注1：const.は「変化なし」を示す。

注2：eの \uparrow は「自国通貨の増価」、 \downarrow は「自国通貨の減価」を示す。

4) 輸入品物価が影響するケース

ここまでは、中央銀行が政策目標とするマネーサプライは、貨幣市場の均衡条件を導出する際に、国内品物価のみによって実質化されていた。ここでは、デフレーターとしての物価水準に輸入品物価を加えたモデルを考える。

(1) 枠組み

輸入品物価が国内物価水準に影響する場合、貨幣市場の均衡条件は以下のようになる。

$$\frac{M}{P} = L(r, Y) \quad (- 2)$$

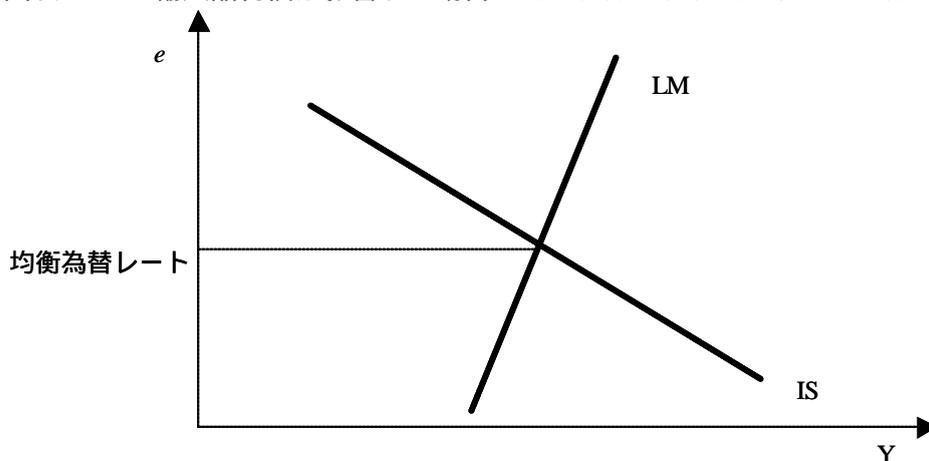
$$P \equiv IP_d + (1-I)P_f / e \quad (- 7)$$

P_d : 国内品物価、 P_f : 外貨建て輸入品物価 I : 国内品のウェイト ($0 < I < 1$)

ここで、国内品物価および外貨建て輸入品物価は、これまで同様に、それぞれの通貨建てで変動しないものと仮定する。

さて、このとき(Y, e)平面上の LM 曲線は垂直ではなく、右上がりの曲線となる。いま自国通貨が増価したとする (e)。このとき (- 7) 式より、物価水準 P は下落するため、 M が所与のとき、(- 2) 式の右辺は上昇する。したがって、貨幣市場の均衡のためには、 L も上昇しなくてはならない。さらに資本移動が完全に自由との仮定より、 r が海外金利水準によって既に与えられているので、 Y も上昇しなくてはならないのである⁹。すなわち、LM 曲線は右上がりとなる。

図表 III-6 輸入品物価が影響する場合のマンデル=フレミング・モデル



(2) 財政政策の効果

このモデルを用い、変動相場制下での拡張的財政政策の効果を見る。下図には比較のため、国内品物価のみの場合の LM 曲線が LM_d で、輸入品物価が影響する場合の LM 曲線が LM_f として示されている。

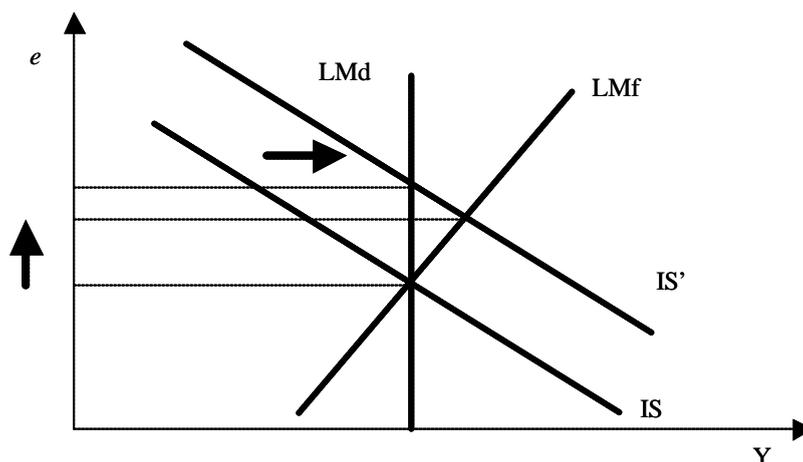
物価水準が国内品のみによって決まっている場合、すでにみたように、拡張的財政政策がとられた場合には、均衡為替レートが上昇し、均衡所得水準は変化しない、という結論

⁹ 数学的には、(- 7) 式を (- 2) 式に代入した上で、両辺の対数をとって全微分することで $dY/de > 0$ が確かめられる。

が得られた（LMd によって示されている）。一方、輸入品物価が影響する場合、拡張的財政政策がとられると、均衡為替レートは上昇、さらに均衡所得水準も上昇することとなり、拡張的財政政策は変動相場制の下でも「無効」ではない。

以上は、それぞれの国で物価水準が一定であったとしても、為替レートの存在によって物価水準が変わりうるという意味で、内生的サプライショックとして知られる現象である。

図表 III-7 拡張的財政政策の効果



5) 資本移動が完全に自由でないケース

これまで資本移動については完全に自由であるとの仮定に基づきモデルを展開してきたが、実際には内外資産のポートフォリオを組み替える際に取引費用が存在するため、完全に自由な資本移動の仮定は成り立たず、内外資産も完全に代替的なものとはならないと考えられる。ここでは変動相場制の下での資本移動が完全に自由ではないケースを考察する。

(1) 枠組み

まず、外国による自国資産の購入から自国による外国資産の購入を引いたものとしての資本収支関数を以下のように定義する。

$$CF = CF(r - r^*) \quad (- 8)$$

ここで、資本収支は、自国金利について増加関数である（なお、資本移動が完全に自由な場合、資本収支は金利に対して完全に弾力的、すなわち弾力性は無限大と想定していた）。また、ここで資本収支が利子率だけの関数であって、為替の予想変化率から独立であるという（ - 8 ）の定式化は、為替レートに関する静学的期待の仮定に基づいている。

また、資本収支と経常収支の和は常にゼロである。経常収支赤字が計上されている場合を考えると、これは外国への財・サービスの売上が輸入分を支払うのに十分でない状態であると解釈できる。従って、自国は輸入分の支払いを補うためには、自国資産を外国へ

売らなければならない。すなわち、資本収支の定義によって、経常収支との和がゼロにならなくてはならない。ここで、以下の式が成り立つ。

$$CF(r-r^*)+NX(Y,r,G,T,e)=0 \quad (-9)$$

ここで、 NX は (-6) 式を関数の形で書き換えたものである。

さて、この場合マンデル=フレミング・モデルは、以下の3本の式(2本は既出)で構成される。

$$Y=C(Y-T)+I(r)+G+NX(e) \quad (-1)$$

$$\frac{M}{P}=L(r,Y) \quad (-2)$$

$$CF(r-r^*)+NX(Y,r,G,T,e)=0 \quad (-10)$$

さて、財市場の均衡条件である (-1) 式の右辺において、経常収支のみが為替レート関数になっていることに注意して、同式を書き換えると、以下のようになる。

$$Y=E^D(Y,r,G,T)+NX(Y,r,G,T,e) \quad (-11)$$

ここで、 E^D は、以下の条件を満たす：

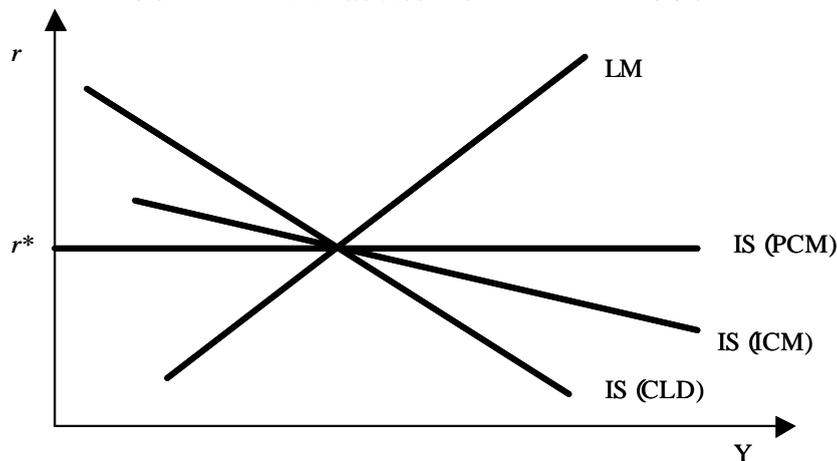
$$0 < \frac{\partial E^D}{\partial Y} < 1, \frac{\partial E^D}{\partial r} < 0, \frac{\partial E^D}{\partial G} > 0, \frac{\partial E^D}{\partial T} < 0. \quad (-12)$$

次に、(-8) 式を (-9) 式に代入すると、以下の式が得られる。

$$Y=E^D(Y,r,G,T)-CF(r-r^*) \quad (-13)$$

(-11) 式によると、 E^D は r に関して減少関数、 CF は r に関して増加関数であることから、 (Y,r) 平面上で IS 曲線は右下がりとなる。また r は、投資需要及び経常収支の双方に影響を与えるため、 IS 曲線は閉鎖経済における場合よりもフラットな曲線(ICM)となる。

図表 III-8 変動相場制の下での IS - LM 曲線



(2) 財政政策の効果

上図には変動相場制の下、 (Y,r) 平面上での IS 曲線の形状がケース別に描かれている。PCM は資本移動が完全に自由なケース、ICM は資本移動が完全に自由でないケース、さらに CLD は閉鎖経済のケースである。

資本移動が完全に自由である場合には、国内金利水準は海外金利水準によって一意的に決まるため、IS 曲線は海外金利水準 r^* で完全にフラットな曲線となる。拡張的財政政策が無効、すなわち均衡所得水準が上昇しないことは、この図からも明らかである。

閉鎖経済においては、拡張的財政政策は IS 曲線の右方向へのシフトをもたらし、結果として均衡利子率、均衡所得水準の双方が上昇する。

資本移動が完全に自由でない場合の IS 曲線は、先述したようにフラットな右下がりの曲線となる。この場合の拡張的財政政策は、均衡利子率・均衡所得水準の双方を上昇させるが、閉鎖経済と比較するとその効果は相対的に小さい。これは、(- 1 1) 式からも明らかのように、クラウディング・アウト効果に加え、経常収支が為替レートの増価を通じて悪化方向へ動くからである。さらに、資本移動の不完全性から、均衡為替レートの増価率は資本移動が完全な場合に比べて小さいものとなる。

- 2 . 開放マクロ経済モデル (大国の場合)

これまでは、小国の仮定に基づきマンデル=フレミング・モデルを展開してきた。ここでは、「小国」における国内変数は海外にはまったく影響しないという状態を想定していた。しかし、このような仮定は実際の分析をする際には、米国などの経済規模・影響力ともに大きい国には妥当しにくいと考えられる。

そこで以下では、小国の仮定を落としたモデルを展開する。

1) 枠組み

大国を想定した場合、小国の場合と異なるのは、国内金利が海外金利水準によって決定されるわけではないという点である。ここでは、対外純投資と金利の関係を導入する。ここで導入する対外純投資 (NFI) は、資本収支の符号を反対にしたものであり、具体的には、自国投資家が外国に貸し付けた分 (自国が獲得した外国資産) から外国投資家が自国に貸し付けた分 (外国が獲得した自国資産) を引いた額、と定義される。対外純投資関数は以下のように記述される。

$$-CF \equiv NFI = NFI(r - r^*) \quad (- 14)$$

ここで、対外純投資は自国金利について減少関数である。マンデル=フレミング・モデルは以下の3本の方程式で構成される。

$$Y = C(Y - T) + I(r) + G + NX(e) \quad (- 1)$$

$$\frac{M}{P} = L(r, Y) \quad (- 2)$$

$$NX(e) = NFI(r) \quad (- 15)$$

(- 1) 式と (- 2) 式は既出である。(- 15) 式は経常収支と資本収支の和がゼロになることと同値である。

さて、(- 15) 式を (- 1) 式に代入することで、モデルは以下の通り2本で記述できる。

$$Y = C(Y - T) + I(r) + G + NFI(r) \quad (- 16)$$

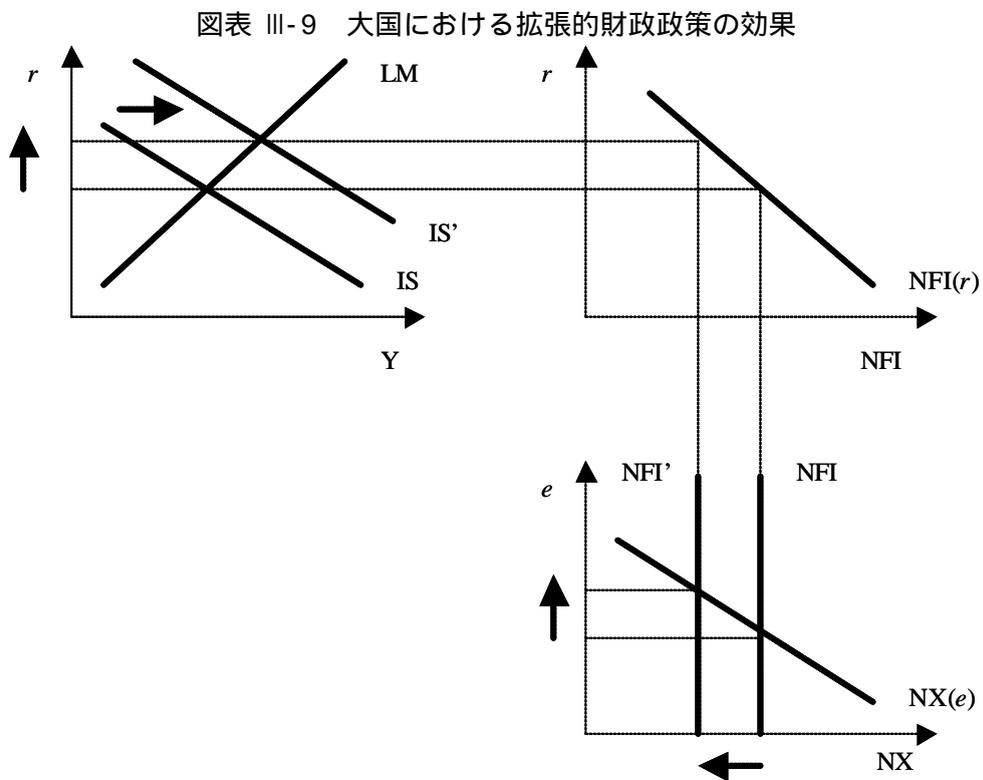
$$\frac{M}{P} = L(r, Y) \quad (- 2)$$

(- 16) 式においては、閉鎖経済下の IS 曲線と異なり、金利が二つの需要項目に影響を与える点に注意する。(国内) 投資も対外純投資も共に、金利の減少関数であることから、閉鎖経済下よりも、金利の均衡所得水準への影響は大きくなる。

2) 変動相場制における政策効果

(1) 財政政策の効果

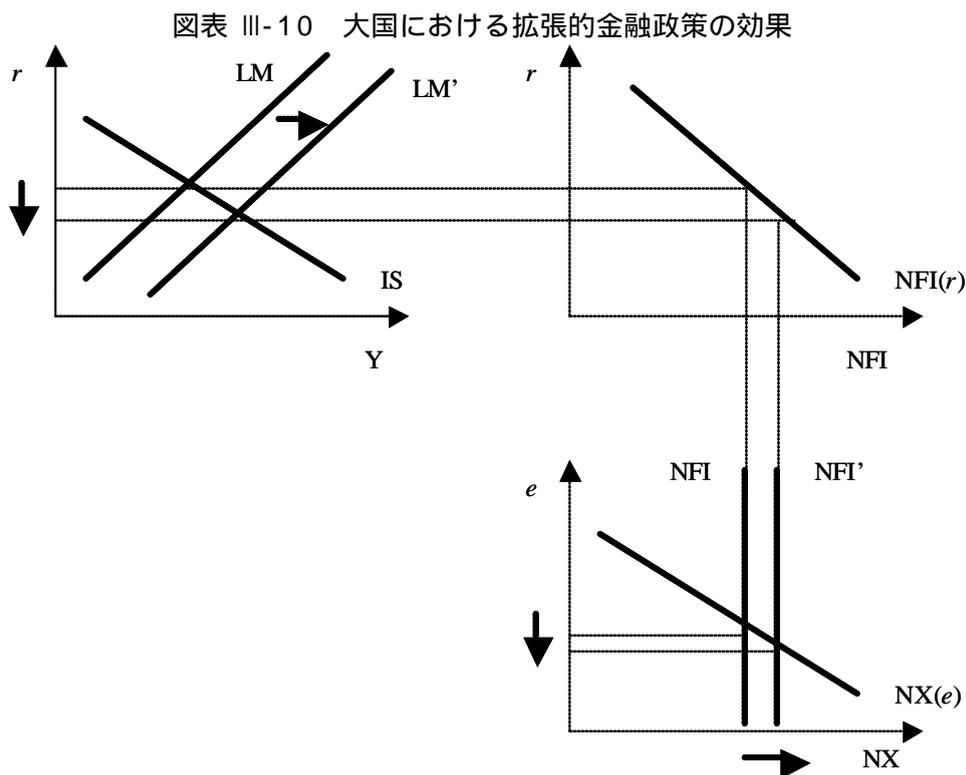
拡張的財政政策がとられた場合、まず IS-LM 図においては、IS 曲線が右方向へシフトし、均衡利子率と均衡所得水準はともに上昇する。均衡利子率の上昇は、自国資産収益率の相対的上昇を意味するため、対外純投資は減少する。その結果、外国為替市場においてはネットの自国通貨供給が減少することから、均衡為替レートが増価する。この増価に伴い、輸出減及び輸入増が発生し、外国為替市場の均衡点における経常収支は悪化することとなる。



(2) 金融政策の効果

中央銀行がマネーサプライを増加させた場合、IS-LM図においては、まずLM曲線が右方向へシフトする。このとき均衡利子率は下落するが、均衡所得水準は上昇する。均衡利子率の下落は、外国資産収益率の相対的上昇を意味し、対外純投資が増加する。その結果、均衡為替レートは減価し、為替の減価を通じて経常収支は改善することとなる。

以上は、図に示したとおりである。



以上で得られた結論をまとめると、以下の通りである。

図表 III-11 政策効果のまとめ (大国の場合)

		G / T	M
変動相場	Y		
	e		
	NX		
	r		

- 3 . VAR 推計によるマンデル=フレミング・モデルの検証

為替レート予測の実際において、マンデル=フレミング・モデルは為替レートの絶対水準の予測には向かないものの、財政・金融政策における方向転換がある際に為替レートの方向性を予測するのに有用である。そこで、財政・金融政策が為替レートに与える影響について、マンデル=フレミング・モデルで得られた結果と整合的であるか否かを統計的に分析することとする。

ここでは、各変数間の因果関係の有無及びある変数に変化 (= ショック) があつた場合に他の変数に与える影響度などを計測できる VAR 推計を使用する。実質 GDP、経常収支、財政支出、マネーサプライ、為替レート、実質金利差、の6つの変数間の因果関係および感応度を検証しておくこととする。

1) データ

本推計で使用したデータ(いずれも四半期)は以下の通りである。なお、推計期間は1973年第2四半期~1999年第2四半期とした。

実質 GDP

日本の実質 GDP (季節調整済) を経済企画庁『国民所得統計』よりとつた。対数階差系列を使用。

経常収支

経済企画庁『国民所得統計』における日本の実質 GDP の対数値から実質国内需要の対数値を引いたものとした。共に、季節調整済み系列である。

財政支出

経済企画庁『国民所得統計』における実質政府最終消費支出と実質公的固定資本形成を加えたものを実質 GDP で割り、その対数値をとつた。いずれも季節調整済み系列である。

マネーサプライ

日本銀行『金融経済統計月報』における M2 + CD をとり、これの対数階差系列を使用。

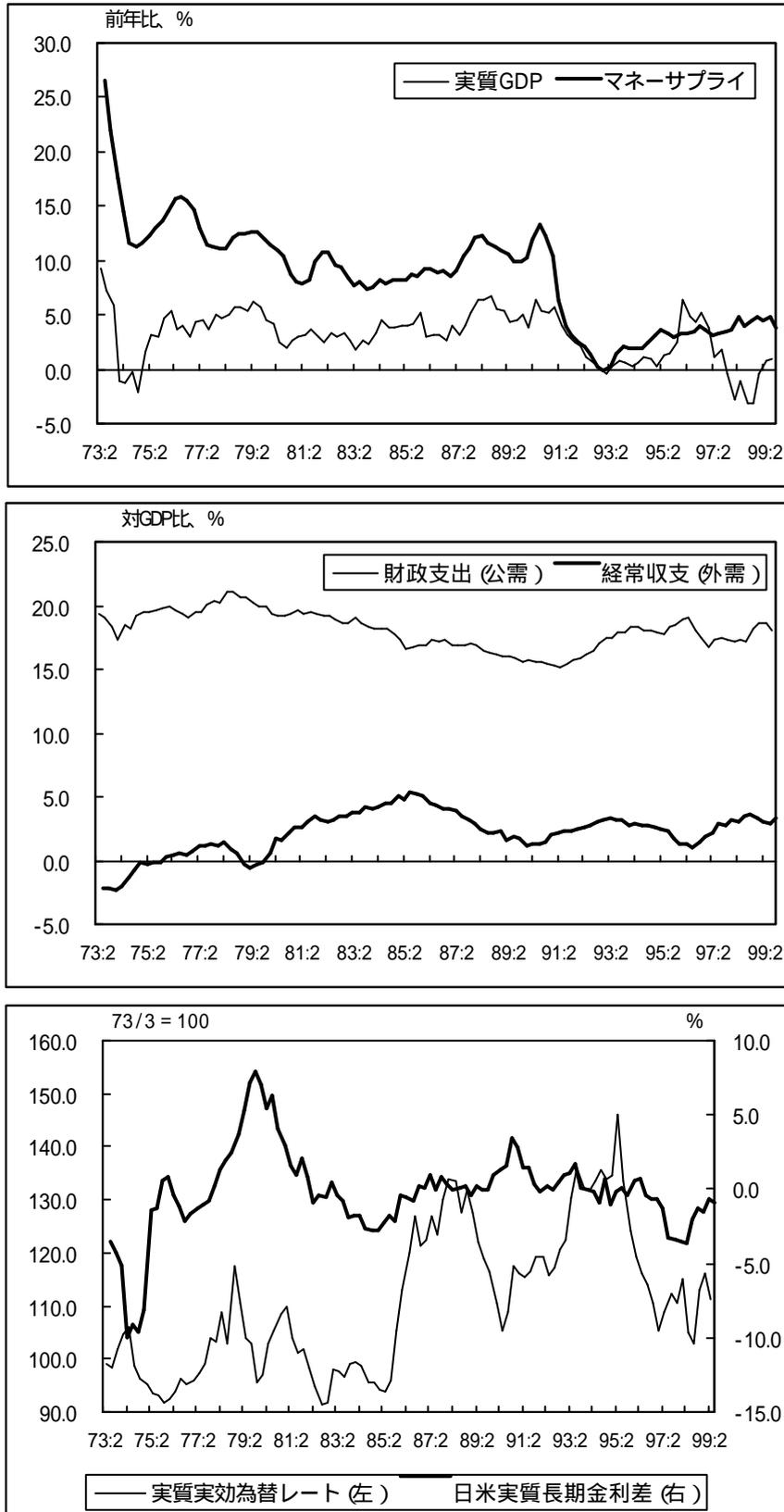
実質実効為替レート

日本銀行統計による。これは、日本の主要輸出相手国・地域の名目為替レートを当該相手国・地域の生産者物価と日本の生産者物価との比を乗じて実質化し、当該相手国・地域毎の実質為替レートを算出。これを日本の輸出に占める各地域のウェイトで加重幾何平均したうえ、基準時点(73/3)を100として指数化した系列。数値の上昇が円の増価を示す。

実質長期金利差

IMF “International Financial Statistics”より日米の名目長期金利をとり、それぞれの生産者物価にて実質化したものの差をとつた。

図表 III-12 各時系列データの推移



2) 推計結果

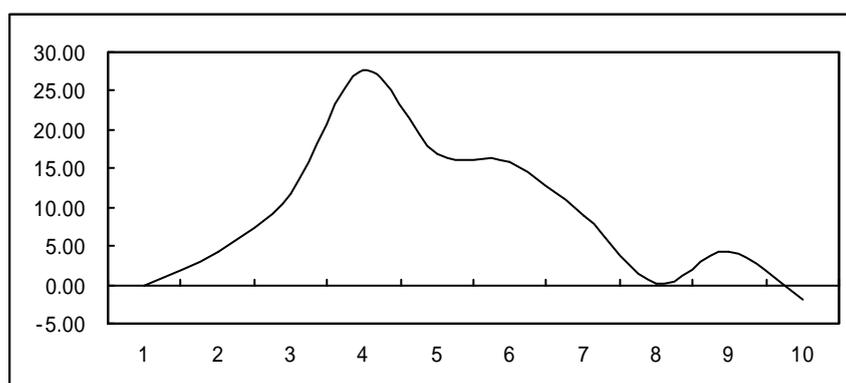
(1) 拡張的財政政策の効果

ここでは、財政支出の増加があった場合の各変数へ与える影響を分析する。図表 -13 には、金利、経常収支、為替レートおよび GDP のインパルス応答関数を示した（横軸は四半期）。まず F 値を見ると、為替レートを除いていずれも統計的に有意である（この推計に対応する F 分布上側上位 5% 点 = 2.199）。為替レートについても F 値は極めて低いというわけではないことから、財政支出の変動が各変数について、（グランジャーの意味で）「原因」となっていることが確認される。

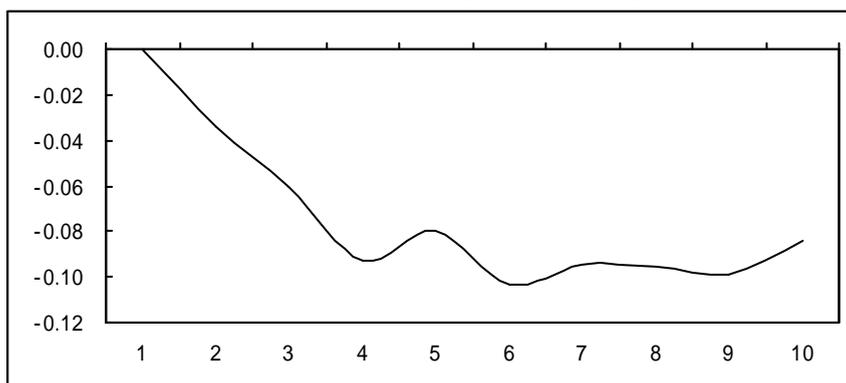
拡張的財政政策がうたれた場合の金利のインパルス応答関数をみると、およそ 4 四半期目まで上昇圧力がかかっていることが確認され、モデル結果と整合的である。経常収支のインパルス応答関数は、かなり長期にわたって減少方向へ動いているが、これもモデル結果と整合的である。為替レートについては、3 四半期目に上昇（＝円の増価）方向へ動いておりモデル結果と整合的であるものの、それ以降は減少してしまっている。最後に GDP への影響をみると、基本的にはモデル結果同様に増加方向へ動いているものの、オシレートしているのが特徴的である。

全体として、モデルとほぼ整合的な結果が得られているものの、為替レートについては、財政政策がうたれた後 1 年以上経ってしまうと、モデル結果とは逆方向へ動いてしまう結果となった。

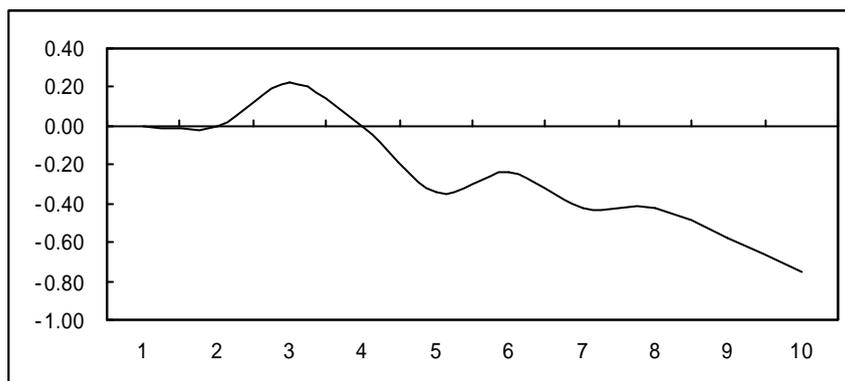
図表 III-13 拡張的財政政策の効果（インパルス応答関数）
金利への影響（F 値 = 3.329）



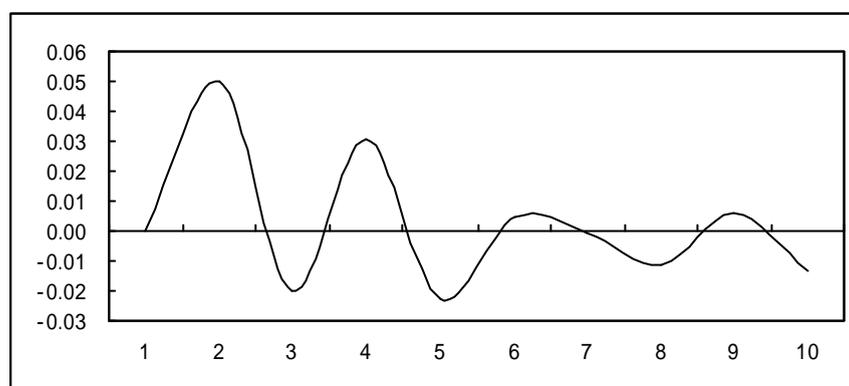
経常収支への影響（F 値 = 3.362）



為替レートへの影響 (F 値 = 1.600)



GDP への影響 (F 値 = 2.610)



(2) 拡張的金融政策の効果

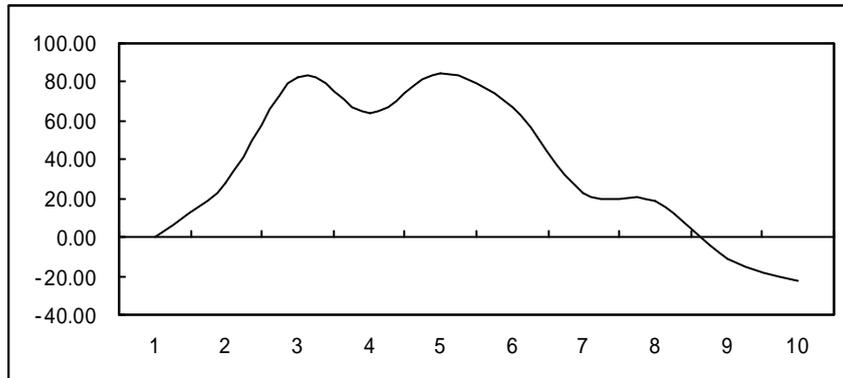
図表 -14 には、マネーサプライが増加したときの金利、経常収支、為替レートおよび GDP のインパルス応答関数を示した。F 値を見ると、金利・GDP については統計的に有意であるが、経常収支・為替レートについては有意でない。つまり、マネーサプライの変動は経常収支と為替については、変動の「原因」とはいえない結果となった。

金利のインパルス応答関数をみると、上昇圧力がかかってしまっている。モデル結果と非整合的であるが、これは、マネーサプライの増加が景気に対して遅行的であった場合、景気上昇局面では一般に金利も上昇していくために、マネーと金利が正の相関を持つてしまうことが理由であると考えられる。

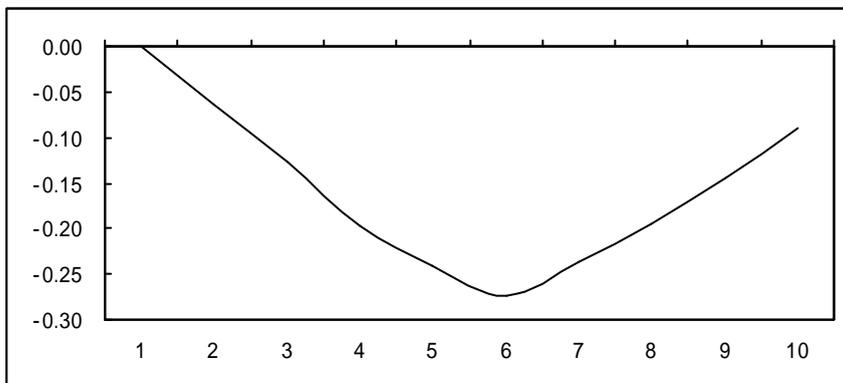
経常収支のインパルス応答関数をみると、統計的に有意でない上にモデルが示唆する方向とは逆へ動いている。為替レートについては、3 四半期目のみ円が減価する方向へ動いており、部分的にモデル結果と整合的である。GDP への影響をみると、一貫してプラス方向へ動いており、これはモデル結果と整合的であった。

総じて、金融政策については、モデルと整合的な結果は得られなかった。これは、モデルの主要変数である金利が、マネーサプライの増加に対してモデルの想定とは逆方向へ動いてしまうことに起因するとみられる。

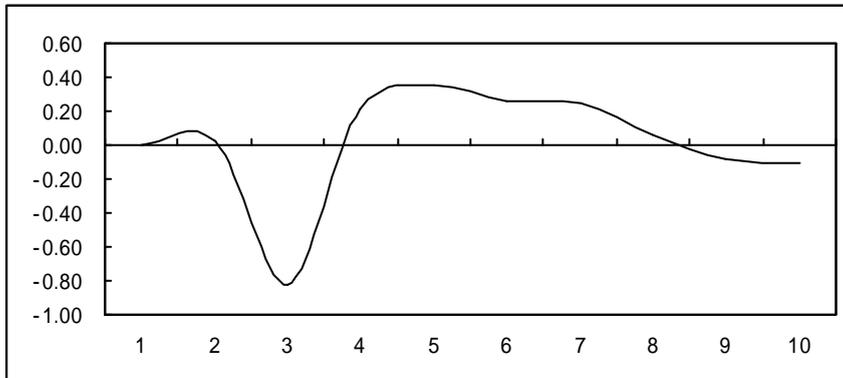
図表 III-14 拡張的金融政策の効果 (インパルス応答関数)
金利への影響 (F 値 = 2.161)



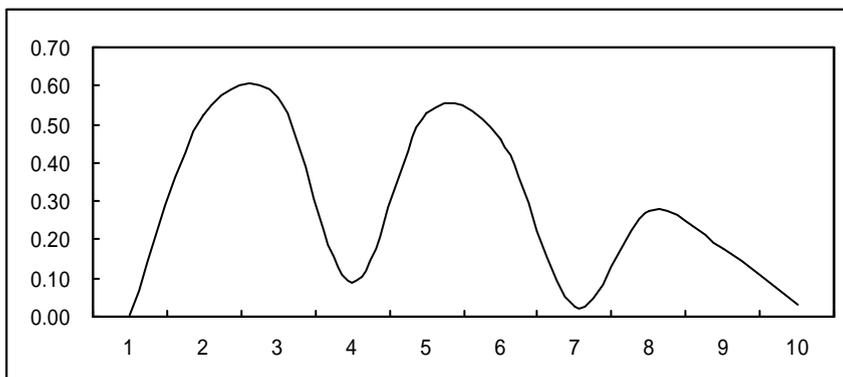
経常収支への影響 (F 値 = 0.880)



為替レートへの影響 (F 値 = 0.356)



GDP への影響 (F 値 = 4.508)



(3) 期間別 因果関係の存在の有無

以下の図表には、1973年第2四半期～1999年第2四半期、1973年第2四半期～1985年第2四半期、1985年第3四半期～1999年第2四半期、の区分で求めたF値を整理した。いずれの期間についてもマネーサプライの変動よりも、財政支出の変動が各変数に大きな影響を与えていることが確認できる。

プラザ合意前()と合意後()を比べてみると、多くの変数間の相互影響関係が薄まっているように見受けられる。ただし、経常収支については、各変数に対してその変動が大きな影響を与えているのが注目される。実際にマーケットでは、経常収支が材料となって為替レートが変動する局面が多々あり、その意味では事実と整合的である。

図表 III-15 F 値総括表 グランジャー因果関係の存在の有無

推計期間：1973年第2四半期～1999年第2四半期

	GDP	経常収支	財政支出	マネーサプライ	為替レート	金利差
GDP	-	1.404	6.887	1.388	1.540	2.707
経常収支	2.744	-	1.726	1.474	1.998	0.363
財政支出	2.610	3.362	-	1.244	1.600	3.329
マネーサプライ	4.508	0.880	4.331	-	0.356	2.161
為替レート	7.806	2.167	5.231	3.047	-	6.023
金利差	0.993	0.393	1.624	1.057	0.485	-

推計期間：1973年第2四半期～1985年第2四半期

	GDP	経常収支	財政支出	マネーサプライ	為替レート	金利差
GDP	-	1.414	6.516	0.914	0.709	3.375
経常収支	2.413	-	1.610	1.557	0.773	0.798
財政支出	3.150	3.954	-	5.800	0.801	3.385
マネーサプライ	3.631	1.170	3.340	-	0.056	1.447
為替レート	14.272	1.538	4.826	4.095	-	3.902
金利差	0.462	0.240	0.767	0.936	0.210	-

推計期間：1985年第3四半期～1999年第2四半期

	GDP	経常収支	財政支出	マネーサプライ	為替レート	金利差
GDP	-	0.838	2.133	1.078	0.582	0.522
経常収支	3.370	-	3.348	1.847	2.822	1.855
財政支出	0.941	1.953	-	0.336	1.442	0.958
マネーサプライ	2.344	0.559	1.278	-	0.375	0.542
為替レート	1.007	1.512	1.617	1.739	-	0.925
金利差	1.319	0.700	1.875	0.615	1.919	-

注1：縦軸は独立変数(「原因」)、横軸は従属変数(「結果」)である。

注2：濃いグレーは1%水準で、うすいグレーは5%水準で、それぞれ因果関係の存在が有意であることを示す。

図表 III-16 F 値表

上側点	F(6,92)	F(6,36)	F(6,44)
10%	1.839	1.945	1.913
5%	2.199	2.364	2.313
1%	3.004	3.351	3.243

注：TSP により計算。

参考 1 : マーシャル=ラーナー条件について

為替レート水準の変化が貿易収支に与える影響の伝統的な分析方法として、輸出入需要の価格弾力性にもとづいた「弾力性アプローチ」が挙げられる。ここでは弾力性アプローチを用いて、為替レートが減価したときに貿易収支(経常収支)が改善する条件を求める。

日本(j)と米国(a)からなる二国二財経済を考え、二国間で貿易が行われていると考える。その際、比較優位論に従って、日本は財 1 の生産及び輸出に特化し、米国は財 2 の生産及び輸出に特化しているとする。

この状況では、以下の関係が成立している。

(ドル為替需要) = (日本のドル建て輸入額)

(ドル為替供給) = (日本のドル建て輸出額)

この関係を利用し、ドル為替需要の価格弾力性 e_D とドル為替供給の価格弾力性 e_S を以下のように定義する。

$$e_D \equiv \frac{d(p_2 M_2) / p_2 M_2}{de/e} = - \frac{d \ln(p_2 M_2)}{d \ln e} = - \frac{d \ln p_2 + d \ln M_2}{d \ln e} \quad (1)$$

$$e_S \equiv \frac{d(p_1 X_1) / p_1 X_1}{de/e} = \frac{d \ln(p_1 X_1)}{d \ln e} = \frac{d \ln p_1 + d \ln X_1}{d \ln e} \quad (2)$$

ここで、添え字 1,2 は財を示し、 e は円建て為替レート、価格 p はドル建て、 X, M はそれぞれ日本の輸出数量および輸入数量を示す。

さて、日本の輸入需要の価格弾力性 h_j は、

$$h_j \equiv - \frac{d \ln M_2}{d \ln(ep_2)} = - \frac{d \ln M_2}{d \ln e + d \ln p_2} \quad (3)$$

と定義され、米国の輸入需要の価格弾力性 h_a は同様に、

$$h_a \equiv - \frac{d \ln X_1}{d \ln p_1} \quad (4)$$

と定義される。

更に日本の輸出供給の価格弾力性 c_j は、

$$c_j \equiv -\frac{d \ln X_1}{d \ln(ep_1)} = -\frac{d \ln X_1}{d \ln e + d \ln p_1} \quad (5)$$

と定義され、同様に米国の輸出供給の価格弾力性 c_a は、

$$c_a \equiv \frac{d \ln M_2}{d \ln p_2} \quad (6)$$

と定義される。

次に、(3)を(6)で割ると、

$$\frac{h_j}{c_a} = -\frac{d \ln p_2}{d \ln e + d \ln p_2} \quad \text{となり、これを } d \ln p_2 \text{ について解くと、}$$

$$d \ln p_2 = -\left(\frac{h_j}{h_j + c_a}\right) d \ln e \quad (7)$$

となる。

(7)を(6)に代入して、 $d \ln M_2$ について解くと、

$$d \ln M_2 = -\left(\frac{c_a h_j}{h_j + c_a}\right) d \ln e \quad (8)$$

となる。

こうして得られた(7)と(8)を利用すると、ドル為替需要の価格弾力性 e_D は、

$$e_D = \frac{h_j(c_a + 1)}{h_j + c_a} \quad (9)$$

と表せる。

同様に、(5)を(4)で割り、 $d \ln p_1$ について解くと、

$$d \ln p_1 = -\left(\frac{c_j}{h_a + c_j}\right) d \ln e \quad (10)$$

となる。

(10)を(4)に代入し、 $d \ln X_1$ について解くと、

$$d \ln X_1 = \frac{h_a c_j}{h_a + c_j} d \ln e \quad (11)$$

が得られる。

こうして得られた(10)と(11)を利用すると、ドル為替供給の価格弾力性 e_s は、

$$e_s = \frac{c_j (h_a - 1)}{h_a + c_j} \quad (12)$$

と表せる。

さて、日本のドル建ての貿易収支 NX は、

$$NX = p_1 X_1 - p_2 M_2 \quad (13)$$

である。

これを全微分すると、

$$dNX = d(p_1 X_1) - d(p_2 M_2)$$

となるが、(1),(2)より、

$$d(p_1 X_1) = e_s p_1 X_1 d \ln e \quad (1')$$

$$d(p_2 M_2) = e_D p_2 M_2 d \ln e \quad (2')$$

であるので、これらと(9),(12)を利用して整理し、当初の貿易収支がバランス ($p_1 X_1 = p_2 M_2$) していたとすると、次の表現が得られる。

$$\frac{dNX}{d \ln e} = \left[\frac{h_j h_a (c_j + c_a + 1) + c_j c_a (h_j + h_a - 1)}{(h_a + c_j)(h_j + c_a)} \right] p_1 X_1 \quad (15)$$

為替レートの切り下げにより貿易収支が改善する ($dNX / d \ln e > 0$) ための条件は、

$$\frac{h_j h_a (c_j + c_a + 1) + c_j c_a (h_j + h_a - 1)}{(h_a + c_j)(h_j + c_a)} > 0 \quad (16)$$

となる。これは「ビッカーダイク = ロビンソン = メツラー条件」として知られる。

さて、両国の輸出供給の価格弾力性が無限大である（即ち、輸出財価格が各国の通貨建てで固定されている = 古典派の標準的な仮定）場合に為替レートが切り下げられた場合に貿易収支が改善する条件は以下のように求めることが出来る。

まず、(16)の分子分母を $c_j c_a$ で割って、 $c_j \rightarrow +\infty, c_a \rightarrow +\infty$ と極限を取ると、分母は 1 となり、分子の第 1 項が 0 となることから、

$$\mathbf{h}_j + \mathbf{h}_a > 1 \quad (17)$$

が得られる。すなわち両国の輸入需要の価格弾力性の和が 1 より大きいという、「マーシャル＝ラーナーの条件」が導かれる。

参考2：図表 - 1 3 及び 1 4 「インパルス応答関数」に用いた推計式の詳細

図表 - 1 3 財政政策(財政支出 = R)の効果

金利(U)
 期種：四半期
 サンプル期間：1973:2 to 1999:2
 観測値数：105

1)係数

変数名	係数	標準誤差	t値	P値
R(-1)	4.308	5.144	0.838	[.404]
R(-2)	2.386	7.655	0.312	[.756]
R(-3)	6.748	7.655	0.881	[.380]
R(-4)	-28.673	7.801	-3.675	[.000]
R(-5)	13.990	8.055	1.737	[.086]
R(-6)	1.322	5.485	0.241	[.810]
U(-1)	1.043	0.104	10.026	[.000]
U(-2)	0.051	0.146	0.349	[.728]
U(-3)	0.017	0.130	0.131	[.896]
U(-4)	-0.427	0.132	-3.235	[.002]
U(-5)	0.225	0.138	1.625	[.108]
U(-6)	-0.016	0.096	-0.164	[.870]

2)統計量

決定係数	0.885
自由度修正済決定係数	0.872
LM値	4.214
DW値	1.990
F値	3.329

3)インパルス応答関数

期	値
1	0.000
2	4.308
3	11.718
4	27.599
5	16.938
6	15.796
7	8.886
8	0.152
9	4.186
10	-1.943

経常収支(Q)
 期種：四半期
 サンプル期間：1973:2 to 1999:2
 観測値数：105

変数名	係数	標準誤差	値	P値
Q(-1)	1.143	0.096	11.866	[.000]
Q(-2)	0.067	0.146	0.459	[.647]
Q(-3)	-0.121	0.145	-0.836	[.405]
Q(-4)	-0.241	0.146	-1.649	[.103]
Q(-5)	0.098	0.143	0.684	[.496]
Q(-6)	0.003	0.096	0.032	[.975]
R(-1)	-0.034	0.015	-2.227	[.028]
R(-2)	0.015	0.022	0.664	[.508]
R(-3)	0.006	0.022	0.274	[.785]
R(-4)	0.042	0.023	1.872	[.064]
R(-5)	-0.058	0.022	-2.655	[.009]
R(-6)	0.028	0.015	1.926	[.057]

2)統計量

決定係数	0.972
自由度修正済決定係数	0.968
LM値	0.009
DW値	2.098
F値	3.362

3)インパルス応答関数

期	値
1	0.000
2	-0.034
3	-0.060
4	-0.093
5	-0.079
6	-0.103
7	-0.095
8	-0.095
9	-0.099
10	-0.084

為替レート(T)
 期種：四半期
 サンプル期間：1973:2 to 1999:2
 観測値数：105

変数名	係数	標準誤差	値	P値
R(-1)	-0.004	0.218	-0.018	[.986]
R(-2)	0.232	0.312	0.742	[.460]
R(-3)	-0.485	0.312	-1.554	[.124]
R(-4)	-0.098	0.320	-0.307	[.760]
R(-5)	0.601	0.318	1.891	[.062]
R(-6)	-0.375	0.217	-1.725	[.088]
T(-1)	0.957	0.025	38.656	[.000]
T(-2)	-0.007	0.014	-0.489	[.626]
T(-3)	0.016	0.014	1.188	[.238]
T(-4)	-0.002	0.014	-0.177	[.860]
T(-5)	-0.011	0.014	-0.785	[.435]
T(-6)	0.000	0.010	0.029	[.977]

2)統計量

決定係数	0.896
自由度修正決定係数	0.884
LM値	0.989
DW値	1.760
F値	1.600

3)インパルス応答関数

期	値
1	0.000
2	-0.004
3	0.223
4	0.001
5	-0.345
6	-0.237
7	-0.421
8	-0.422
9	-0.579
10	-0.757

GDP(P)
 期種：四半期
 サンプル期間：1973:2 to 1999:2
 観測値数：105

変数名	係数	標準誤差	t値	P値
P(-1)	0.034	0.103	0.331	[.741]
P(-2)	0.177	0.104	1.711	[.090]
P(-3)	0.337	0.105	3.216	[.002]
P(-4)	-0.010	0.111	-0.093	[.926]
P(-5)	-0.215	0.112	-1.923	[.058]
P(-6)	-0.042	0.114	-0.368	[.714]
R(-1)	0.050	0.048	1.037	[.302]
R(-2)	-0.072	0.068	-1.063	[.290]
R(-3)	0.038	0.068	0.549	[.584]
R(-4)	-0.041	0.069	-0.597	[.552]
R(-5)	0.039	0.064	0.600	[.550]
R(-6)	-0.016	0.043	-0.375	[.709]

2)統計量

決定係数	0.174
自由度修正済決定係数	0.077
LM値	1.992
DW値	1.965
F値	2.610

3)インパルス応答関数

期	値
1	0.000
2	0.050
3	-0.020
4	0.031
5	-0.023
6	0.005
7	0.000
8	-0.012
9	0.006
10	-0.013

図表 - 1 4 金融政策(マネーサプライ=S)の効果

金利(U)
 期種：四半期
 サンプル期間：1973:2 to 1999:2
 観測値数：105

1)係数

変数名	係数	標準誤差	値	P値
S(-1)	27.813	23.153	1.201	[.233]
S(-2)	32.603	28.595	1.140	[.257]
S(-3)	-68.829	27.724	-2.483	[.015]
S(-4)	26.308	28.189	0.933	[.353]
S(-5)	-9.745	29.616	-0.329	[.743]
S(-6)	-11.866	22.903	-0.518	[.606]
U(-1)	1.003	0.103	9.758	[.000]
U(-2)	0.075	0.142	0.531	[.597]
U(-3)	-0.023	0.133	-0.172	[.864]
U(-4)	-0.437	0.132	-3.311	[.001]
U(-5)	0.311	0.141	2.212	[.029]
U(-6)	-0.051	0.102	-0.495	[.621]

2)統計量

決定係数	0.878
自由度修正済決定係数	0.863
LM値	5.234
DW値	1.989
F値	2.161

3)インパルス応答関数

期	値
1	0.000
2	27.813
3	82.820
4	63.891
5	84.512
6	67.235
7	22.964
8	18.339
9	-10.806
10	-22.906

経常収支(Q)
 期種：四半期
 サンプル期間：1973:2 to 1999:2
 観測値数：105

1)係数

変数名	係数	標準誤差	t値	P値
Q(-1)	1.155	0.101	11.453	[.000]
Q(-2)	0.111	0.155	0.717	[.475]
Q(-3)	-0.184	0.155	-1.186	[.239]
Q(-4)	-0.243	0.157	-1.547	[.125]
Q(-5)	0.110	0.155	0.713	[.478]
Q(-6)	0.030	0.099	0.299	[.766]
S(-1)	-0.063	0.070	-0.908	[.366]
S(-2)	-0.003	0.087	-0.030	[.976]
S(-3)	0.007	0.085	0.085	[.933]
S(-4)	0.029	0.085	0.344	[.732]
S(-5)	-0.017	0.088	-0.187	[.852]
S(-6)	0.058	0.068	0.850	[.398]

2)統計量

決定係数	0.967
自由度修正済決定係数	0.964
LM値	0.759
DW値	2.055
F値	0.880

3)インパルス応答関数

期	値
1	0.000
2	-0.063
3	-0.127
4	-0.197
5	-0.240
6	-0.275
7	-0.237
8	-0.195
9	-0.144
10	-0.089

為替レート(T)
 期種：四半期
 サンプル期間：1973:2 to 1999:2
 観測値数：105

1)係数

変数名	係数	標準誤差	値	P値
S(-1)	0.024	0.966	0.025	[.980]
S(-2)	-0.868	1.206	-0.719	[.474]
S(-3)	1.687	1.202	1.403	[.164]
S(-4)	-0.554	1.185	-0.467	[.641]
S(-5)	-0.334	1.196	-0.279	[.781]
S(-6)	-0.027	0.902	-0.030	[.976]
T(-1)	1.007	0.011	89.501	[.000]
T(-2)	-0.010	0.014	-0.723	[.472]
T(-3)	0.015	0.015	1.022	[.309]
T(-4)	-0.009	0.015	-0.596	[.553]
T(-5)	0.004	0.014	0.261	[.795]
T(-6)	-0.006	0.011	-0.573	[.568]

2)統計量

決定係数	0.888
自由度修正済決定係数	0.875
LM値	1.141
DW値	1.763
F値	0.356

3)インパルス応答関数

期	値
1	0.000
2	0.024
3	-0.826
4	0.213
5	0.358
6	0.262
7	0.243
8	0.060
9	-0.081
10	-0.111

GDP(P)
 期種：四半期
 サンプル期間：1973:2 to 1999:2
 観測値数：105

1)係数

変数名	係数	標準誤差	t値	P値
P(-1)	-0.004	0.104	-0.034	[.973]
P(-2)	0.097	0.103	0.941	[.349]
P(-3)	0.219	0.105	2.088	[.040]
P(-4)	0.013	0.105	0.124	[.902]
P(-5)	-0.087	0.105	-0.828	[.410]
P(-6)	-0.006	0.105	-0.056	[.955]
S(-1)	0.521	0.179	2.909	[.005]
S(-2)	0.141	0.228	0.617	[.539]
S(-3)	-0.522	0.226	-2.310	[.023]
S(-4)	0.272	0.229	1.187	[.238]
S(-5)	0.162	0.236	0.686	[.494]
S(-6)	-0.300	0.183	-1.639	[.104]

2)統計量

決定係数	0.266
自由度修正済決定係数	0.179
LM値	0.116
DW値	1.913
F値	4.508

3)インパルス応答関数

期	値
1	0.000
2	0.521
3	0.571
4	0.088
5	0.530
6	0.459
7	0.027
8	0.274
9	0.177
10	0.033

IV . 開放マクロ経済モデル2 : 動学モデル

- 1 . マンデル=フレミング・モデルの拡張 (粘着価格モデル)

1) 粘着価格モデルの枠組み

(1) 仮定

マンデル=フレミング・モデルでは物価水準は変動しない「価格の硬直性」を仮定している。したがって、同モデルに現われる変数は、名目値=実質値であると考えて差し支えない。

マンデル=フレミング・モデルを拡張するに当たり、まず価格の硬直性の仮定をはずし、価格が内生的に決定されるモデルを考える。具体的には、物価上昇率が次の式で与えられるものと仮定する。

$$\dot{p} = p(y - \bar{y}) \quad (- 1)$$

\dot{p} = 国内物価水準の時間微分

y = 国内実質GDP (自然対数)

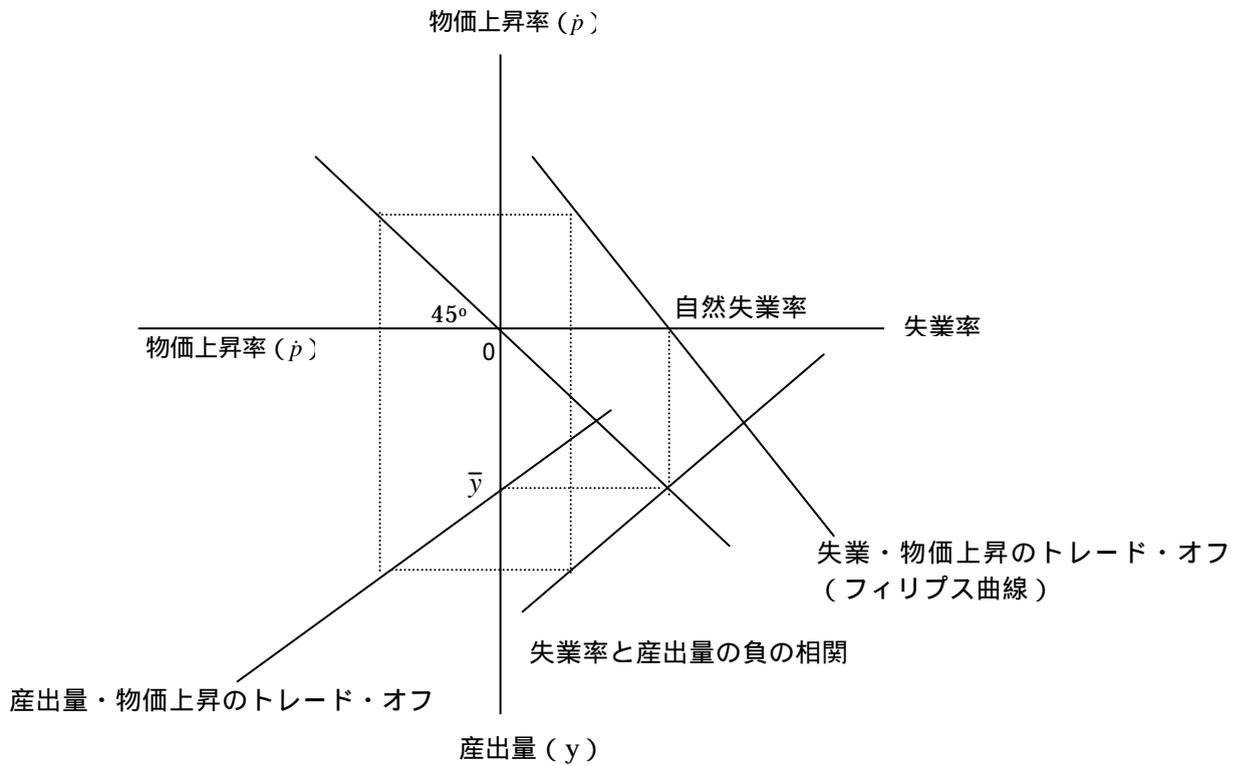
\bar{y} = 国内実質GDPの長期均衡値 (いわゆる「自然産出量」、自然対数)

p = 定数

\bar{y} は自然産出量が外生的に与えられ一定の値をとることを示す

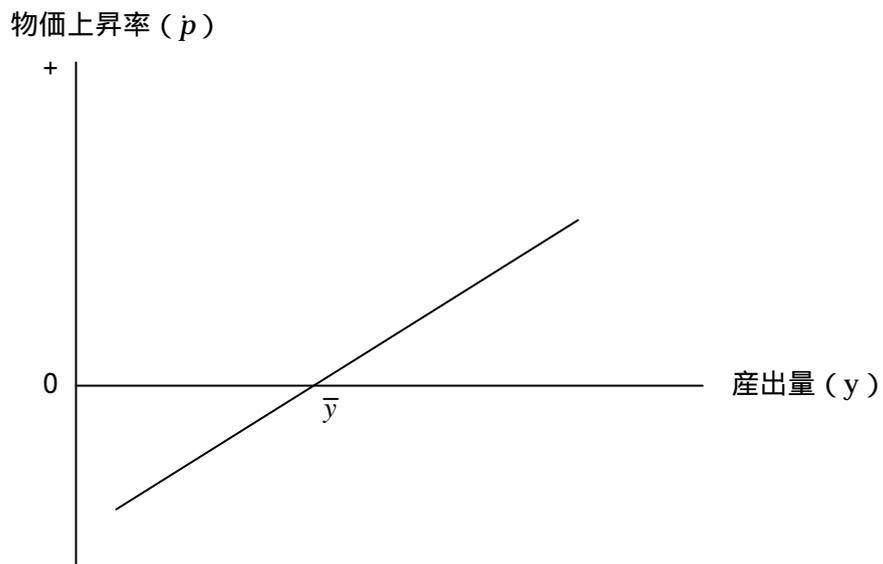
(- 1)式で表わされる関係は、産出量・物価版のフィリップス曲線とみなすことができる。本来のフィリップス曲線ではGDPの代わりに失業率が物価の説明変数として与えられる。失業率・物価上昇率の関係を示す通常のフィリップス曲線から、上の関係を導くには、図表 -1 のように考えるとよい。

図表 IV-1 産出量・物価上昇のトレード・オフ (1)



上図の第3象限から次のグラフが得られる。

図表 IV-2 産出量・物価上昇のトレード・オフ (2)



$\dot{p} = 0$ を定常状態として定義する。定常状態における産出量 \bar{y} を自然産出量という。長期均衡においては実質 GDP が自然産出量に一致し、物価上昇率がゼロになるものと仮定する。ここで注意すべき点としては、(- 1) 式では、産出量と物価上昇率の関係が線形関係で表現されている点であるが、これは上のグラフを定常状態 ($y = \bar{y}$) の近傍で線形展開したものと解釈することが可能である。

物価が内生的に決定され、粘着的な性質をもつ場合には、次の 2 本の定義式を追加することが必要となる。

$$r \equiv i - \dot{p} \quad (- 2)$$

$$c \equiv e + p - p^* \quad (- 3)$$

i : 自国名目金利

r : 自国実質金利

c : 実質為替レート (自然対数)

e : 名目為替レート (自然対数)

p^* : 外国物価水準 (仮定により一定、自然対数)

(- 2) 式は、名目金利から物価上昇率を差し引いたものを実質金利と定義したものである。物価上昇率のかわりに、予想された物価上昇率を用いて同式を記述したものが、「フィッシャー方程式」である。(- 2) 式では、現実の物価上昇率が予想された物価上昇率に等しいことが仮定されている。

(- 3) 式は、次の定義式に関して両辺の対数をとったものである。

$$(\text{実質為替レート}) = (\text{名目為替レート}) \times \frac{(\text{自国物価水準})}{(\text{外国物価水準})}$$

名目為替レートは自国通貨 1 単位あたりの外国通貨の価格で表現される。 e が上昇することは、自国通貨高を意味する。

(2) モデル

マンデル = フレミングの拡張モデルは、(- 1) ~ (- 3) に次の (- 4) ~ (- 6) を加えた 6 本の方程式によって記述される。

$$y = m\hat{g} - sr - dc \quad (- 4)$$

$$\hat{m} - p = ay - li \quad (- 5)$$

$$i - \dot{p} = r^* \quad (- 6)$$

\hat{g} : 財政支出 (自然対数)

\hat{m} : 貨幣供給量 (自然対数)

m, s, d, a, l : 定数

\hat{g}, \hat{m} は外生的に与えられる。

(- 4) 式は IS 曲線である。IS 曲線上においては、財政支出が増加すると国内実質 GDP が増加、実質金利が上昇すると国内実質 GDP が減少、実質為替レートが増加すると国内実質 GDP は減少する、という関係が成立する。 m は財政支出に対する乗数とみなすことができる。

(- 5) 式は LM 曲線である。LM 曲線上においては、貨幣供給量が増加すると国内実質 GDP が増加するという関係が成立する。

(- 6) 式は国内、海外の実質金利が等しいことを示す式である。これは、資本の完全に自由な移動の下で為替レートの変化に関して静学的期待を仮定した場合に成立する関係である。

以上 (- 1) ~ (- 6) の 6 本の方程式によって自国のマクロ経済が記述される。モデルによって決定される内生変数は、 p, \dot{p}, y, i, e, c の 6 変数である。 p は水準と変化率 (時間微分) がともに決定されるので状態変数と呼ばれる。その他の変数は出力変数と呼ばれる。

(3) 定常状態

状態変数 p が一定値をとる場合に、この経済が定常状態にあるものと定義される。すなわち、(- 1) 式において $\dot{p} = 0$ とおくことにより、定常状態におけるこのモデルの解 (定常解) が与えられる。その場合、(- 1) 式から明らかなように、 $y = \bar{y}$ であり、(- 6) 式から $i = r^*$ が求められる。(- 5) 式より p の値が定まり、これらを全て (- 4) 式に代入することによって、 e の値が定まる。 r, c の値は、(- 2) 式、(- 3) 式の定義式に代入することにより与えられる。

以上からも明らかなように、定常状態においては、物価上昇率もゼロであり国内実質 GDP (y) は自然産出量 (\bar{y}) に一致し、国内名目金利 (i) と国内実質金利 (r) はともに海外実質金利 (r^*) に一致する。海外における物価は常に一定であることが仮定され

ているので、海外の実質金利と名目金利は一致している。LM曲線を満たすように国内物価水準 (p) の値が定まり、IS曲線を満たすように名目為替レート (e) が決定される。

2) 政策効果

(1) 金融政策の効果

自国による拡張的金融政策の効果は、 \hat{m} の値を外生的に増加させることによって求められる。

政策変更後の定常解においては、 $y = \bar{y}$, $i = r = r^*$ であり、国内実質GDPと国内名目金利、国内実質金利は政策変更前と変わらない。 \hat{m} が増加することに対応して、 p が増加し、 e が減少する。

つまり、このモデルにおいては拡張的な金融政策によって、実質GDPと国内金利の恒久的な水準には影響を及ぼさないが、物価水準は恒久的に押し上げられ、名目為替レートは恒久的に押し下げられ通貨安となる。

図表 IV-3 拡張的金融政策 ($\hat{m}' > \hat{m}$) の効果 (定常状態の比較)

実質GDP	不変
国内金利	不変
国内物価	上昇
名目為替レート	下落 (通貨安)
実質為替レート	不変

次に移行過程を記述するためには、連立方程式を解くことによって、状態変数 p に関する微分方程式を求める必要がある。手順としては、(- 1) を (- 6) に代入することによって i に関する方程式を求め、これを (- 5) に代入して整理することによって、 y が p のみの関数で表現され、この関数を (- 1) 式に代入することによって次の式が得られる。

$$\dot{p} = -p(\mathbf{a} - \mathbf{l}p)^{-1} p + p(\mathbf{a} - \mathbf{l}p)^{-1} (\hat{m} - \mathbf{l}p\bar{y} - r^*) - p\bar{y} \quad (- 7)$$

この式の右辺は、状態変数 p と外生変数 \hat{m}, \bar{y}, r^* のみで記述されている。

このような式を状態方程式と言い、移行過程を記述するためのもっとも基本となる式である。

上の状態方程式からわかることは、 $\mathbf{a} - \mathbf{l}p > 0$ の時は、 p の定常解は安定性を持つ。

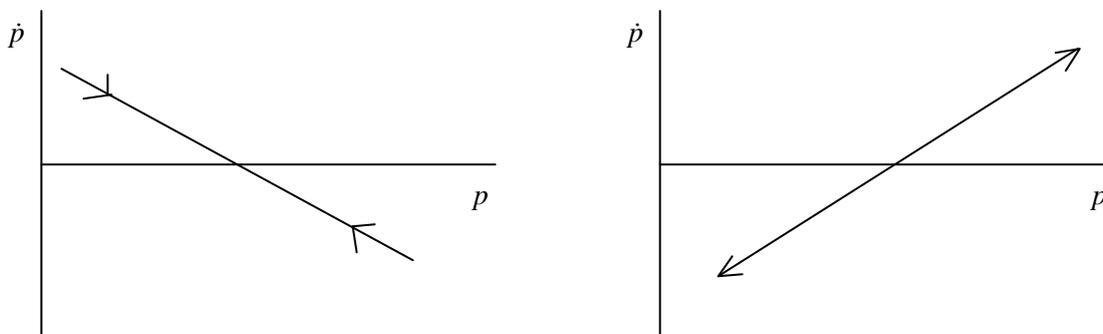
$\dot{p} = 0$ の時の p は、 \hat{m}, \bar{y}, r^* に依存するが \hat{g} には依存しない。 \hat{g} が変化しても、 \dot{p} の式はシフトしない。

このうち、 \dot{p} については p をX軸、 \dot{p} をY軸とするグラフを描くことにより明らか。

図表 IV-4 物価水準と変化率の関係

$a - lp > 0$ の場合

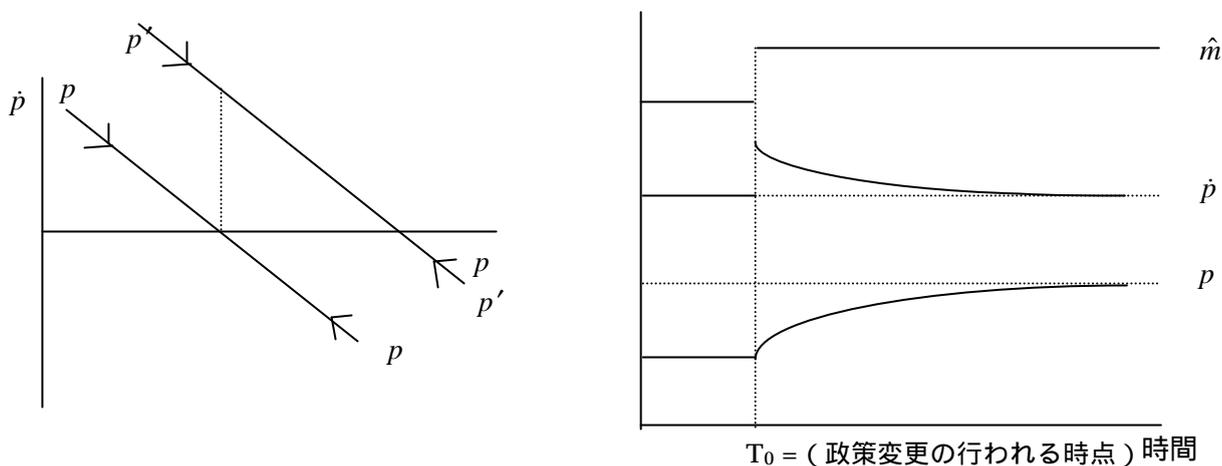
$a - lp < 0$ の場合



定常解が安定性を満たすか否かは、モデルのパラメーターに依存している。 a が大きく、 l, p が小さい時にはこの経済は安定性を満たしやすい。

定常状態の分析で明らかにしたように、 \hat{m} が増加すると、 p の定常解は増加する。これは、上のグラフにおいて \dot{p} の直線が右方にシフトすることを意味する。 $a - lp > 0$ の場合につき、これを図示すると、

図表 IV-5 拡張的金融政策の効果 (1)

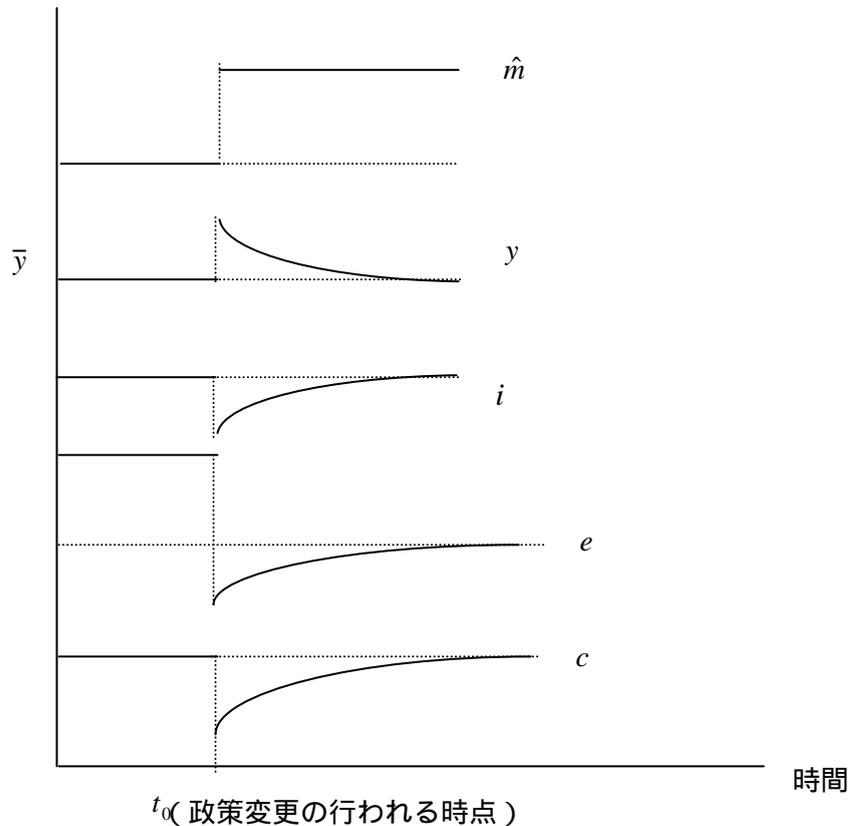


\hat{m} が増加した時点で p はもとの位置のまま、 $\dot{p} > 0$ となり、 $P'P'$ 線上に動き、その後 p は時間とともに新しい定常状態にむけて動く。

出力変数である y, i, e, c は状態変数 p および外生変数 $\hat{m}, \hat{g}, r^*, \bar{y}$ の関数である。

それらの径路は次のグラフのようになる。

図表 IV-6 拡張的金融政策の効果 (2)



y は t_0 の時点で一時的に増加した後、漸減して \bar{y} の水準に収束する。 i も y と同様の動きをとる。 e は t_0 の時点で大幅に下落した後、拡張的金融政策は一時的には国内実質 GDP を増加させる効果を持つものの、恒常的には国内実質 GDP を押し上げることができない。この点は、マンデル＝フレミング・モデルにおける変動相場制の場合と異なっている。その理由は、 $y = \bar{y}$ になることによって定常状態が実現すると仮定されているためである。漸増して初期時点よりも低い水準に収束する。 c は t_0 の時点で下落した後、漸増して初期時点と同じ水準に収束する。

上から分かることは、拡張的金融政策がとられた時点で、名目為替レートは新たな定常解を越えて下落する。これは、オーバーシュートと呼ばれ、このモデルの特徴になっている。

(2) 財政政策の効果

次に \hat{g} を増加させることによる影響、すなわち拡張的財政政策の効果を見る。(- 7) 式の説明で示したように、 \hat{g} を動かしても状態変数である p の径路には全く影響が及ばない。

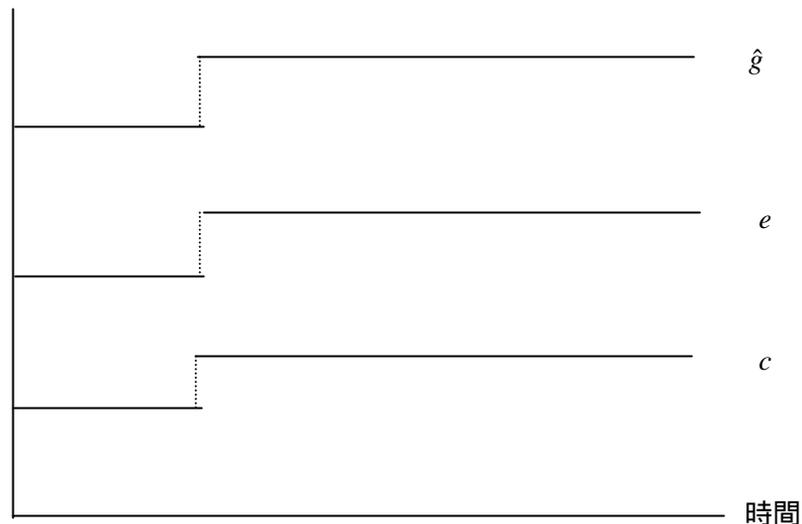
\hat{g} が上昇すると (- 4) 式において c が同時に上昇し、通貨高となって、 y, i には変化がない。このケースでは移行過程はなく、瞬時に新たな定常状態に移り、 e のみが増加する。

図表 IV-7 拡張的財政政策 ($\hat{g}' > \hat{g}$) の効果

実質 GDP	不変
国内金利	不変
国内物価	不変
名目為替レート	上昇 (通貨高)
実質為替レート	上昇 (通貨高)

拡張的財政政策が、通貨高による純輸出の減少によって完全にクラウドアウトされるのは、マンデル=フレミング・モデルにおける変動相場制の場合と同様である。

図表 IV-8 拡張的財政政策の効果



(注) e, c 以外の内生変数は変化せず

- 2 . ドーンブッシュ・モデル

1) ドーンブッシュ・モデルの枠組み

(1) 仮定

マンデル=フレミング・モデルは、為替レートの変化に関して静学的期待を仮定していたが、これを合理的期待に置き換え、カバーなし金利平価の関係が成立するものと仮定する。

$$E_t(\dot{e}) = \dot{e} \quad (- 8)$$

$$E_t(\dot{e}) = i^* - i \quad (- 9)$$

i^* : 外国の名目金利

外国の物価水準は一定と仮定することから、外国の名目金利と実質金利は一致する。

(- 8) 式は、期待変化率が常に現実の変化率と一致するという合理的期待の仮定である。(- 9) は投資家が自国の為替レートが上昇する(通貨高)と予想している分だけ、海外の名目金利が自国の名目金利を上回った状態で資本市場が均衡するという条件の成立を意味する。

上の両式より、

$$\dot{e} = i^* - i \quad (- 10)$$

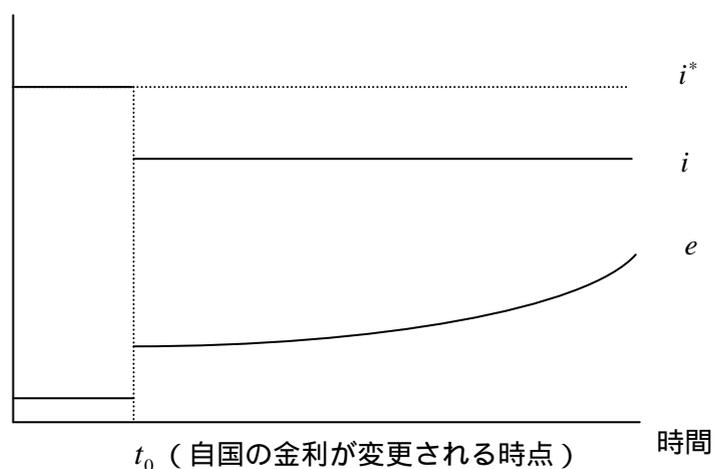
が導かれる。

(2) モデル

マンデル=フレミングの拡張モデルの6本の連立方程式のうち、(- 6) 式を(- 10) 式に入れ換えることによって、ドーンブッシュ・モデルが記述される。

モデルの記述に入る前に、(- 10) 式によって名目為替レートの径路が自国の金利の変化によってどのような影響を受けるのかをみておく。初期時点では、自国と外国の金利が同水準であり、ある時点で自国が恒久的な金利の引下げを行った場合の名目為替レートの径路は以下の通り図示される。

図表 IV-9 内外金利差がある場合の名目為替レートのパス



i と i^* が異なる水準にある限り、 e は変化し続け一定の値にとどまることはない。また、上の e の径路は、カバーなし金利平価の関係によって t_0 の時点で予想されている名目為替レートの径路が、事後的にも現実の径路と一致するものと考えることができる。

上の図では、先行きの期待によって動く変数なので e の落ち着き所に関する予想次第では、 t_0 の時点でジャンプすることがある。

ここで現実の状況に照らして考えると、2000年2月現在日米の翌日物の金利差は約5.7%と開いている。仮に資本移動が完全でリスク・プレミアムがない状況を想定すると、カバーなし金利平価が成立するので、内外の投資家は円ドル相場に関して年率5.7%で円高ドル安が進むという期待を持っていることになる。足許の円ドル相場が十分に円安ドル高であれば、このように時間とともに円高ドル安が進行するという期待が成立すると考えられる。つまり、金利差に従って先行きの為替レートが変化することを織り込んで現時点の為替レートが決まるならば、日本の低金利は円安ドル高につながりやすくなる。

このモデルでは、 p （自国の物価水準）と e （名目為替レート）の2変数が状態変数である。 p はある時点でジャンプすることはできないが、 e は先行きの期待を反映して動き、ある時点でジャンプすることができる。

モデルを解くためには、(- 4) 式と(- 5) 式に(- 2) 式と(- 3) 式とを代入した上で、 y と i について解き、 $y = y(p, e)$ と $i = i(p, e)$ の2本の式を求める。それを、(- 1) 式と(- 10) 式に代入すると、次の2つの連立微分方程式が得られる。

$$\dot{p} = P(p, e; \hat{g}, \hat{m}, \bar{y}, i^*, p^*) \quad (- 1 1)$$

$$\dot{e} = F(p, e; \hat{g}, \hat{m}, \bar{y}, i^*, p^*) \quad (- 1 2)$$

いずれも線形である。上の2本の方程式は、状態変数の変化率（時間微分）を状態変数と外生変数のみで表現した、状態方程式である。

(3) 定常状態

2つの状態変数 p および e が一定値をとる場合に、この経済が定常状態にあるものと定義される。すなわち、(- 1) 式において $\dot{p} = 0$ とおき、(- 1 0) 式において、 $\dot{e} = 0$ とおくことにより、定常状態におけるこのモデルの解（定常解）が与えられる。その場合、(- 1) 式から明らかなように、 $y = \bar{y}$ である。(- 1 0) 式からは、 $i = i^*$ が与えられる。これらを(- 5) 式に代入することにより p の値が定まり、(- 4) 式に代入することにより e の値が定まる。 r, c の値は、(- 2) 式、(- 3) 式の定義式に代入することにより与えられる。

以上から明らかなように、定常状態においては、物価上昇率もゼロであり国内実質 GDP (y) は自然産出量 (\bar{y}) に一致し、国内名目金利 (i) と国内実質金利 (r) はともに海外名目金利 (i^*) に一致する。海外における物価は常に一定であることが仮定されているので、海外の実質金利と名目金利は一致している。LM曲線を満たすように国内物価水準 (p) の値が定まり、IS曲線を満たすように名目為替レート (e) が決定される。

2) 政策効果

(1) 金融政策の効果

自国による拡張的金融政策の効果は、 \hat{m} の値を外生的に増加させることによって求められる。

政策変更後の定常解においては、 $y = \bar{y}$, $i = r = r^*$ であり、国内実質 GDP と国内名目金利、国内実質金利は政策変更前と変わらない。 \hat{m} が増加することに対応して、 p が増加し、 e が減少する。

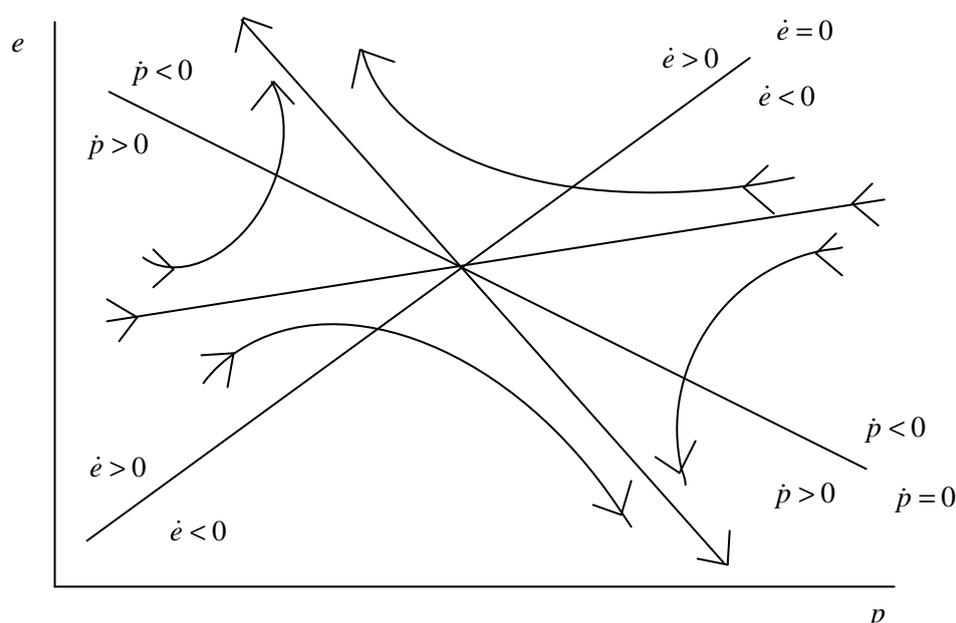
つまり、このモデルにおいては拡張的な金融政策によって、実質 GDP と国内金利の恒久的な水準には影響を及ぼさないが、物価水準は恒久的に押し上げられ、名目為替レートは恒久的に押し下げられ通貨安となる。

図表 IV-10 拡張的金融政策 ($\hat{m}' > \hat{m}$) の効果 (定常状態の比較)

実質 GDP	不変
国内金利	不変
国内物価	上昇
名目為替レート	下落 (通貨安)
実質為替レート	不変

次に移行過程を記述するためには、状態方程式を図示した位相図を描く必要がある。

図表 IV-11 ドーンブッシュモデルの位相図

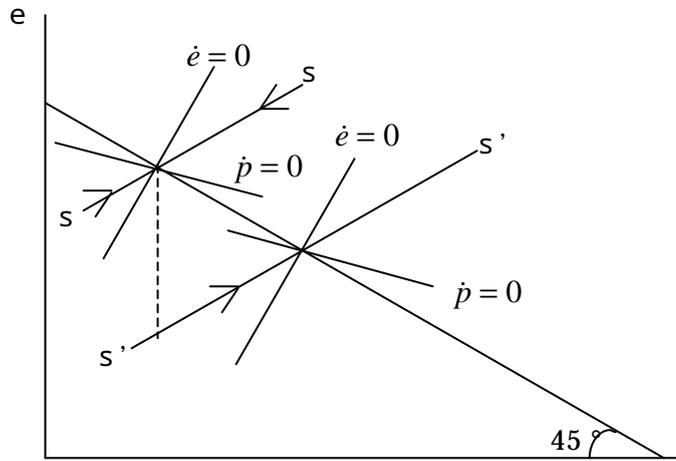


$\dot{p} = 0$ と $\dot{e} = 0$ の交点がこのモデルの定常解を示す。図中の矢印付きの線は、 (p, e) の組み合わせで決まる点に経済があるときに、時間とともにどの方向へ移動するかを示している。 (p, e) がある直線上にある場合には、定常解に向かって時間とともに経済が収束するが、それ以外の場合には、時間とともに経済は発散する。定常解がこのような条件を満たすことは、鞍点性と呼ばれる。

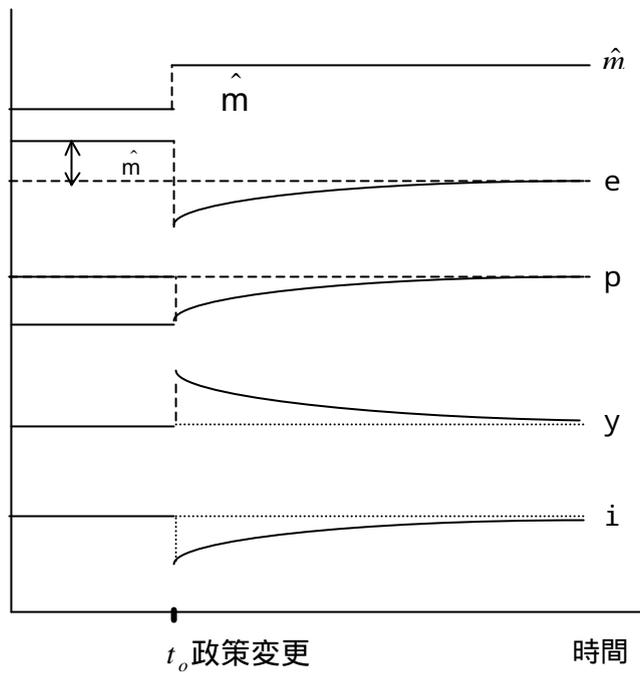
拡張的な金融政策によって、 \hat{m} を増加させると $\dot{p} = 0$ と $\dot{e} = 0$ がともに下方にシフトし、新しい定常解においては、 p が増加し、 e が低下する。

p と e が時間の経過とともにどのような動きをするかは、位相図をみることによって示される。

図表 IV-12 拡張的金融政策の効果 (1)



図表 IV-13 拡張的金融政策の効果 (2)



上から分かることは、拡張的金融政策がとられた時点で、名目為替レートは新たな定常解を越えて下落する。これは、オーバーシュートと呼ばれ、ドーンブッシュ・モデルの特徴になっている。

y は t_0 の時点で一時的に増加した後、漸減して \bar{y} の水準に収束する。 e は t_0 の時点で大幅に下落した後、拡張的金融政策は一時的には国内実質 GDP を増加させる効果を持つものの、恒常的には国内実質 GDP を押し上げることができない。この点は、マンデル＝フレミング・モデルにおける変動相場制の場合と異なっている。その理由は、 $y = \bar{y}$ になることによって定常状態が実現すると仮定されているためである。漸増して初期時点よりも低い水準に収束する。 c は t_0 の時点で下落した後、漸増して初期時点と同じ水準に収束する。

(2) 財政政策の効果

次に \hat{g} を増加させることによる影響、すなわち拡張的財政政策の効果を見る。 \hat{g} を増加させると、 $\dot{p} = 0$ と $\dot{e} = 0$ が同じ幅だけ上方にシフトし、定常解における p は全く動かない。

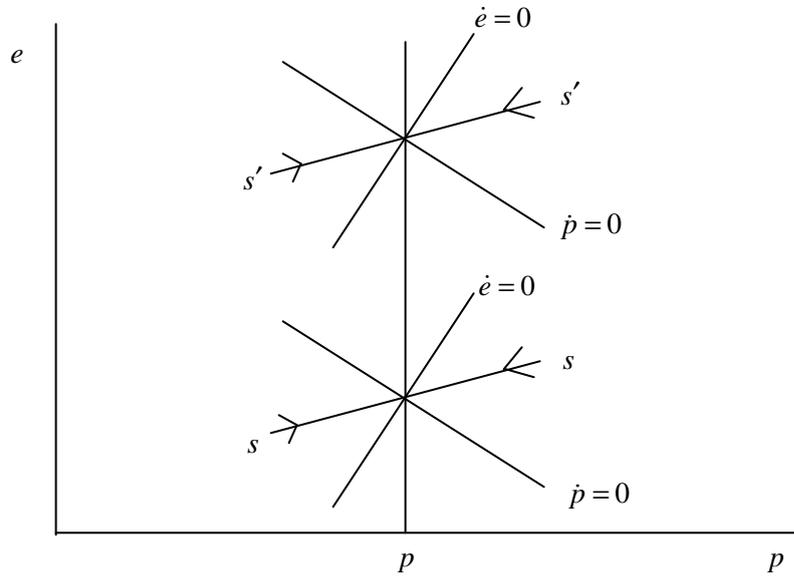
\hat{g} が上昇すると (- 4) 式において c が同時に上昇し、通貨高となって、 y, i には変化がない。このケースでは移行過程はなく、瞬時に新たな定常状態に移り、 e のみが増加する。

図表 IV-14 拡張的財政政策 ($\hat{g}' > \hat{g}$) の効果

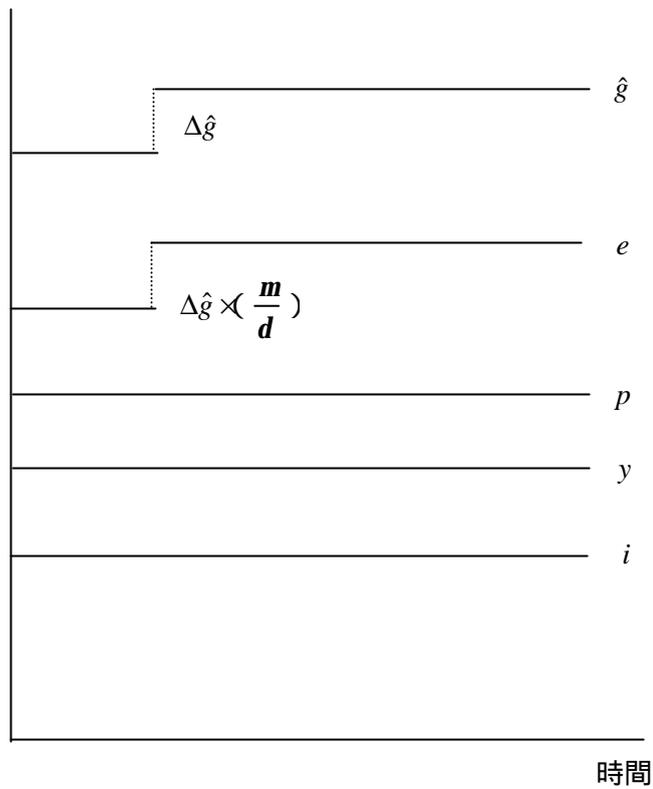
実質 GDP	不変
国内金利	不変
国内物価	不変
名目為替レート	上昇 (通貨高)
実質為替レート	上昇 (通貨高)

拡張的財政政策が、通貨高による純輸出の減少によって完全にクラウドアウトされるのは、マンデル＝フレミング・モデルにおける変動相場制の場合と同様である。

図表 IV-15 拡張的財政政策の効果 (1)



図表 IV-16 拡張的財政政策の効果 (2)



参考3：ドーンブッシュモデルの解の導出

(- 4) 式より、

$$y = m\hat{g} - s[i - p(y - \bar{y})] - d(e + p - p^*)$$

(- 4) 式と (- 5) 式を、 y と i について解くために、マトリックス形式で整理すると、次の通りとなる。

$$\begin{bmatrix} 1-sp & s \\ a & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -d & -d \\ 0 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e \\ p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} m & 0 & -sp & d \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{g} \\ \hat{m} \\ \bar{y} \\ p^* \end{bmatrix}$$

これを解くと、

$$\begin{bmatrix} y \\ i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1-sp & s \\ a & -1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} -d & -d \\ 0 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e \\ p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1-sp & s \\ a & -1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} m & 0 & -sp & d \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{g} \\ \hat{m} \\ \bar{y} \\ p^* \end{bmatrix}$$

すなわち、

$$\begin{bmatrix} y \\ i \end{bmatrix} = \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} dl & dl+s \\ ad & -1+ad+sp \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} e \\ p \end{bmatrix} + \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} -lm & -s & lsp & -ld \\ -am & 1-sp & asp & -ad \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{g} \\ \hat{m} \\ \bar{y} \\ p^* \end{bmatrix}$$

これによって、 y と i は、状態変数、外生変数によって表現される。

これを、(- 10) 式と (- 1) 式に代入すると、次の状態方程式が得られる。

$$\begin{bmatrix} \dot{e} \\ \dot{p} \end{bmatrix} = \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} -ad & 1-ad-sp \\ dl p & (dl+s)p \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} e \\ p \end{bmatrix} + \frac{1}{\Delta} \begin{bmatrix} am & -1+sp & -asp & ad & 1 \\ -lmp & -sp & lsp^2 - \Delta p & -ldp & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{g} \\ \hat{m} \\ \bar{y} \\ p^* \\ i^* \end{bmatrix}$$

状態変数 e と p にかかるマトリックスの行列式は、

$$\Delta^{-2} \{-ad(ld+s)p - [(1-sp)-ad]dl p\}$$

であるから、 $1-sp-ad > 0$ ならば、行列式の値が負となり、鞍点均衡の存在条件が満たされる。

V . 時系列分析 1 : 共分散分析とエラーコレクション・モデル

- 1 . 定常性テスト

1) なぜ定常性を確かめる必要があるのか？

時系列データを用いて経済理論に基づく関係を裏付けるときには、現実の経済に見られる関係をモデルとして抽象化し、これに数学的に取り扱えるような関数型を当てはめ、現実の時系列データを用いてこの関数型を推計する、というプロセスを踏む。この推計の当てはまりが良ければ、モデルのベースとなった経済理論が正しいものと考えられる。しかし、こうして推計された関数に新たに得られたデータを当てはめると、精度が極端に落ちることがしばしばある。この問題は「見せかけの相関」と呼ばれ、回帰モデルを推計するときに最も注意すべきポイントとなる。

見せかけの相関が起こるパターンとして最も一般的なのは、モデルに用いる時系列データに強いタイムトレンド（上方・下方にむかう傾向）が見られる場合である。例えば、日本の実質GDPとインドのGDPデフレータの間には、常識的に考えると何の経済的な因果関係を想定することもできない。しかし、双方の時系列データがともに上方のタイムトレンドを持つため、両者の関係を推計すると、あたかも相関があるかのような回帰結果が顕れる。

他方、データにタイムトレンドが認められない場合、たとえばランダムウォーク過程に従うような2つの変数を人工的に作り出した場合にも、変数間に見せかけの相関がしばしば現れることが指摘されている。この事実は、経済時系列データのほとんどがランダムウォークに近い動きをしていることを勘案すると、非常に重要なインプリケーションを持つ。つまり、いかに堅固な経済理論をモデル化して推計しても、推計結果が見せかけの相関ではないという確証が得られないという事態となり、モデルを推計する意味がなくなりかねない。

こうした見せかけの回帰の問題は、モデルに用いる変数の「定常性」を確かめ、必要に応じて変数を「定常化」することによって解決することができる。また、経済理論によって定式化されるモデルが長期的に安定した状態にあるかどうかは、モデルの変数を線形結合したときの残差の定常性を確かめることによって確認することができる。このように、時系列データの定常性を確かめるのは、経済分析を行うときに最も基本的かつ不可欠な作業であるといえる。

2) 定常過程と定常化

(1) 確定的トレンドと確率トレンド

「定常性」とは何かを考える前に、時系列データが生成される過程において観察される2つのタイプ、すなわち「確定的トレンド」と「確率トレンド」について説明する。両者

を明確に区別することは、時系列データの定常性を確かめるために不可欠である。

確定的トレンド

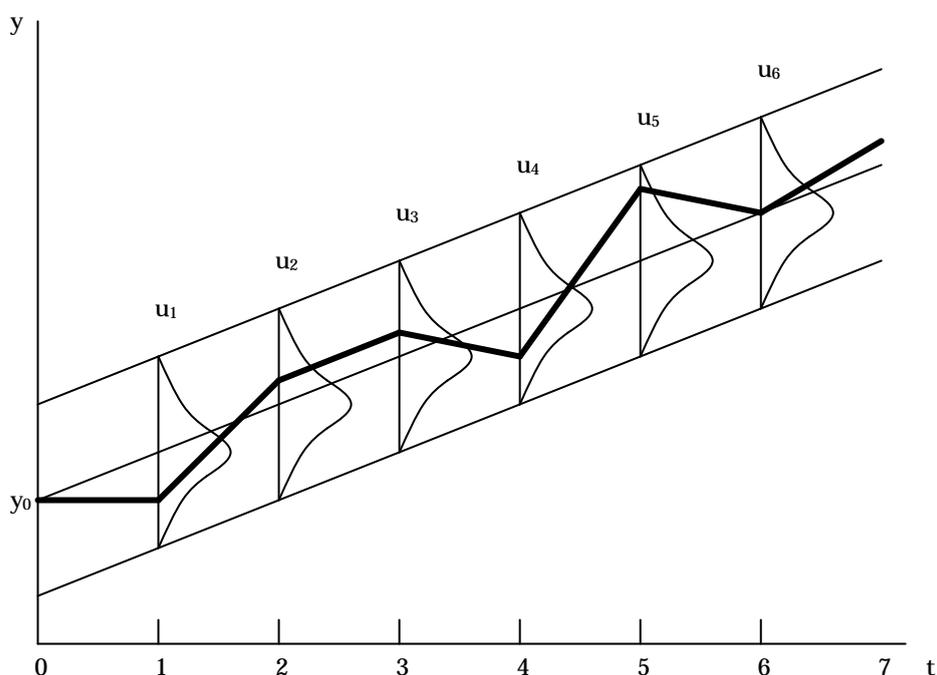
時系列データの傾向を分析する際には、そのデータが増加傾向にあるのか、減少傾向にあるのかを見た上で、データの推移に直線を当てはめてみるのが最も単純かつ一般的な手法である。この背景にあるのは、データは一定期間ごとに一定の変化分を持つ「タイムトレンド」とその回りを変動する「誤差項」から構成されているという考え方である。この考え方に基づいてデータを生み出す過程は、以下の数式によって表すことができる。

$$y_t = y_0 + a \cdot t + u_t \quad u_t \sim \text{i.i.d}(0, s^2) \quad (- 1)$$

ここで、 a は定数、 u_t は誤差項であり、 $\text{i.i.d}(0, s^2)$ とは、 u_t は独立かつ同一の分布を持つ (independently and identically distributed) ¹⁰ ことを示している。左辺の第 1 項 y_0 はデータの初期値であり、第 2 項が a の傾きを持つタイムトレンドを示す。データは、タイムトレンドの回りを安定的に推移し、タイムトレンドからの乖離分 (u_t) は、平均値 0 の回りを一定の分散を伴って変動する。

このように、時間に関して一定率で増加 (もしくは減少) していくことを前提としているタイムトレンドを、「確定的トレンド (deterministic trend)」と呼ぶ。

図表 V-1 確定的トレンド ($y_t = y_0 + a \cdot t + u_t$)



¹⁰ 回帰分析等に用いられる誤差項には、期待値が 0 である、分散が一定である、説明変数と無相関である、互いの誤差項が無相関である、という 4 つの条件が仮定されている。

確率トレンド

上述のとおり、確定的トレンドにおいては毎期ごとに一定の変化幅が想定されているが、時系列データの中には、毎期ごとの変化幅が一定でなく、確率的に変化する場合がある。このように、毎期ごとの変化幅が確率変数であるようなトレンドを、「確率トレンド (stochastic trend)」と呼ぶ。確率トレンドの中で、最も良く知られているのが、いわゆる「ランダムウォーク過程」である。ランダムウォーク過程とは、時系列変数の今期の値が前期の値と誤差項によって決定されるというデータ生成過程に従う。この過程は、以下の数式によって表すことができる。

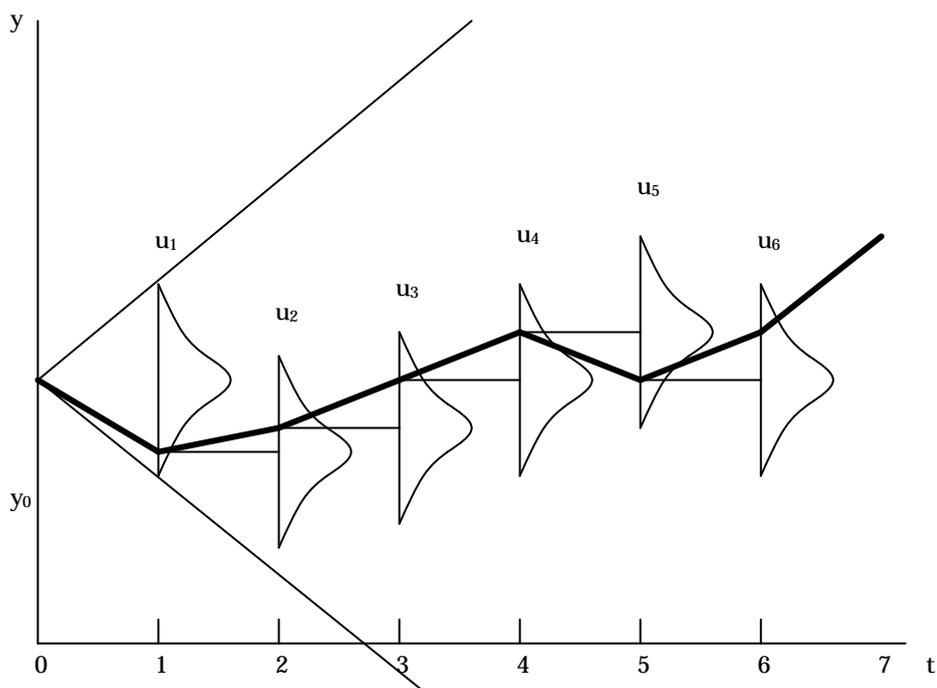
$$y_t = y_{t-1} + e_t \quad e_t \sim \text{i.i.d}(0, s^2) \quad (- 2)$$

ランダムウォーク過程の生成過程を 0 期から追うと、初期値 y_0 に第 1 期の誤差項 e_1 が加わって y_1 が決定され、 y_1 に翌期の誤差項 e_2 が加わって第 2 期の値が決定されるというプロセスを繰り返す。したがって、(- 2) 式は下式のように書き換えることができる。

$$y_t = y_0 + \sum_{i=1}^t e_i \quad (- 2)'$$

上式からわかるように、ランダムウォーク過程とは、初期値に対する誤差項の累積和として捉えることができる。

図表 V-2 確率トレンド ($y_t = y_0 + \sum_{i=1}^t e_i$)



確定的トレンドでは、各期のデータの値はタイムトレンド線を中心に誤差項が分布することで決定される。したがって、誤差項の分布が一定である限り、将来のデータの予想値はタイムトレンド回りの一定の幅に収まる。つまり、確定的トレンドに従うデータに対する誤差項の影響は1期限りである。一方、確率トレンドは誤差項の累積によってデータの軌跡が決定される。つまり、過去の誤差項が将来にわたってデータの値に影響を与えるため、確率トレンドは、初期値を離れたらどこに向かうかわからないという特徴をもつ。

(2) 定常過程・非定常過程と単位根

データがある一定値の回りを安定的に推移し、そのばらつき具合が期間によらず不変である場合に、このデータは「定常」であるといい、この条件を満たさない場合には「非定常」であるという¹¹。たとえば、通常、単純回帰モデルや重回帰モデルに含まれる誤差項は「平均が0、分散が一定」を仮定しているが、この場合の誤差項は定常性の条件を満たしている。経済分析における時系列データが定常であるかどうかを確認することは、経済変数が長期的に安定した推移をするかを確かめるために有用である。また、Granger らによる分析を通じて、非定常な変数を用いて推計をおこなうと、推計結果の信頼性が損なわれる可能性があることが示されている。このように、経済分析をおこなう際には、用いるデータの定常性を検定することが非常に重要となる。

データが定常であるかどうかについては、過去の自らの値が今期の値を説明するという「自己回帰過程 (AR過程)」を見ることによって確認することができる。ここでは、最も簡単な1階の自己回帰モデルであるAR(1)を用いて、定常過程と非定常過程について説明する。

データがAR(1)に従うとき、このデータの生成過程は以下の数式で示すことができる。

$$y_t = \alpha y_{t-1} + e_t \quad e_t \sim \text{i.i.d}(0, s^2) \quad (- 3)$$

上式からわかるとおり、(- 2)式によって示されるランダムウォーク過程は、AR(1)の特殊なケース($\alpha = 1$)である。ここで、 α に1.2、1.0、0.8という数値を与えて、 y_t がどのように変動するかを見たのが図表V-3であるが、 $\alpha = 1.2$ の場合には正方向へ一方的に発散し、 $\alpha = 0.8$ の場合にはゼロの回りを変動している。自己回帰モデルでは、 α の絶対値が1より小さいときに定常過程となり、1より大きいときに非定常過程となる。なお、

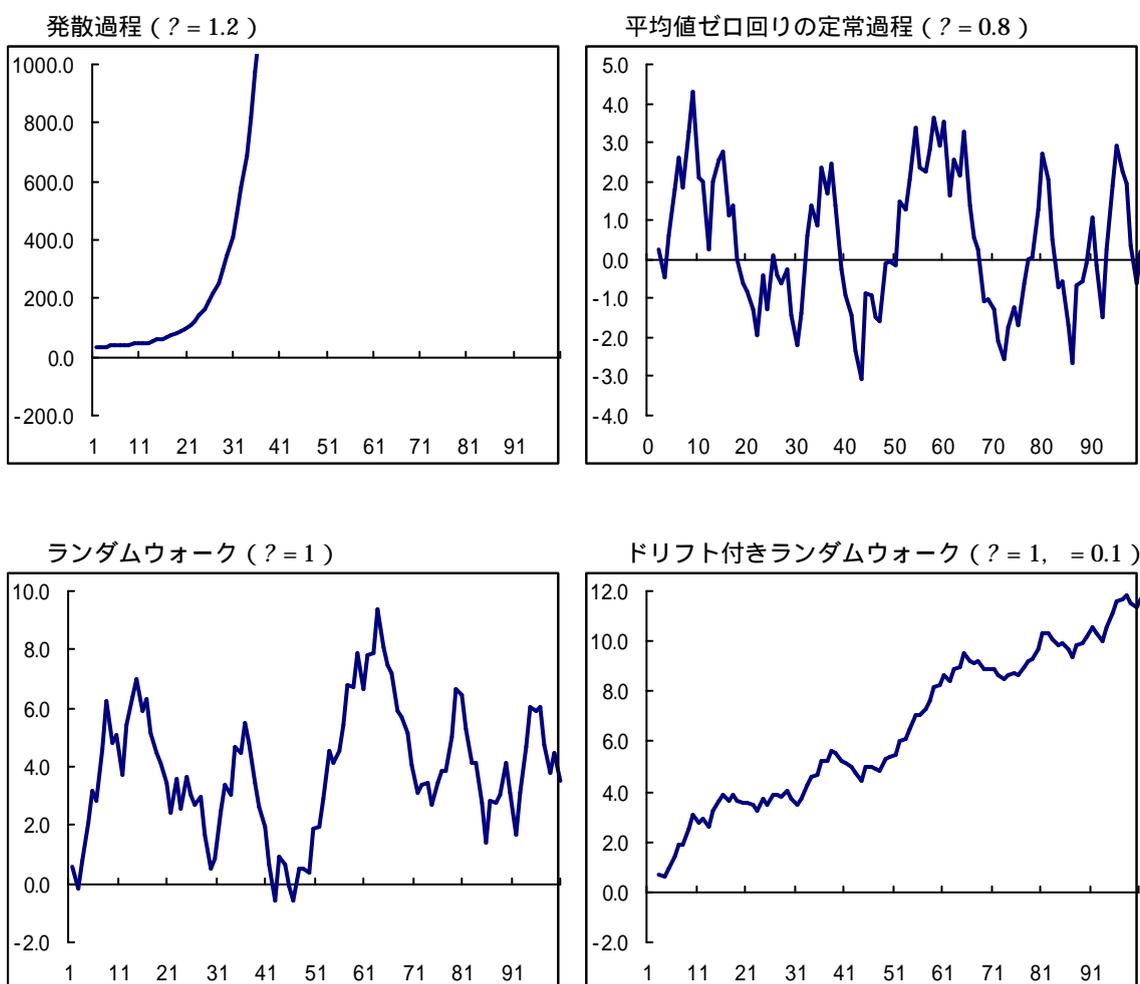
¹¹ より厳密には、定常過程は、 $E(X_t) = m$ 、 $\text{var}(X_t) = s^2$ 、

$\text{cov}(X_t, X_{t-s}) = E(X_t - m)(X_{t-s} - m) = g_s^2$ という3つの条件を満たす確率過程を指す。前2式はそれぞれ期待値と分散が時間を通じて一定であり、後式は共分散が2時点の差sのみに依存し、時間tとは無関係であることを示している。

自己回帰変数のパラメータ ϕ の逆数 ($1/\phi$) は、自己回帰モデルの特性方程式¹²の根と呼ばれる。すなわち、自己回帰モデルでの特性方程式の根の絶対値が1より大きい場合は定常過程、小さい場合は非定常過程となる。また、根または ϕ がちょうど1となると、すなわちデータがランダムウォーク過程に従うとき、このデータには単位根 (unit root) が存在すると言い、AR(1)は発散しないものの非定常な過程となる。

経済分析で時系列データを取り扱う際、発散していくようなデータは珍しいため、事実上はデータに単位根が存在するかどうか、つまりデータがランダムウォーク過程に従うかどうか、定常過程と非定常過程を見極めるポイントになる。

図表 V-3 定常過程と非定常過程



注：上記のデータ系列は、いずれも同じ攪乱項 $e_t \sim \text{i.i.d}(0,1)$ から作成した AR(1) 過程。ここで想定されているモデルの式は次のとおり： $y_t = \alpha + \phi y_{t-1} + e_t$

¹² (- 3) 式をラグオペレータ (L) を用いて書き換えると、 $(1-\phi L)y_t = e_t$ と表される。このとき、 $(1-\phi L) = 0$ を左式の特性方程式と呼び、その解 (根) は $L=1/\phi$ となる。

なお、単位根を有する非定常過程のもう一つのパターンとして、上方または下方へのトレンドを有するランダムウォーク過程がある。これは、下式のとおり定数項を含むモデルであり、このような過程を「ドリフト付きランダムウォーク」と呼ぶ。

$$y_t = b + y_{t-1} + e_t \quad e_t \sim \text{i.i.d}(0, s^2) \quad (- 4)$$

または

$$y_t = y_0 + b \cdot t + \sum_{i=1}^t e_i \quad (- 4)'$$

ドリフト付きランダムウォーク過程が実際にどのような変動を見せるかを、図表 V-3 のに示す。ここで、ドリフト付きランダムウォーク過程が一見すると確定的トレンドモデルと見分けが付きにくいことには留意が必要である。

(3) データの定常化：トレンド定常と階差定常

経済分析を行うに当たって用いるデータが非定常であることがわかっている場合、データを定常過程に従うよう加工するための「定常化」のプロセスが必要となる。データの定常化の手法は、「階差定常」と「トレンド定常」に分類され、これらの手法はそれぞれ先述の確率トレンドと確定的トレンドに対応する。

階差定常とは、データにおける今期の値から前期の値の差を取ることによってデータを定常化させるプロセスである。一方、トレンド定常とは、データにタイムトレンドを当てはめ、その残差を取ることによってデータを定常化させるプロセスである。ここで、非定常なデータをいずれの方法で定常化するかは、データが確定的トレンド、確率トレンドのいずれに従うかによって決められる。ここで、誤った方法で定常化した場合、推計の当てはまりや予測のパフォーマンスが悪くなることが知られている。

確定的トレンドモデル (- 1) 式と確率トレンドモデル (- 2) 式をそれぞれトレンド定常モデル、階差定常モデルとして表現すると、以下ようになる。

$$(y_t - y_0 - a \cdot t) = u_t \quad (- 1)''$$

$$y_t - y_{t-1} = \Delta y_t = e_t \quad (- 2)''$$

$$y_t - y_{t-1} = \Delta y_t = b + e_t \quad (- 4)''$$

ここで、(- 1)'' 式および (- 2)'' 式は平均値ゼロ回りに定常、ドリフト付きランダムウォーク過程の階差定常モデルである (- 4)'' 式は平均値 b 回りに定常となる。

3) 単位根検定

(1) 和分と単位根検定

ここまで示したケースでは、ランダムウォークやドリフト付きランダムウォークなど、1階の差分を取れば定常化するようなモデルのみを扱ったが、データの中には1階の差分だけでは定常化せず、複数階の差分を取ることを経て定常化するものがある。このような定常化のプロセスは、和分概念によって一般化することができる。ここで、非定常なデータが、 d 階の階差を取るによって定常過程となると、このデータは「次数 d の和分である」といわれ、この関係は以下のように表される。

$$y_t \sim I(d)$$

$I(0)$ とは、階差を取らなくてもデータの原系列が定常過程、 $I(1)$ は原系列は非定常であるが1階の階差を取れば y_t が定常過程になること、また $I(2)$ は2階の階差 $\Delta^2 y_t$ が定常過程になることを示す。

一方、データ y_t があるとき、このデータの和分の次数 d が決まらなると、何回階差を取れば y_t を定常化することができるのかわからない。そこで、現時点の系列が $I(0)$ であるかどうかを検定し、 $I(0)$ でなければ再度階差を取るというプロセスを繰り返す必要がある。ここでの、 $y_t \sim I(0)$ の検定を「単位根検定」と呼ぶ。単位根の検定方法は、1976年に Fullerらによる研究を端緒として、複数の手法が開発されている。ここでは、最も単純な $AR(1)$ モデルの検定(DFテスト)、DFテストを p 次の自己回帰モデルについて拡張させた $AR(p)$ モデルの検定(ADFテスト)、および複数個のパラメータ制約の同時検定ができるF値タイプの検定を説明する。

(2) $AR(1)$ モデルの検定：DFテスト

Fuller (1976)や Dickey and Fuller (1981)によって開発された初期の単位根検定は、まずデータの生成過程が $AR(1)$ に従っているという単純なケースを考えている。つまり：

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t \quad e_t \sim \text{i.i.d}(0, \sigma^2) \quad (- 5)$$

既に述べたとおり、経済分析に用いるデータは通常発散しないので、 ρ の絶対値は1以内の値をとる。さらに、データが負の自己相関をするケースはほとんど見られないことから、実際の ρ の値は $0 < \rho \leq 1$ であり、単位根検定は、(- 5)式の ρ が1であるか、あるいは1より小さいかを検定する作業となる。つまり、(- 5)式に最小2乗法を適用し、

$$H_0: \rho = 1 \quad [\text{単位根が存在する}] \quad H_1: \rho < 1 \quad [\text{単位根が存在しない}]$$

という「単位根帰無仮説」の検定を通常の t 検定で実行し、 H_0 が棄却されて H_1 が採択されれば $y_t \sim I(0)$ であり、 H_0 を棄却できなかったとすれば、 y_t には単位根が存在すると結

論付ければよいように思われる。

しかし、(- 5) 式に基づく仮説検定では、 t 検定を用いることができないことが知られている。これは、 ρ の値が 1 であった場合、パラメータの推計値の分散が 0 となり、通常の t 検定による分布図が成立しなくなるためである。そこで、Dickey and Fuller は、 t 検定に代わる検定を開発することによって単位根の検定を可能とした。この検定方法は DF テスト (Dickey-Fuller Test) と呼ばれる。DF テストでは、まず (- 5) 式を以下のように書き換える。

$$\Delta y_t = d y_{t-1} + e_t \quad (- 6)$$

ここで、 $d = \rho - 1$ である。上式で

$$H_0: d = 0 \quad [\text{単位根が存在する}] \quad H_1: d < 0 \quad [\text{単位根が存在しない}]$$

を検定すれば、 $H_0: \rho = 1$ 、 $H_1: \rho < 1$ と同じ検定となる。ここで、もし $H_0: d = 0$ (つまり $\rho = 1$) が正しければ、 $y_t \sim I(1)$ 、 $y_t \sim I(0)$ であるため、(- 6) 式は定常 ($I(0)$) 変数の非定常 ($I(1)$) 変数への回帰を取ることとなる。この場合、パラメータ d の t 値が t 分布に従わず、 t 分布よりも少し左 (マイナスの方向) にゆがんだ分布となることが Fuller(1976)によって示された。この分布は t 分布と呼ばれる。

また、時系列データの単位根検定を行うとき、実際には (- 6) 式のモデルに加えて、以下の 2 種類のモデルがよく使われる。

$$\Delta y_t = \mu + d y_{t-1} + e_t \quad (- 7)$$

$$\Delta y_t = \mu + a \cdot t + d y_{t-1} + e_t \quad (- 8)$$

(- 7) 式は、定数 μ を含む自己回帰モデルであり、ここでの μ はドリフト (趨勢) を示す¹³。(- 8) 式は、定数 μ と線形トレンドを含むモデルであり、 y_t の生成過程には t の 2 次の項が含まれる。なお、自己回帰モデルが定数項を含む場合には分布はさらに左にゆがみ、定数項とトレンド項を含む場合には一段とその傾向が強まることが知られている。これらの分布は、 t 分布と区別するためそれぞれ t_μ 分布、 t_t 分布と呼ばれる。

次に、DF テストによる単位根検定を行う手順を示す。

< 第 1 ステップ >

(- 6) 式で $H_0: d = 0$ が棄却され、 $H_1: d < 0$ が支持された場合には、 $y_t \sim I(0)$ である。他方、 $H_0: d = 0$ が棄却されず、 $H_1: d < 0$ を支持する証拠が得られなかった場合には、 y_t は次数 1 以上の和分、あるいは和分できない系列かもしれない。そこで次に $y_t \sim I(1)$ 、つまり $y_t \sim I(0)$ かどうかを検定するためのステップに進む。

¹³ 図表 V-3 の 1 に示されたドリフト付きランダムウォークが、定数項を含む自己回帰モデルに当たる。

< 第 2 ステップ >

$$\Delta^2 y_t = d\Delta y_{t-1} + e_t \quad (- 9)$$

と定式化し、 $H_0: d=0$ を $H_1: d<0$ に対して検定する。 $H_0: d=0$ が棄却され、 $H_1: d<0$ が支持された場合には、これは：

$$\Delta y_t = q\Delta y_{t-1} + e_t \quad , \quad q = 1+d$$

において $q < 1$ であることを意味するので、 $y_t \sim I(0)$ 、つまり $y_t \sim I(1)$ と判断される。他方、 $H_0: d=0$ が棄却されず、 $H_1: d<0$ を支持する証拠が得られなかった場合には、さらに 1 つ階差を取った上で検定を行い、単位根帰無仮説が支持されるまでこのプロセスを繰り返す。

(3) AR (p) モデルの検定：ADF テスト

DF テストによる単位根検定を行うときには、誤差項 $e_t \sim \text{i.i.d}(0, s^2)$ を仮定している。ところが、経済時系列データにおいては、誤差項が自己相関しているケースが多々見られる。1 次の自己回帰モデルによって、誤差項の独立性の仮定が満たされることは比較的まれであるため、AR (1) に基づく DF テストは、AR (p) に対応できるように拡張することが必要となる。 p 次の自己回帰モデルは、以下のように表すことができる。

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (- 10)$$

上式は、1 次の自己回帰モデル (- 5) 式に階差のラグを加えた形であり、 $I(1)$ であるときには $\alpha = 1$ となる。(- 10) 式に最小 2 乗法を適用して検定を行うと、AR (1) の場合と同様に分布図が成立しないという問題が発生するため、以下のように式を変形して回帰し、 $(\alpha - 1) = 0$ を検定する方法が Dickey and Fuller によって示された。この検定法は ADF テスト (Augmented Dickey-Fuller Test) と呼ばれる。

$$\Delta y_t = \alpha \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (- 11)$$

なお、AR モデルの次数 p は事前にはわからないので、十分なラグを取って (- 11) 式を回帰し、最も過去のラグが有意でなければ次数を 1 つ落とすという手順を繰り返す方法が取られる。この際、ラグの優位性の判断基準となるのは、最も過去のラグ項の t 検定、残差項の自己相関を見るダービンワトソン比およびユルング・ボックスの $Q(p)$ 統計量などがある。AR モデルの次数が決まってからの単位根検定の手順は、DF テストと同様である。

(4) F値タイプの検定

自己回帰モデルの形状によっては、t値ではなくF値によって単位根の検定が行われる場合がある。たとえば、AR(1)をドリフト付きの

$$\Delta y_t = m + d y_{t-1} + e_t \quad e_t \sim \text{i.i.d}(0, s^2) \quad (-12)$$

と定式化したとき、厳密には $d = 0$ 、 $\mu = 0$ の個別検定でなく、 $(\mu, d) = (0, 0)$ の複合帰無仮説の検定が必要である。Dickey and Fuller (1981) は、複数個のパラメータ制約の同時検定ができるF検定に類似したタイプの検定法を提案した。この手法による単位根検定は、F値タイプのテストと呼ばれる。

F値タイプの検定は、時系列変数が確定的トレンドをもつか、それとも確率トレンドをもつかの検定に用いられることが多い。以下に、F値タイプの検定による段階的検定の順序を示す。

<ステップ1>

$$\Delta y_t = m + a \cdot t + d y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} d_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad e_t \sim \text{i.i.d}(0, s^2) \quad (-13)$$

において、 $H_0: d = 0$ を $H_1: d < 0$ に対して t_t 分布を用いて検定する。 H_0 が棄却されれば、 y_t は単位根を持たないから、外生的トレンド回りの定常(確定的トレンド)に従う可能性がある。したがって、 $d = 0$ の検定は通常のt検定を用いればよい。ここで H_0 が棄却されなければ、次のステップに進む。

<ステップ2>

(-13)式において、 $H_0: d = 0$ かつ $\mu = 0$ につきF値タイプの検定を行う。ここで H_0 が棄却されれば、 $d = 0$ がステップ1にて棄却されていないので、 $\mu < 0$ を示唆する。つまり、時系列データが

$$y_t = m + a \cdot t + y_{t-1} + e_t$$

という確率トレンドに従う可能性がある。他方、ここで H_0 が棄却されなければ、 $\mu = 0$ のモデルで、 $d = 0$ を検定するために、次のステップに進む。

<ステップ3>

$$\Delta y_t = m + d y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} d_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (-14)$$

において、 $H_0: d = 0$ を $H_1: d < 0$ に対して t_μ 分布を用いて検定する。 H_0 が棄却されれば y_t は定常である。 H_0 が棄却されなければ、 y_t はドリフト付きランダムウォーク過程に従う可能性がある。この場合は、 $\mu < 0$ かどうかを検定するために、次のステップに進む。

<ステップ4>

(-14)式において、 $H_0: \mu = 0$ かつ $d = 0$ につきF値タイプの検定を行う。 H_0 が棄却されれば、 $d = 0$ はステップ3で棄却されていないので $\mu < 0$ が示唆され、 y_t はド

リフト付きランダムウォーク過程に従っていると考えられる。ここで H_0 が棄却されなければ $d = 0$, $\mu = 0$ のモデルでランダムウォークかどうかを検討するため、次のステップに進む。

<ステップ5>

$$\Delta y_t = d y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} d_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (- 15)$$

において、 $H_0: d = 0$ を $H_1: d < 0$ に対して t 分布を用いて検定する。 H_0 が棄却されれば y_t は定常性を持つ。 H_0 が棄却されなければランダムウォークの可能性を否定できない。

4) タイムトレンドの選択に関する問題点

単位根検定を行う時系列データにタイムトレンドが存在すると考えられる場合、また、タイムトレンドが推計期間を通じて一定ではなく、屈折（ブレイク）やジャンプが存在する場合には、モデルの定式化を行うときにタイムトレンドを想定することが必要となる。タイムトレンドが存在するか否かの選択は、多分に恣意性が含まれることとなり、このことが同じサンプルを用いた検定から異なる結論が出てくる原因の一つとなっている。以下に、タイムトレンドに関する仮説の選択肢をまとめる。

まず、モデルにタイムトレンドを含めるかどうかの選択が必要であり、タイムトレンドが存在するとした場合、適用するタイムトレンドに関して：

- 線形トレンドか、2次以上の曲線トレンドかの選択
- タイムトレンドにブレイクを導入するかどうかの選択

を行わなければならない。さらに、タイムトレンドの屈折を導入した場合：

- 変化のタイプに関して(i)傾きが変化するタイプ、(ii)傾きは不変だがジャンプが存在するタイプ、(iii)両者が含まれるタイプのいずれを採用するかを選択
- トレンドの変化が生じた時点の決定に関して(i)発生時点の決定を外生的に与えるのか、(ii)何らかの基準によって検定に内生させた決定方法を採用のかの選択
- 変化の回数に関し(i)1回のみとするか(ii)複数回とするかの選択

が必要となってくる。

このように、トレンド周りに定常という仮説を対立仮説としてモデルを定式化する場合、タイムトレンドに関する選択肢の組み合わせで膨大な数のモデルを検定することとなる。したがって、検定に先だって、どの仮説の選択を行うのが妥当かという判断が必要となる。

- 2 . 共和分検定とエラーコレクション・モデル

1) 共和分検定

(1) 見せかけの回帰

経済時系列データの単位根検定を行うと、ほとんどのデータは1あるいは2の和分の次数を持っていることがわかる。こうした中、経済変数を用いて回帰分析を行う際に重要な問題は、たとえばI(1)変数 y_t のI(1)変数 x_t への回帰を行うと、 x_t と y_t には何ら因果関係がないにもかかわらず、高い決定係数がもたらされるために間違った因果関係を想定してしまう可能性がある、という点である。この問題は、「見せかけの回帰」と呼ばれる。

Granger and Newbold (1974)は、ランダムウォーク過程に従う2変数 $y_t \sim I(1)$ と $x_t \sim I(1)$ について

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (- 16)$$

と定式化したとき、本来は $\beta = 0$ が正しいにもかかわらず、高い決定係数 (R^2)、低いダービンワトソン比 (DW 比)、 $H_0: \beta = 0$ の通常の t 検定は、 H_0 を棄却することが多く、見せかけの回帰をもたらしやすいことを示した。

(2) 共和分とは

しかし、 $y_t \sim I(1)$ の $x_t \sim I(1)$ への回帰が見せかけの回帰にならない場合がある。つまり、ランダムウォーク過程に従い、本来いかなる種類の長期均衡関係にも従わないような2つの変数が、ある線形結合 (たとえば (- 16) 式のような関係) において $I(0)$ となることがあり得る。このような場合に、両変数は「共和分されている」という。もし2つ以上の変数が共和分されていると、それらの変数はたとえ短期では均衡からかなり乖離したとしても、必ず長期では均衡関係にある。共和分の考え方は、経済時系列データ間の長期での関係を理解する上で基本的なものと考えられる。

共和分分析は、強い確率トレンドを示すようなデータを含むときに経済理論の有効性をテストするのに有用なツールとなる。例えば、いろいろな満期の資産に対する利子率、二国間における商品の価格 (一物一価)、二国間の物価水準 (購買力平価)、可処分所得と消費、政府支出と租税収入、賃金と物価、貨幣供給と物価水準、商品のスポット価格と先物価格などを挙げることができる。このような長期均衡関係は、2変数間に限られるものではなく、3変数以上のグループがある長期均衡関係によって結び付けられていると推定されるとき、この関係の有効性を共和分分析によって確認することができる (例えば、自国物価水準、為替レート、外国物価水準の間の均衡関係など)。

共和分の考え方は、以下のように示すことができる。

$$x_t \sim I(d)$$

$$y_t \sim I(d)$$

$$\mathbf{b}_1 y_t + \mathbf{b}_2 x_t \sim I(d-b), \quad d \geq b > 0$$

のとき、 y_t, x_t は次数 d, b の共和分と呼ばれ、

$$y_t, x_t \sim CI(d, b)$$

と表される。また、 $(\mathbf{b}_1, \mathbf{b}_2)$ は共和分ベクトルと呼ばれる。

回帰モデルにおいては、変数が共和分されることによって線形結合が $I(0)$ になる場合、つまり $d-b=0$ となる場合である。ここで、共和分のいくつかの条件を列挙する。

条件1：単純回帰のとき、変数が共和分されるためには、両変数の和分の次数が同じでなければならない。つまり

$$y_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}x_t + u_t \quad \text{または} \quad u_t = y_t - \mathbf{a} - \mathbf{b}x_t$$

とするとき、 $y_t \sim I(d), x_t \sim I(d), d \geq 1$ のとき $u_t \sim I(0)$ となることができる。

条件2：重回帰のとき、従属変数の和分の次数は、説明変数の和分の最大の次数をこえてはならない。これは、説明変数の和分の次数が上がることはなく、したがって従属変数の和分の次数に等しくなりえないためである。つまり

$$y_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 x_{1t} + \mathbf{b}_2 x_{2t} + u_t \quad \text{または} \quad u_t = y_t - \mathbf{a} - \mathbf{b}_1 x_{1t} - \mathbf{b}_2 x_{2t}$$

とするとき、 $y_t \sim I(1), x_{1t}, x_{2t} \sim I(0)$ であれば、 y_t, x_{1t}, x_{2t} は共和分されない。

条件3：従属変数の和分の次数が説明変数の和分の最大の次数より低いとき、この最大の和分の次数と同じ次数を持つ説明変数は、少なくとも2つなければならない。つまり、

$$y_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 x_{1t} + \mathbf{b}_2 x_{2t} + \mathbf{b}_3 x_{3t} + u_t \quad \text{または} \quad u_t = y_t - \mathbf{a} - \mathbf{b}_1 x_{1t} - \mathbf{b}_2 x_{2t} - \mathbf{b}_3 x_{3t}$$

とするとき、 $y_t \sim I(1), x_{1t} \sim I(1), x_{2t}, x_{3t} \sim I(2)$ であれば、 $y_t, \mathbf{b}_1 x_{1t}, \mathbf{b}_2 x_{2t} + \mathbf{b}_3 x_{3t}$ の全てが $I(1)$ となりうるため、 $u_t \sim I(0)$ となることができる。

(3) 共和分検定

共和分検定は、以下のような順序で実行する。

<ステップ1>

長期関係式に現れる従属変数、説明変数すべての変数の和分の次数を検定する。そして、上記に示す共和分不可能な条件に該当しないか確認する。共和分不可能な条件に該当すれば、モデルを共和分可能なように定式化する。なお、重回帰の場合でも、すべての変数の和分の次数を1にそろえるのが一般的である。

<ステップ2>

長期関係式の共和分ベクトルを推計する。たとえば長期関係式を

$$y_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 x_{1t} + \mathbf{b}_2 x_{2t} + \cdots + \mathbf{b}_k x_{kt} + u_t \quad (- 17)$$

とし、パラメータ $\mathbf{b}_1, \mathbf{b}_2, \dots, \mathbf{b}_k$ を最小2乗法で推計する。

<ステップ3>

(- 17) 式の推計式の残差を \mathbf{e} とすると、この残差を用いて ADF テスト

$$\Delta \mathbf{e}_t = d \mathbf{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} d_i \Delta \mathbf{e}_{t-i} + u_t \quad (- 18)$$

を行う (残差の誤差項に系列相関が見られない場合は、DF テストでも問題ない)、(- 18) 式で $H_0: d = 0$ が棄却され、 $H_1: d < 0$ が支持されれば、 $u_t \sim I(0)$ と判断され、 y, x_1, x_2, \dots, x_k は共和分されており、(- 17) 式は長期関係式と考えることができる。このように、長期関係式の推計残差を誤差項と仮定し、残差の単位根検定を通じて共和分の検定を行う方式を、EG 検定 (Engle-Granger Test) と呼ぶ。また、残差の単位根検定にて ADF テストを行う場合には、同様に AEG 検定 (Augmented EG Test) と呼ぶ。

2) エラー・コレクション・モデル

$$y_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}x_t + \mathbf{e}_t \quad (- 19)$$

によって定式化されるモデルにおいて、時系列データ y, x がともに $I(1)$ であり、かつ y と x が共和分されていなければ

$$\mathbf{e}_t = y_t - \mathbf{a} - \mathbf{b}x_t$$

も $I(1)$ である。たとえば \mathbf{e}_t がランダムウォーク過程に従っているならば、 $E(\mathbf{e}_t) = 0$ であっても、期待値 0 から離れるといつ 0 にもどってくるかわからない不安定な動きをする。一方、 $\mathbf{e}_t \sim I(0)$ 、すなわち y と x が共和分されていれば、 y_t と $\mathbf{a} - \mathbf{b}x_t$ の間のエラーは拡大せず、 $\mathbf{e}_t = y_t - \mathbf{a} - \mathbf{b}x_t$ が 0 へ向かう長期均衡への調整メカニズムが働いているはずである。

Engle and Granger (1987) は、 y と x が共和分されているならばエラー修正メカニズムを持っており、(- 19) 式の短期モデルは

$$\Delta y_t = d \Delta x_t - g \mathbf{e}_{t-1} + u_t, \quad g > 0 \quad (- 20)$$

と表すことができることを示した。これをエラー・コレクション・モデル (ECM: Error Correction Model) という。

ここで、 $y_t, x_t \sim I(1)$ 、 $e_t \sim I(0)$ であるから、(- 20) 式の $\Delta y_t, \Delta x_t, e_{t-1}$ はすべて $I(0)$ であり、よって $u_t \sim I(0)$ となる。(- 20) 式は、長期的には (- 19) が成立することを表している。しかし、短期的には $e_t = y_t - a - bx_t > 0$ 、すなわち

$$y_{t-1} > a + bx_{t-1}$$

と、長期的に期待される $a + bx_{t-1}$ の水準より大きくなりうる。このとき、次の t 期の y_t は y_{t-1} よりも小さくなる ($\Delta y_t < 0$)。逆に $e_t < 0$ 、すなわち

$$y_{t-1} < a + bx_{t-1}$$

のとき、 y_t は y_{t-1} よりも大きくなる ($\Delta y_t > 0$)。このように、(- 20) 式は、長期的な安定関係において均衡値からの短期的な乖離 (エラー) が発生したときに、長期均衡値へと引き戻すメカニズムが働くことを示している。ここで、(- 20) 式の g は長期均衡への調整速度を表し、 g の値が大きいほど調整が速やかであることを示す。

y_t と x_t が共和分されていれば、エラー修正メカニズムを持つことを (- 20) 式は示しているが、この逆も真である。つまり、データ生成過程をエラー・コレクション・モデルで表すことができるならば、 y_t と x_t は共和分の関係にある。

エラー・コレクション・モデルは、より一般的には以下のように表すことができる。

$$A(L)\Delta y_t = B(L)d\Delta x_t - ge_{t-1} + q(L)u_t \quad (- 21)$$

ここで L はラグ演算子であり、 $A(0) = 1$ とする。

エラー・コレクション・モデルを (- 21) 式を用いて定式化するときは、各変数のラグをどれだけとるかといった定式化は分析者の裁量に任されている。また、仮に当てはまりの良いエラー・コレクション・モデルが推計されたとしても、その修正メカニズムを経済理論的にどのように説明できるかは明らかにされない。このため、時系列データの長期的な均衡関係を確かめる際の方法としては、共和分検定のほうが適当との考え方もある。

- 3 . 共和分検定を用いた購買力平価の実証分析

以下では、共和分検定およびエラーコレクション・モデルの手法を用いて、為替レート
の長期均衡モデルである購買力平価説が支持されるかどうかを検証する。

[検証の手順]

使用する時系列データの単位根検定と定常化

実質為替レートにおけるタイムトレンドの存在に関する考察

共和分検定による長期均衡関係の検証

エラーコレクション・モデルによる長期均衡関係の検証

1) データ

購買力平価の実証分析で示したとおり、日本と米国の長期均衡為替レートを、両国の生
産者物価指数を用いて作成した相対的 PPP レートと想定する。推計期間は、1973 年第 2
四半期 ~ 1999 年第 3 四半期とした。ここで想定する為替レートの長期安定関係は、以下の
とおり。

$$LYDOL_t = a + b_1 LPPIjp_t - b_2 LPPIus_{2t} + u_t \quad (- 2 2)$$

ここで、LYDOL は円ドル為替レートの対数值、LPPIjp は日本生産者物価の対数值、
LPPIus は米国生産者物価の対数值を示す。上式に基づき、ここでは以下の時系列データ
を用いる。

円ドルレート

円ドルレートの四半期毎の終値の平均値を使用した。これを系列 LYDOL とする。

日本の生産者物価指数

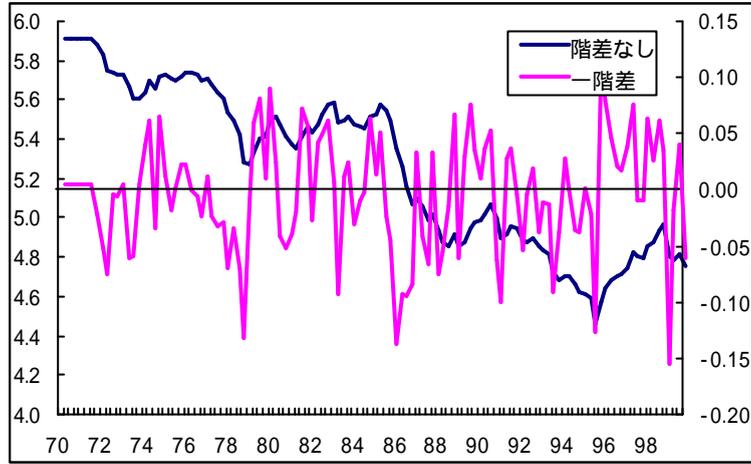
四半期毎の日本卸売物価指数を使用した。これを系列 LPPIjp とする。

米国の生産者物価指数

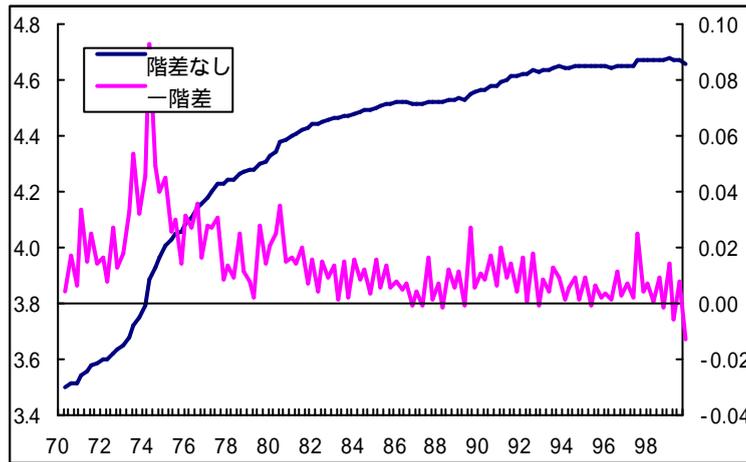
四半期毎の米国生産者物価指数を使用した。これを系列 LPPIus とする。

図表 V-4 各データの推移

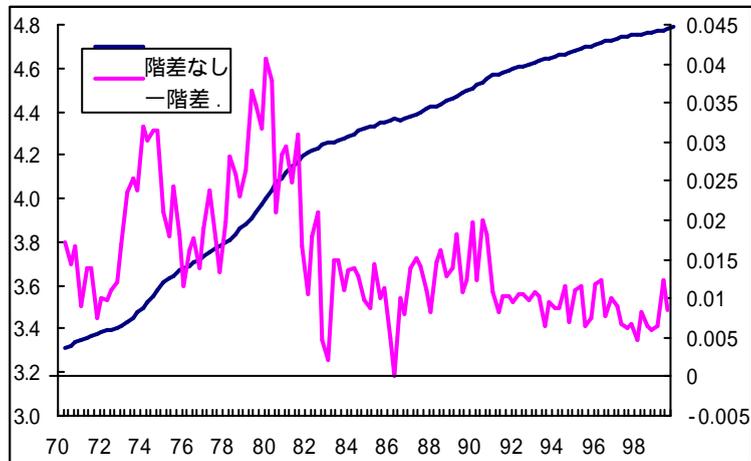
LYDOL (円ドルレート対数値)



LPPIjp (日本卸売物価対数値)



LPPIus (米国生産者物価対数値)



注：図中には、参考までに各系列の一階差の推移をプロットした。

2) 単位根検定

- 2 で示した共和分検定のステップに基づき、分析に用いる全時系列データの和分の次数を、単位根検定を使って検定する。単位根検定は、 p 次の自己回帰モデルに対応する ADF テストを用いた。

LYDOL、LPPIjp、LPPIus の単位根検定の結果は、下表のとおりである。ここからわかるように、LYDOL (円ドル為替レート) は原系列では単位根帰無仮説が棄却されず、1 階の階差を取ると十分な統計的有意水準で棄却されるとの結果が出ていることから、 $I(1)$ であることが示唆される。他方、日米両国の生産者物価指数を見ると、LPPIus (米国の生産者物価指数)、LPPIjp (日本の生産者物価指数) 双方について、階差なしの原系列について単位根帰無仮説が棄却されており、定常過程に従うとの結果が出た。

つまり、LYDOL $\sim I(1)$ 、LPPIjp、LPPIus $\sim I(0)$ となり、従属変数の和分の次数が説明変数の和分の最大の次数をこえてはならないという共和分成立条件が満たされない。

図表 V-5 単位根検定

変数名	定数項	トレンド	AR(p)	t 値	p 値	DW 比	R ²
階差なし							
LYDOL	なし	なし	2	-1.2913	.92202	1.93575	.072819
LPPIjp	あり	あり	1	-3.6706	.02744	1.93622	.588960
LPPIus	あり	なし	2	-4.5493	.00241	2.14753	.513770
1 階の階差							
LYDOL	なし	なし	1	-7.6434	.00000	1.94073	.366593
LPPIjp	あり	あり	2	-4.6958	.00160	1.95769	.177246
LPPIus	あり	あり	1	-6.3885	.00001	2.19399	.284831

注：それぞれの検定において、定数項・トレンドが含まれるか否かは、ここでは F 値タイプの検定でなく、各パラメータの個別検定を用いている。

この結果、共和分されるような変数をもつモデルを定式化し直す必要があることが判明した。そこで、(- 22) 式の説明変数のパラメータ (b_1, b_2) が等しいと仮定し¹⁴、日米の相対物価水準を示す変数を作成した上で、この新しい変数につき単位根検定を行うこととする。新しい長期均衡関係式は以下のとおり。

$$\begin{aligned} LYDOL_t &= a + b \log(PPIjp_t / PPIus_t) + u_t \\ &= a + bLPPIju_t + u_t \end{aligned} \quad (- 23)$$

ここで、LPPIju は日米の相対物価水準の対数値を示す。LPPIju の単位根検定の結果は、図表 - 6 に示されるとおりである。

¹⁴ 相対購買力平価説では、両国の物価水準の変化は 1 対 1 の割合で為替レートに変化を与えるので、この仮定は理論上なら問題はない。

図表 V-6 単位根検定 (LPPIju : 日米相対物価水準)

変数名	定数項	トレンド	AR(p)	t 値	p 値	DW比	R ²
階差なし	なし	なし	2	-0.8030	.97578	1.89509	.287844
1階差	なし	なし	1	-5.1760	.00042	1.89084	.233813

注：それぞれの検定において、定数項・トレンドが含まれるか否かは、ここではF値タイプの検定でなく、各パラメータの個別検定を用いている。

ここでは、階差なしの系列では単位根帰無仮説が棄却されず、一階差系列において棄却されるので、 $I(1)$ であることがわかる。つまり、(- 23) 式においては従属変数と説明変数の和分の次数がともに 1 となり、共和分される可能性がある。

3) 共和分検定 (EG 検定)

次に、長期関係式の共和分ベクトルを最小 2 乗法で推計し、残差の定常性を検定する。まず、長期均衡関係式 (- 23) 式の推計結果を下に示す。また、推計結果から得られる推定値を図表 - 7 に示す。

$$LYDOL_t = 5.06465 + 1.35994 LPPIju_t \quad (- 24)$$

(425.792) (30.7077)
(0.000) (0.000)

$$R^2 = 0.9007$$

$$s = 0.373476$$

$$DW = 0.155500$$

()内の上段は t 値、下段は p 値を示す。

上式のパラメータを見ると、理論上は 1 であるはずの相対物価水準が 1 を大きく上回っている。また、推計式の誤差項には強い正の自己相関が見られるが、共和分検定を行う際にはこのままで問題ないので、とりあえず (- 24) 式の残差を e_t とし、この値を用いて ADF テストを行う。

$$\Delta e_t = -1.27388 e_{t-1} + 1.50695 \Delta e_{t-1} - 0.549937 \Delta e_{t-2} + 0.371936 \Delta e_{t-3}$$

(-2.87566) (3.47840) (-3.60717) (3.16550)
(0.005) (0.001) (0.000) (0.002)

$$R^2 = 0.172306$$

$$s = 0.042962$$

$$DW = 2.00932$$

()内の上段は t 値、下段は p 値を示す。

上式における EG 検定量 -2.89043 の p 値は 0.31 であり、単位根帰無仮説を棄却するのに十分でない。よって、購買力平價説が仮定する長期均衡為替レートは、少なくとも上記の長期均衡関係式からは確認されない。

4) タイムトレンドの考察と共和分の再検定

ここでは、(- 24) 式の残差がどのような動きをしているのかを視覚的に確認した上で、タイムトレンドの存在について考察することとする。なお、(- 24) 式の残差は

$$e_t = LYDOL - bLPPIju_t - a$$

と表されるが、これは実質為替レートの推移を示している。次ページに(- 24) 式から推計された実質為替レートおよび LYDOL の推計値の推移を示す。実質為替レートの推移を見る限り、必ずしも明確なタイムトレンドは認められず、むしろ視覚的には平均値 0 の周りで安定的な推移を見せているようにも見える。他方、LYDOL の推計値の推移に実績値を重ねてみると、1986 年あたりにおいて、名目為替レートが長期的に収束する均衡値にブレークが存在しているようにも見受けられる。当時の日本経済を巡る以下のような状況を勘案すると、この時期に実質為替レートの均衡水準が変化したことがありえたかもしれない。

レーガン政権下での高金利政策を背景とするドル高の是正が 85 年 9 月の G 7 蔵相・中央銀行総裁会議（プラザ会議）で合意されて以降、86 年にかけて急激な円高が発生した。このため、急激な円高に対処すべく日本の輸出産業がコスト削減等を通じて生産性を上昇させ、貿易財と非貿易財の相対価格が変化した可能性がある（いわゆるバラッサ＝サムエルソン効果）。

80 年代初頭以降、世界的な資本市場の拡大および日本の資本自由化が進展した。このため、日本と世界を巡る資本移動の構造が変化し、日米間の資本代替性が高まったことを通じて均衡為替レートが変化した可能性がある。

これらの要因が実質為替レートの水準にブレークを発生させた可能性は指摘されるものの、これらは「いつ」ブレークを発生させたかという「ブレーク発生時期」を特定するものではない。そこで、トレンドのブレークを含む長期均衡関係式を想定し、トレンドのブレーク時期 (T_B) を推計期間にわたってずらしていき、推計式のパフォーマンスを調べることによって、ブレーク時期の特定を行う。ここで想定する関係式は以下のとおり。

$$LYDOL = a_1 + (a_2 - a_1)DU_t + bLPPIju_t + u_t \quad (- 25)$$

$$DU_t = 1 \quad (t > T_B), \quad 0 \quad (t \leq T_B)$$

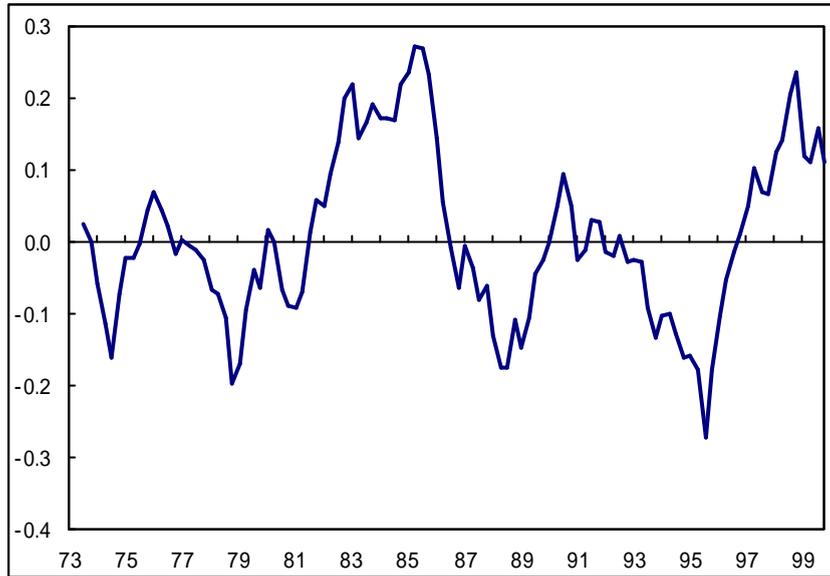
ここで DU_t はトレンドのブレークを表すダミー変数である。上式の関係式を期間別に見ると

$$LYDOL = a_1 + bLPPIju_t + u_t \quad (t \leq T_B)$$

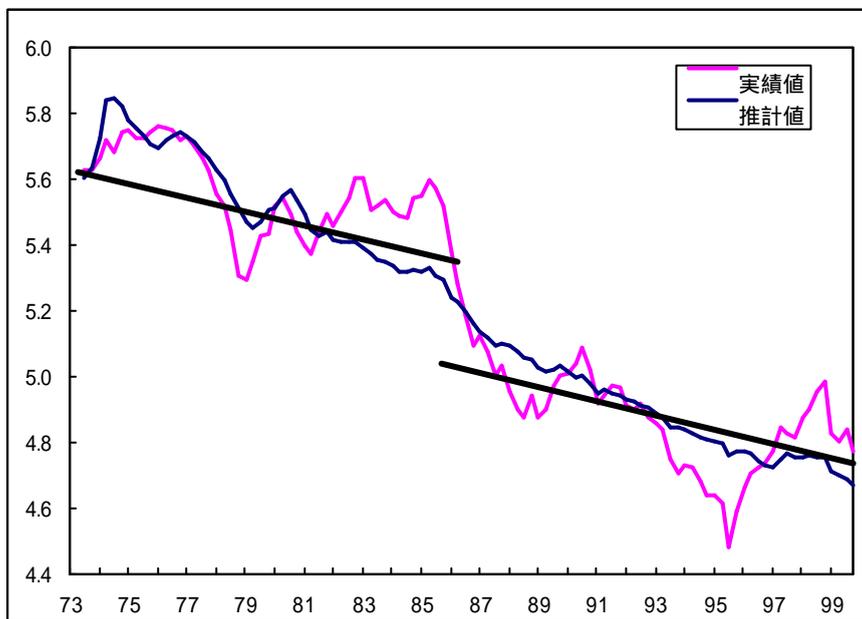
$$LYDOL = a_2 + bLPPIju_t + u_t \quad (t > T_B)$$

となる。トレンドのブレーク発生時期をずらしたときの推計式のパフォーマンスの推移を図表 - 9 に示す。

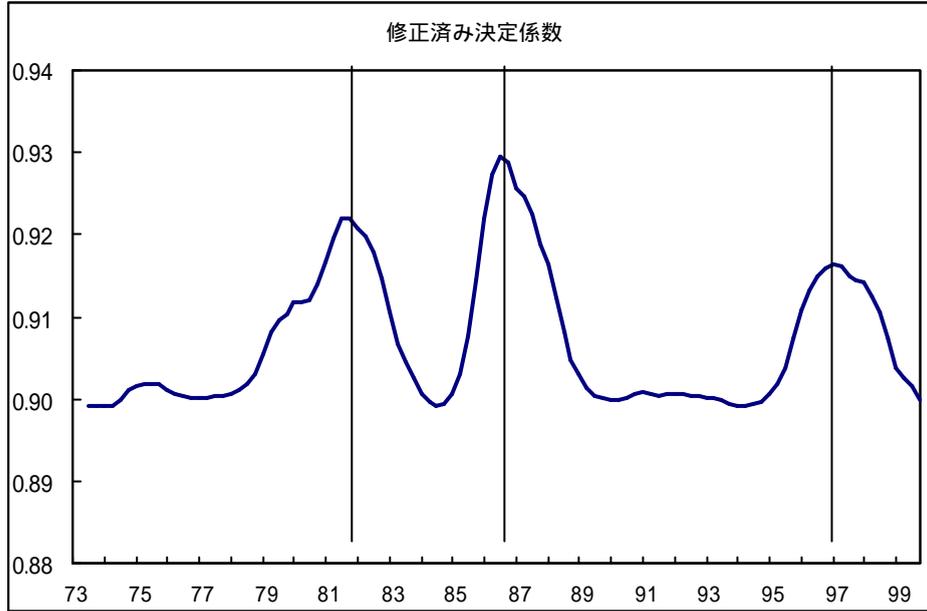
図表 V-7 推計残差（実質為替レート）の推移



図表 V-8 LYDOL の推計値（長期均衡値）と実績値の推移



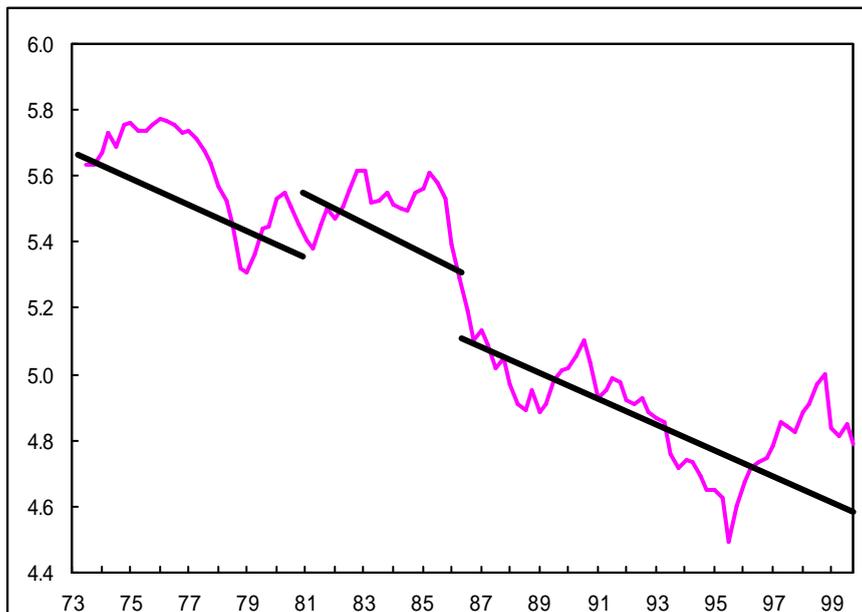
図表 V-9 ブレーク発生時期ごとの推計式のパフォーマンス



注：図中の曲線は、当該時期にトレンドのブレークが発生したと想定したときの推計式の修正済み決定係数の推移をプロットしたものの。

上図のとおり、ブレークを含めた推計式の修正済み決定係数の推移を見る限り、推計期間中には81年中盤、86年中盤、97年初頭の3時点においてトレンドのブレークが示唆されることが確認された。この分析の結果、当初想定していた状況、つまり86年前後を境として1回のトレンドのブレークが存在したという状況よりも、むしろ80年代前半のレーガン政権下での「強イドル」政策を背景に、均衡水準が一時的にシフトしたと仮定することがより適切と考えられる（下図参照）。

図表 V-10 長期均衡為替レートのトレンド・シフト



また、97年における円安基調下でのトレンド・ブレイクの可能性については、日本の累積財政赤字の積み上がりやアジア通貨危機の発生による「日本のファンダメンタルズ」の低下が為替レートの均衡水準に影響を与えたことなどが想定される。しかし、ブレイク後の期間が短く、長期的な趨勢の変化かどうかを判断するのが困難なことから、現時点で97年におけるトレンドのブレイクの可能性を判断することは難しい。

上記の実質為替レートのタイムトレンドに関する考察を踏まえ、以下の4つのパターンを想定して、再度共和分検定を行った。

1981年第3四半期にトレンドのブレイクが発生したと想定。

1986年第2四半期にトレンドのブレイクが発生したと想定。

1981年第4四半期から1986年第2四半期にかけてトレンドのシフトが発生したと想定。

81年第4四半期から86年代2四半期、および97年第1四半期以降の計2回、トレンドのシフトが発生したと想定。

なお、 T_{Bs} (トレンドのブレイク開始時期) から T_{Be} (トレンドのブレイク終了時期) の期間におけるトレンド・シフトの発生を仮定したときの推計式は (- 25) 式と同様であるが、ダミー変数の取る値は以下のとおりとなる。

$$\text{パターン 1 のとき: } DU_t = 1 \quad (T_{Bs} < t \leq T_{Be}), \quad 0 \quad (t < T_{Bs}, t > T_{Be})$$

$$\text{パターン 2 のとき: } DU_t = 1(T_{B1s} < t \leq T_{B1e}, t > T_{B2s}), 0(t \leq T_{B1s}, T_{B1e} < t \leq T_{B2s})$$

上記4パターンに基づく共和分検定の結果を下図に示す。ここでは、トレンドのブレイクが発生すると想定している前2パターンでの検定量は、ともに誤差項についての単位根帰無仮説を棄却するのに十分な水準に達していない。他方、81年から86年にかけてのトレンドのシフトを想定している第3パターンでは、検定量 (-3.642) が10%の有意水準を満たしており、2回のトレンド・シフトを想定する第4パターンの検定量 (-5.413) は1%の有意水準を満たしている。つまり、第3、第4パターンでは為替レートと相対物価水準が共和分されているとの仮説が明確に支持され、日米間における購買力平価が統計的に支持されるとの結果が示された。

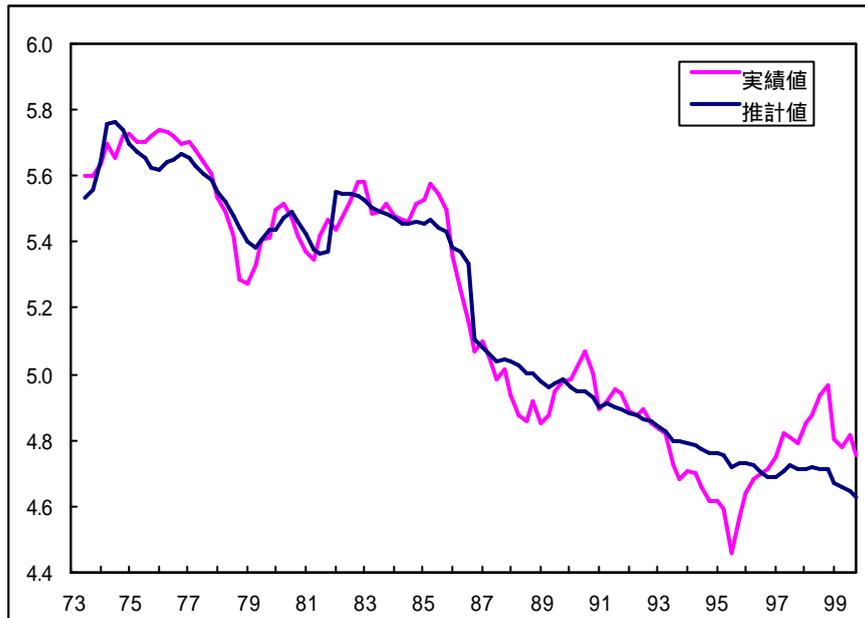
図表 V-11 共和分の再検定の結果

	AR(p)	t 値	p 値	DW比	R ²
1981Q3 にトレンド・ブレイク	2	-2.911600	.30376	1.93373	0.0959
1986Q2 にトレンド・ブレイク	2	-3.444195	.11244	1.92345	0.1298
81Q4 ~ 86Q2 にトレンド・シフト	2	-3.642227	.07107	1.92210	0.1269
81Q4 ~ 86Q2・97Q1 ~ にトレンド・シフト	2	-5.412726	.00015	1.95534	0.2315

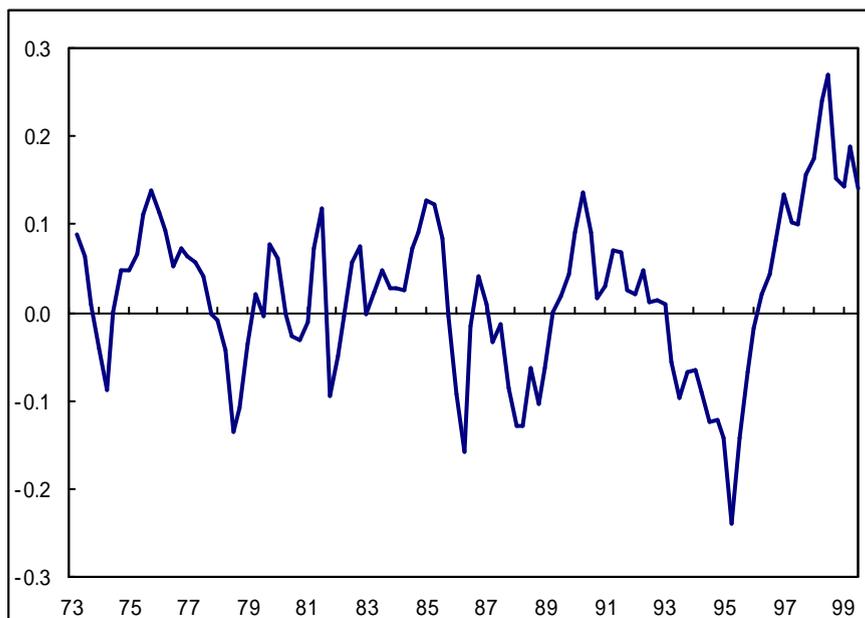
次ページに、第3パターンで推計されたLYDOLの長期均衡値(推計値)と実績値の推移、および実績値の均衡値からの乖離(残差)の推移を示す。ここからは、90年代前半ま

では名目為替レートが長期均衡値の周りを安定的に推移しているものの、90年代半ば以降は乖離幅が大幅に拡大していることが見て取れる。これは、同時期における金融市場の国際化と資本移動の拡大によるものなのか、あるいはトレンド・ブレイクの分析で示されたように長期均衡為替レートにシフトが起きているのかは明確でないものの、注目すべき動きである。

図表 V-12 トレンドのシフトを仮定したときの LYDOL の推計値（長期均衡値）



図表 V-13 トレンドのシフトを仮定したときの推計残差



最後に、これまでの分析において共和分されていることが確認された第3パターンと第4パターンについて、エラーコレクション・モデルを用いて為替レートの短期的な乖離がどれだけの期間を経て長期均衡値に収束するのかをしてみる。

前節で言及したとおり、エラーコレクション・モデルの定式化はある程度の恣意性が避けられない。ここでは、以下のラグ演算子を含むモデルで、各変数のラグを十分に多く取った上で各パラメータの有意性を見つつ順次ラグを切り下げていき、かつ推計誤差の系列相関が見られないようなラグの組み合わせを用いて推計した。

$$A(L)\Delta LYDOL_t = B(L)d\Delta LPPIju_t - ge_{t-1} + q(L)u_t$$

推計結果は以下の通り。

パターン :

$$\begin{aligned} \Delta LYDOL_t = & 2.19321\Delta LPPIju_t - 1.51545\Delta LPPIju_{t-1} + 0.482442\Delta LPPIju_{t-2} \\ & (7.38394) \quad (-4.11295) \quad (1.71674) \\ & + 0.345907\Delta LYDOL_{t-1} - 0.142052e_{t-1} \\ & (3.57702) \quad (-2.88185) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.438054$$

$$s = 0.041881$$

$$DW = 2.03158$$

()内の数値は t 値を示す。

パターン :

$$\begin{aligned} \Delta LYDOL_t = & 1.97900\Delta LPPIju_t - 1.20342\Delta LPPIju_{t-1} + 0.369543\Delta LPPIju_{t-2} - 0.234160e_{t-1} \\ & (7.26287) \quad (-3.99120) \quad (3.88155) \quad (-3.72844) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.429676$$

$$s = 0.041762$$

$$DW = 1.95052$$

()内の数値は t 値を示す。

両推計式における調整係数 g の値はそれぞれ 0.142052、0.234160 と小さく $1/g$ を調整完了期間とすると、それぞれ 7.0 四半期、4.3 四半期となり、名目為替レートが長期均衡為替レートから乖離したときの調整期間は 1.1 年から 1.8 年になるとの結果が得られた。

VI . 時系列分析 2 : ベクトル自己回帰モデル

- 1 . ベクトル自己回帰モデル

以下の理論面での説明は和合・伴 (1995) に依存している。

1) 概要

ベクトル自己回帰モデルは、動的同時線形方程式モデルの制約のない形での誘導型である。すなわち、内生変数ベクトルを、それ自身とお互いのラグ付きの値の線形関数として表したものである。同時点とラグ付きの外生変数もシステムに含める事ができる。この型の同時方程式モデルは計量経済学の分野では Sims (1980) によって導入され、現在小規模から中規模のマクロ計量経済モデルで、特に予測の面で広く使用されている。

例として、マクロ時系列変数の消費支出 (y_{1t}) と可処分所得 (y_{2t}) を考える。これらの変数は両方とも同時決定される内生変数であり、これらの動きを説明する構造連立方程式モデルを作りたいとする。ここで、今期の消費 (y_{1t}) は今期の所得 (y_{2t}) と習慣形成を表すラグ付きの消費 ($y_{1,t-1}$) に依存すると仮定すると、次のように表すことができる。

$$y_{1t} = a_1 + a_2 y_{2t} + a_3 y_{1,t-1} + e_{1t}$$

今期の所得 (y_{2t}) は、ラグ付きの所得 ($y_{2,t-1}$) と消費が増えると成長を刺激し、結局所得とラグ付きの消費も刺激するので、次のように表すことができる。

$$y_{2t} = b_1 + b_2 y_{1,t-1} + b_3 y_{2,t-1} + e_{2t}$$

これらの方程式は 2 変数間の動学的関係を表す連立方程式体系になる。

そこでモデルを作る主目的が予測であるとする、誘導型方程式を考える事ができる。

$$\begin{aligned} y_{1t} &= p_{11} + p_{12} y_{1,t-1} + p_{13} y_{2,t-1} + u_{1t} \\ y_{2t} &= p_{21} + p_{22} y_{1,t-1} + p_{23} y_{2,t-1} + u_{2t} \end{aligned} \quad \text{上 : (- 1) , 下 : (- 2)}$$

誘導型方程式は、一般には、今期の内生変数を、外生変数と先決変数、ラグ付きの内生変数で表したものである。もし、予測にだけ関心がある場合は、構造方程式から誘導型を作る過程を経ずに直接、誘導型を作成する。

誘導型方程式 (- 1) と (- 2) は 1 次のベクトル自己回帰モデルであり、VAR(1) と表す。一般にベクトル自己回帰モデルでは、内生変数の今期の値を、定数項と内生変数のラグ付きの値の関数として表し、その他の外生変数は考えない事が多い。ラグ付きの値

の数により VAR モデルの次数は決定されるが、VAR モデルは一変量自己回帰モデル AR(p) (p はラグの期数) モデルを拡張したものと見ることが出来る。このことは次のようなベクトル方程式を見るとよく分かる。

$$y_t = v + \Theta y_{t-1} + u_t \quad (- 3)$$

ここで

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} \quad v = \begin{bmatrix} p_{11} \\ p_{21} \end{bmatrix} \quad \Theta = \begin{bmatrix} p_{12} & p_{13} \\ p_{22} & p_{23} \end{bmatrix} \quad u_t = u \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

(- 3) は 2 変量観測値 (y_{1t}, y_{2t}) に対する AR (1) モデルとなっている。このモデルは 2 変数以上に拡張することもできるし、さらに 1 以上のラグを考えてもよい。一般に VAR(p) モデルとは p 期のラグを含んでおり、次のように書くことができる。

$$y_t = v + \Theta_1 y_{t-1} + \Theta_2 y_{t-2} + \dots + \Theta_p y_{t-p} + u_t \quad (- 4)$$

2) 定式化

モデル (- 3) あるいは一般型 (- 4) におけるパラメータの一致推定値を得るために、いくつかの強い仮定をおく必要がある。VAR モデルは誘導型であるので、その誤差項についての仮定は構造方程式の誤差項についての性質から導かれる。そこで、誘導型誤差を構造型の誤差で表すと次のようになる。

$$E[u_1] = 0$$

$$Cov(u_1) = \Omega = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{21} & w_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} V(u_{1t}) & Cov(u_{1t}, u_{2t}) \\ Cov(u_{2t}, u_{1t}) & V(u_{2t}) \end{bmatrix}$$

とし、ここで w_{12} は誘導型誤差間の同時点共分散である。ここで誘導型誤差項には系列相関はなく、したがって u_t と u_s は相関がない ($t \neq s$)。これらの標準的な誤差の仮定に加えて、VAR プロセスは定常である事が仮定される。現実にはこれらの仮定は、時系列にはトレンドもなく、季節パターンや時間を通じて変化する分散もない事を意味している。したがって VAR モデルを構築する際には対象の時系列に単位根検定を行っておき、定常化しておく必要がある。

3) グランジャー因果性

定式化に関する 1 つの重要な問題として、一方の変数が他方の変数と因果関係があるかどうかという事がある。この問題に答えるために Granger(1969) は、グランジャー因果として知られるようになった因果性の概念を導いている。大雑把に言えば、もし y_{2t} に関する過去の情報が y_{1t} の予測を改良するのに役立つならば、変数 y_{1t} は y_{2t} のグランジャーの意味で原因になっているという。VAR モデルに関しては、これは簡単にテストすることが

できる。たとえば (- 1) で、もし $p_{13} = 0$ ならばそのときに限り y_2 は y_1 のグランジャーの意味で原因になっていない。次の VAR(2) モデルを考えたときには

$$y_{1t} = p_{11} + p_{12}y_{1,t-1} + p_{13}y_{2,t-1} + p_{14}y_{1,t-2} + p_{15}y_{2,t-2} + u_{1t}$$

$p_{13} = p_{15} = 0$ のときのみ y_2 は y_1 のグランジャー因果ではない。言い換えれば、 y_2 のラグ付きの値が y_1 の誘導型方程式に現れていなければ、そのときに限り y_2 は y_1 とグランジャー因果ではない。

さてこのようなグランジャー因果性のテストは、次のようにして行うことができる。

$y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$ は定常で、正規分布に従う 2 変量 VAR(p) プロセスによって生成され、

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} p_{11,1} & p_{12,1} \\ p_{21,1} & p_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} p_{11,p} & p_{12,p} \\ p_{21,p} & p_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-p} \\ y_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (- 5)$$

さらに y_t はすべての関連する情報を含んでいると仮定する。もし

$$p_{12,1} = p_{12,2} \dots = p_{12,p} = 0 \quad (- 6)$$

であれば、 y_2 は y_1 のグランジャー因果ではないことを示すことができる。次に、もし

$$p_{21,1} = p_{21,2} \dots = p_{21,p} = 0 \quad (- 7)$$

であれば y_1 は y_2 のグランジャー因果ではない。言い換えると、もし y_2 が (- 5) の最初 (y_1) の方程式に現れなければ、 y_2 は y_1 のグランジャー因果ではない。そして y_1 がシステムの 2 番目の方程式に現れていなければ、 y_1 は y_2 のグランジャー因果ではない。したがって、グランジャーの意味での因果性がないという仮説検定は、VAR(p) の係数にゼロ制約をおくことによって行う。帰無仮説 (- 6) は y_2 から y_1 へのグランジャー因果がないという帰無仮説と同じである。この帰無仮説は、次の検定統計量に基づく F 検定を用いて検定する事ができる。

$$I = \frac{(RSSR - USSR) / p}{USSR / (T - 2p - 1)}$$

ここで $RSSR$ (制約なし残差平方和) と $USSR$ (制約付残差平方和) はそれぞれ、(- 5) の最初の方程式に (- 6) の制約をつけた場合とつけない場合の最小二乗推定によって得られた残差平方和である。帰無仮説が正しければ、統計量 I は近似的に自由度 ($p, T - 2p - 1$) (p : ラグの数、 T : 期間) の F 分布に従うと考えられる。

4) イノベーション計算と予測誤差分散の分解

VAR モデルを推定した後、その 1 つの要素のイノベーションに対するシステムの応答を導くことができる。これはインパルス応答関数と呼ばれるが、AR モデルを MA モデルに変換したものである。M 変量のシステム $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Mt})'$ に対する P 次のベクトル自己

回帰過程[VAR(p)]を、再び次のように表す。

$$y_t = v + \Theta_1 y_{t-1} + \dots = \Theta_p y_{t-p} + \mathbf{u}_t$$

このM本の方程式システムでは、 $v = (v_1, \dots, v_M)'$ はM次元ベクトルであり

$$\Theta_i = \begin{bmatrix} \mathbf{q}_{11,i} & \dots & \mathbf{q}_{1M,i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{q}_{M1,i} & \dots & \mathbf{q}_{MM,i} \end{bmatrix}$$

は $(M \times M)$ 係数行列、そして $\mathbf{u}_t' = (\mathbf{u}_{1t}, \dots, \mathbf{u}_{Mt})$ は同時方程式体系の誘導形誤差と同じ性質を持っている。すなわち、 \mathbf{u}_t は平均ゼロ $E[\mathbf{u}_t] = 0$ 、すべてのtに対して同じ非同特異non-singularな共分散行列 $\Sigma_u = E[\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t']$ をもつ。さらに \mathbf{u}_t と \mathbf{u}_s は $t \neq s$ に対して無相関であることが仮定されている。このような性質を持った \mathbf{u}_t はベクトルホワイトノイズと呼ばれることもある。

このように定常なVAR(p)プロセスは、次のような移動平均(MA)表現を持つことを示すことができる。

$$\begin{aligned} y_t &= \mathbf{m} + v_t + M_1 \mathbf{u}_{t-1} + \dots \\ &= \mathbf{m} + \sum_{i=0}^{\infty} M_i \mathbf{u}_{t-i} \end{aligned} \quad (- 8)$$

ここで $\mathbf{m} = E[y_t] = (I - \Theta_1 - \dots - \Theta_p)^{-1} \mathbf{m}$ で、Mは(- 4)から計算することができる。 M_i のkj番目の要素は、I期前の変数jによる単位ショックに対するk番目の変数の反応を表しているとみなせる。この場合もちろんシステムに対する別のショックによってこの効果は影響を受けないと仮定する必要がある。

VAR(p)プロセスの共分散行列 Σ_u は正値定符号であるから、 $P \Sigma_u P^j = I$ のような非同特異行列Pが存在する。この行列を使って、上記の y_t のMA表現は次のように書くことができる。

$$y_t = \mathbf{m} + \sum_{i=0}^{\infty} M_i P^{-1} P \mathbf{u}_{t-i} = \mathbf{m} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i w_{t-i} \quad (- 9)$$

ここで $\Psi_i = M_i P^{-1}$ そして $w_t = (w_{1t}, \dots, w_{Mt})'$ 。このときベクトル w_t はその要素は無相関で、分散が1という便利な性質を持つ。すなわち

$$E[w_t w_t'] = PE[u_t u_t'] P' = I$$

となるので、行列 Ψ_i は単位イノベーション w_{mt} に対するシステム y_t の反応を表すと見なすことができる。

1 つの問題は乗数の解釈が P 行列したがって Ψ_i が一意でない可能性があるために難しい点にある。特に瞬時的相関（同時期における相関）が強い場合、方程式の順序を入れ替えると全く違ったインパルス応答関数になる場合がある（Causal Ordering の問題）。もし各変数の攪乱項の相関係数行列（方程式の残差項をそれらの攪乱項の推計値とした場合の標本相関係数行列）の非対角要素がゼロに近ければ、こうした問題はないといえる。もし、変数の順序に関して何らかの先見的な情報があるなら、気に入ったインパルス応答関数を選ぶことができるが、そのような先見的な情報は常に得られるとは限らない。その場合には、その乗数分析にある程度の恣意性が存在する。さらに単位イノベーションは、たとえば v_t の標準誤差 d_t が非常に小さい場合には解釈が難しい。モデルが線形であることから、通常はその大きさが標準誤差のイノベーションに対するインパルス応答関数を計算することが多い。

VAR(p)を（ - 9 ）のように表すことによって、システム内の変数の相互の関係を別の方法で解釈することもできる。h 期先予測の MSE あるいは予測誤差の共分散行列は、次のように表せる。

$$\begin{aligned} \Sigma(h) &= \Sigma_v + M_1 \Sigma_v M_1' + \dots + M_{h-1} \Sigma_v M_{h-1}' \\ &= P^{-1} P \Sigma_v P' (P^{-1}) + M_1 P^{-1} P \Sigma_v P' (P^{-1}) M_1' + \dots + M_{h-1} P^{-1} P \Sigma_v P' (P^{-1}) M_{h-1}' \\ &= \Psi_0 \Psi_0' + \Psi_1 \Psi_1' + \dots + \Psi_{h-1} \Psi_{h-1}' \end{aligned}$$

$\Psi_n \Psi_n'$ の m 番目の対角要素は、ちょうど Ψ_n の第 m 行の要素の 2 乗和である。さらに、 $\Psi_0 \Psi_0' + \dots + \Psi_{h-1} \Psi_{h-1}'$ の m 番目の対角要素の和は、変数の h 期先の MSE あるいは予測誤差の分散である。この MSE に対する j 番目の変数 y_{mj} におけるイノベーションの割合は次式で与えられる。これを予測誤差の分散分解という。

$$j_{mj,0}^2 + j_{mj,1}^2 + \dots + j_{mj,h-1}^2$$

ここで $\Psi_{mj,n}$ は Ψ_n の mj 番目の要素である。これは予測誤差の分散すなわち MSE を分解して、この変数のイノベーションにたいして説明される要素に比例配分する方法と見ることができる。すなわち、この数値の大きい変数が当該予測変数に大きな影響を与えると解釈できるのである。

- 2 . 為替レートの変動要因の時系列実証分析

以下では時系列手法を実際に用い、各変数が為替レートに与える影響を分析する。手順は、以下のとおりである。

各系列における定常性の有無の検証 単位根検定

グランジャー因果性のテスト

VAR モデルによる変動要因分析

1) データ

ここでは名目円ドルレートを分析対象とする。以下で用いる VAR モデルでは、推計期間は 1973 年第 2 四半期～1999 年第 3 四半期とした。

分析を行うに当たり、短期的な為替レートの変動要因として、比較的速報性が高いことから、一般に注目度が高い経済データを次のように選んだ。

円ドルレート

通常観測される円ドルレートの各四半期における終値の平均値を使用し、分散不均一性を解消する目的で対数をとった。これを系列 LYDOL とする。

日米インフレ率格差

日米における消費者物価指数の前年同期比の差をとった。これを系列 X とする。

日米実質金利差

IMF “International Financial Statistics”より日米の名目長期金利をとり、それぞれの生産者物価で実質化した系列の差をとった。これを系列 Y とする。

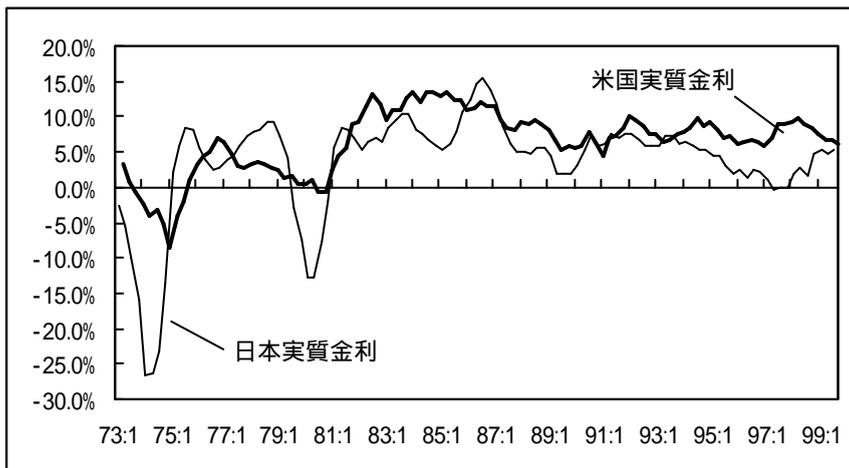
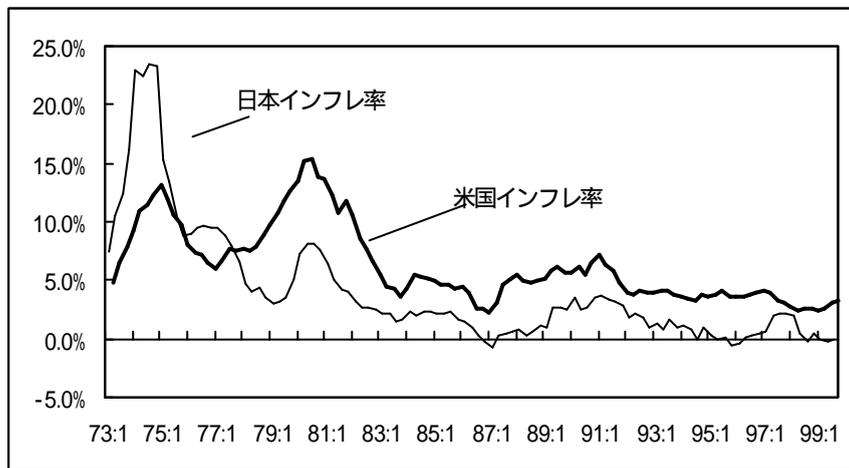
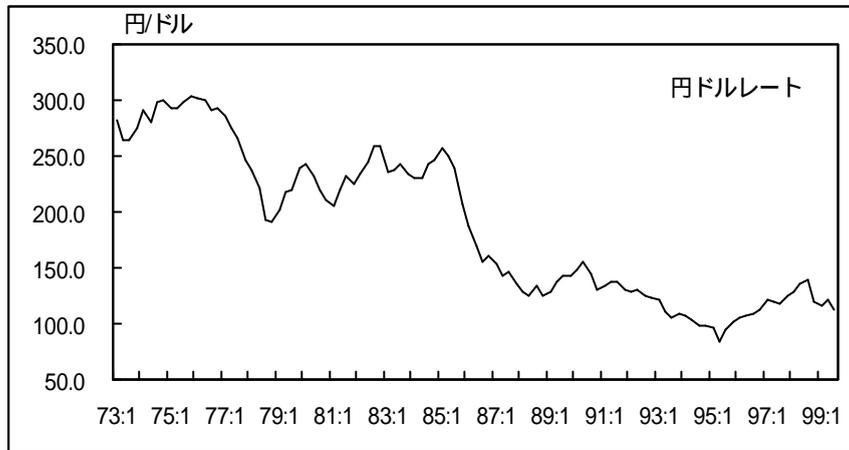
日米実質成長率格差

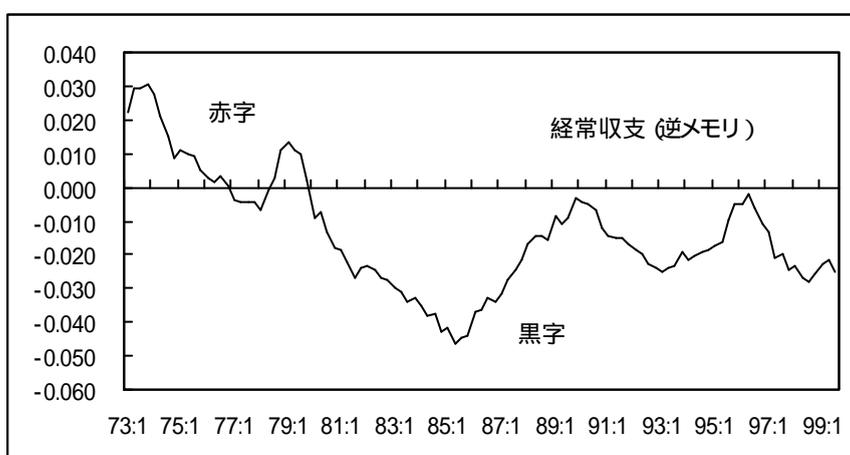
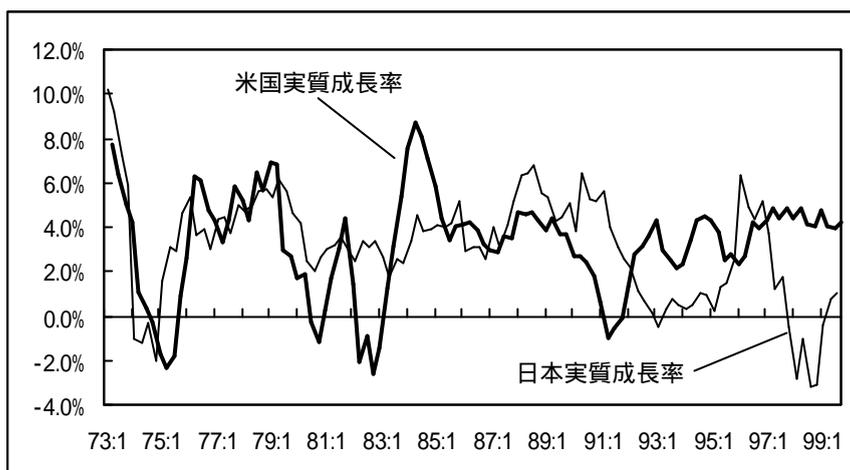
経済企画庁および米国商務省発表の実質 GDP (原系列) の前年同期比の差をとった。これを系列 Z とする。

経常収支

日本の実質 GDP の対数値から実質国内需要の対数値を引いたものとした。これを系列 W とする。

図表 VI-1 各データの推移





2) 単位根検定

グランジャー因果性のテストや VAR モデルに使用する系列は、まず定常化されている必要がある。そこで、各系列 すなわち LYDOL、X、Y、Z、W のそれぞれについて単位根検定を行うこととし、以下の3つの式を用いた。なお、どの式に従うべきかについては、明確な基準はないとされている。

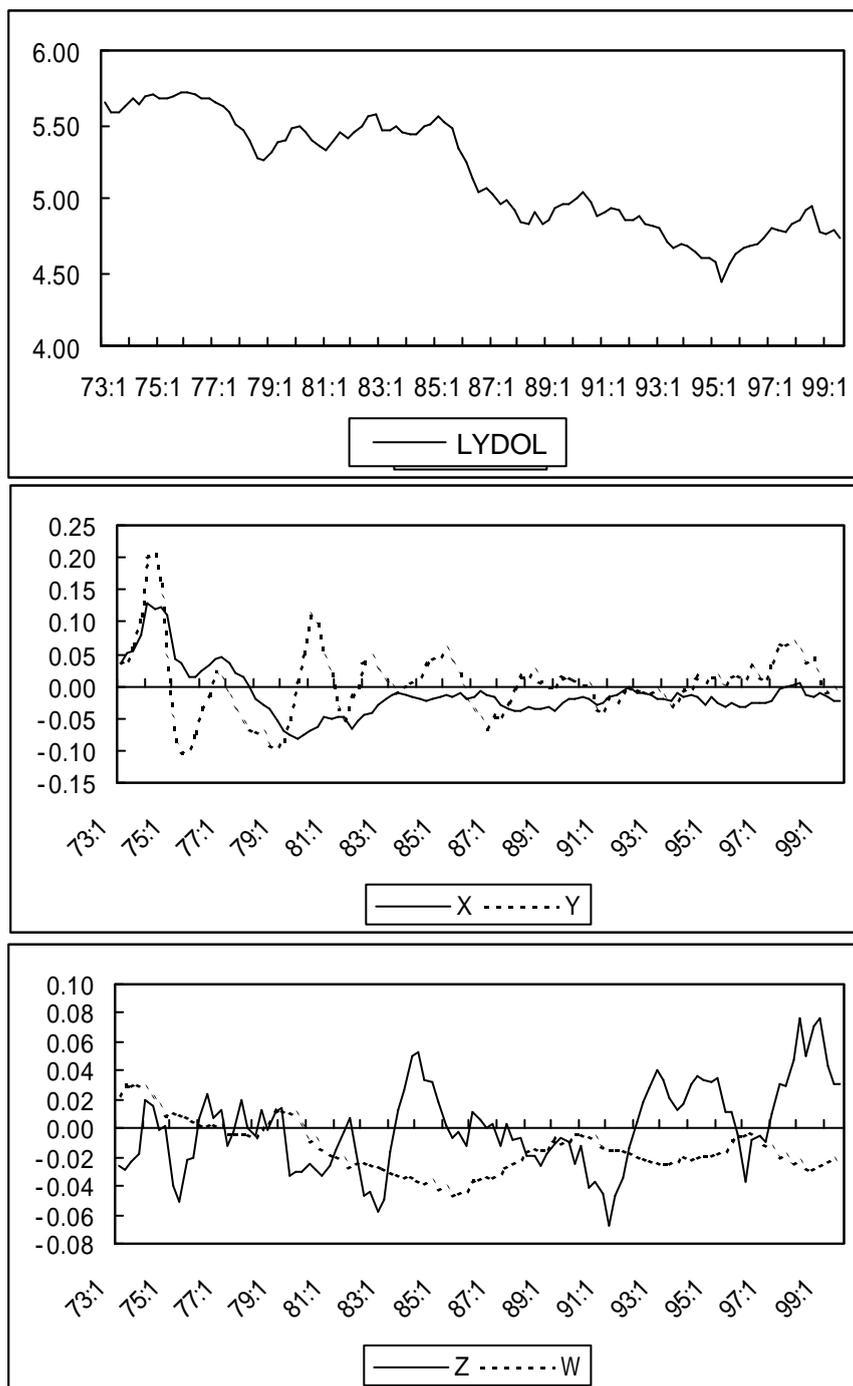
$$\text{ドリフト項(定数項)なし、トレンド項なし} : \Delta X_t = dX_{t-1} + e_t$$

$$\text{ドリフト項あり、トレンド項なし} : \Delta X_t = m + dX_{t-1} + e_t$$

$$\text{ドリフト項あり、トレンド項あり} : \Delta X_t = m + at + dX_{t-1} + e_t$$

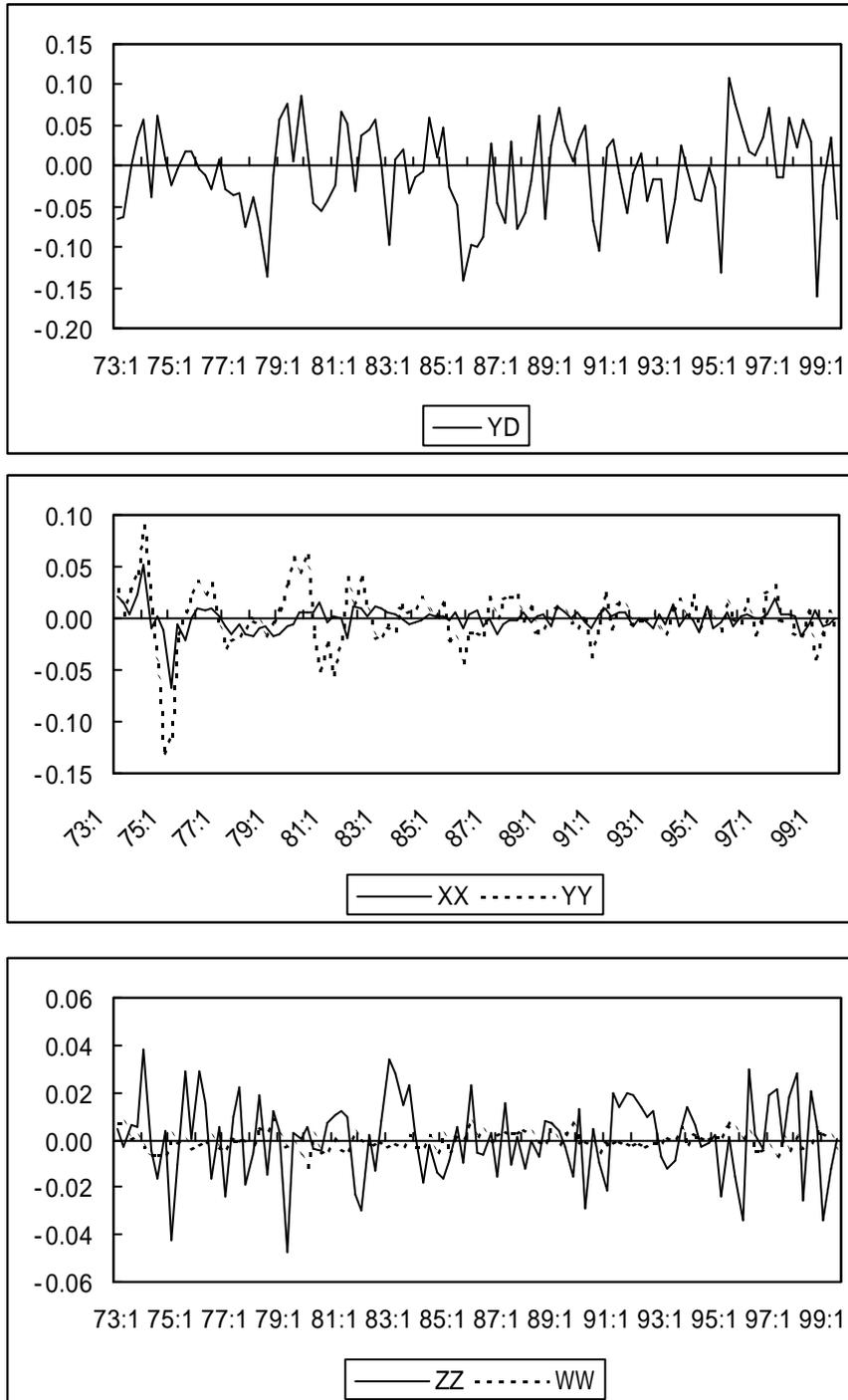
以下の2ページには、階差をとらない系列および一階階差をとった系列(すなわち ΔX_t)のグラフを掲げてある。

図表 VI-2 各時系列データの推移（階差なし）



ここでは、明らかに LYDOL 系列に単位根の存在が窺われる。他の系列については、いずれもゼロ近傍で変動しており、視覚的には単位根の存在の有無ははっきりしない。

図表 VI-3 各時系列データの推移（一階階差）



一階階差をすべての系列にとった場合、いずれもゼロ近傍で細かく振動する形のグラフが得られている。視覚的には、すべての系列が定常化されていることが窺われる。

さて、実際に3つの定式化を用いて得られた統計値を、以下の図表に示した。たとえばp値が0.95であった場合、5%有意水準で $H_0: d = 0$ （すなわち単位根が存在するという帰無仮説）が受容される。なお、t値も示しているが、単位根検定に際しては通常使われているt分布の表が使えないことに注意する必要がある。

図表 VI-4 単位根検定

変数名	ドリフトなし トレンドなし		ドリフトあり トレンドなし		ドリフトあり トレンドあり	
	値	p値	値	p値	値	p値
(1)階差なし						
LYDOL 円ドルレート	-1.6931	0.8118	-0.8386	0.9736	-1.8085	0.7634
X インフレ率格差	-1.6038	0.8436	-1.8327	0.7523	-1.7580	0.7856
Y 実質金利差	-2.8720	0.1826	-2.8529	0.1899	-2.8417	0.1943
Z 実質成長率格差	-3.0085	0.1369	-2.9938	0.1413	-3.2777	0.0747
W 経常収支	-0.7376	0.9794	-1.9905	0.6715	-1.6114	0.8411
(2)一階階差						
YD 円ドルレート	-7.6434	0.0000	-7.7583	0.0000	-7.7125	0.0000
XX インフレ率格差	-8.1153	0.0000	-8.0916	0.0002	-8.0693	0.0000
YY 実質金利差	-5.4953	0.0002	-5.4706	0.0000	-5.4441	0.0002
ZZ 実質成長率格差	-9.8944	0.0000	-9.8571	0.0000	-9.8097	0.0000
WW 経常収支	-7.5739	0.0000	-7.6427	0.0000	-7.6876	0.0000

階差なしの系列について、3つの方法のいずれかにおいて単位根の存在が示唆されている系列は、LYDOL及びWである。またXについても相対的に高いp値が得られている。一階階差系列については、いずれも単位根が存在するという帰無仮説が棄却される。

この結果を踏まえ、以下では、LYDOL及びXについては一階階差系列を分析対象（すなわち定常化された系列）とすることとする。

Wすなわち経常収支については単位根の存在を統計的には棄却しにくい、以下の分析では、理論的な問題から階差をとらない系列を用いることとする。もしWが非定常で、例えばランダムウォーク系列であったとすると、以下が成り立つ。

$$W_{t+1} = W_t + e_t$$

上式をtに関して繰り返し代入していくと、

$$W_t = e_t + e_{t-1} + e_{t-2} + \dots$$

となり、ショックが累積し発散する可能性が現実にはありうることとなる。仮に赤字方向に発散すると、永久に借金を返せない状況となってしまうのである¹⁵。

¹⁵ 経常収支が定常系列だと仮定することは、Overlapping Generation Model（世代重複モデル）で家計の予算制約式に課されるNon-Ponzi Condition（借金は無限に出来ないとする制約条件）と似ている。

3) グランジャー因果性

VAR モデルにおいて、変数が2つの場合においてグランジャー因果性のテストを行うことができる。

グランジャー因果性テストの場合、2変数 VAR モデルで得られる F 値を、自由度(p, T-2p-1)の F 分布表を参照し、グランジャー因果がないという帰無仮説を検定できる。ここで p はラグの長さであり、T は期間の長さである。ここではラグを4四半期とし、73年第2四半期～99年第3四半期(全期間)、73年第2四半期～85年第2四半期(フロート移行後、プラザ合意前)、85年第3四半期～99年第3四半期(プラザ合意後～現在)と3つの期間を分析対象とした。従って、参照する F 分布表はそれぞれ、F(4,99)、F(4,40)、F(4,48)となる。

図表 VI-5 F 値総括表

73 年第 2 四半期～99 年第 3 四半期

独立変数	従属変数	YD 為替レート	XX インフレ格差	Y 実質金利差	Z 成長率格差	W 経常収支
YD	為替レート	-	0.544	2.378	0.507	4.439
XX	インフレ格差	0.810	-	0.420	0.778	0.989
Y	実質金利差	0.217	4.747	-	1.312	1.635
Z	実質成長率格差	0.512	0.963	2.052	-	0.573
W	経常収支	1.825	1.354	1.318	0.411	-

73 年第 2 四半期～85 年第 2 四半期

独立変数	従属変数	YD 為替レート	XX インフレ格差	Y 実質金利差	Z 成長率格差	W 経常収支
YD	為替レート	-	0.401	1.022	1.019	4.428
XX	インフレ格差	0.337	-	0.291	0.681	0.621
Y	実質金利差	0.616	2.885	-	1.572	1.376
Z	実質成長率格差	0.292	0.521	2.079	-	0.225
W	経常収支	0.896	2.393	1.023	0.509	-

85 年第 3 四半期～99 年第 3 四半期

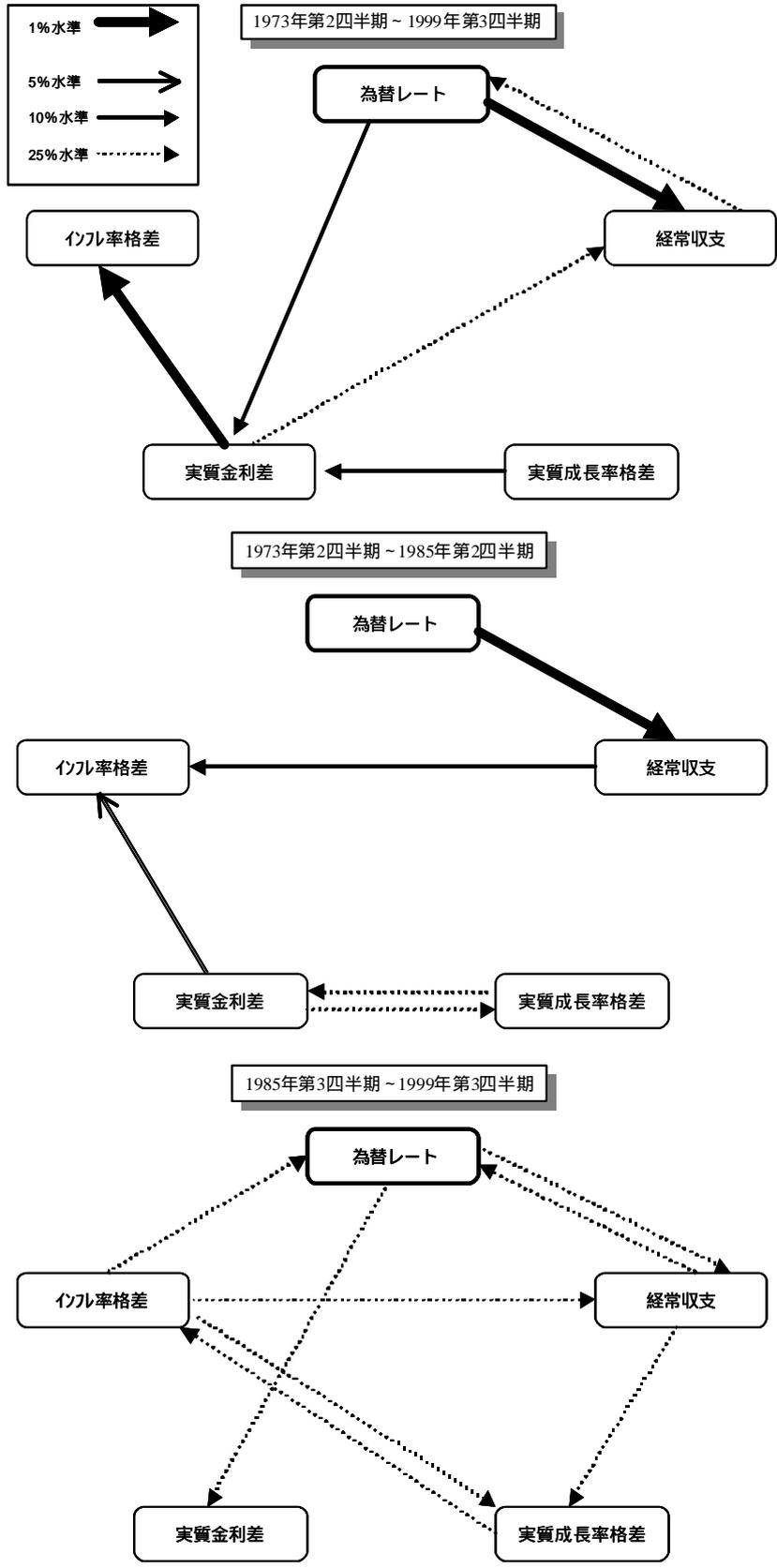
独立変数	従属変数	YD 為替レート	XX インフレ格差	Y 実質金利差	Z 成長率格差	W 経常収支
YD	為替レート	-	1.125	1.406	0.408	1.658
XX	インフレ格差	1.485	-	0.472	1.990	1.962
Y	実質金利差	0.622	0.606	-	0.778	0.297
Z	実質成長率格差	0.498	1.817	0.420	-	0.557
W	経常収支	1.963	1.201	0.853	1.881	-

図表 VI-6 F 分布表

上側点	F(4,99)	F(4,40)	F(4,48)
25%	1.370	1.404	1.395
10%	2.003	2.091	2.066
5%	2.464	2.606	2.565
1%	3.515	3.828	3.737

資料：統計分析ソフトウェア TSP により計算。

図表 VI-7 期間別・グランジャーの因果性



4) VAR モデルによる分析

次に5変数(YD,XX,Y,Z,W)によるVARモデルを考え、予測誤差の分散分解を行う。分散分解はVARモデルで予測を行った場合の予測誤差の何割を各要因で説明できるかを示すものである。ここでは、YDが従属変数である場合のVARモデルで予測誤差の分散分解を行う。他の4変数のうち値が大きいものが、為替レートの変動への影響度が高い変数であると解釈できる。

以下に、分散分解の結果を示した。まず、全体として4変数の数値が極めて低くなっている。つまり、4変数が為替レートの変動を説明する度合いがあまり高くないということである。但し、この結果は必ずしも他により優れた要因が存在するということを意味しているわけではない。

まず、73年第2四半期～99年第3四半期を対象とした場合は、第2四半期目では成長率格差要因が最も大きな値をとっているが、およそ一年後の第5四半期目では経常収支要因が最も大きく、次いでインフレ率格差要因が大きくなっている。

73年第2四半期～85年第2四半期をみると、まず第2四半期目ではインフレ率格差要因と成長率格差要因が大きい。しかし、第5四半期目をみると、経常収支要因が最大となり、次いでインフレ率格差、成長率格差、実質金利差要因と続いている。

85年第3四半期～99年第3四半期をみると、第2四半期目ではインフレ率格差要因と経常収支要因がほぼ同程度の影響度の高さを示している。第5四半期目においては、インフレ率格差要因が最大であり、経常収支要因と実質金利差要因がほぼ同じ程度の水準となっている。

図表 VI-8 VARモデルに基づく予測誤差分散分解
73年第2四半期～99年第3四半期

四半期	YD 為替レート	XX インフレ率格差	Y 実質金利差	Z 成長率格差	W 経常収支
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	98.95	0.13	0.01	0.91	0.00
3	94.54	2.12	0.01	0.87	2.45
4	92.07	2.98	0.25	1.15	3.54
5	90.97	3.34	0.38	1.17	4.14
6	90.39	3.40	0.63	1.16	4.42
7	89.44	3.37	0.83	1.24	5.12
8	89.10	3.55	0.83	1.23	5.28
9	88.89	3.58	0.91	1.24	5.38
10	88.42	3.56	0.93	1.33	5.77

73 年第 2 四半期 ~ 85 年第 2 四半期

四半期	YD 為替レート	XX インフレ率格差	Y 実質金利差	Z 成長率格差	W 経常収支
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	90.96	4.35	0.65	3.66	0.39
3	81.27	5.41	2.17	4.64	6.51
4	76.02	7.28	2.03	4.37	10.30
5	74.99	7.19	2.08	4.85	10.90
6	74.52	7.28	2.40	4.98	10.82
7	73.70	7.92	2.62	4.99	10.77
8	73.30	8.16	2.69	5.13	10.73
9	73.00	8.43	2.70	5.11	10.76
10	72.93	8.44	2.70	5.11	10.82

85 年第 3 四半期 ~ 99 年第 3 四半期

四半期	YD 為替レート	XX インフレ率格差	Y 実質金利差	Z 成長率格差	W 経常収支
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	96.92	1.29	0.29	0.46	1.04
3	89.66	5.99	0.30	0.79	3.27
4	86.78	7.11	2.18	0.75	3.19
5	84.28	8.37	2.69	1.60	3.06
6	84.09	8.58	2.69	1.58	3.06
7	83.82	8.72	2.70	1.64	3.12
8	83.16	9.07	2.68	1.73	3.35
9	82.62	9.04	2.97	1.74	3.64
10	82.01	8.99	3.00	1.83	4.17

VII . 主要予測機関の為替レート予測手法

- 1 . 主要予測機関の為替レート予測手法の概要

本節では、主要なマクロ経済予測機関による為替レート予測の手法と予測パフォーマンスを分析する。

1) 主要予測機関の予測パフォーマンスの概観

ここでは、各機関の予測パフォーマンスを検証するほか、実績値との乖離状況に見られる特徴を明確化する。ここでは予測期間を81年～2000年度までとするほか、年度ベースの予測値を使用する¹⁶。また、本節で用いる予測値は、原則として予測対象年度の前年末（10～12月）に予測された値をとることとする。検証の対象とする予測機関は、定期的に経済見通しを作成し、かつ為替レートの予測を行っている下記の25機関とした。

図表 VII-1 検証対象とした予測機関

予測機関	対象年度・備考
朝日生命	81年～2000年
岡三経済研究所	83年～2000年
勸角経済研究所	83年～2000年
国民経済研究協会	81年～2000年(87、96、97、98年除く)
さくら総合研究所	85～87年が三井銀、91年まで三井銀総研、92年に太陽神戸三井銀総研より発表
住友商事	83年～2000年
住友信託銀行	81年～2000年(83・84年除く)
第一勧銀総合研究所	81年～91年まで第一勧銀にて発表(82年除く)
大和銀総合研究所	81年～87年まで大和銀にて発表(82年除く)
大和総研	89年まで大和証券経済研にて発表
電力中央研究所	82年～2000年(87年除く)
東京三菱銀行	81～96年まで三菱銀行にて発表(82、83年除く)
東洋信託銀行	81年～2000年(83、84、95年除く)
ニッセイ基礎研究所	81年～88年まで日本生命にて発表
日通総合研究所	85年～2000年
日本経済研究センター	81年～2000年
日本リサーチ総合研究所	83年～87年まで日本リサーチにて発表
野村総合研究所	81年～2000年
富士総合研究所	81年～88年まで富士銀行にて発表
丸紅	83年～2000年
三井信託銀行	83年～2000年
三菱商事	82年～2000年(86年除く)
三菱信託銀行	82年～2000年(83、84、97年除く)
三菱総合研究所	81年～2000年(83～87年除く)
和光経済研究所	82年～2000年

¹⁶ 通常、一般に公表されている経済見通しの予測値は暦年および年度に限られており、四半期の予測値を公開している予測機関は少ない。なお、四半期の予測値のパフォーマンスについては、本章の3)を参照。

(1) 予測誤差

図表 - 1 に示された対象 25 機関による 1981 年度以降の為替レート予測値について、誤差と誤差率を表したのが図表 VII-2 である。対象 25 機関による為替レート予測値の絶対誤差の平均値は、全期間平均で 14.7 円、誤差率に直すと 8.9% である。参考として下表に実質 GDP、消費者物価指数の全期間平均誤差率を示す。これらの数値との比較において明らかのように、為替レートの予測値は一般に予測率が低く、かつ実績値との乖離幅が大きいことが見て取れる。これは、為替レートが予測対象となるマクロ変数の中でも、変動が激しくかつ予測が困難な変数であることを端的に示している。

一方、予測誤差の推移を 81 年度以降 5 年区切りで見ると、予測水準で見た絶対誤差は、80 年代に約 20 円であったのが、90 年代は 10 円弱の水準まで低下している。もっとも、80 年前半以来の円ドル・レートが半分以下の水準に低下していることから、誤差率で見たときの予測パフォーマンスはそれ程大きな改善を見ていない。

図表 VII-2 主要予測機関による円ドル為替レート予測値の誤差と誤差率

	81 - 85 年度	86 - 90 年度	91 - 95 年度	96 - 99 年度	全期間
平均絶対誤差 (円)	22.7 (235.8)	18.4 (142.1)	7.3 (112.4)	9.1 (120.0)	14.7 (154.3)
平均絶対誤差率	9.9%	11.0%	6.1%	8.4%	8.9%
【参考 : その他指標予測値の平均絶対誤差率】					
実質 GDP	0.7%	1.3%	1.3%	1.8%	1.2%
消費者物価指数	1.0%	1.1%	0.6%	0.4%	0.8%

注 1 : 平均絶対誤差および平均絶対誤差率の計算方法は以下の通り。

$$\text{平均絶対誤差} = \frac{\sum |F_t - R_t|}{n}$$

$$\text{平均絶対誤差率} = \frac{\sum |(F_t - R_t) / R_t|}{n}$$

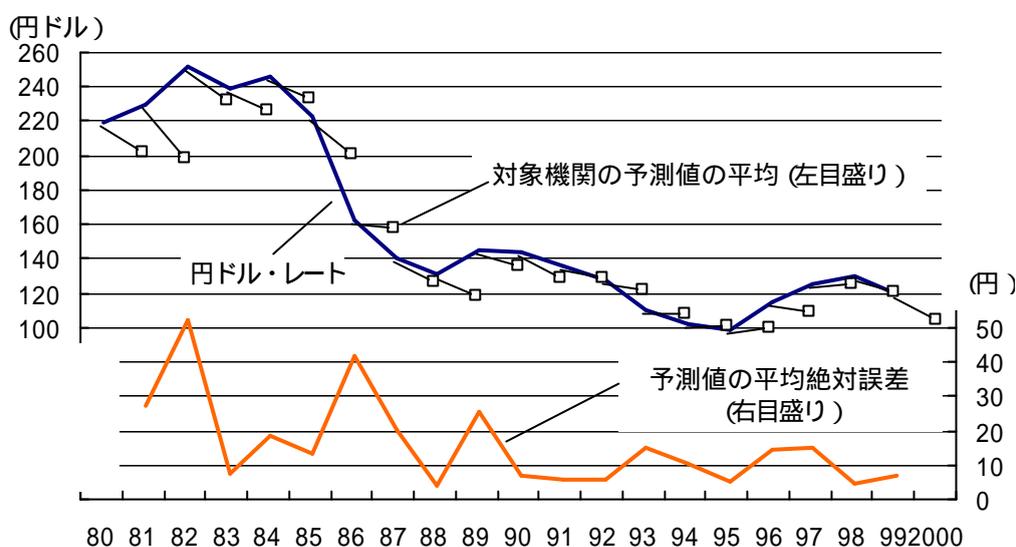
F_t = 予測値、 R_t = 実績値、 t は期間。

注 2 : 円ドルレートの平均絶対誤差における () 内の数値は、対象期間における円ドルレートの平均値を示す。

資料 : 東洋経済『統計月報』81 年 2 月号 ~ 2000 年 2 月号より三菱総合研究所作成。

同じく 80 年以降の為替レート予測値について、毎年の対象機関の予測値の平均と絶対誤差の推移をプロットしたのが図表 VII-3 である。前述のように予測誤差が年を追うごとに改善してきていることが視覚的に捉えられる。また、実績値の為替レートが大きく振れたときの予測誤差が大きくなっているほか、傾向としては円安に振れたときの予測誤差が大きくなっている (82 年、89 年、96 年、97 年) ことが特徴として挙げられる。なお、これは全予測機関の平均値を見ていることにも依るが、予測値は実績値よりも全般的にフラット (振れが小さい) になっている。

図表 VII-3 1981 年以降における円ドル為替レート予測値の推移



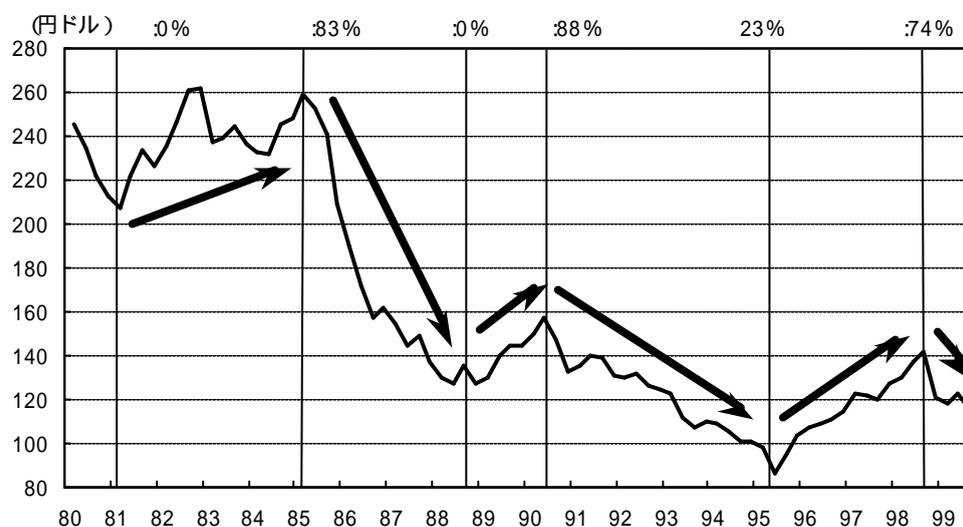
資料：東洋経済『統計月報』81年2月号～2000年2月号より三菱総合研究所作成。

(2) 転換点の予測

次に、各機関が為替レートの転換点をどの程度的確に予測しているかを分析する。図表 - 4 は、1980 年以降大きく 6 つ存在する為替レートの転換点について、対象予測機関が転換のタイミングを予測できた確率を示している。下図に示されるように、予測機関は円高への転換局面においては比較的高い精度で転換点を予測していることがわかる。他方、円ドル・レートが円安方向に転換するケース（ 、 ）の予測パフォーマンスが極端に低下していることは、後述の通り予測値が円高方向のバイアスを持っていることを示していると言える。

なお、ここでの分析が年末時点での次年度予測値をベースとしていることによって、転換点の予測パフォーマンスが過大に評価されている可能性があることには留意が必要である。つまり、為替レートの転換点が年度の中盤に発生していた場合、年末予測の時点で転換の方向性が既に明確になっている可能性がある。この意味で、転換点予測のパフォーマンスをより正確に把握するためには各機関の予測値を四半期ベースでより詳細に見る必要がある（四半期ベースでの予測については、本節 3 を参照）。

図表 VII-4 80 年以降における円ドル為替レート転換点の予測パフォーマンス



転換点	予測機関数	転換を予測した機関数	転換点予測の確率	為替レート転換の主要な背景
81年第1四半期 (81年度)	12	0	0%	レーガン政権下の高金利政策発動に伴う円安・ドル高
85年第3四半期 (85年度)	23	19	83%	プラザ合意に伴うドル高修正
89年第1四半期 (89年度)	25	0	0%	協調介入、実質金利差の拡大などを要因とする円高の修正
90年第2四半期 (90年度)	25	22	88%	日米貿易不均衡の政治問題化に起因する円高・ドル安進行
95年第2四半期 (96年度)	22	5	23%	ファンダメンタルズ格差、金融システム不安等による円安・ドル高
98年第3四半期 (99年度)	25	17	74%	ロシア危機を契機としたドル高の修正

注：上表では、「転換点を予測した機関」を為替レートの転換が発生した年度の予測値の方向性（円安／円高）が正しく予測されていることに加え、その方向に5円以上動くと予測した機関と定義している。

(3) 予測におけるバイアスの存在

上図において、為替レートが円安に転換した際に予測のパフォーマンスが大きく低下していることは、80年代以降の為替レート予測において、予測機関が円高のバイアスを持っていたことを示唆している。これは、図表 VII-3 において、次年度予測の平均値が前年度実績値より円安となっている年がほとんど見られず、全体的に円高の方向に流れていることからもうかがわれる。80年代以降顕在化した日本の累積経常収支黒字の拡大を背景として、円ドル・レートに根強い円高傾向が存在したことに起因するものと思われる。

2) 主要予測機関の予測手法

本節では、主要な予測機関が公表している景気見通しに基づいて、実際にどのような要因を考慮して為替レートの予測を行っているかを分析する。特に、為替レートに影響を与える要因が時期によって異なっていることに着目し、主要予測機関による94年以降の為替レート予測におけるフレームワークを分析した上、各局面における決定要因を明確化する。また、為替レート予測に用いる構造方程式を明示的に示しているケースについては、モデルの構造を見た上でその特徴を明らかにする。

(1) 主要な為替レート決定要因の適用状況

主要な予測機関による為替レートの予測手法を概観すると、総じてこれまで検証してきた理論分析のフレームワークに依拠していることが窺われる。つまり、長期均衡モデルとしては購買力平価説、短期モデルとしてはアセット・アプローチならびにポートフォリオ・バランス・アプローチ、および金融当局の政策スタンスの影響を見る際にはマンデル＝フレミング理論が用いられることが多い。もっとも、90年代後半にかけて資本移動の形態が債券から株式に移り、国際資本移動の決定要因としての実質金利差が相対的に影響力を弱めたことにより、一部機関において新たな要因の模索が行われていることは注目に値する。ここでは、為替レート予測に用いられる主要な決定理論の利用状況に見られる全般的な特徴を示す。

相対物価比率【購買力平価説】

購買力平価（PPP）レートを用いた足許の為替レート水準の確認は、ほぼ全ての予測機関の分析に用いられている。また、為替レートの長期均衡値としてのPPPレートの性格から、購買力平価説は円高期・円安期を問わず用いられる理論フレームワークとなっている。

一方、PPPレートを算出する際に用いる物価指標およびPPPレートの基準点には、予測機関によって違いがある。もっとも頻繁に用いられる物価指標はGDPデフレーターであるが、予測機関によっては消費者物価指数、卸売（生産者）物価指数、あるいは輸出物価指数を用いてPPPレートを算出している。特に、日米輸出物価を用いたPPPレートの算出は、94～95年の円高期における長期均衡レートの分析で頻繁に用いられた¹⁷。

また、PPPレートの基準点については、推計期間の初期時点を基準点と置くケースが少なからずあることから、基準点に関して十分な考慮が払われていないことが窺われる。基準点において絶対的PPPが成立していない場合、相対物価の変化率で算出したPPPレートの信頼性は大きく低下することが知られている。この意味では、PPPレートに基

¹⁷理論分析で見た通り、輸出物価は為替転嫁率を引き下げてドル建て価格の安定化を図るというPTM（Pricing To the Market）行動によって足許の名目為替レート的水準に引きずられる傾向があることから、輸出物価レートを用いた均衡値の分析には注意が必要である。

づく分析は一般的に厳密性に欠けており、予測機関としても足許の為替レートの大きな方向性を把握する程度の使用にとどめているものと思われる。

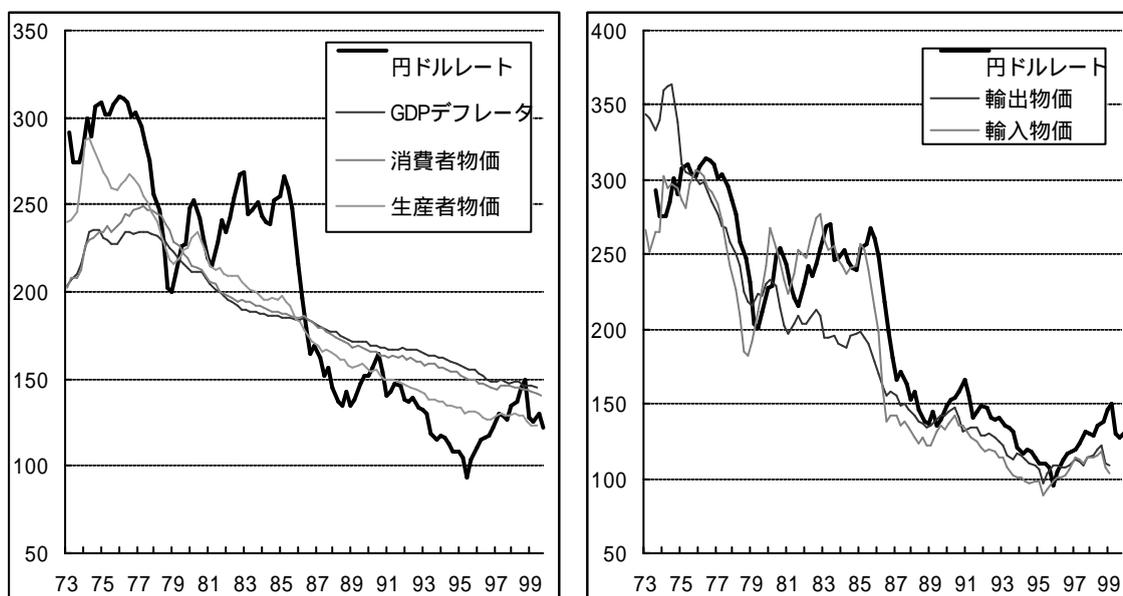
下表にて、94年以降の主要予測機関の為替レート予測における購買力平價説の取り扱いを概観する。

図表 VII-5 主要予測機関の為替レート予測における購買力平價の取り扱い

予測機関	発表時期	使用する物価指数	基準点	備考
住友生命総研	95年4月	GDPデフレータ 輸出物価指数	73年第1四半期	輸出物価基準の購買力平價を「均衡値」と定義
住友生命総研	95年7月	GDPデフレータ	81年暦年平均値	基準点は、日米間の貿易収支が均衡していたポイントを選択
三井海上基礎研究所	95年12月	輸出物価指数	n.a.	-
三井生命	95年12月	輸出物価指数	n.a.	-
和光経済研究所	95年12月	輸出物価指数 卸売物価指数	73年基準	-
ニッセイ基礎研究所	96年7月	輸出物価指数	73年基準	輸出物価ベースのPPPからの乖離率を算出
千代田生命	96年12月	消費者物価指数 卸売物価指数 輸出物価指数	73年1月	3つのPPPレートに基づいて足許の円ドル・レートの水準を評価

資料：各機関資料より三菱総合研究所作成

図表 VII-6 各種物価指数を用いたPPPレートの推移



注：各PPPレートの水準は、表示期間中の名目為替レートの平均値が同期間中の各PPPレートの平均値と等しくなるように調整されている。

資料：IMF, "International Financial Statistics"、日米通関統計より三菱総合研究所作成

実質金利差【アセット・アプローチ/ポートフォリオ・バランス・アプローチ】

相対物価比率とともに一般的に用いられているのが、両国（円ドル・レートの場合は日米）の実質金利の格差である。実質金利差に着目するのは、金利平価の概念に基づいて二国間の資本移動に着目したアセット・アプローチおよびそれにリスクプレミアム要因を加味したポートフォリオ・バランス・アプローチの考え方に基づくものである。

実質金利差は、為替レートが実質金利差に敏感に反応する、いわゆる「金利相場」となった場合に重要視される。最近の例では、95年4月の円安反転以降96年にかけて、日米実質金利差に注目が集まった。

実質金利差は、名目金利と期待インフレ率から算出されるが、予測機関が用いる指標には差異がある。まず名目金利については、ほぼ全ての機関が長期金利（日：10年国債最長期利回り、米：10年物財務証券利回り、など）を用いているが、一部において短期金利（日：3ヶ月物預金金利、米：ユーロダラー3ヶ月物金利、など）が使用されている。一方、期待インフレ率は、本来であればフィッシャーの期待インフレ率、つまり1年後の期待物価水準に基づく厳密な意味での期待インフレ率が用いられるべきであるが、ほぼ全ての機関が物価に関する完全予見性を仮定して、当期のインフレ率を用いている。

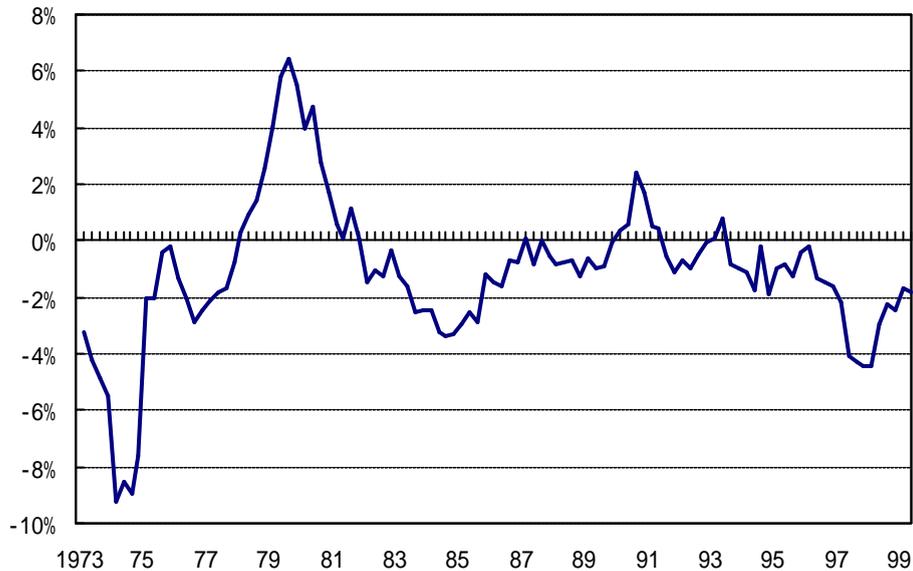
主要予測機関の為替レート予測における実質金利差の取り扱い、下図の通り。

図表 VII-7 主要予測機関の為替レート予測における実質金利差の取り扱い

予測機関	発表時期	使用する金利指標	期待インフレ率の取り扱い	備考
大和総研	95年10月 ほか	日：コールレート 米：FFレート	当期の卸売物価上昇率にて実質化	短期実質金利差を使用
住友生命総研	95年12月	日：日経公社債インデックス利回り 米：30年物国債利回り	n.a.	推計に当たってはリスクプレミアム要因も加味
三井海上基礎研	96年11月	日：国債指標銘柄利回り 米：30年物国債利回り	当期の卸売物価上昇率にて実質化	-
三洋経済研	97年7月	短期：10年国債 長期：CD3M	n.a.	名目金利差を採用

資料：各機関資料より三菱総合研究所作成

図表 VII-8 日米実質長期金利格差（日本 - 米国）



注：上表の日米実質長期金利格差は、次の通り算出した。
 【日本の10年国債最長期利回りを当期のインフレ率で割り引いた数値】
 - 【米国の10年物財務証券利回りを当期のインフレ率で割り引いた数値】
 資料：IMF, “International Financial Statistics” 他より三菱総合研究所作成

累積経常収支【ポートフォリオ・バランス・アプローチ（リスクプレミアム・モデル）】
 為替レートに及ぼす累積経常収支の影響力は、85年のプラザ合意後の急激な円高進展を境に注目を浴び始めた。これは、資本の非完全代替性を仮定したポートフォリオ・バランス・アプローチ、つまり、経常収支黒字の累積に伴って外国通貨建ての資産残高が積み上がり、これによって外国通貨建て資産の保有リスクが高まるというリスクプレミアムを明示的に取り入れたモデルを理論的根拠とするものである。

累積経常収支が注目されるのは、主として日本の経常収支黒字が拡大し、かつ米国の貿易赤字が政治問題化したときであり、特に95年にかけての円高期には、日米の貿易収支統計が発表される度に円高が進むという状況が発生した。

ポートフォリオ・バランス・アプローチにおけるリスクプレミアム項を累積経常収支によって表す場合には、(1) 名目GDPで割ることによって標準化する方法、(2) 長期の投資行為である直接投資収支分を除外するか否か、の2点が問題となる。(1) については、ほとんど全てのケースにおいて日本の累積経常収支を日本の名目GDPで割っているが、一部においては日米の名目GDPの合計、あるいは世界GDPで割ることによって標準化している。また、(2) については、経常収支をそのままの形で用いている例が多いが、一

部においては直接投資をリスク資産と切り離すため¹⁸、経常収支に直接投資を足し合わせた数値が用いられている。

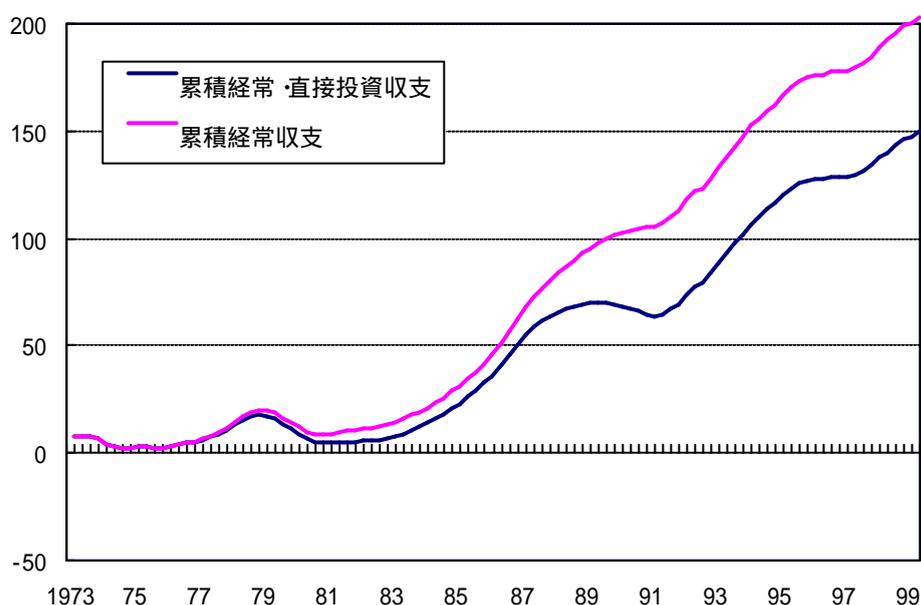
なお、日本の経常黒字は、ほとんどの予測機関によって円高要因として認識されているものの、累積経常収支をいわゆる「リスクプレミアム」と明示的に認識している予測は少なく、後述のフローの経常収支および経常収支の対GDP比を用いるケースが多い。累積経常収支をリスクプレミアムとして明示的に取り扱っている予測機関の例を下に挙げる。

図表 VII-9 主要予測機関の為替レート予測における累積経常収支の取り扱い

予測機関	発表時期	リスクプレミアムに用いる変数	備考
日本興業銀行	95年10月	米国の累積経常収支の対名目GDP比	日本の累積経常収支については言及せず
住友生命総研	95年7月	$(\text{日本の累積経常収支} - \text{累積直接投資純流出分}) / (\text{日米名目GDPの合計})$	直接投資を切り離してリスクプレミアムを計算

資料：各機関資料より三菱総合研究所作成

図表 VII-10 日本の累積経常・直接投資収支の推移



注：上表の数値は、日本の累積経常収支と累積経常・直接投資収支を先進7カ国の名目GDPの合計で標準化している。

資料：各国統計資料より三菱総合研究所作成

¹⁸ 直接投資は、「国際貿易によって交換できない生産要素を購入する行為」とであると解釈され、厳密にはリスク資産としての証券投資とは区別して考えるべきとの考え方による。詳細は深尾（1999）を参照。

フローの経常収支【ポートフォリオ・バランス・アプローチ】

フローの経常収支は、急激な円高が進行した 80 年代後半および 90 年代前半に盛んに注目された指標である。日本の対米経常収支黒字の積み上がりは、貿易黒字相当分のいわゆる「実需のドル売り」が円高を促すというフローの側面と、経常収支黒字が累積し、米ドル建て資産の残高が拡大することによって資産保有リスクが増大するというストックの側面がある。通常ストック面での分析を行う際には、上述の累積経常収支をリスクプレミアムとすべきといえる。しかし、大半の予測機関はフローの経常収支をもって上記の両側面をカバーしており、両者を混同した記述も見られる。

他方、少数ではあるが、両者を明確に区別した上で、フローの経常収支を「将来の累積経常収支が拡大するとの期待」を表す変数と捉え、リスクプレミアムの期待要因としてモデルに明示的に取り込んでいるケースもある。この期待要因は、日米貿易不均衡が政治問題化し、マーケットがリスクプレミアムに敏感に反応していた 90 年代前半においては一定の説明力を持っていたものと思われるが、それ以外の期間において適用する場合には注意が必要である。

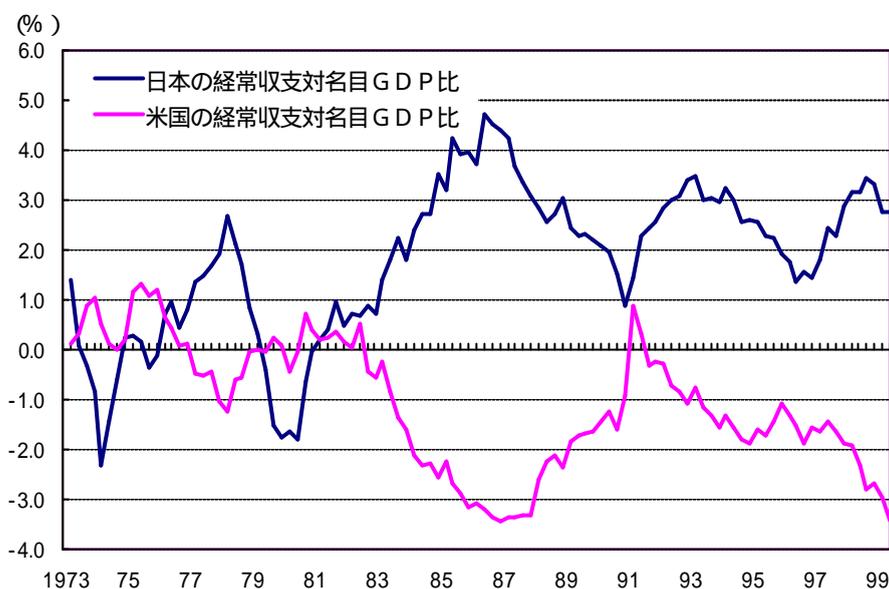
主要予測機関におけるフローの経常収支の取り扱い、下図の通りである。

図表 VII-11 主要予測機関の為替レート予測におけるフローの経常収支の取り扱い

予測機関	発表時期	用いられる指標	備考
住友生命総研	95 年 7 月	日本の経常収支を日米名目 GDP で除した数値	リスクプレミアムの期待要因として推計モデルに採用
三洋経済研究所	95 年 10 月 ほか	日本の経常収支（ドル建て）	予測時期によっては日本の貿易収支の前年同期比変化率を使用
大和総研	95 年 12 月 ほか	日米の経常収支（ドル建て、季調済値）	-
ニッセイ基礎研	96 年 4 月 ほか	日本の経常収支の対名目 GDP 比率（%）	-
安田総研	96 年 12 月	日本の経常収支の対名目 GDP 比率	累積経常収支とともに推計モデルに採用（期待要因とは明示的に説明されていない）
明治生命	97 年 12 月	日本の経常収支の対名目 GDP 比	政治的な要素（「米国政府が危険水域としている 2% 台半ばを超える」）を明示的に言及
日本リサーチ総研	99 年 12 月	米国の経常収支の対名目 GDP 比	経常収支赤字のファイナンスにかかるリスクを明示的に言及

資料：各機関資料より三菱総合研究所作成

図表 VII-12 日米の経常収支対名目GDP比率の推移



資料：IMF, “International Financial Statistics” 他より三菱総合研究所作成

ファンダメンタルズ格差

日本の金融システム不安が顕在化した 97 年後半以降、為替レートの先行きを説明する際に「日米のファンダメンタルズ格差を反映し、円安が進む」といった表現が頻繁に使用された。一国経済のファンダメンタルズとは、通常は成長率、インフレ率、失業率、景気動向、国際収支などを指すが、その意味するところは必ずしも明確でない。他方、97 年末以降の文脈における「ファンダメンタルズ」とは、大型金融機関の破綻に象徴される金融システム不安、企業の構造調整に伴う雇用不安、政府の積極財政出動に伴う財政不安の状態を指しているものと思われる。

これらの要因は、広く考えれば当該国通貨建て（円建て）資産を保有することに伴うリスクを増大させるものとして、リスクプレミアムに含めることが適当である。他方、政府による国債発行残高や日本国債の格付けといった一部の指標を除いて、こうした広義のリスクプレミアムを的確に示す指標を作成することは容易でなく、事実「ファンダメンタルズ格差」を明示的にモデルに取り込んで予測を行っている機関は見られない。こうした背景から、ファンダメンタルズ格差は為替レート予測における有効なツールとはなりにくいといえよう。

景況感格差【株式投資を重視したアプローチ】

99年以降、欧米投資家の潤沢なリスクマネーによる株式投資が国際資本移動の主役となるに至って、株式投資資本の行先を示す指標としての景況感格差が、為替レートの変動を説明する要因として注目を集めている。景況感格差を示す指標としては、対象国の実質GDP成長率の格差、あるいは両国の景気先行指数の伸び率差などが提案されている。しかし、アセット・アプローチにおける金利平価のように厳密な形で理論化されるに至っておらず、使用する指標に関するコンセンサスは得られていない。

複数要因によるコンポジット・インデックス【転換点を重視したアプローチ】

為替レート予測のアプローチにおいて、近年は幾つかの予測機関が、為替レート水準そのものを予測するのではなく、為替レートの方向性や転換点を予測するという新たなアプローチを採用している。

具体的には、ニッセイ基礎研究所が 実質金利差、 経常収支格差、 マネタリーベース、 過去の為替レートという4つの説明変数を用いて、「ニッセイ為替インデックス」というコンポジット・インデックスを採用している。また、大和総合研究所も同様の観点から、為替レートに影響を与えると考えられる主要なファンダメンタルズ変数を用いて「円・ドルレート先行指数」を試験的に作成している。

こうしたコンポジット・インデックスは、目先1年半の為替レートの予測値を用いて経済予測を行うといったケースには有効とはいえないものの、為替レート水準の方向性を見極める際の補完的なツールとしては、一定の有用性を持つものと思われる。

(2) 主要予測機関における為替レート予測モデル

予測機関が実際に為替レート予測に用いている計量モデルの形状を考察する。モデルのタイプとしては、為替レートをマクロ経済モデルの中の内生変数と捉えている「内生モデル」と、為替レートのみを外生的に予測する「外生モデル」に大別することができる。ここでは、内生モデルとして4つ、外生モデルとして2つのモデルを例示する。

内生モデル

(i) 三菱総合研究所

三菱総合研究所が保有するマクロ経済モデルにおける米ドル為替レートの推計式である。同研究所は複数のマクロ経済モデルを保有しており、目的に応じてモデルを使い分けている。通常の経済見通しにおいて用いるマクロ経済モデルでは、為替レートは外生モデルを用いて決定された予測値を外生変数として取り込んでいるが、以下の推計式を含むモデルでは、為替レートは内生的に決定される。

$$YDOL = 496.029 - 307.118 * (PPI_{US} / WPID_J) + 8.50351 * (IRGB10_{US} - CPI_{US} / CPI_{US-4}) \\ - 2.36243 * (IRGB10_J - CPI_J / CPI_{J-4}) - 5.05571 * (BPC_J / NGDP_J * 100) \\ + 0.021344 * (BPC_{US} / NGDP_{US} * 100)$$

$YDOL$: 円ドル為替レート

PPI_{US} : 米国生産者物価指数

$WPID_J$: 日本国内卸売物価指数

$IRGB10_{US}$: 米国 10 年物国債利回り

CPI_{US} : 米国消費者物価指数

$IRGB10_J$: 日本 10 年物国債利回り

CPI_J : 日本消費者物価指数

BPC_J : 日本経常収支

$NGDP_J$: 日本名目 GDP

BPC_{US} : 米国経常収支

$NGDP_{US}$: 米国名目 GDP

(ii) 日本経済新聞社データバンク局 (日経 NEEDS)

日経 NEEDS は、向こう 2 ~ 3 年の景気動向を把握するための四半期ベース計量経済モデル (NEEDS 日本経済モデル) を構築している。同モデルは、96 年 3 月の時点で約 320 本の方程式を有する需要サイド重視の構造を持っており、為替レートも内生変数として組み込まれている。NEEDS 日本経済モデルにおける為替レートは、アセット・アプローチ法とファンダメンタルズ重視法の 2 つのモデルが含まれている。

$$\begin{aligned}
YDOL = & 30.08404 - 0.00003002012 * (KBPC_J) \\
& + 0.9893316 * ((IRGB30_{US} - WPI_{US} / WPI_{US-4}) - (RBLAV - WPI_J / WPI_{J-4})) \\
& - 0.8309499 * (YDOL_{-1})
\end{aligned}$$

$KBPC_J$: 累積経常収支

$IRGB30_{US}$: 米国 30 年物国債利回り

WPI_{US} : 米国卸売物価指数

$RBLAV$: 日経公社債インデックス・長期 (月中平均)

WPI_J : 日本卸売物価指数

$$\begin{aligned}
YDOL = & 4.490446 + 0.8443107 * (PE / EXPIS * 199) \\
& - 2.153736 * (BPC_J / 1000 / GNP_{J-1}) \\
& + 1.204495 * ((RCALL_{US} - WPI_{US} / WPI_{US-4}) - (RCALL_J - WPI_J / WPI_{J-4})) \\
& + 0.3846820 * (YDOL_{-1})
\end{aligned}$$

PE : 財貨・サービスの輸出デフレーター

$EXPIS$: 工業国輸出価格指数

BPC_J : 日本経常収支

GNP_J : 日本名目 GNP

$RCALL_{US}$: 米国フェデラルファンド・レート

$RCALL_J$: 日本コールレート (月中平均)

(iii) 日本経済センター

日経センターも、用途に応じて複数のマクロ経済モデルを用いている。ここでは、モデルのサイズを非常にコンパクトにまとめた「日本経済のミニ・コアマクロ計量モデル」における為替レートの推計式を示す。

$$\begin{aligned}
YDOL_{MAVG4} = & 76.1740 - 0.0000 * (KBPC_J_{MAVG4}) + 0.5192 * (YDOL_{MAVG4-1}) \\
& - 1.3264 * ((RMAA_J - PGDP_J / PGDP_{J-4})_{MAVG4} - IRGB30_{US})_{MAVG4}
\end{aligned}$$

$RMAA_J$: 全銀貸出約定平均金利 (残高、期中平均)

$PGDP_J$: 日本 GDP デフレーター

($MAVG4$ は、4 期の移動平均を指す)

外生モデル

(i) 住友生命総合研究所 (94年12月)

住友生命総研は、94年から96年にかけての円高期において、リスクプレミアム項を組み込んだポートフォリオ・バランス・アプローチに基づく比較的厳密なモデルを用いて為替レートの推計を行っていた。同モデルの特徴としては、累積経常収支による通常のリスクプレミアム項に加えて、フローの経常収支による「期待要因」を説明変数とすることにより、95年までの根強い円高期待を説明しようと試みている点が挙げられる。

$$\begin{aligned} \log(YDOL) - \log(PPP) = & 0.1234 \\ & + 0.05143 * ((IRGB30_{US} - PGDP_{US} / PGDP_{US-4}) - (RBLAV - PGDP_J / PGDP_{J-4})) \\ & - 0.01088 * ((KBOPCRNT_J + KDR_J) / (NGDP_J + NGDP_{US} * YDOL)) \\ & - 0.03063 * ((BPC_J + DR_J) / (NGDP_J + NGDP_{US} * YDOL)) \end{aligned}$$

$YDOL$: 円ドル為替レート

PPP : 購買力平価 (GDPデフレータ基準)

$IRGB30_{US}$: 米国30年物国債利回り

$PGDP_{US}$: 米国GDPデフレータ

$RMAA_J$: 全銀貸出約定平均金利 (残高、期中平均)

$PGDP_J$: 日本GDPデフレータ

$KBPC_J$: 日本累積経常収支

KDR_J : 日本累積直接投資収支

$NGDP_{US}$: 米国名目GDP

$NGDP_J$: 日本名目GDP

BPC_J : 日本経常収支 (フロー)

(ii) 安田総合研究所 (97年12月)

安田総研も、フローの経常収支を説明変数に加えたポートフォリオ・バランス・アプローチを採用して為替レートの推計を行っている。ただし、ここでのフローの経常収支は、リスクプレミアム項の期待要因というよりも、実需のドル売り要因を想定しているものと思われる。なお、同モデルにおける説明変数については、詳細な内容が明らかにされていない。

$$\begin{aligned} [\text{円ドルレート}] = & -45.7 + 2.51 * [\text{日米実質長期金利差}] \\ & - 7.46 * [\text{経常収支の対GDP比}] + 1.44 * [\text{購買力平価}] \\ & - 1.73 * [\text{累積経常収支 (除く累積直接投資) の対GDP比}] \end{aligned}$$

(3) 80年代以降の各局面における主要予測機関の予測手法

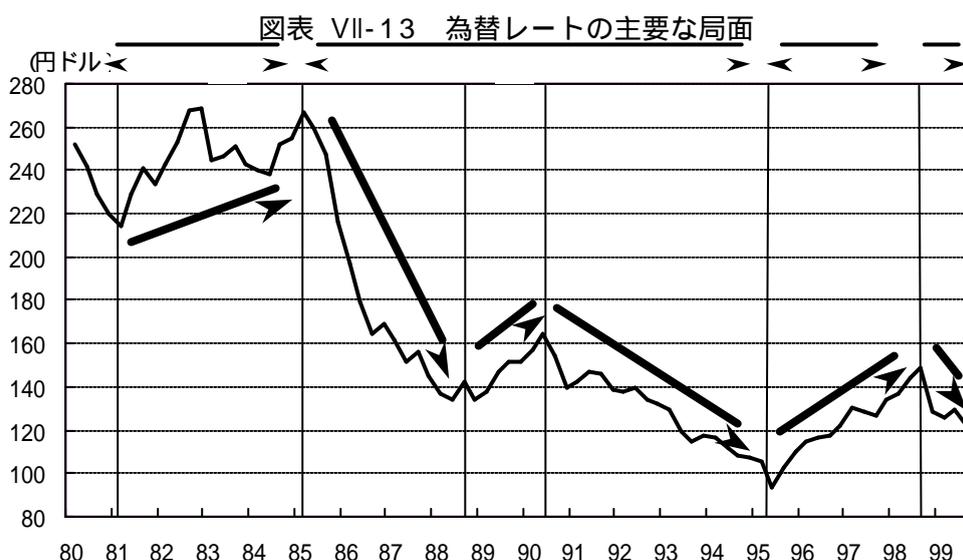
為替レートの決定要因が、為替レートの推移における各局面においていかなるインパクト（注目度）をもってきたかに関し、下図に示した80年代以降の大きな流れをしてみる。

80年代前半：「強いドル」政策を背景とした金利相場

レーガン政権下で米国の高金利政策が継続され、オイルダラーをはじめとする世界中の資産が米国に流入していた時期であった。こうした高金利に加えて「強いドル」政策が高らかに掲げられていたことから、円ドル・レート（およびその他通貨の対ドル・レート）の水準は、実質金利差によって説明されるところが大きかった。他方、80年代前半においては日本の累積経常収支黒字が顕在化しておらず、ドル建て資産保有リスクの増大に伴う円高圧力の高まりは、円ドル・レートの決定要因としてはほとんど認識されていなかった。購買力平価は、名目為替レートの長期的均衡値を示す考え方として、一定の認識を受けていたものと思われる。

80年代後半～90年代中盤：日本の累積経常収支黒字を背景とした恒常的な円高圧力

プラザ合意を境として、円ドル・レートは89～90年の円高修正期を挟む約10年にわたる円高期に突入する。この局面において最も注目された指標は、日米の経常収支（貿易収支）およびその累積額で示されるリスクプレミアムであった。この間に、資産が非完全代替的であるときの短期為替レート均衡理論であるポートフォリオ・バランス・アプローチが円ドル・レートの説明理論として定着し、また日米の貿易指標が発表される度に円高が進行するといった過敏な反応が見られることもあった。この背景には、単に日本の累積経常収支黒字が積み上がったことのみならず、日米の貿易摩擦が政治問題化し、かつ米国の経済政策において「為替レートを貿易政策のツールとする」というスタンスが明確にされていたという要因が存在する。



96年～98年：ファンダメンタルズ格差を背景とした円安反転

95年4月に円ドル・レートが79円台を記録して以降、円ドル相場は約3年強にわたって円安局面に入る。ここでは、それまで為替レート水準に大きな影響力を及ぼしてきた累積経常収支要因に対する市場の注目度が急速に低下し、それに代わって実質金利差や景況感格差といった資本収支要因に焦点が当てられることとなった。この背景としては、ルービン米財務長官による「強いドル」を奨励し、為替レートを貿易政策のツールにしないという米国の政策スタンスの変更があったことに加え、80年代以降の国際資本市場の急拡大を受けて、自由な国際資本の動きが為替に与える影響が高まってきたことが挙げられる。

また、日本側の要因として、大型金融機関の破綻に象徴される金融システム不安や政府の積極財政政策に伴う財政赤字の急拡大が顕在化し、「日米ファンダメンタルズ格差」に起因する資本流出が発生したことも、円安を助長するファクターとなった。

98年8月～：リスクマネーの流入に伴う円高局面

ロシア通貨危機が勃発した98年8月以降、米ドルへの資金流入の流れが反転し、今日に至るまで再度円高傾向が強まっている。ここでは、これまでにない規模に膨らんでいる米国の累積経常収支赤字が米ドル建て資産の保有リスクを高めているという面は否めないが、98年後半以降の円ドル相場は、90年代前半における状況とはいくつかの点で明らかに性格を異としている。今局面における最大の特徴は、米国の株式市況の活況を背景として国際的なリスク許容度が高まり、株式投資の形で巨額の資本が移動しているところにある。99年における日本の株式市況の活況と円高は、この状況を端的に示している。こうした中、かつての円高局面に見られたような一本調子の円高ではなく、内外の景況感格差の動向を受けて資本が移動することによって、足許の円ドル相場は明確な方向感を掴みにくい展開が続いている。

現在為替相場において注目されている動きとしては、景況感格差を示す指標の動向に加えて、投資家のリスクテイク能力がある。99年からの流れとしては、キャピタルゲインを求める投資家がクロスボーダーの株式投資を拡大させることによって為替相場に影響を与えてきている。しかし、今後仮に米国株式市況が調整局面に入り、リスクマネーの供給量が大きくかつ急激に低下する局面も想定され、その際にはより低リスクの債券投資に資本の流れが向かうことが予想される。

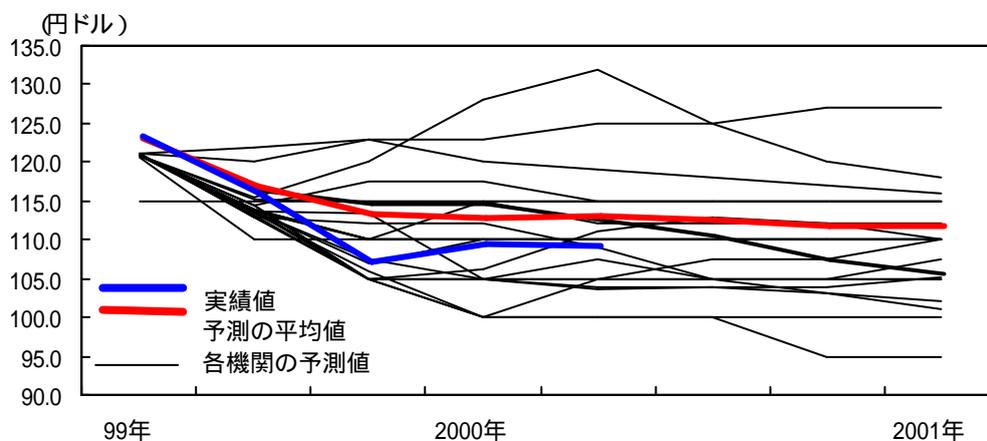
3) 99年秋期予測に関するケース・スタディー

本節では、99年秋期(9月～11月)に発表された主要予測機関の四半期ベースでの為替レート予測値を見つつ、主要機関による為替レート予測手法やパフォーマンスを概観する。

ここでの分析において対象とする23予測機関の予測値は以下の通り¹⁹。

図表 VII-14 主要23機関による四半期ベース為替レート予測

予測機関	99年			2000年			2001年	
A	121.0	122.0	123.0	120.0	119.0	118.0	117.0	116.0
B	120.9	113.7	110.0	110.0	110.0	110.0	110.0	110.0
C	120.9	113.2	105.0	100.0	100.0	100.0	95.0	95.0
D	121.0	120.0	123.0	123.0	125.0	125.0	127.0	127.0
E	120.9	113.6	107.5	105.0	105.0	107.5	107.5	110.0
F	115.0	115.0	115.0	115.0	115.0	115.0	115.0	115.0
G	120.9	114.0	105.0	105.0	104.0	104.0	103.0	102.0
H	120.9	114.0	110.0	115.0	115.0	115.0	115.0	115.0
I	120.9	114.4	105.0	106.3	111.0	113.0	112.0	110.0
J	120.9	113.6	113.5	105.0	103.7	103.8	103.8	105.3
K	120.9	114.0	110.0	110.0	110.0	110.0	110.0	110.0
L	120.9	114.4	105.0	100.0	105.0	105.0	105.0	105.0
M	120.9	113.6	110.0	110.0	110.0	110.0	110.0	110.0
N	120.9	115.5	120.0	128.0	132.0	125.0	120.0	118.0
O	120.9	113.6	107.0	110.0	110.0	110.0	110.0	110.0
P	121.0	113.0	105.0	105.0	105.0	105.0	105.0	105.0
Q	120.9	114.5	117.5	117.5	115.0	115.0	115.0	115.0
R	121.0	113.0	112.0	112.0	109.0	105.0	103.0	101.0
S	120.6	110.0	110.0	110.0	-	-	-	-
T	120.9	114.0	112.0	112.0	110.0	108.0	105.0	103.0
U	120.9	115.1	115.0	115.0	112.0	112.0	112.0	112.0
V	120.8	113.5	105.9	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
W	120.9	113.6	105.0	105.0	107.5	105.0	105.0	107.5
平均値	120.6	114.4	110.9	110.4	110.6	110.1	109.3	109.2
実績値	120.9	113.6	104.5	107.1	106.6	-	-	-



¹⁹ 上表の四半期ベースの予測値については公表されていない資料をベースとしていることから、ここでは予測機関名を伏せている。なお、ここでの為替レート予測値は、マクロ経済見通しの予測指標の一つという位置付けであり、為替レートに特化した形の予測ではないことに注意。

(1) 四半期ベースでの予測値の傾向

予測値を固定させているケースが比較的多い

四半期ベースでの為替レート予測値の推移から第一に見られる特徴としては、比較的多くの予測機関が、予測期間中の為替レートを一定水準に固定していることである。図表

14 に見るとおり、23 機関中 9 機関までが予測機関（2000 年第 1 四半期～2001 年第 1 四半期）の為替レートを固定させている。

この背景には、当時の円ドル相場を巡る方向感が明確でなかったことが挙げられるが、それ以上に為替レート予測が困難であり、かつその他の予測値に与える影響が大きいことに鑑み、経済見通しを作成する前提条件としての為替レートの水準を大きく振れさせないとの方針が存在することがうかがわれる。

予測値を小幅な動きに止めているケースが多い

と同様の趣旨から、予測値を足許の水準から大きく乖離させる機関が比較的少数に止まっている。秋期予測時点での実績見込み値（99 年第 3 四半期）である 1 ドル約 114 円の水準に対し、予測値に ±10 円以上の幅を持たせている機関は、23 機関中 7 機関に止まっている。

(2) 予測のパフォーマンス

一方、99 年第 4 四半期以降の予測のパフォーマンスを見ると、99 年第 4 四半期における円高進展、および 2000 年第 1 四半期における円安反転を比較的正確に捉えている機関は、23 機関中 5 機関（G、I、O、P、W）に止まっており、逆に 99 年第 4 四半期における実績値からの乖離幅が 10 円を超えている機関は 6 機関（A、D、F、N、Q、U）存在する。99 年第 4 四半期が為替相場の転換点（ボトム）に当たるか否かは現時点では明確でないが、1～2 四半期先の相場の見通しにおいても、大きな予測誤差が生じていることは特筆される。

- 2 . 個別機関の予測手法

1) 三菱総合研究所

(1) 為替予測の考え方

四半期ごとのマクロ経済予測の一部として為替レート（円ドル相場、円ユーロ相場）を予測している。為替レートは実体経済（日本の実質GDPなど各種指標）を予測するための前提条件の一部である。日本および海外の実体経済を予測した上で、それが為替レートに対してどのような影響を及ぼすか、を考慮して為替レートの予測に修正を加える。

予測において実体経済と為替レートとの相互連関を考慮する理由は、現実の経済においては両者が同時決定されている、という認識があるためである。為替レートを予測する場合でも、マクロ経済予測が全体として整合性のとれたものであるためには、為替レート・実体経済 為替レートという接近法が必要であると考えている。

マクロ計量経済モデルに為替レートを内生化してとりこむとモデルが不安定になることがある。理想的には、計量経済モデル上において、為替レート、実体経済など全ての変数が整合的に予測できることが望ましいが、現時点では試行段階であり、実体経済のモデルと為替レートのモデル（以下、為替モデルと略す）は独立している。

為替モデルには、実体経済の変数が説明変数となっている。説明変数の予測値を与えて為替レートの一次予測値を得る。こうして得られた一次予測値が実体経済の予測において想定された為替レートと大きく乖離する場合には、一次予測値を実体経済のモデルに代入して実体経済に関するシミュレーションを行う。ただし、実体経済の予測を行う上で、為替レートはあくまで一要因にすぎない。また、実体経済の予測には、為替レート以外の様々な要因がすでに反映されている。したがって、為替レートが実体経済を必要以上に大きく動かすような予測をたてることに対しては、慎重なスタンスをとっている。

(2) 為替予測に用いるモデル

日次データによる推計

為替レートは金利、株価とともに日々変動している。為替レートは、金利、株価の変動から影響を受けると考えられている。例えば、「日本の株安を受けて、円が売られた」という市場関係者のコメントが頻繁に行われている。

こうした動きを統計的に検証するためには、日次データによる推計が必要となる。日次データが得られない景気指標や物価指標は、推計には用いない。例えば、実質GDPや消費者物価は説明変数に含まれない。従って、景気、物価等に関して追加的な情報がない場合に、マーケットがどのように動いているか、を推計したものとする。

最終目的が四半期予測である場合でも、日次データによる推計は重要な情報となる。す

なわち、為替レートの予測において最大の情報をもっているのは現時点の為替レートであるので、足許の変動とその原因を把握することが、四半期予測に対しても重要な手がかりを与える。

データはデータストリームあるいはブルーンバーグからダウンロードしたものをを用いる。推計に必要なデータは以下の5つである。

(被説明変数)

円ドル相場 (NY市場終値)

(説明変数)

日本国債 10 年物利回り (終値)

米国国債 10 年物利回り (終値)

日経平均 (終値)

NYダウ (終値)

変数の定常性の問題を考慮し、円ドル相場、日本国債 10 年物利回り、米国国債 10 年物利回りは前日との差をとり、日経平均、NYダウは対数変換した上で、前日との差をとった。

(i) 推計期間：1999 年 12 月 21 日～2000 年 1 月 21 日

景気、物価関係の指標に関する新しい情報が含まれない期間を想定し、1ヶ月間の推計をすることになる。日次データであるので、自由度の問題は全く生じない。

エクセルの回帰分析コマンド²⁰を用いた推計結果は、以下の通りである。

²⁰ メニューの中から、[ツール] の [分析ツール...] を選択し、[回帰分析] を選択する。[入力 Y 範囲] には、被説明変数の該当する範囲を選択して入力し、[入力 X 範囲] には、説明変数の該当する範囲を選択して入力する。説明変数は、あらかじめ連続する列に並べておく必要がある。

図表 VII-15 日次為替レートの推計結果（その1）

回帰統計									
重相関 R	0.398577								
重決定 R ²	0.158863								
補正 R ²	-0.01822								
標準誤差	0.605799								
観測数	24								

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	0.154871	0.131715	1.175809	0.254195	-0.12081	0.430553	-0.12081	0.430553
X 値 1	3.203359	5.462793	0.586396	0.564512	-8.2304	14.63712	-8.2304	14.63712
X 値 2	-0.83896	2.29088	-0.36622	0.718249	-5.63383	3.95591	-5.63383	3.95591
X 値 3	-11.6763	9.353779	-1.2483	0.227086	-31.254	7.901374	-31.254	7.901374
X 値 4	-13.6911	10.97048	-1.248	0.227194	-36.6526	9.270353	-36.6526	9.270353

Y 値 = 円ドル相場（前日との差）

X 値 1 = 日本国債 10 年物利回り（前日との差）

X 値 2 = 米国国債 10 年物利回り（前日との差）

X 値 3 = 日経平均（対数変換後、前日との差）

X 値 4 = NY ダウ（対数変換後、前日との差）

符号条件、有意水準をみると下表の通りであり、日経平均のみが符号条件を満たした。つまり、推計期間において、日経平均の上昇は円高ドル安をもたらしたことが確認される。ただし、有意水準は 23% である。

図表 VII-16 推計結果の符号条件

	符号	有意水準
切片	***	***
X 値 1	x	***
X 値 2	x	***
X 値 3		23%
X 値 4	x	***

(ii) 推計期間：1999年1月1日～2000年1月21日

短期間の推計では、足許の水準判断に用いることができるような推計式が得られなかったため、推計期間を延長して対応する。この推計期間を採用した場合に得られた推計結果は、以下の通りである。

図表 VII-17 日次為替レートの推計結果（その2）

回帰統計									
重相関 R	0.28476								
重決定 R ²	0.081088								
補正 R ²	0.067424								
標準誤差	0.918311								
観測数	274								

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	-0.02371	0.05647	-0.41992	0.674882	-0.13489	0.087466	-0.13489	0.087466
X 値 1	-3.61834	0.984454	-3.67548	0.000287	-5.55656	-1.68013	-5.55656	-1.68013
X 値 2	-0.82281	0.988032	-0.83278	0.405709	-2.76807	1.122446	-2.76807	1.122446
X 値 3	-5.48741	4.432087	-1.23811	0.216755	-14.2134	3.238569	-14.2134	3.238569
X 値 4	14.11994	5.51215	2.561604	0.010965	3.267514	24.97237	3.267514	24.97237

Y 値 = 円ドル相場（前日との差）

X 値 1 = 日本国債 10 年物利回り（前日との差）

X 値 2 = 米国国債 10 年物利回り（前日との差）

X 値 3 = 日経平均（対数変換後、前日との差）

X 値 4 = NYダウ（対数変換後、前日との差）

符号条件、有意水準をみると下表の通りであり、米国国債 10 年物利回り以外は符号条件を満たした。つまり、推計期間において、日本の長期金利上昇、日本の株価上昇は円高ドル安をもたらし、米国の株価上昇は円安ドル高をもたらしたことが確認される。この推計結果にもとづいて、予測については「日本の株価が回復、長期金利も上昇するとみているので、円高が進行する。」といった説明を行う場合の理由が与えられることになる。

図表 VII-18 推計結果の符号条件

	符号条件	有意水準
切片	***	***
X 値 1		0.0%
X 値 2	x	***
X 値 3		21.7%
X 値 4		1.1%

四半期データによる推計・予測

マクロ経済予測は四半期単位で予測値を提供しているため、通常は為替レートについても四半期データによる推計を行い、予測値を求める。

データはデータストリームからダウンロードしたものを用いる。データ出所は、米国商務省、米国労働省、経済企画庁、日本銀行、およびIMFの統計である。推計に用いるデータは以下の13変数である。

(被説明変数)

円ドル相場 (IMF 発表)

(説明変数)

米国経常収支 (米国商務省発表)

米国名目GDP (米国商務省発表)

日本経常収支 (日本銀行発表)

日本名目GDP (経済企画庁発表)

米国実質GDP (米国商務省発表)

日本実質GDP (経済企画庁発表)

米国生産者物価 (米国労働省発表)

日本卸売物価 (日本銀行発表)

米国短期金利 (FF金利)

日本短期金利 (無担コール翌日物金利)

米国長期金利 (財務省証券利回り、IMF 発表)

日本長期金利 (国債利回り、IMF 発表)

被説明変数の円ドル相場は対数変換や変化率をとるなどの処理を加えない。米国経常収支は名目GDPとの比率をとって説明変数とする。米国実質GDPは前年同期比をとって説明変数とする。米国生産者物価は対数変換や変化率をとるなどの処理を加えない。日本についても全て同様である。

推計を効率的に進める方法は、初めに考えられるすべての説明変数を入れて推計式を求め、符号条件が合わない変数はずし、残りの変数で次の推計式を求め、有意性をチェックし、最後に有意な変数のみを残して推計式を求める、というものである。

その結果採用される推計式について、為替レート決定理論と完全に整合的である、と主張することは難しいが、そうした理論を踏まえて説明変数を選択し、統計的に意味のある推計式を求める、という点で利用価値があるものとする。

推計期間を変更して、上の手順を繰り返すことにより、パフォーマンスの高い推計式を求めることも検討の余地があろう。今のところ、プラザ合意のあった1985年からの推計によって予測に適した推計結果が得られている。

図表 VII-19 四半期円ドルレート of 推計結果

【推計期間：1985 年第 1 四半期～1999 年第 4 四半期】

回帰統計	
重相関 R	0.959554
重決定 R ²	0.920745
補正 R ²	0.914981
標準誤差	10.10477
観測数	60

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	-544.762	56.84684	-9.58298	2.51E-13	-658.686	-430.838	-658.686	-430.838
X 値 1	-0.47205	0.195584	-2.41355	0.019156	-0.86401	-0.08009	-0.86401	-0.08009
X 値 2	7.271055	0.432095	16.82744	2.38E-23	6.405118	8.136993	6.405118	8.136993
X 値 3	1.975931	0.947646	2.085094	0.041716	0.076806	3.875056	0.076806	3.875056
X 値 4	-9.19015	1.133126	-8.11044	5.76E-11	-11.461	-6.91931	-11.461	-6.91931

この推計に用いている変数は、対数変換等をとらず、すべて原数値である。

Y 値 = 円ドル相場

X 値 1 = 米国生産者物価

X 値 2 = 日本生産者物価

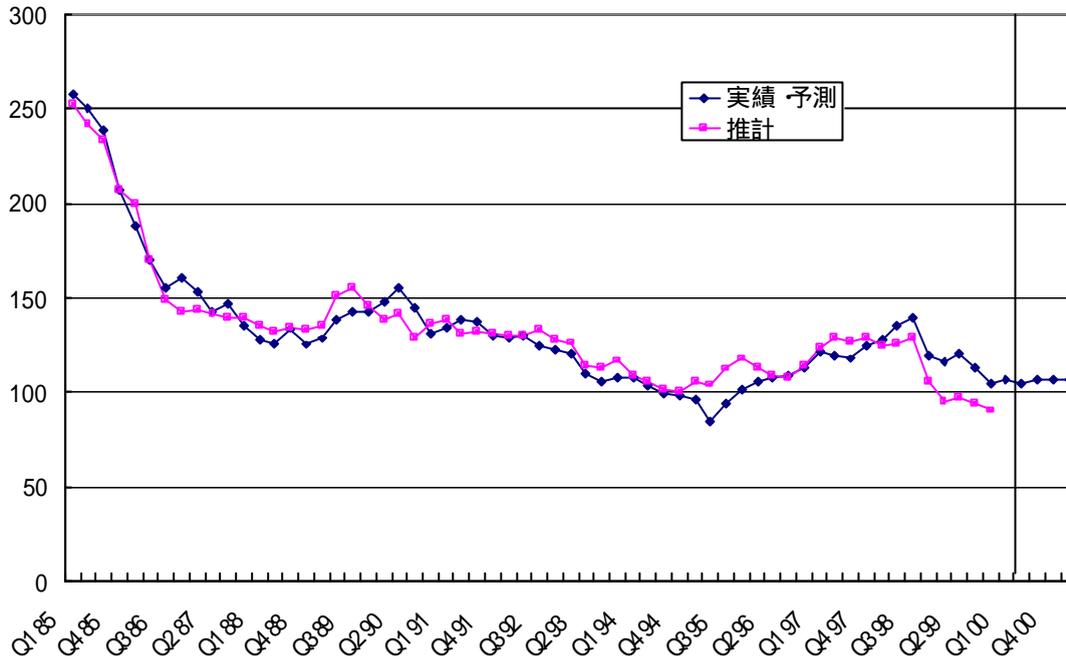
X 値 3 = 米国短期金利

X 値 4 = 日本長期金利

予測期間：2000 年第 2 四半期～2001 年第 1 四半期

米国生産者物価、日本生産者物価については、日米の実体経済の予測値を代入する。米国短期金利、日本長期金利については、1999 年第 4 四半期のレベルで横這いと仮定する。予測結果は下図の通り。

図表 VII-20 四半期円ドルレートの予測結果



図表 VII-21 モデルによる予測値

	円ドル
2000年1 - 3月	107.1
2000年4 - 6月	104.7
2000年7 - 9月	106.4
2000年10 - 12月	106.8
2001年1 - 3月	106.5

注：2000年1 - 3月は実績

このモデルによる予測結果をみると、2000年4 - 6月期に一時円高に振れるが、その他は余り大きく動かない、という結果になる。従って、実体経済の見通し作成の前提として用いる上においては、おおむね適当である。一方で、マクロ経済見通し全体の整合性の観点からは、説明変数の予測値が実体経済の予測から得られたものをを用いている、という点を主張することはできるものの、推計の過程で様々な説明変数を落としているため（実質GDP成長率など）、それらが為替レートの予測にどのような影響を与えているか、という点については説明を与えることができない、という限界に直面する。そこで、それらの要因については、定性的な説明を加えると同時に、予測値を修正することによって織り込んでいくことになる。

モデルによる推計値の補正

モデルで有意なパラメーターの推計値が得られなかった場合でも、それらの変数が為替レートに重要な影響を与えると考えられる場合には、モデルによる為替レートの予測値に対して、それらの変数の予測値を考慮して補正している。

2000年3月の予測を例にとると、上で用いた推計式においては、日米の実質GDP成長率、日米の経常収支のGDP比率にかかるパラメーターの推計値は、統計的に正しい符号で有意となるものが得られなかった。しかし、実際の予測にあたっては、これらの変数を重視している。これは、日米の景況感格差及び経常収支動向が円ドル相場に影響する、という点を予測に織り込むことを意味する。

さらに、1ドル=100円の水準を超える円高ドル安の進行があるかどうか、という点も検討している。モデルによる推計では、円ドル相場が極端に動くことはほとんどないが、現実の外国為替市場では、市場参加者の期待の急変により急激な為替レートの変動が起きることがある。予測期間中にそうした局面が発生するか、という点を検討している。その場合、日本の通貨当局が円ドル相場を一定の範囲でとどめる明確な意思を介入によって示すか、そうした介入が市場の期待形成に有効に作用するか、という点が検討対象となる。特に、現在の状況ではそうした検討が重要度を増していると考えられる。

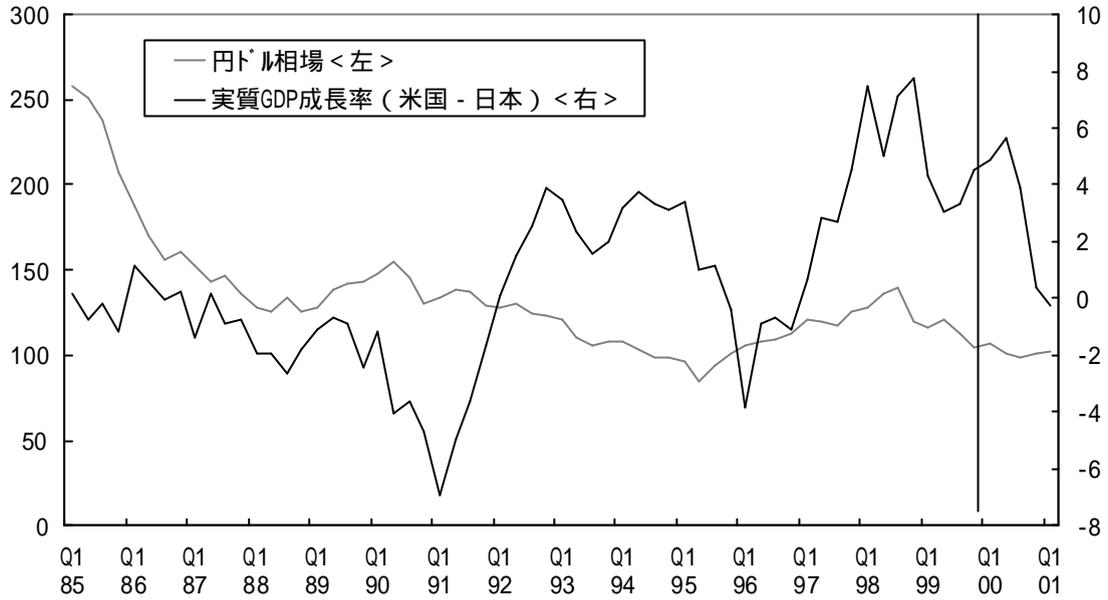
以上の要素を考慮した結果、日本の景気回復期待を先取りするとともに、日米の経常収支の不均衡拡大を反映して、円ドル相場は年央に向けて円高ドル安が進行、7 - 9月中には1ドル=100円割れとなる、との見通しとなった。

図表 VII-22 円ドル相場に関する補正後の予測値

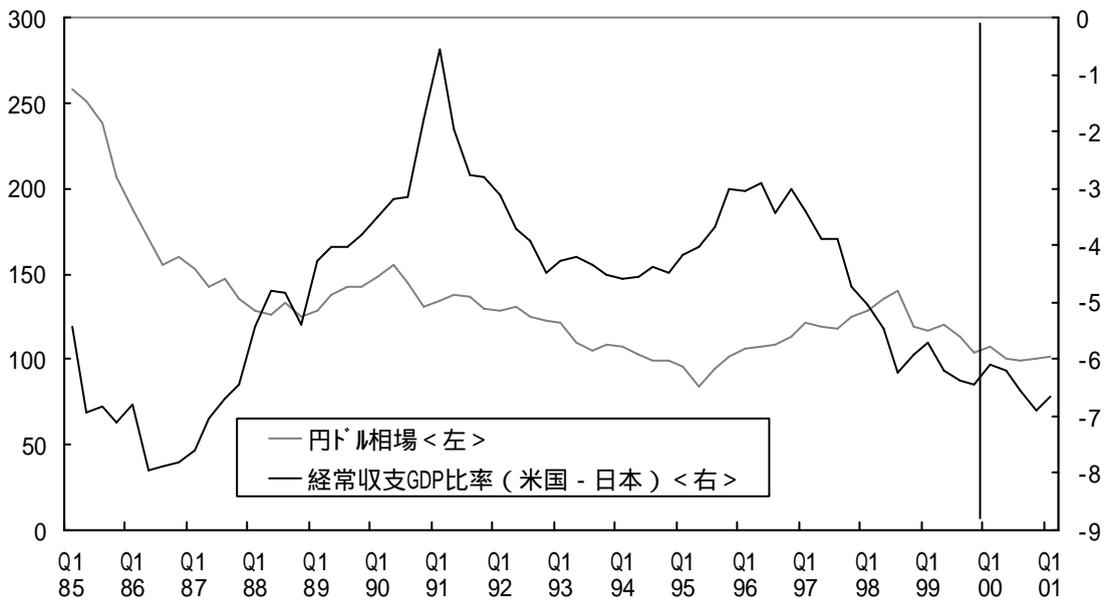
	円ドル
2000年1 - 3月	107.1
2000年4 - 6月	101.0
2000年7 - 9月	99.0
2000年10 - 12月	101.0
2001年1 - 3月	102.0

注：2000年1 - 3月は実績

円ドル相場と日米実質GDP成長率格差



円ドル相場と日米経常収支GDP比率格差



(3) 予測のパフォーマンス

2000年1月まで過去5回の予測結果と実績値とを対比したのが下表である。各月の末に予測を行っているので、当該月が含まれる四半期については、1ヶ月分の実績値が与えられており、かつ2ヶ月分の先行きを予測すればよいので予測と実績の乖離率が小さくなるはずであるが、2000年1-3月のように1月時点の予測と実績が6円以上乖離しているケースもある。また、1999年7-9月のように、1999年1月時点の予測値の方が、1999年7月時点での予測値よりも実績値に近い、というケースもある。

予測が修正されていく方向は一様でない。つまり、ある時点の予測に関して、初めに行った予測値よりも、一旦円安（あるいは円高）方向に修正した後、再び円高（あるいは円安）に戻す、というケースもある。

図表 VII-23 過去の予測値と実績値の推移

		1999年				2000年				2001年	
		1-3月	4-6月	7-9月	10-12月	1-3月	4-6月	7-9月	10-12月	1-3月	4-6月
予測	1999年1月	114.1	113.5	112.3	110.4	110.1	110.0				
	4月		118.5	116.3	114.4	112.0	110.0	108.0			
	7月			116.4	113.8	111.4	109.0	107.7	106.1		
	10月				105.0	101.7	98.0	102.0	104.0	105.0	
	2000年1月					101.0	99.0	98.0	101.0	102.0	103.0
実績		116.4	120.8	113.2	104.4	107.1					

いずれにせよ予測と実績が乖離することは常であり、予測作業を終えた後、常に予測結果を実績値と照らし合わせ、なぜ乖離が生じたかを明らかにすること、その上で、適切なタイミングで予測を修正すること、その場合に、明確な理由をつけることが予測者にとっての課題である。

2) 大手都市銀行A行為替アナリスト

ここでは、大手都銀の為替担当アナリストへのヒアリング結果に基づいて、為替レートの予測手法を取りまとめた。なお、ヒアリングを行った大手都銀では、複数部署における複数のエコノミスト、アナリストが為替レートの予測を行っており、以下の見解は当該行の統一的な見方ではない。

(1) 為替予測の基本的な考え方

為替レートの絶対水準の予測は困難

多数の性質の異なる要因によって決定される為替レートの水準を、絶対値ベースで正確に予測することは非常に困難である。よって、為替レート予測においては明確な予測値を提示するというよりも、為替レートの方向性を示した上で、一定の幅を持たせた予測値を示している²¹。また、一つのモデルから導出される為替レートの理論値をそのままの形で予測値として提示することはなく、あくまでモデルに含まれる内生変数に焦点を当てた場合の為替レートの方向性を見る際の材料として用いている。

一方、為替レートを予測する際には、複数のシナリオを想定して複数の予測値を提示することはせず、あくまで一つのシナリオに基づく予測を提示している。これは、分析の焦点を絞るためであり、想定するシナリオが実績と乖離した場合には、適宜シナリオを修正する形で対応している。

為替レートの見方は、予測期間によって大きく異なる

当然ながら、予測対象となるタームが異なれば、予測に用いる手法も違ってくる。3～5年程度の長期を見る場合には、購買力平価で大まかな動きを捉えている。また、長期においては対象国経済のファンダメンタルズのサイクルも重要な要素となる。

一方、目先1年～1年半程度の中期の予測となれば、ファンダメンタルズの動きにマーケット動向の分析を加味することとなる。具体的には、各国投資家の投資スタンスおよび資本の動きが重要な要素となる。

為替レートの予測には「グローバル・ポートフォリオ・マネージャー」的な見方が必要

資本の動きを分析する際の基本スタンスは、「どの国のどの金融資産に資本が流れていくか」というマーケット重視の視点である。ここでポイントとなるのは、投資家の資産がリスク・アセットに向かうか（キャピタルゲイン指向）あるいは安全資産に向かうか（インカムゲイン指向）という視点。この意味で、中期までの為替レート予測を突き詰めると、グローバル・ポートフォリオ・マネージャー的な視点が必要となってくる。

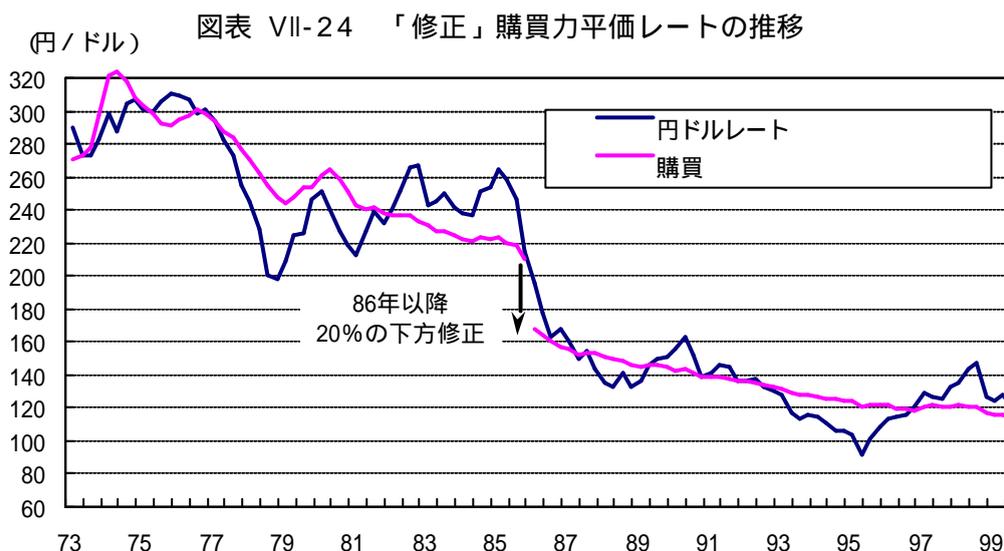
²¹ これは、予測値を用いて景気見通しを作成するのではなく、行内での為替ディーリングや投資判断のための情報提供を行っているA氏の業務の位置付けに依るところが大きいものと思われる。

(2) 為替予測に用いるモデル

ヒアリング対象の為替アナリストが為替レートの予測に用いているモデルは以下の通り。ただし、これはあくまで現時点(2000年3月)で重視しているものであり、マーケットの動きに大きな変化があれば、見るべき指標と使うべきモデルが違ってくる。

購買力平価(PPP)

前述の通り、3~5年程度の長期の為替レートの動きを概観する場合には、購買力平価を用いた分析を行っている。また、長期予測のみならず、足許の為替レートが均衡レートからどの程度乖離しているかを確認するためにも、PPPの考え方をしている。PPPレート算出に用いる物価指標には、日本の卸売物価指数と米国の生産者物価指数を用いており、基準点としては73年4月を採用している。また、PPPレートには85年9月のプラザ合意時点でトレンドのシフトが発生していると仮定し、86年以降のPPPレートを約20%下方修正する形で対応している。



アセット・アプローチ(リスクプレミアム・モデルを含む)

目先1年から1年半程度の為替レートの予測に際しては、資本市場の動向に焦点を当てた分析を行っている。そこでは、実質金利差にリスクプレミアム項を加えたいわゆるポートフォリオ・バランス・アプローチも一つの分析材料となるが、足許の為替レート分析では、この手法の重要性は大きく低下している。この背景は次の通り。

・リスクプレミアム項の説明力低下

国際資本市場における資本移動の規模の拡大に伴って投資家のリスク許容度が高まっており、リスクプレミアムの影響力が低下している。また、90年代前半に見られた日米貿易不均衡の政治問題化といった要因も顕在化しておらず、マーケットが經常収

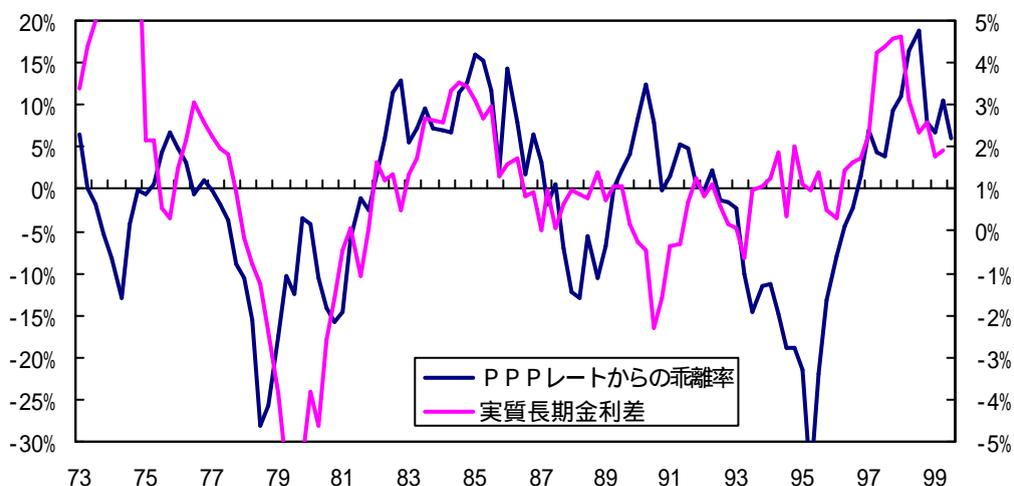
支要因を重要視していないことも背景にある。リスクプレミアム項は、もはや通貨危機といった突発的なリスク要因が顕在化しない限り、為替レートの重要な説明要因にはなりにくくなっている。

・実質金利差の説明力低下

足許の資本の動きは、キャピタルゲインを重視した株式投資が主役となっており、インカムゲイン重視の債券投資の動向は低調である。今後ソフトランディングを目指して米国の金融引締め局面が続き、投資家がリスク資産に対して警戒的なスタンスを取り始めれば、再び実質金利差に焦点が当たる局面があるだろう。しかし、少なくとも足許の動きを見る限り、実質金利差は為替レートの動きを的確に説明していない。

上記の観点から、現時点では累積経常収支で代替されるリスクプレミアムの積みあがり は為替レートの判断材料として用いていない。また、リスクプレミアム項を除いた通常のアセット・アプローチについては、モデルを用いて理論値を推計するというよりも、下図のように為替レートの均衡値（PPPレート）からの乖離率と実質長期金利差をプロットし、両者の推移を分析するといった方法を用いている。

図表 VII-25 為替レートのPPPレートからの乖離率と実質長期金利差



注1：上図で用いているPPPレートは、上記 購買力平価に用いた修正PPPレート（86年以降20%下方修正）である。

注2：上図の実質長期金利差は、長期金利（日：10年国債利回り、米：10年物財務証券利回り）を、両国の消費者物価指数（当期）でデフレートしたもの。

マンデル=フレミング理論

各国のマクロ経済政策のスタンスが為替レートに及ぼす影響を大掴みに把握する際には、マンデル=フレミング理論に基づくフレームワークを用いることがある。具体的には、日・米・欧のマクロ政策の方向性に、同理論が示すポリシーミックスの効果を当てはめることにより、為替レートの方向性を確認する。

図表 VII-26 マンデル=フレミング理論に基づくマクロ経済政策の効果マトリックス

【マンデル=フレミング理論に基づく金融・財政政策の効果】

	財政拡張政策	財政緊縮政策	金融緩和政策	金融引締政策
為替相場	上昇	下落	下落	上昇
経常収支	悪化	改善	改善	悪化
所得水準	中立	中立	増加	減少

【ポリシーミックスの効果】

	&	&	&	&
為替相場	中立	上昇	下落	中立
経常収支	中立	悪化	改善	中立
所得水準	増加	減少	増加	減少

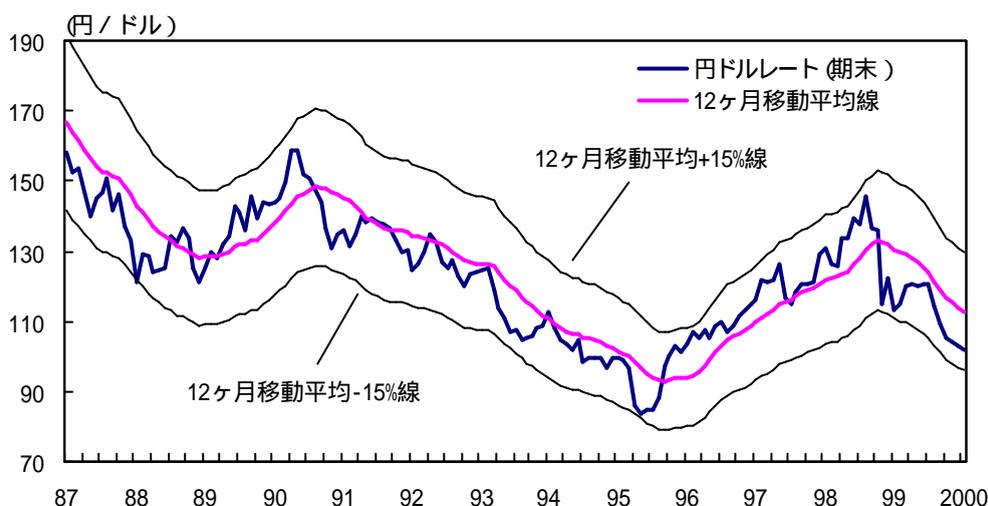
【例：99年の日・米・欧のマクロ経済の効果】

	財政政策	金融政策		為替相場	経常収支	所得水準
日本	中立 ↓	緩和強化 ↓	⇒	軟調 ↓	黒字増 ↓	増加 ↓
	拡大	緩和維持		堅調	黒字減	増加
米国	中立 ↓	中立 ↓	⇒	中立 ↓	不変 ↓	中立 ↓
	中立	引締		堅調(×)	赤字増	抑制
欧州	中立 ↓	緩和 ↓	⇒	軟調 ↓	黒字増 ↓	増大 ↓
	中立	引締		堅調(×)	黒字減	抑制

チャートイスト的アプローチ

超短期の為替レート分析はヒアリング対象者の担当範囲でないこともあり、本格的なチャート分析を用いた為替レートの予測は行っていない。ただし、長期的な為替レートの推移を見るに当たって、移動平均法などを用いることがある。具体的に挙げられた例としては、円ドル為替レートの実績値と12ヶ月移動平均線および±15%線をプロットし、円ドル・レートの上値・下値の確認を行うという分析法があった。

図表 VII-27 円ドル・レートと12ヶ月移動平均線の推移



株式重視のアプローチ

上記において述べた通り、ここ数年の資本の流れにおいては株式投資が大勢を占めており、従来のアセット・アプローチにおける実質長期金利差は為替相場の方向性を見る上で必ずしも有効な要因となっていない。現在のようにキャピタルゲインを求めるリスクマネーのクロスボーダー取引が活発に行われるときには、どの株式市場に資金が流入するかによって、為替レートの水準に影響が及ぼされる。

一方、ここで問題となるのは以下の2点。

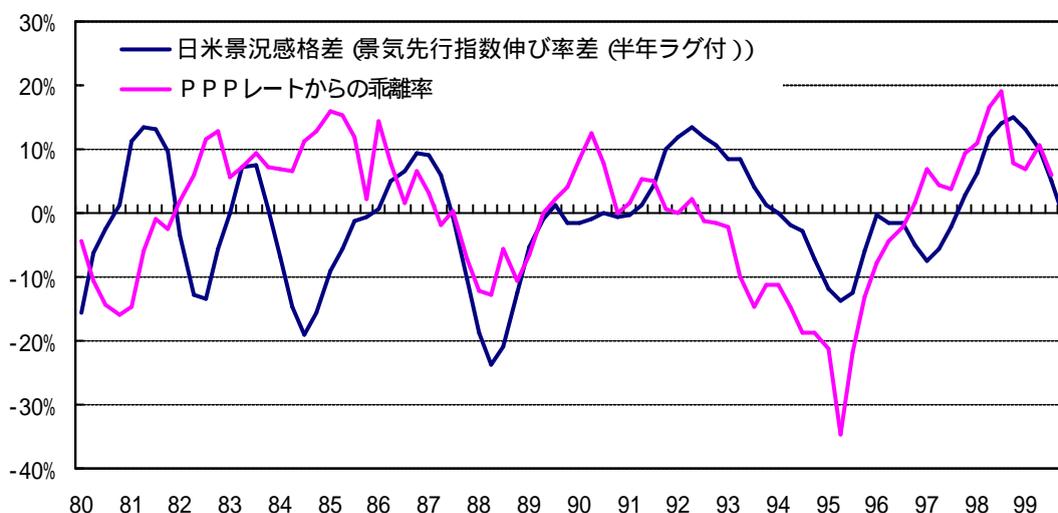
- ・リスクマネーの移動を示す適当な説明変数がないこと

株式取引においては、債券取引における金利差に当たるような指標がない。あえて言えば図表 VII-28 に示すような「景況感の格差」がそれに当たるが、これを説明変数にして為替レートの予測を行うことは難しい。

- ・キャピタルゲイン重視の投資姿勢は、マーケットの動向に左右されること

米国株式市況の悪化やインフレ懸念の台頭、あるいは通貨危機の発生などによって投資家のマインドが変化すれば、資本移動が一気にインカムゲイン重視（債券投資重視）に振れる可能性がある。この場合、株式市況と為替レートの関連性は薄まる。

図表 VII-28 為替レートのPPPレートからの乖離率と日米景況感格差



注1：上図で用いているPPPレートは、上記 購買力平価に用いた修正PPPレート（86年以降20%下方修正）である。

注2：上図の景況感格差は、日米の景気先行指数(日本：先行C I、米国：The Conference Board's Leading Indicators Index)の前年同期比の差に半年のラグを付けている。

上記の観点から、株式重視か債券重視かという投資家のスタンスを、通信社ベースの情報や各種投資家情報を用いて絶えずチェックしている。投資スタンスを定量的に把握することは困難であり、資本収支統計は事後的に資本移動のロジックを確認する程度にしか用いることはできない。

(3) 予測のパフォーマンス

99年末に作成した2000年の円ドル・レート予測については、99年末まで景況感の改善から資本流入が続いてきたが、年初に景況感がやや後退することから、円高基調も年央まで一服し、本格的な円高は年央以降と見た。これまでのところ、年初における円安反転のシナリオが実現しており、この観点では読み通りという感触を得ている。

3) 外資系大手証券会社B社調査部長

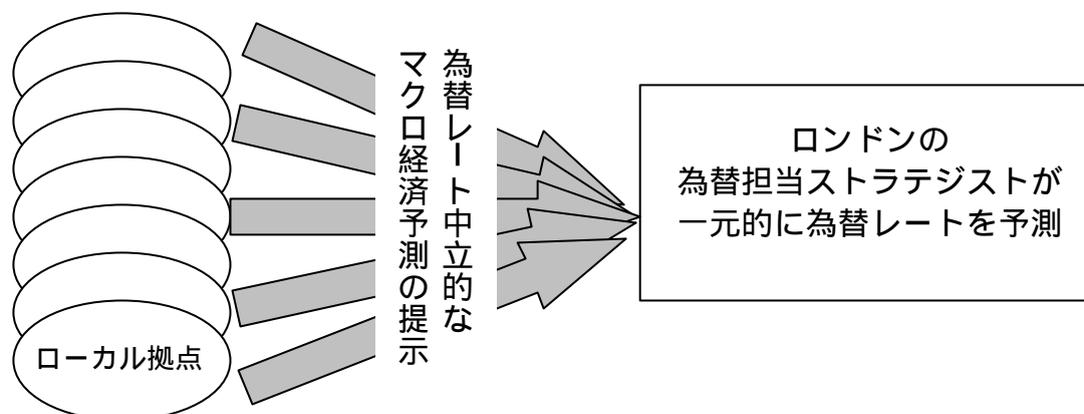
ここでは、外資系大手証券会社調査部長へのヒアリング結果に基づいて、為替レートの予測手法を取りまとめた。

(1) B社における為替レートの予測体制

B社では、ロンドンに為替担当ストラテジストを置いている。社外に公表する為替レートの予測値は、全てこのストラテジストが最終的な責任を負って作成している。ロンドンでの為替レート予測の方法としては、まず各拠点のエコノミストが担当国のマクロ経済動向を分析・予測し、その結果を為替ストラテジストに集約する。ここでのマクロ動向予測に当たって、為替の前提は実質ベースでフラットに置くこととなる。各国のマクロ動向に関する情報を得た上で、為替ストラテジストは独自のツールを用いて為替レートの予測を行うこととなる。

他方、公表される為替レートの予測値は上記の手法にて一貫性を維持しているが、内部で為替レートに関する議論を行う際には当然ながら様々な見方が存在する。フィクスト・インカム指標についてはある程度ロジックが定まっているが、為替レートについては各自の思い込みが非常に強く、個人間での見方の違いも大きい。

図表 VII-29 B社の為替レート予測体制



(注：上記の方法は、為替レートが2国間の相対的な指標である以上、ある意味仕方がないと言えるが、ヒアリング対象者の個人的な見解としては、日経センターが採用している「段階的接近法」、すなわち各部門の担当が作成した予測値を順次擦り合わせていくという手法が、整合性という観点からはより適切とのことである。)

(2) 為替レート予測に使用するモデル

モデルに関する基本的な考え方

為替レート予測の考え方で重要なのは、為替は1つのモデルでは解けないということ。為替レートの決定要因はまさに美人投票の世界であり、美人を決める尺度が常に変化することを念頭におく必要がある。モデルを構築する場合には、内生モデルと外生モデルの2タイプがあるが、内生モデルにすると大概是収束しないので、外生モデルで対応するのが通常である。また、近年は為替レート決定要因が経常収支から資本収支に移っていることは既にコンセンサスが形成されているが、資本収支が何によって決定されるかについては、依然として見解が分かれるところである。いずれにしろ、為替レートの水準を説明する様々なモデルを想定した上で、各モデルが示す理論値にその時々の子場の焦点を加味してウェイトをかけるというのが、為替レート予測のあるべき姿であろう。重要なのは、自分の考え方がどのモデルに依拠しているかを絶えず明確に意識することである。

なお、為替相場を見るに当たっては、投資家のマインドを見ることの重要性が高まっている。この観点からは、投資家は投資判断を行う際に、物価パリティである購買力平価ではなく、金利のパリティを基準としていることを十分に認識すべき。この意味では、仮に足許の日米名目金利差が5%あったとすれば、1年後の円ドルレートが5%円高(105円/100円)になったところで、実質的な意味での円高ではないといふことができる。

ロンドン拠点での予測手法

ロンドンの為替ストラテジストは、確固たるモデルを用いて予測値を導出しているわけではないが、一定のツールを用いて為替レートの方向性と振れ幅を定量化している。同ストラテジストの予測の特徴としては、「世界的なリスク回避度」を定量的に把握して為替レート予測に生かしている点である。彼のモデルは多分に株式投資を重視する手法である。円ドル・レートについては、10兆円を超える外国人による対日株式投資があった昨年については非常に当てはまりが良かったが、今年について同様のパフォーマンスが期待できるかはやや疑問である。

株式投資による資本移動を説明する変数としては、当該国間の相対株価を用いるという考え方がある。しかし、債券投資における「金利平価」に対する株式投資における「株価平価」については適当な変数はなく、結局景況感格差を用いる以外に無いのではないか。B社では、各拠点が予測する実質GDP成長率予測の格差を景況感格差の代理変数として、株式投資の方向性を見る際の参考としている。このほかにも、ROEを用いるといった考え方があるが、株価の動向をミクロに立ち入って細かく検討しはじめるときりがなく、それ程有用ではないと考えている。

(3) 足許の円ドル・レートに対する見方

資金流入ルートと介入効果から見て円の上値は重い

前年の外国人による対日株式投資の純流入額が10兆円を超えており、今年株式投資による更なる円高を見込むためには、限界的には昨年を超える株式投資が流入する必要がある。他方、昨年来の対日株式投資は一巡しており、現在はやや出遅れた欧州勢の投資があり得る程度である。

他方、債券投資をルートとする資金流入があるかと言えば、我々はゼロ金利政策の継続を見込んでおり、当面は対日債券投資が活発化する地合いは整わない。このように、現在は円高を助長するような資金流入の経路が見あたらないと見ており、個人的には今後の円の上値は重いのではないかと見ている。

さらに、現在は95年の円高局面におけるような米国金融当局のドルのトークダウンが影を潜めていることから、日本の金融当局による介入の効果が出やすくなっている。東京サイドでは「1ドル100円は守る」という意思是堅く、今後1年程度は100円のラインを維持できるのではないかと見ている。

日本の景況感の改善から下値も固い 円ドルレートは方向感のない展開に

自分は、日本のエコノミストの中でも最も強気の予測を出していることもあり、今後大きく円安に振れる局面はないものと考えている。よって、今後の円ドルレートは1ドル105円から110円強までのレンジで、方向感のない推移が続くものと考えている。

資本の動向にかかる留意点

足許の株式投資の状況については、東証が出している週次の投資家別株式投資高には注目している。3月の株式投資の純流入額は予想以上に少ないが、今後欧州勢を中心とした流入増も想定される。目先数ヶ月の為替相場における波乱要因があるとすれば、株式投資にかかる動きであるといえよう。

今後の日本の長期金利上昇に伴う円高の可能性については、良い金利上昇であれば債券投資増に伴う円高があり得るが、財政赤字増によるプレミアムが乗るような形の「悪い金利上昇」であれば、円高圧力は限定的なものとなる。他方、ロンドンの債券トレーダーの見解としては、どのような形であれ、金利上昇は通貨高につながるとの見方もある。市場がこうした判断をとれば理論がどうであれ相場は動くので、金利面でも若干の不確定要因はある。

(4) 過去の為替予測の検証について

顧客も、予測値を鵜呑みにするようなことはしておらず、むしろ「どの指標をもとにどの時点で予測を修正したか」に注目している。この意味で、市場環境の変化をいかに敏感にくみ取り、いつ、いかに舵を切ったのかを示すことが重要と考えている。例えば、昨年春の時点まで、自分は1ドル120円の水準は堅いものと考えていたが、8月の時点で115円を切ったとき、「これは100円まで円高が進む」と判断し、予測の修正を行った。この背景には、8月の鉱工業生産指数が予想以上に良かったことから、日本の景況感の好転を感じたことが一点。また、株価についても、当初1万5千円以上は付かないと見ていたのがその水準を大きく上回りはじめたことも挙げられる。この前後に米国で情報収集をした際、米国の投資家が異様なまでの対日投資熱を見せていたことも判断の背景にあった。

当時、日本では円ドルレートが105円を上回れば、ロックアウト・オプションで機関投資家が損失を被るといった状況もあり、当局が105円を死守するだろうとの見方があった。しかし、冷静に状況を見ると、どのモデルで説明しても円高に振れることは明らかであり、8月の時点で円高方向に見方を修正した。

- 3 . 新たな予測手法に対するインプリケーション

ここでは、主要な予測機関、特にヒアリングを行った機関による為替レート予測の手法に基づき、新たな予測手法を検討する際にポイントとなる項目を列挙し、具体的な検討に入るに当たっての指針を提示する。

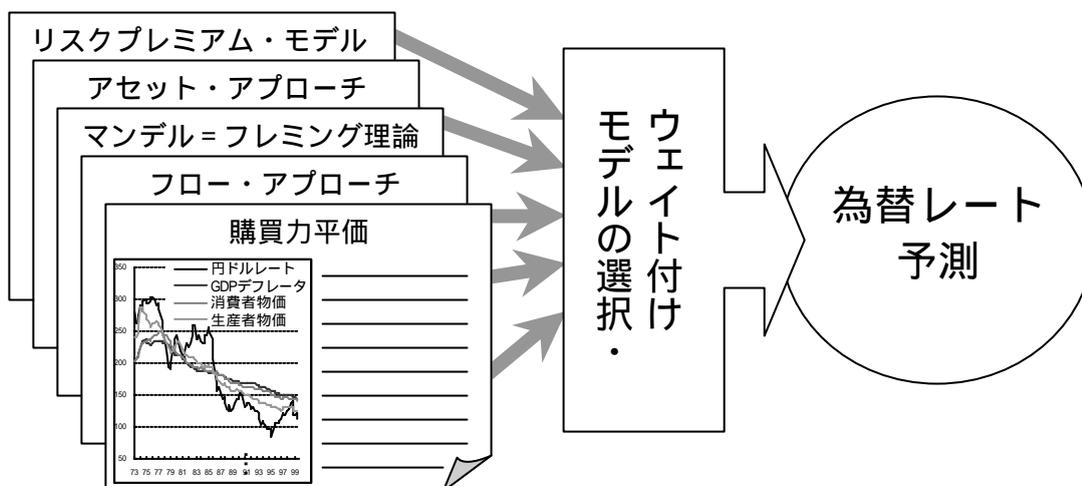
1) 複数のモデルに基づく常時フォロー体制の整備

為替レートの先行きに関して確固たる見解を持つためには、これまでに見てきた為替レート決定理論を幅広く見ていく必要があり、単一のモデル(考え方)に依拠することはできない。具体的には、物価面(PPP)、需給面(フロー・アプローチ)、政策面(マンデル=フレミング理論)、金利面(UIP、アセット・アプローチ)、資産リスク面(リスクプレミアム・モデル、ポートフォリオ・バランス・アプローチ)、株式市場面(景況感格差)など、幅広い側面について絶えず目を配る必要がある。この観点からは、各モデルの構造方程式における説明変数を絶えず収集・更新し、相互の関係を確かめ、かつ各モデルが示唆する為替レートの方向性や理論値を把握することが不可欠となる。

また、さらに重要なポイントは、為替レートの変動がマーケットの動向に左右され、かつマーケットが注目する指標は絶えず移り変わることである。つまり、為替レートの予測者は、どのモデルが包含する理論や指標がマーケットに受け入れられているかを見極めた上、適切と考えられるモデルが示唆する為替レートの水準を選択する(もしくは複数のモデルが示唆する水準を加重平均する)必要がある。

上記の作業は、為替レート予測者の経験と勘に基づいて行われることが多い。しかし、各モデルの相対的な重要性や注目度を何らかの指標で近似し、ウェイト付けの参考とすることは可能かもしれない。

図表 VII-30 複数モデルのフォローと統合のイメージ



2) 複数のモデルを統合したコンポジット・インデックスの作成

ヒアリングを行った予測機関の中には、為替レートの水準を正確に予測することが不可能であり、その有用性も小さいという見解の下、為替レートの水準自体を予測する作業を放棄している機関がある。例えば、為替レートの転換点や方向性をコンポジット・インデックスで示す例（ニッセイ基礎研、大和総研）や、複数の為替レートの方向性を順位付けする例（外資系金融機関）といったケースが挙げられる。

為替レートの予測値を用いて経済見通しを作成する場合には、前提条件として水準の予測を行わざるを得ず、方向性のみの予測では不十分である。しかし、水準の予測を行うに当たっても、足許の為替レートの方向性を何らかの指標で確かめることは、予測値を確定する際の一つの有効な説明材料となるものと思われる。ついては、為替レートの方向感を掴むための単一指標を作成することは、新たな予測手法を検討する際の重要なポイントとなってくるものと考えられる。無論、このような単一指標は、上記1)に挙げた各種理論モデルに何らかのウェイト付けを行って作成されるものであり、ここでの思考プロセスは基本的に1)と同様であることは言うまでもない。

3) 国際資本移動の動向把握の精緻化

今回ヒアリングを行った予測機関に見られる共通認識としては、為替レートの動きは資本収支が決定しており、重要なのは資本が「どこから」「どの資産に」「どれだけ」流れるかという点の見極めである、という点である。この見方は、過去数年の短期的なトレンドとしてのみならず、国際資本移動の拡大を背景とする長期的なトレンドとして認識する必要がある²²。資本の流れが為替レートに与える影響を重視する場合、予測者は必然的に「マーケットに近い」スタンスを取らざるを得なくなる。そのためには、マーケットで時々刻々と発表される指標や定性情報に接することも不可欠な要素となるが、擬似的には幾つかの定量的な情報をもって投資家のスタンスや資本の流れを掴むことができるかもしれない。

具体的には、ラグが大きいながらも資本収支統計をより綿密に分析することによって過去の資本の流れを把握することは有用であるし、また東証が公表している週次の投資部門別売買動向や、各金融証券会社が公表しているリスク指標などを時系列で定量的に把握することは、短期～中期的な為替レートの動向を見極めるための有効なツールとなり得る。

²² 事実、この見解は今回ヒアリング対象となつたいわゆる「マーケット・エコノミスト」のみならず、一部の経済学者（例えば慶応大学深尾光洋教授）の間でもコンセンサスが得られつつある。

VIII ．為替レート予測のガイドライン

- 1 ．為替レート変動要因の相関図

これまでの理論分析において見てきたように、為替レートには様々な決定理論があり、為替レートの変動要因となる変数は数多く存在する。また、金利や経常収支をはじめ、為替レートに影響を与える変数と為替レートとの因果関係は一方向でなく、しばしば互に影響を与え合うという双方向の因果関係を持っている。さらに、各理論の有用性は予測のタイムスパンやその時々々の市況の動きによって大きく異なり、予測者はこうした要素を吟味しつつ、その都度最適なモデル又はモデルの組み合わせを選択しなければならない。

以下では、為替レートに影響を与える主要な変動要因の相関図を、可能な限り単純化し、かつ視覚的に示す。

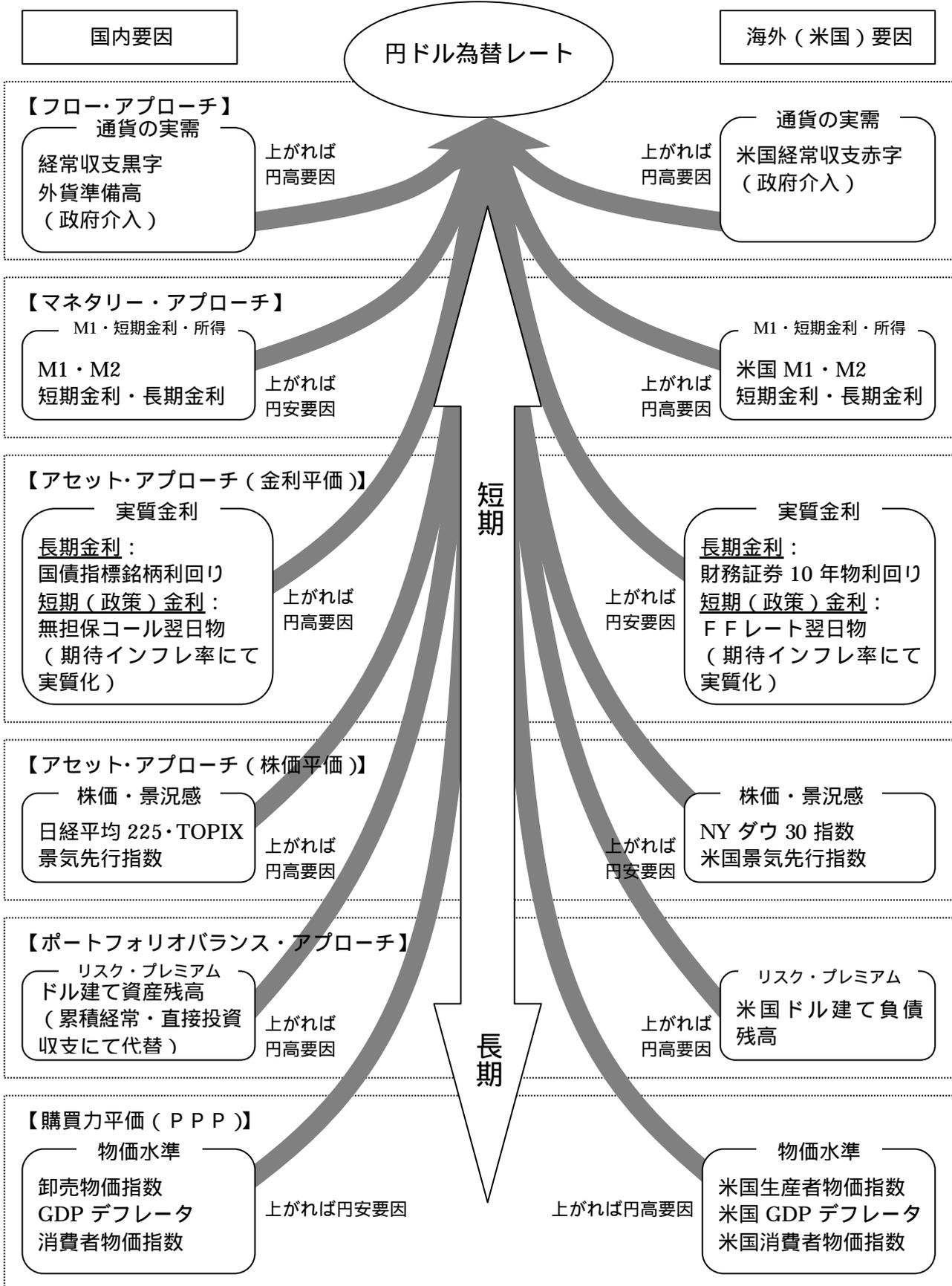
1) 為替の決定理論に基づく変動要因

これまでの理論分析では、購買力平価（PPP）、マネタリー・アプローチ、アセット・アプローチ、ポートフォリオバランス・アプローチ、マンデル＝フレミング理論、オーバーシュート・モデルを取り扱った。これらの諸理論において為替レートの説明要因とされる経済変数は多岐にわたるが、ここでは フロー・アプローチ、マネタリー・アプローチ、金利平価に基づくアセット・アプローチ、株価平価に基づくアセット・アプローチ、リスク・プレミアムを勘案したポートフォリオバランス・アプローチ、購買力平価説の5つの理論に含まれる主要な経済変数に基づき、円ドル為替レート変動要因の相関図を示す（図表 -1）。

図では、各決定理論における経済変数が円ドルレートに影響を及ぼすまでのタイムスパンを短期から長期に分けて示している。もっとも、この区別はあくまで大まかなものであり、各変数が為替レートに影響を与えるまでの期間は、その時々々の局面において異なることに注意が必要である。また、同図では円ドル為替レートを被説明変数とした上で、各経済変数と為替レートの因果関係が一方向に働くものと想定しているが、前述の通り両者および各変数間には相互に影響を与えることは言うまでもない。

なお、上記の5理論のうち、フロー・アプローチおよび株価平価に基づくアセット・アプローチについては、これまでの理論分析で詳細な解説を加えていない。しかし、フロー・アプローチはマンデル＝フレミング理論が想定する5つの仮定（小国開放経済、価格硬直性、内外資産の完全代替性、為替に関する静学的期待、マーシャル＝ラーナー条件の成立）の下で為替の流れを国際収支表に対応させたものであり、分析の枠組みは同様である。また、株価平価に基づくアセット・アプローチについては厳密な理論化が行われるに至っていない。

図表 VIII-1 円ドル為替レートに影響を及ぼす主要経済指標とその理論背景



2) 理論モデルに含まれない変動要因

為替レートの動きは、特に短期的な推移において、「ニュース」に対して敏感に反応する。為替レートの推移に見られる「期待」の要素は、時に為替レートの水準を理論値から大幅に乖離させるほどの影響力をもつ。外為市場の期待に影響を与える要因は多岐にわたり、かつ各要因が期待に及ぼす影響の度合いは時間の経過とともに大きく変動する。ここでは、期待に影響を与え、為替レートの決定理論が反映しきれないような変動要因のうち、主要なものについて考察する。

(1) 市場介入の効果

通貨当局（大蔵省および日本銀行）による外国為替市場での公的介入は、經常面における通貨需給を調整するという効果以外に、当局の意図を市場に公表することによる「アナウンスメント効果」を狙って実施される。理論的には、市場介入はマネタリー・ベースの変化を通じて為替レートに影響を与え得る。しかし、通貨当局による市場介入はほぼ確実に不胎化（介入額と同額の政府債券を売却（購入）し、市場の余剰（不足）資金を解消する操作）されるので、市場介入の実質的な効果は概ねアナウンスメント効果に限定されることとなる²³。

市場介入のアナウンスメント効果が有効に機能するためには、それによって将来の金融政策が変わることを市場参加者が信じる必要がある。ここでポイントとなるのは、介入が日本の通貨当局のみによる単独介入なのか、他国（米・EU）の通貨当局と連携した協調介入なのか、市場参加者による円高（円安）期待がどの程度の高まりを持っているか、通貨当局がどの程度の規模の介入を行う意思を表明しているか、といった点である。

(2) 実効為替レートの動向

通貨当局が市場介入を行う際には、為替レートが実物経済に与える影響を勘案し、1国通貨に対する為替レート（例えば円ドルレート）のみならず、主要な貿易国（あるいは債権/債務保有国）の通貨に対する為替レートを参考にしているといわれる。事実、日本の通貨当局においても、市場介入を決定する際に主要貿易相手国との名目為替レートを加重平均した「実効為替レート」あるいは実質為替レートを加重平均した「実質実効為替レート」が重要な参考値となっている。このように、通貨当局の為替政策のスタンスを分析する際には、実効ベースの為替レートを見ることが重要である。

また、主要国間の政策協調の方向性を分析するに当たっては、円ドルレートに加え、ユーロ・ドル、円ユーロレートの動向を見つつ、3通貨間のバランスに注意を払うことが不可欠となる。

²³ もっとも、内外資産が不完全代替的である場合、不胎化介入は民間部門の資産のポートフォリオ・シフトを促すことを通じて為替レートに影響を与え得ることに留意が必要である。

(3) 投資家のリスク許容度

国際金融市場が急激な深化・拡大を続ける中、各局面において「どのような資産がどの市場に」流入しているかは、為替レートの動向に大きな影響を与えるに至っている。一般的には、景気の拡大期においては投資家のリスク許容度が高まり、株式投資を通じたキャピタル・ゲインを志向する傾向が高まり、逆に景気後退期には債券投資を通じたインカム・ゲイン志向が高まるものと言われる。また、同じ株式投資においても、投資家のリスク許容度に応じて資金の流入先は大きく異なってくる。

こうした状況下、資産市場の均衡に着目したアセット・アプローチに基づく理論モデルは、投資家のリスク許容度如何によってその有用性が大きく違ってくるのが想定される。例えば、国際金融市場における投資家のリスク許容度が高まっている際には、実質長期金利差が必ずしも国際資本移動の有効な説明変数とならない場合があり得る。事実、99年後半における円高局面においては、日本の景気回復を見越した外国人投資家による対日株式投資が重要な要素となった。

近年、一部の外資系証券会社では、投資家のリスク許容度、またはその逆の概念であるリスク回避度を定量化する試みがなされているが、為替予測においてこのような分析ツールは一般化しておらず、定量化の方法も定型化していないものと思われる。主要国の資本統計やB I S統計からおおよその傾向を掴むことができるが、統計発表までの時差から後追いの分析になることは否めない。よって、投資家のリスク許容度は、通信社ベースの情報や種々の投資家情報に基づいて判断せざるを得ない部分が大きい。

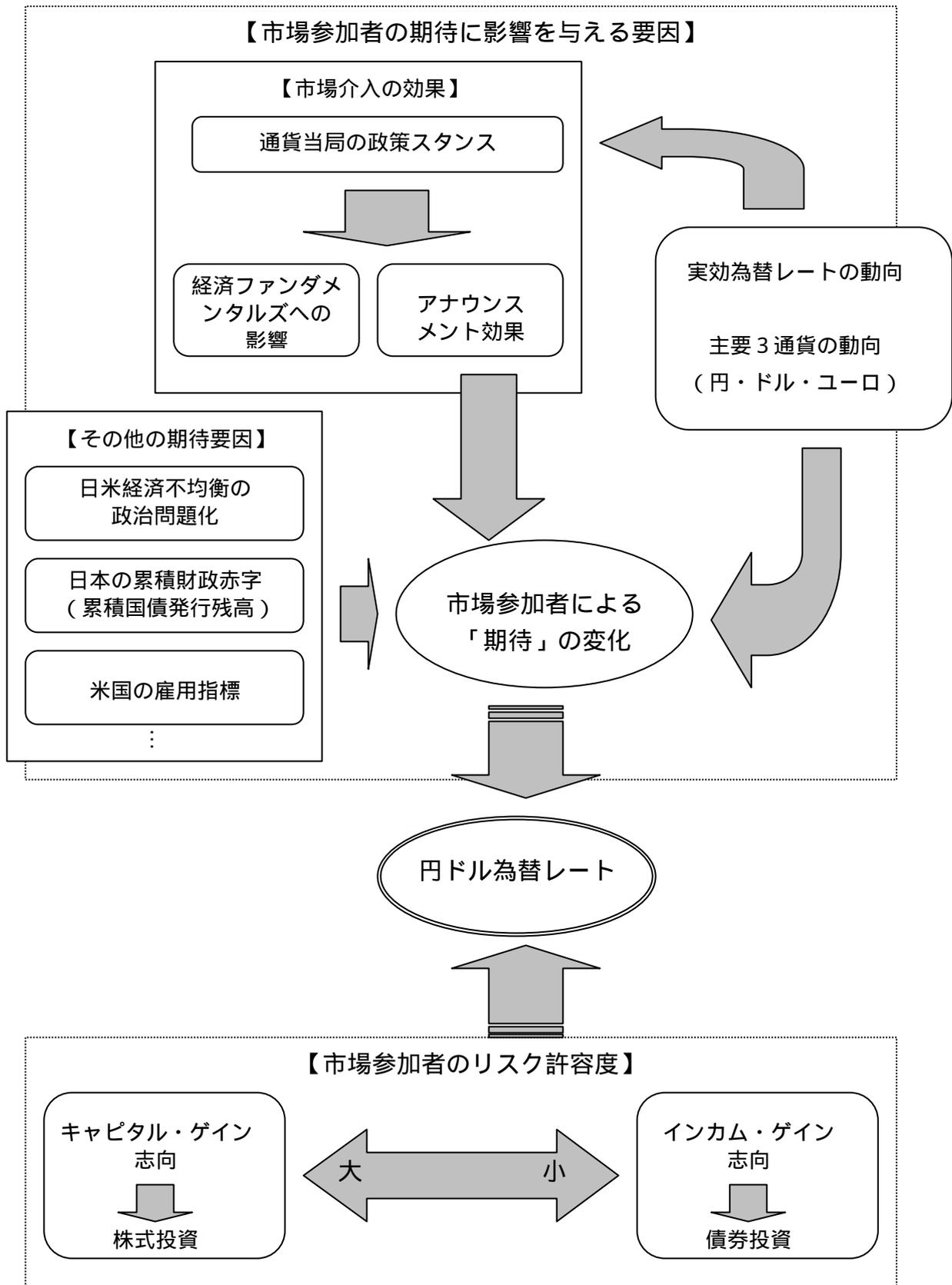
(4) その他の期待要因

上記の要因以外にも、市場がある特定の経済指標に注目している局面において、為替レートがその指標の推移に過剰に反応する場合がままある。例えば、94年から95年にかけての円高局面においては、日米貿易不均衡が政治問題化したこと、および当時の米国通貨当局が為替を貿易政策のツールにすることを容認していたことを背景として、日米の貿易指標が発表される度に円高が進むという局面が見られた。この他にも、米国の雇用指標や日本の国債発行残高など、その時々焦点が集まっている経済指標が市場参加者の期待に影響し、為替レートを大きく変動させる。

こうした期待要因の把握に当たっては、絶えず市場が注目する指標に注意を払うことに加え、主要国の経済政策のスタンスや政治情勢を追いつつ将来注目され得る指標を見極めることが必要となる。

理論モデルに含まれない為替レート変動要因を、図表 - 2 に取りまとめる。

図表 VIII-2 理論モデルに含まれない変動要因

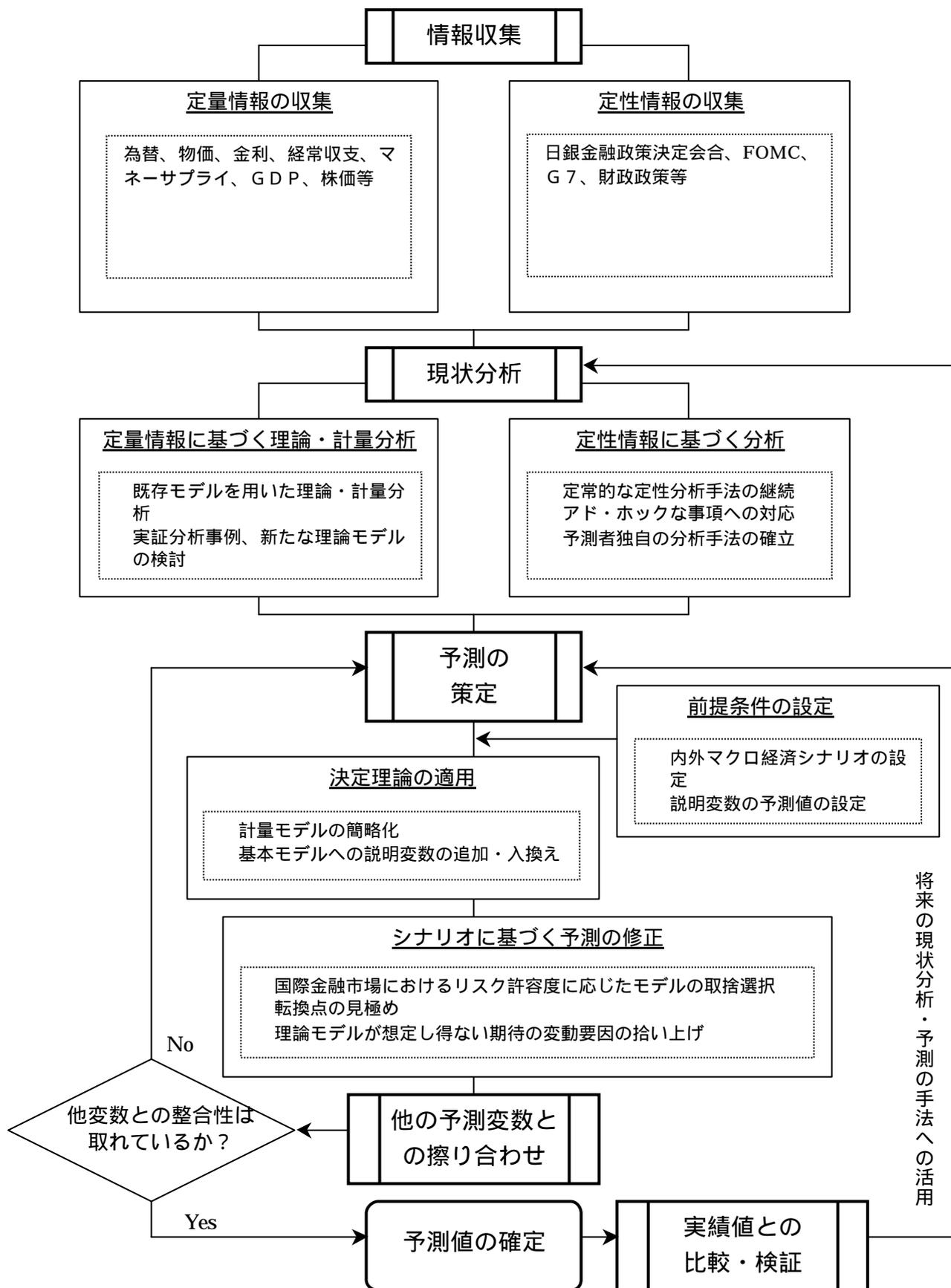


- 2 . 為替予測手法のフローチャートとガイドライン

為替レートの予測を行う際には、前章にて示されるような様々な情報を織り込んでいくことが欠かせないが、極めて多岐にわたる要素をアド・ホックに採用して分析するだけでは、予測の精度や一貫性を維持することは困難となる。そのためにも、予測作成の手順・手法に関するガイドラインを明確化し、そのガイドラインに則した体系的な予測を行っていくことが必要である。ここでは、情報収集から最終的な予測値の算出に至るまでのフローを示した上で、それぞれのステップにおける留意点を明確化する。

なお、為替レート予測の手法は、予測期間と予測目的によって変化することには留意が必要である。つまり、翌日～1週間先といった日次ベースの超短期予測と、1年～2年先までを対象とした四半期ベースの予測では、分析の手法が著しく異なる。また、為替レートを経済見通しの一部として位置付けるのか、あるいは為替レートそのものを予測することに主眼を置くのかによっても、予測の手順やアウトプットの形状が違ってくる。ここでは、1年半先までの四半期ベース経済見通しにおける予測変数の一つとして為替レート予測を行うことを前提とする。

図表 VIII-3 為替レート分析・予測のフローチャート



1) 情報収集

為替レート予測の第1ステップは、予測に必要な情報の収集である。ここでは、情報を大きく定量的なもの（時系列データとして把握できる情報）と定性的なもの（数値化することが困難な情報）に大別する。

【情報収集にかかるガイドライン】

定量情報

為替、物価、金利、経常収支、資本収支、マネーサプライ、生産、景況感、株価の9分野における主要指標を常時アップデートする体制を整備する。

理論モデルを用いた計量分析は四半期データを基本とする。但し、重要な指標については適宜月次・週次・日次データにてフォローする。

時系列データは、可能な限り自動更新できる体制を整える。また、各指標の推移を視覚的に確認し、かつ計量分析用のデータセットとして常時使用できる状態を整備する。

定性情報

金融政策決定会合、FOMC会合、G7蔵相・中央銀行総裁会合の概要については常時アップデートする体制を整備する。

その他の定性情報については、国際資本市場動向、金利・為替政策スタンス、為替レートを巡る歴史的経緯、為替レート決定理論・分析手法の4分野を柱に分類し、情報を整理する。

(1) 定量情報の整備

為替レートに影響を与える経済変数は多数存在し、それらを時系列データとして網羅的かつ体系的に整備することは容易ではない。定量情報の収集に当たっての最大のポイントは、多岐にわたるデータをいかに予測者がハンドリングし易い形態に整備するかである。具体的には、経済変数の分類、時系列データの期種選択、アップデートの容易化・自動化、効果的なレイアウトの構成、計量分析データへの変換の容易化、などを十分に考慮する必要がある。

予測に用いるデータの選択・分類

為替レートの予測に必要な時系列データを網羅的に整備することは容易ではないが、近年の表計算アプリケーションの性能向上とオンライン・データ提供サービスの充実によって、データ整備にかかる業務量は大幅に低減している。ここでは、為替レート予測を行う際に最低限必要な経済指標として、上述の9分類にかかる計84経済・金融指標を図表 - 4 に提示する。

データの期種選択

時系列データの期種選択は、理論モデルを用いた定量分析を行うための変数としては四半期データが基本となる。為替レートに重要な影響を与える変数については、月次・週次・日次データを取得して足許の動きを確認する必要があるほか、アド・ホックなモデルとして月次や日次データを用いた分析を行うことも想定される。なお、図表 - 4 においては、参考までに各経済指標について選択すべき期種、および重要性のランク付けを行っている。

図表 VIII-4 為替レート予測に用いる時系列データ一覧

指標名	期種	重要性	備考
1. 為替関連指標 (7 指標)			
円ドル名目為替レート	Q, M, D		
円ユーロ (マルク) 名目為替レート	Q, M, D		
円ドル実質為替レート	Q, M		円ドル為替レートと P P I より作成
円ユーロ (マルク) 実質為替レート	Q, M		円ユーロ為替レートと P P I より作成
円実質実効レート	Q, M		
ドル実質実効レート	Q, M		
ユーロ実質実効レート	Q, M		94 年第 4 四半期までは独マルク実質実効レートを使用
2. 物価関連指標 (9 指標)			
消費者物価指数【日本】	Q, M		
消費者物価指数【米国】	Q, M		
消費者物価指数【EU (独)】	Q, M		
卸売物価指数【日本】	Q, M		
生産者物価指数【米国】	Q, M		
生産者物価指数【EU (独)】	Q, M		
PPPレート【円ドル・PPI 基準】	Q, M		日米の P P I より作成
PPPレート【円ユーロ・PPI 基準】	Q, M		日EUの P P I より作成
PPPレート【ユーロ・ドル・PPI 基準】	Q, M		EU米の P P I より作成
3. 金利関連指標 (8 指標)			
日本短期金利 (無担保コール翌日物)	Q, M, D		
米国短期金利 (FF 翌日物)	Q, M, D		
EU 短期金利 (ユーロ金利翌日物)	Q, M, D		
日米実質短期金利差	Q, M		日米短期金利と C P I より作成
日本長期金利 (国債指標銘柄利回り)	Q, M, D		
米国長期金利 (財務省 10 年物利回り)	Q, M, D		
EU 長期金利 (ドイツ国債 10 年物利回り)	Q, M, D		
日米実質長期金利差	Q, M		日米長期金利と C P I より作成
4. 経常収支関連指標 (18 指標)			
日本経常収支 (10 億円)	Q, M		
日本経常収支対 GDP 比 (%)	Q		経常収支と名目 GDP より作成
日本経常・直接投資収支対 GDP 比 (%)	Q		経常収支・直接投資収支と名目 GDP より作成
日本外貨準備増減 (10 億円)	Q, M		
日本外貨準備増減対 GDP 比 (%)	Q		外貨準備高と名目 GDP より作成
日本累積経常収支 (兆円)	Q, M		経常収支より作成
日本累積経常・直接収支 (兆円)	Q, M		経常収支・直接投資収支より作成
日本累積経常・直接収支対 GDP 比 (%)	Q		経常収支・直接投資収支と名目 GDP より作成
ドル建て資産リスクプレミアム	Q		主要国の経常収支・直接投資収支、名目 GDP より作成
ユーロ建て資産リスクプレミアム	Q		主要国の経常収支・直接投資収支、名目 GDP より作成
米国経常収支 (10 億ドル)	Q, M		
米国経常収支対 GDP 比 (%)	Q		米国の経常収支と名目 GDP より作成
EU 経常収支 (10 億ドル)	Q, M		
EU 経常収支対 GDP 比 (%)	Q		EU の経常収支と名目 GDP より作成
EU のドル建て資産リスクプレミアム	Q		主要国の経常収支・直接投資収支、名目 GDP より作成
世界主要 6 力国・地域の経常収支 (10 億ドル)	Q		(日・米・EU に加え) 独、英、加

5．資本収支関連指標（12 指標）			
株式投資（資産・負債）	Q, M		
債券投資（資産・負債）	Q, M		
米国株式投資（資産・負債）	Q, M		
米国債券投資（資産・負債）	Q, M		
EU株式投資（資産・負債）	Q, M		
EU債券投資（資産・負債）	Q, M		
6．マネーサプライ関連指標（12 指標）			
マネタリー・ベース（日・米・EU）	Q, M		
M1（日・米・EU）	Q, M		
M2（日・米・EU）	Q, M		
M3（日・米・EU）	Q, M		
7．生産関連指標（12 指標）			
主要6カ国・地域実質GDP	Q		日・米・EU・独・英・加
主要6カ国・地域名目GDP	Q		日・米・EU・独・英・加
8．景況感関連指標（2 指標）			
日本景気動向指数・CI先行指数	Q, M		
米国 Conference Board's Leading Indicators Index	Q, M		
9．株価関連指標（4 指標）			
日経平均225	Q, M, D		
NYダウ30	Q, M, D		
ユーロ株価指数	Q, M, D		
投資部門別株式売買代金（東京証券取引所）	Q, M, W		

注1：期種は、Qが四半期、Mが月次、Wが週次、Dが日次データを指す。

注2：重要性は、 が円ドル為替レートの予測に不可欠な変数、 が現状分析に不可欠な変数、 が現状分析の参考となる変数を指す。

データのアップデート・加工の自動化

数多く存在する為替関連指標を予測作業に有効に活用するためには、上に挙げた指標を絶えずアップデートし、かつ予測者が分析可能な形態に加工する必要がある。図表 -5 は、表計算アプリケーション（Excel）を用いて作成した、為替レート分析にかかるデータ分析ツールの一例を示している。ここでは、図表 -4 に示される指標の全てが分野毎にスプレッドシートに収録されている。また、同ツールはデータベース（この例では Primark 社の Datastream を使用）よりオンラインでデータの自動更新が可能となっており、ボタン一つで最新のデータが取得できる仕組みになっている。また、計量分析用データセットについても同様に自動更新され、常時モデルによる分析ができる体制が整えられている。

図表 -5 は、図表 -4 に示されるツールにおける「為替」、「物価」、「金利」および「経常収支」の各分野のアウトプットを例示したものである。ここでは、73 年以降の四半期データおよび直近 1 年強の月次データをグラフ化した上、直近 1 年半の四半期データと半年の月次データが数値の形で示されている。

このように、主要経済・金利指標の動向を常時アップデートし、かつ主要指標の推移を一目で見渡せる状態を整えることは、為替レート予測の土台となる基礎的な状況を把握し、シナリオ設定を行うために非常に有効である。

図表 VIII-6 為替、物価、金利および経常収支に関する主要指標の提示例

図表 - 6 為替、物価、金利および経常収支に関する主要指標の提示例（続）

(2) 定性情報の整備

定性情報は、大きく 国際資本市場の動向にかかる噂やニュース、金融・為替政策に関する当局の判断に関する情報、為替レートの変動に影響を与えた過去の出来事に関する情報、為替レート決定理論や分析の枠組みに関する情報、に分類される。ここでは、得られる定性情報がどれだけの期間にわたって有効性を持つかという「情報のタイムスパン」を明確に認識する必要がある。一般的には、上記の4分類では前者のタイムスパンが短く、後者になればなるほど長期にわたって有効性を持つこととなる。

定性情報には、日々の新聞情報から金融専門誌、通貨当局の公表資料、通信社ベースの投資家用情報に至るまで、極めて多彩な情報源が存在する。こうした定性情報をどこまで体系的に収集・整理するかは予測者の時間・予算の制約に依存するが、最低限の作業として新聞情報を上記の分類別にファイルすることが必要であろう。

また、定性情報についても、定量情報と同様に常時アップデートする体制を整えることが望ましい。しかし、定性情報のアップデートにかかる作業の自動化が定量情報との比較において相対的に困難であることから、アップデートされる情報の対象は定期的開催される金融・通貨当局関連会合の概要などに限定することが現実的である。ここでは、図表-7に日銀の『金融経済月報』における「基本的見解」のアップデート例を挙げる。

なお、国際資本市場の動向に関する定性情報の入手先としては、通信社ベースの配信情報などがあるが、外資系金融機関の定期刊行物を入手することも、マーケットに近い情報を得るために有効である。

図表 VIII-7 定性情報のアップデート例（日銀『金融経済月報』における「基本的見解」）

	冒頭部分	ポイント
2000年1月 政策委員会：1月17日 公表日：1月19日	わが国の景気は、足許、輸出や生産を中心に、下げ止まりから持ち直しに転じている。こうしたもとで、企業収益の回復が続くなど、民間需要を巡る環境は、徐々に改善しつつある。もっとも、民間需要の自律的回復のはっきりとした動きは、依然みられていない。	景気は下げ止まりから持ち直し民間需要を巡る環境は徐々に改善民間需要の自律的回復のはっきりとした動きは、依然みられず
2000年2月 政策委員会：2月10日 公表日：2月15日	わが国の景気は、足許、持ち直しに転じている。こうしたもとで、企業収益の回復が続くなど、民間需要を巡る環境は、徐々に改善しつつある。もっとも、民間需要の自律的回復のはっきりとした動きは、依然みられていない。	景気は持ち直し（前月より判断が前進） 民間需要の自律的回復のはっきりとした動きは、依然みられず
2000年3月 政策委員会：3月8日 公表日：3月10日	わが国の景気は、このところ、持ち直しに転じている。こうしたもとで、企業収益の回復など、民間需要を巡る環境は改善を続けている。もっとも、民間需要の自律的回復のはっきりとした動きは、依然みられていない。	前月と同じ
2000年4月 政策委員会：4月10日 公表日：4月12日	わが国の景気は、持ち直しの動きが明確化している。民間需要面でも、設備投資が緩やかながら増加に転じるなど、一部に回復の動きがみられ始めている。	景気は持ち直しの動きが明確化（前月より判断が前進） 民間需要面でも、設備投資が緩やかながら増加に転じるなど、一部に回復の動きがみられ始めている（前月より判断が前進）

2) 現状分析

予測の第2ステップは、予測を行う時点で得られる情報に基づく現状分析である。外国為替市場を巡る現状分析は、既存の理論モデルを用いた理論・計量分析、通貨当局のスタンスや国際資本移動の動向といった定性情報に基づく定性分析、の2つに分けられる。

【現状分析にかかるガイドライン】

理論・計量分析

計量分析の主要な目的は、理論値からの実績値の乖離を定量的に把握すること。この観点から、モデルのパフォーマンスを向上させるための修正作業は必要最小限に抑える。

マネタリー・アプローチ、アセット・アプローチ、ポートフォリオバランス・アプローチ、購買力平価、の4理論に関して基本モデルを策定し、常時足許の理論値を確認する体制を整える。

資産市場の動向については、債券投資と株式投資の動向を詳細に把握する。

定性分析

金融・通貨関連の定例会合のフォロー等を通じ、政策当局のスタンスを常時確認する。

マンデル＝フレミング理論に基づく金融政策のインプリケーションを把握する。

国際資本市場における足許の資本移動の動向につき、可能な限り詳細な情報を把握する。

各局面において特筆すべき事項については、アド・ホックに分析を加える。

(1) 定量情報に基づく理論・計量分析

理論・計量分析においては、既存の為替レート決定理論が示す為替レート変動要因の足許の動向を把握するとともに、理論モデルに基づく為替レートの理論値を確認し、足許の為替レートがいかなる上昇・下落圧力を受けているかを見極める。

複数存在する為替レート決定理論モデルについて、予測を行うたびに理論モデルの再検討を行った場合、作業量が膨大なものとなるほか、修正作業を通じて各理論モデルが示すインプリケーションが曖昧になる可能性がある。よって、計量モデルによる現状分析を行う際には、為替レートの実績値が為替レート決定理論の示す理論値からいかに乖離しているかを確認することに努め、実績値と理論値の乖離を埋める（推計式のパフォーマンスを向上する）ことに拘泥しないことを基本的なスタンスとすべきである。また、同様の観点から、定量分析といういわば「予測の足場を固める」ための作業をいかに自動化し、作業量を軽減するかも大きなポイントとなる。

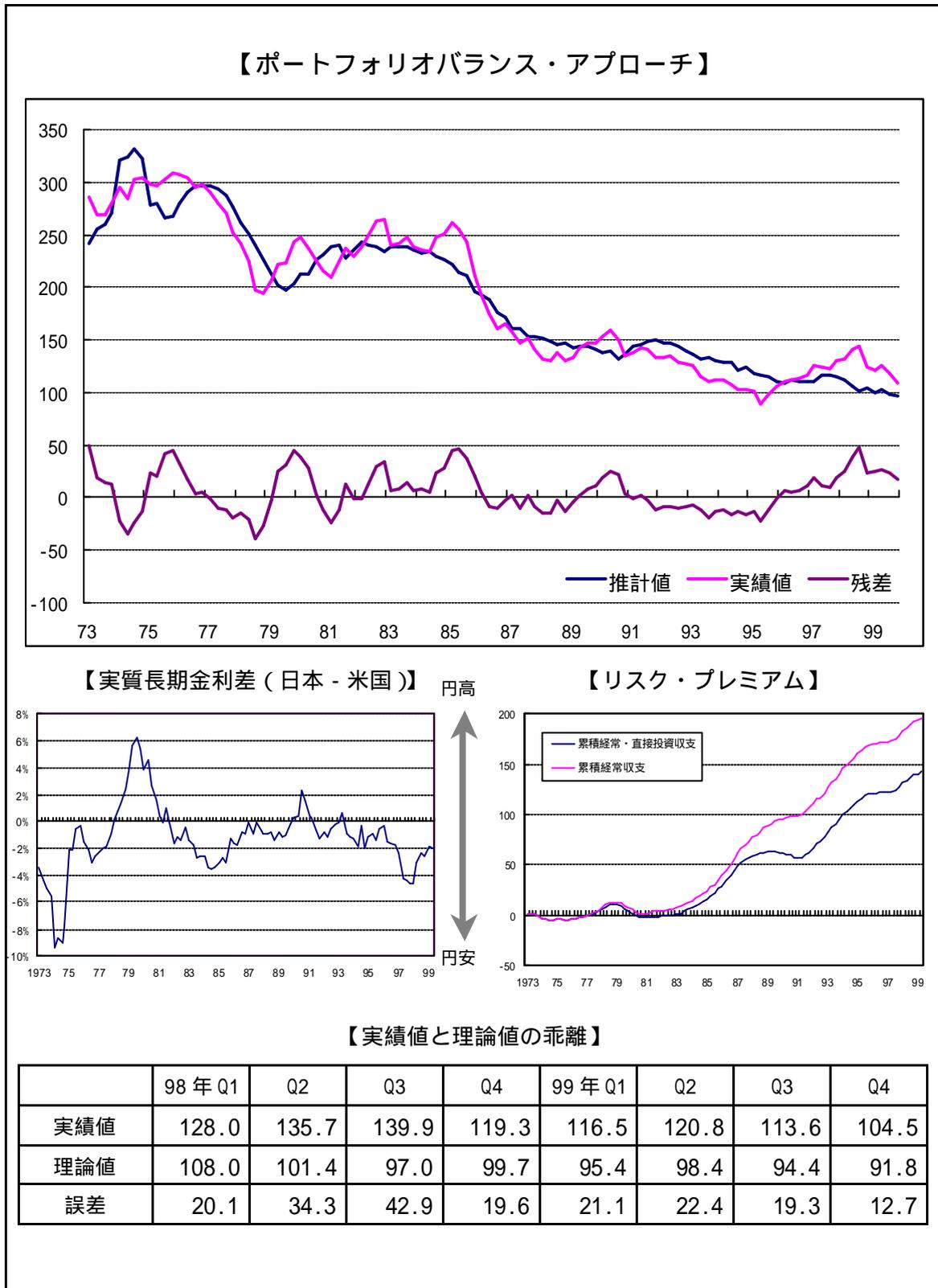
計量分析の基本モデルとしては、図表-8に挙げる4つの基本モデルが挙げられる。同表におけるモデルは、いずれもこれまでの理論分析において検討したモデルの形状を叩き台にしている。なお、これらの基本モデルの推計結果は、定量情報と同様、予測者が容易に分析できるような形態で示される必要がある。図表-9に推計結果の表示例を示す。

また、投資家のリスク許容度に関する指標（株式投資、債券投資の詳細な推移）や、市場の注目度が高まっている経済変数など、既存の為替レート決定理論で把握しきれない要因については、時系列データの形で推移を確認することも必要となる。

図表 VIII-8 理論・計量分析における基本モデル案

	モデルの形状・備考
マネタリー・アプローチ	<p>推計式： $\log(YDOL) = a_0 + a_1 \log(M / M^*) + a_2 \log(Y / Y^*) + a_3 (i - i^*)$ 使用データ：<i>YDOL</i>：名目円ドル為替レート <i>M</i>, <i>M*</i>：日米M1（季節調整済み） <i>Y</i>, <i>Y*</i>：日米実質GDP（季節調整済み） <i>i</i>：日本短期金利（3ヶ月物預金金利） <i>i*</i>：米国短期金利（ユーロダラー3ヶ月物金利）</p>
アセット・アプローチ	<p>推計式1： $\log(RE) = a_0 + a_1 (r - r^*)$ 使用データ：<i>RE</i>：実質為替指数（名目為替レートを生産者物価を用いて実質化し、73年第1四半期が1となるように指数化したもの） <i>r</i>：日本実質金利（名目金利は10年国債最長期利回り、期待インフレ率は、過去1年間の物価上昇率に等しいと仮定） <i>r*</i>：米国実質金利（名目金利は10年物財務証券利回り、期待インフレ率は、過去1年間の物価上昇率に等しいと仮定）</p> <p>推計式2： $\log(RE) = a_0 + a_1 \log(lead_{jp-2}) + a_2 \log(lead_{us-2})$ 使用データ：<i>RE</i>：実質為替指数（名目為替レートを生産者物価を用いて実質化し、73年第1四半期が1となるように指数化したもの） <i>lead_{jp}</i>：景気動向指数・CI先行指数 <i>lead_{us}</i>：US Conference Board's Leading Indicators Index</p>
ポートフォリオバランス・アプローチ	<p>推計式： $\log(RE) = a_0 + a_1 (r - r^*) + a_2 (M_{11}^u B^j + M_{12}^u B^g + M_{13}^u B^e + M_{14}^u B^c)$ 使用データ：<i>RE</i>：実質円ドル為替レート（指数） <i>r</i>：日本実質金利 <i>r*</i>：米国実質金利 <i>M_{ij}^u</i>：円ドル、マルクドル、英ポンド、加ドルの分散・共分散行列 <i>B^j</i>, <i>B^g</i>, <i>B^e</i>, <i>B^c</i>：日本、EMU、英国、カナダの累積経常・直接投資収支を先進7カ国の名目GDPを合計し指数化した値で割った係数</p>
購買力平価	<p>推計式： $\log(YDOL_t) = a_1 + (a_2 - a_1)DU_t + b \log(PPI_{jp_t} / PPI_{us_t}) + u_t$ $DU_t = 1 \quad (81Q4 < t \leq 86Q2), \quad 0 \quad (t \leq 81Q4, t > 86Q2)$ 使用データ：<i>YDOL</i>：名目円ドル為替レート <i>PPI_{jp_t}</i>：日本卸売物価指数 <i>PPI_{us_t}</i>：米国生産者物価指数 <i>DU_t</i>：トレンドのブレイクを現すダミー変数</p>

図表 VIII-9 推計結果の表示例



(2) 定性情報に基づく分析

定性分析においては、予測時点までに得られた定性情報に基づき、定量分析では説明できない為替レートの動きを補足的に把握する。ここでは、政策当局のスタンスに関する分析、足許の国際資本移動の変化に関する分析、政治情勢や為替に影響を与えるイベントに関する分析、の3つが主要な項目となり、一般的には比較的タイムスパンの短い分析を行うこととなる。

ここでのポイントとしては、定常的な定性分析手法の継続とアド・ホックな分析の加味という2つのスタンスを併用し、分析の一貫性と突発事項への柔軟な対応を両立させることである。例えば、日銀総裁会見の内容、金融政策決定会合の内容、金融経済月報の「基本的見解」、G7蔵相会合の内容、米連邦公開市場委員会(FOMC)会合の内容など、金融・通貨当局による定期会合に関する情報については、フォロー体制を常備する必要がある。また、日・米・欧における財政・金融政策スタンスを把握した上で、マンデル=フレミング理論に基づく為替レートへの効果を把握することは、分析の一つの目安となる。

他方、米国大統領選挙が為替に及ぼす影響、米国株価暴落のリスクなど、各局面において特筆すべき事項については、アド・ホックに分析を加えることとなる。もっとも、予測者が特に注力すべきと認識する事項については、予測者独自の分析手法として定石化することも一つの有効な手段である。

3) 予測の策定

上述の2ステップを経た後には、実際の予測作業が発生する。予測値の算出作業は、大きく前提条件・シナリオの設定、為替レート決定理論に基づく予測値の算出、シナリオに基づく予測の修正、の3つに分類される。

【予測の策定にかかるガイドライン】

前提条件の設定

説明変数の予測値は、現状分析に基づいて作成した暫定的な為替レート予測値を用いて作成し、それを計量モデルによる為替レート予測の前提条件とする。

決定理論に基づく予測値の算出

現状分析にて用いた4理論を用いて予測値を算出する(但し、前提条件の整備が困難なモデルがあれば除外する)。但し、モデルの形状は前提条件がカバーする範囲内で予測値の算出ができるよう、可能な限り簡略化する。

シナリオに基づく予測値の修正

国際資本市場の動向を見つつ、各モデルが示す予測値を統一する。その際に重視すべきポイントは以下の通り：

特定通貨建資産のリスクプレミアムを高める要因の特定

高めればポートフォリオバランス・アプローチ、低ければマネタリー・アプローチやアセット・アプローチを重視

投資家のリスク回避度を高める要因の特定

高めれば金利平価に基づくアセット・アプローチ、低ければ株価平価に基づくアセット・アプローチを重視

為替レートの転換点を確定する。その際には、相場の転換を促すような政治・経済上の出来事をリストアップし、見通しを立てる。

市場参加者の期待を大きく変動させる要因を拾い出し、為替レートが影響を受けた場合の「リスク・シナリオ」を想定する。但し、このシナリオは予測値に反映させることはせず、あくまで可能性として想定するにとどめる。

(1) 前提条件の設定

為替レートの予測を行うためには、為替レートを説明する経済変数の予測値を前提条件として事前に設定しておく必要がある。例えば、一般的なポートフォリオバランス・モデルにおいては、内外物価水準、内外長期金利、累積経常収支、内外名目GDPを前提条件として置く必要がある。しかし、言うまでもなくこれらの変数と為替レートの因果関係は一方的なものではなく、相互に影響を与え合っており、これらの変数の予測値を算出するためには、事前に為替レートの前提を置く必要が生じる。

この状況を解決するための一方策としては、一つのマクロ経済モデルに上記の全ての変数を内生変数として盛り込み、同時決定的に予測値を算出する方法が考えられる。しかし、この方法では、同時決定される内生変数が多数に上り、モデルが収束しない可能性が高いことに加え、為替レートの予測に関してシナリオや定性情報による修正を加える余地が著しく限定されることとなる。

上述の状況を勘案した対応策としては、一つは計量モデルに基づかない為替の予測値(もしくは現状横置き)を想定して為替レート以外の経済変数の予測値を算出し、それらを為

替レート予測の前提条件とする方法、そしてもう一つは、マクロ経済モデル中に非常に簡素な為替レート推計式を盛り込んだ上で同時決定的に予測値を算出し、それらを用いて為替レートを再度予測する方法が挙げられる。

為替レート予測における説明変数の算出方法は、経済見通し全体の作成プロセスやマクロ経済モデルの構造にも依存するため、一概に最良の方法を規定することはできない。しかし、予測にかかる作業量やマクロ経済モデルのパフォーマンスを勘案すると、現状分析を通じて得られる大まかな見通しに基づいて暫定的な予測値を置き、それを基に説明変数の予測値を算出することが適当であると思われる。

(2) 決定理論に基づく予測値の算出

何らかの方法で前提条件となる説明変数の予測値が得られた時点で、主要な為替レート決定理論に基づく予測値を算出する。既に述べた通り、予測に用いられる理論モデルは、実績値に基づく現状分析におけるモデルとの比較において簡素化する必要がある。また、現状分析と同様、足許の数値のアップデートとモデルを用いた予測のプロセスは、可能な範囲において自動化することが望ましい。

さらに、モデルに基づく予測を行う際には、基本型としての理論モデルの説明変数に、予測者が各局面において重要と認識する経済変数をアド・ホックに加えることも考えられる。例えば、日本の累積財政赤字が円建て資産保有リスクを高める要因となり得ると予測者が考えた場合、ポートフォリオバランス・アプローチにおけるリスクプレミアム項に、従来の累積経常収支対名目 GDP 比に加えて日本の累積国債発行残高対名目 GDP 比を加えるといった試みが想定される。もっとも、新たな説明変数を加えた場合には、言うまでもなく当該変数の予測値を前提条件として置く必要があることに加え、為替レート決定理論の枠組みで説明不可能な変数を組み込むことは、予測値の妥当性の説明が困難になりかねないことには留意が必要である。

予測に用いる理論モデルは、基本的に現状分析に用いたモデルを踏襲することとなるが、モデルに含まれる説明変数に関して予測値を算出できない場合には、当然ながら当該モデルは予測に使用することができなくなる。例えば、マネタリー・アプローチでは内外のマネーサプライが内生変数となっているが、マクロ経済モデルがマネーサプライを予測変数に含めていない場合には、マネタリー・アプローチを用いた為替レートの予測は困難となる。

また、事前に予測すべき説明変数の数を可能な限り限定するという観点から、モデルの構造を簡略化することが必要となる。例えば、ポートフォリオバランス・アプローチにおけるリスクプレミアム項に関して、現状分析では日本のドル建て金融資産残高を厳密な形で計測しているが、予測作業においては経常収支黒字の対名目 GDP 比（あるいは対日・米名目 GDP 比）に簡略化するという措置が必要となる。

(3) シナリオに基づく予測の統一・修正

計量モデルを用いて得られた将来の為替レートの推移を巡るシナリオの設定においては、複数の理論モデルから導き出される予測値を統一すること、為替レートの転換点を見極めること、そして理論モデルが想定し得ない要因を拾い上げること、の3点に留意する必要がある。

国際資本市場のリスク感応度に応じた理論モデルの選択

為替レートのシナリオ策定に際しては、重視すべき理論モデルの選択を行うことが一つの重要なポイントとなる。この背景としては、単一の理論モデルで全ての局面における為替レートの動向を的確に把握することができず、その時々 of 市場の状況や資本の流れによって理論モデルを取捨選択する必要があるという問題がある。

軸となる理論モデルの選択に当たっては、国際資本市場における以下の2つのリスク許容度の動向把握が重要な要素となる。

【特定通貨建資産のリスクプレミアム】

これは、ポートフォリオバランス・アプローチにおけるリスクプレミアムに相当するものである。同アプローチでは、外国通貨建資産の累積残高が高まれば高まるほど国内投資家のリスクプレミアムが高まるものと想定されているが、実際には市場参加者のリスクプレミアムに対する感応度は、各局面において大きく異なる。リスクプレミアムの感応度に影響を与える要因としては、日米貿易摩擦の顕在化といった政治的要素に加え、金融危機の発生をはじめとする国際金融市場の不安定化などが挙げられる。

予測対象期間において投資家のリスクプレミアムに対する感応度が高まるというシナリオを描いた場合、リスクプレミアム項を含むポートフォリオバランス・アプローチの説明力が高まる可能性が高い。他方、リスクプレミアムの存在を顕在化させるような要素が認められない場合には、内外資産市場の完全代替性を仮定するマネタリー・アプローチやアセット・アプローチをより重視する必要がある。

【国際資本市場におけるリスク回避度】

これは、国際資本市場への参加者が、全体としてどれだけリスク回避的になっているか（あるいはどれだけのリスクマネーを供給できるか）を示す概念であり、リスク回避度が高いほど、投資家はインカム・ゲインを見込んだ債券投資の割合を増やし、逆にリスク許容度が高いほど、キャピタル・ゲインを見込んだ株式投資の割合を増やす。この意味で、リスク回避度が高い局面においては、実質金利差を明示的に取り込んでいる理論モデル（金利平価に基づくアセット・アプローチやポートフォリオバランス・アプローチ）の説明力が高まるものと考えられる。他方、リスクマネーが潤沢に供給されている局面においては、株価平価の概念を取り込んだモデル（景況感格差などを説明変数とするアセット・アプローチ）がより有効となる。

他方、国際資本市場におけるリスク回避度を示す指標は、一部において定量化の試みが行われているとはいえ、明確に示されていない。対応策としては、主要国の資本収支統計における形態別資本流出入動向に目を配りつつ、資本市場の動きに関する定性情報を収集することが挙げられる。

転換点の把握

シナリオ策定におけるもう一つのポイントとしては、どの時点で相場の流れが変わるかという転換点を見極めることがある。為替レートの推移に一定の粘着性が見られることはよく知られている。理論上は既に相場の転換があるべき局面において、為替レートが従来の方向性を維持する状況は頻繁に発生する。こうした局面での為替レートは、転換への圧力が十分に高まった時点で、何らかのイベントをきっかけとして大きく転換することとなる。ここで、理論モデルは転換への圧力の高まり（転換する可能性）を示すことはできるが、理論モデルが為替の転換点そのものを的確に予測することは困難である。

シナリオ策定においては、足許の為替レートが理論モデルの示す均衡値からどれだけ乖離しているかを認識した上で、為替の転換の引き金となり得るようなイベントを特定し、為替レートの転換点の見通しを立てる。もっとも、転換を促すようなイベント・ニュースの存在を特定することは容易な作業でないことは言うまでもなく、為替の転換点に関するシナリオは、明確な形で示されないケースも多い。

理論モデルが想定し得ない要因の拾い上げ

市場参加者の期待が極端に振れるような局面を想定し、それが為替レートにいかなる影響を与え得るかを分析することが必要となる。これは、いわば国際金融市場における突発的な事件に伴う「リスク・シナリオ」を想定する作業に相当する。例えば、米国の株価が暴落した場合の為替レートへのインパクトなど、極端なシナリオを想定した上で為替レートがどの程度の影響を被るかについて大まかな見方を固めておくことは有用である。

他方、こうしたリスク・シナリオにおける為替レートの見通しは、国際金融市場の混乱時を想定した「参考値」的な位置付けを持ち、経済見通しにおける予測値に反映するものではないことには留意が必要である。

4) 他の経済変数予測値との擦り合わせ

定性情報に基づく予測値の修正が終了した時点で、為替レートの予測値が暫定的に決まることとなる。経済見通しの作成過程においては、この時点で他部門における変数の予測値との整合性を取り、予測値の微調整を重ねる作業が発生する。いわゆる「段階的接近法」と呼ばれるこのプロセスでは、各部門における予測値をつき合わせてみた上で、整合性の取れない予測値について再度予測作業を行い、最終的に全ての予測値の整合性が取れるまで微調整を行うこととなる。

【他の経済変数予測値との擦り合わせにかかるガイドライン】

経済見通しの一環としての為替レート予測では、極端なシナリオに基づく予測は避ける。
段階的接近法における擦り合わせの労力を勘案し、擦り合わせ作業は必要最小限にとどめる。

経済見通し作業における為替レート予測では、一般的に極端な予測値を設定するケースは稀である。市場参加者の期待やヘッジファンドによる大規模な資本移動などによって為替レートが大きく振れることはあるものの、こうした相場の乱高下を予測値に反映させることは、経済見通しの一貫性・信頼性を保つ観点から望ましくない。

また、段階的接近法による予測値の擦り合わせは、多くの労力を伴う作業である。為替レートが多くの経済変数に広範な影響を与えることから、予測機関の中には為替レートを予測の前提条件として外生的に与えているケースも多く見られる。よって、経済見通し作成作業全体を勘案すると、擦り合わせの作業は必要最小限にとどめ、ある時点で予測値を確定させることが必要である。

5) 実績値との比較・検証

【実績値との比較・検証にかかるガイドライン】

次回予測のプロセスに入る前に、予測誤差の発生原因を特定する。
誤差発生の原因は、予測フローチャートを逆に辿る形で、以下のように分類する：
他の予測変数との擦りあわせ作業に伴う当初の予測値からの乖離
突発的な要因に伴う実績値の大幅な変動
転換点の見極めに関するシナリオ設定の不具合
投資家のリスク許容度に関するシナリオ設定の不具合
前提条件の読み違い
理論モデルの構造的な欠陥

他の予測値との擦りあわせ終了後に確定した為替レートの予測値については、実績値が判明した時点で予測誤差を確認するとともに、誤差が生じた背景を検証することが将来的な予測のパフォーマンスを向上する上で不可欠である。具体的には、予測作業に入るに先立って前回予測における誤差発生の原因を分析し、必要に応じて今次予測の手法に修正を加えることとなる。

通常、誤差発生の変因は一つに特定できるものではなく、複数の変因が複雑に絡み合っている場合が多い。しかし、過去の予測を将来の予測精度の向上に活用するためには、誤差発生の変因を可能な限り細かく分解し、為替レート予測のフローチャートにおける各ステップの調整に落とし込んでいく必要がある。この観点から、予測誤差の発生原因をフローチャートの各ステップに対応する形で以下のように分類することが、検証作業を効率的に行う上で重要となろう。

擦り合わせ作業に伴う当初の予測値からの乖離

経済見通し全体の整合性維持の観点から各部門の予測値に修正を加えることは、見通し作成作業において頻繁に行われる。他方、結果として擦り合わせ以前の予測値がより正確に実績値を追っていたということも、同様に頻繁に見られるところである。擦り合わせを行う以前の予測値が実績値をより忠実に示していた場合には、為替レート予測手法自体の変更は行わず、むしろ他部門の予測手法の問題点を明確化すべきと言える。

突発的な要因に伴う実績値の大幅な変動

前述の通り、経済見通しの一環としての為替レート予測では、リスク・シナリオに基づく極端な為替レートの見通しを予測値に反映することは避けるべきである。この観点から、実績値が突発的な要因によって大きな変動をきたした場合にも、予測手法自体を見直す必要性は薄い。他方、予測時において、突発的な要因が発生する可能性を全く考慮に入れていなかった場合には、次回よりリスク・シナリオとして当該要因を加える必要がある。

転換点の見極めに関するシナリオ設定の不具合

為替レートの転換を促す要因やイベントの見極めは、予測誤差を小さくする上で最も重要な要素の一つである。為替レートの転換が、当初想定しなかった要因・イベントによる場合には、市場における定性情報の入手が不十分であった可能性がある。また、当初予想し得た要因・イベントが為替レートに想定外のインパクトを与えたケースにおいては、定性分析の枠組みを修正し、今後の予測に活かす必要がある。

投資家のリスク許容度に関するシナリオ設定の不具合

為替レートに影響を及ぼす投資家のリスク許容度の変化の見極めは、転換点の予測と同様に非常に困難かつ誤差の原因となりやすい要因である。リスク許容度の見極めが不十分であった場合には、金融市場における定性情報の収集を強化するとともに、国際資本移動の流れをより詳細に把握するよう、定量分析の枠組みを修正することが必要となろう。

前提条件の読み違い

為替レート予測の前提条件となる変数の読み違いも、誤差発生の重要な要因となる。この場合には、どの変数が誤差発生の主要な要因となったかを明確化した上で、必要に応じて前提条件の予測手法の見直しを行う。

理論モデルの構造的な欠陥

最終的に、予測誤差の発生が上記の5要因以外に依るものである場合には、定量分析における理論モデルの構造の修正が必要な可能性がある。この場合には、各理論モデルの推計結果を分析し、説明変数の入れ替えや追加の可能性を検討することとなる。しかし、ここでの修正作業は、各モデルが示唆する理論的なインプリケーションを保持することに留意する必要があることは言うまでもない。

むすび

変動相場制移行後の為替相場の水準を説明しようとするモデル構築の試みが、内外の多くの研究者によって積み重ねられてきた。しかし、今回の調査研究で見たとおり、マクロ変数との整合性や予測期間の面で、オールラウンドに説明力の高い統一的理論モデルは未だ開発、確立されておらず、予測者の判断によってその時々々の経済環境に応じて各モデルが使い分けられているのが実情である。このため、理論、時系列分析の著しい発展にもかかわらず、主要予測機関における為替レート予測平均値で見た予測率は、過去 20 年間目立った改善を示していない。

ただ、円が変動相場制に移ったのは 1973 年のことであり、フロートした円は現在との同質性という意味では、30 年足らずの短い歴史しかもっていない。市場商品としての為替は、自由変動相場制の下で 100 年、200 年と練り上げられた株式市場や国際商品市場に比べて、圧倒的に経験不足、データ不足、解明不足のまま残っている世界であるとも言える。数年前有効だった為替理論が今年の現実にはもう当てはまらなくなっているという状態も、ある程度やむを得ないのかも知れない。

そのような意味からも、今後とも、為替の決定メカニズム及び予測に関する理論について活発な研究が行われることによって、より確固とした理論、分析手法の発展が期待される。決定的な理論が確立されていない現状では、最新の研究成果を取り入れつつ、各種理論モデルや計量分析、時系列分析等のツールを用いて様々な視点から為替市場に分析を加え、そこから妥当性の高い予測を導き出すことが最適な予測手法ということになるであろう。

参考文献

- 河合正弘[1994]『国際金融論』東京大学出版会
- 小宮隆太郎、須田美矢子[1983]『現代国際金融論（理論編）』日本経済新聞社
- 小宮隆太郎、須田美矢子[1983]『現代国際金融論（歴史・政策編）』日本経済新聞社
- 白川方明[1979]「マネタリー・アプローチによる国際収支・為替レートの実証分析」『金融研究資料』No.3
- 高木信二[1992]『入門国際金融』日本評論社
- 畠中道雄[1994]「長期的経済関係のエコノメトリックス」『The Economic Studies Quarterly』Vol.45, No.5
- 浜田宏一[1996]『国際金融』岩波書店
- 深尾光洋[1990]『実践ゼミナール国際金融』東洋経済新報社
- 深尾光洋[1999]『日本金融研究 1 為替レート変動と企業のバランスシート調整』（社）日本経済研究センター編
- 副島豊[1994]「日本のマクロ変数の単位根検定」『金融研究』第 13 巻第 4 号,日本銀行金融研究所
- G.S. マダラ[1992]『計量経済分析の方法』マグロウヒル
- 蓑谷千鳳彦[1997]『計量経済学』多賀出版
- 吉川洋[1992]『日本経済とマクロ経済学』東洋経済新報社
- 和合肇・伴金美[1995]『TSPによる経済データの分析（第2版）』東京大学出版会
- Baillie, Richard and Patrick McMahon[1989] “The Foreign Exchange Market: Theory and Econometric Evidence”, Cambridge University Press.
- Cuthbertson, Keith[1996] “Quantitative Financial Economics: Stocks, Bonds and Foreign Exchange”, Wiley.
- De Grauwe, Paul, Hans Dewachter and Mark Embrechts[1993] “Exchange Rate Theory: Chaotic Models of Foreign Exchange Markets”, Blackwell.
- Greene, William H.[1993] “Econometric Analysis”, 2nd. Ed. Macmillan
- Grossman, Gene. M. and Kenneth Rogoff [1995] “Handbook of International Economics, Volume 3”, North-Holland
- Isard, Peter [1995] “Exchange Rate Economics”, Cambridge University Press.
- Jacques J. Polak[1995] “Fifty Years of Exchange Rate Research and Policy at the International Monetary Fund,” IMF Staff Papers, Vol. 42, 4
- MacDonald, Ronald and Mark P. Taylor[1992] “Exchange Rate Economics: A Survey,” IMF Staff Papers, Vol. 39, 1
- Mankiw, N. Gregory[1994] “Macroeconomics”, 2nd. Ed., Worth Publishers

Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff[1996], "Foundations of International Macroeconomics",
MIT Press

Romer, David[1996] "Advanced Macroeconomics", McGraw-Hill