

## 対外準備の需要に関する計測

— J.A. フレンケルのケース —

宮 田 亘 朗

## I

かつて、われわれは、P. B. ケネンおよびB. ユーディン、H. R. ヘラー、P. B. クラーク、さらにT. J. クールシェンおよびG. M. ユーセフ等の考察を行い、固定為替相場の下での対外準備保有の計測を試みた。<sup>1)</sup> ところで、国際通貨体制は、1973年以降固定相場制から大きく変化し変動相場制へと移行した。そこで、1973年から現在までの対外準備需要の動向を網羅し再度その需要を推定しなおす必要が生じる。本稿の目的は、それを行う前段階としてJ. A. フレンケルをとり上げ彼の対外準備の計測を考察することにある。フレンケルの計測は、固定相場時代のもとの変動相場制移行後のデータを含めたものとの両方が存在する。この両者の考えは、基本的には同じである。以下、それらを順に考察する。

フレンケルの対外準備の需要は、対外受取と支払の可変性と対外取引の大きさおよび平均輸入性向に依存するものとされる。彼の最初の論文では、<sup>2)</sup> このうち対外受取と支払の可変性をヘラーのアプローチにしたがって年当たり平均対

1) 拙稿「T. J. Courchene および G. M. Youssef の対外準備需要の計測に関する考察」香川大学経済論叢 第48巻第3・4号 昭和50年10月、および「対外準備保有の輸入に対する比率の検討」香川大学経済論叢 第50巻第1号 昭和52年4月、Fujita, M. and N. Miyata, The Demand for International Currencies and Reserves, *Kobe Economic & Business Rev.*, 24th the Annual Report, 1978

2) Frenkel, J. A., Openness and the Demand for International Reserves, *National Monetary Policies and the International Financial System*, ed. by R. Z. Aliber, 1974 pp. 289-298

外準備必要額  $h$  によって測り、<sup>3)</sup> また対外取引の大きさを輸入額  $M$  によって測る。そこで、対外準備の需要  $R$  は、

$$R = Am^{a_1} h^{a_2} M^{a_3} \quad (1)$$

と規定される。ただし、 $m$  は平均輸入性向であり、 $a_1, a_2, a_3$  はそれぞれの弾力性である。彼の需要函数を導出するための理論的背景は、次のようなものである。価格と為替相場が固定されレバークッションのない小国経済において、ケインジャンの最も単純なモデルでは、支出函数を  $E(y)$  輸入函数を  $M(y)$  とし、 $y, X$  を産出高と所与の輸出額とするとき、貿易収支  $T$  の均衡  $T \equiv X - M(y) = 0$  よりして、輸出下落  $dX$  は所得を  $dy/dX = 1/(s+m)$  だけ減じ、貿易収支を

$$\frac{dT}{dX} = \frac{s}{s+m} \quad (2)$$

だけ赤字にすることになる(ただし、 $s, m$  はそれぞれ貯蓄と輸入の限界性向である)。そこで、当該国の総支出を一定とし限界貯蓄性向を不変にとどめるような支出のスイッチ効果のみが働く場合を考えると、輸入性向の上昇は、貿易収支の赤字を  $s/(m+s)$  だけ減じる ( $ds/dm = 0$ )。すなわち、このようなモデルにおける輸入性向(経済開放の程度)と貿易収支の間には、負の関係があることになる。ところが、単純なケインジャンのモデルから離れて、価格調整を考慮するモデルを考えるなら、この輸入性向と貿易収支の関係は、異なってくる。いま、相対価格変化の役割を重視するため完全雇用を仮定し、貨幣のみが市場性ある資産である場合を考える。貯蓄がゼロとなり貨幣フローの需要がなくなる長期均衡では、所得は支出に等しく、すなわち、

$$Y = p_1 X_1 + p_2 X_2 = p_1 x_1 + p_2 x_2 \quad (3)$$

となる。ただし、 $X_1, X_2$  は二財の生産を、 $x_1, x_2$  は二財の消費を表しており、第1財は当該国の輸出財であると仮定されている。<sup>4)</sup> (3)式の前半の等式  $Y =$

3) Heller, H. R., Optimal International Reserves, *E. J.* Vol 66 June 1966 拙稿「国際通貨の需要に関する研究」神戸大学経済経営研究叢書 金融研究シリーズ 第4冊 137-160頁。

4) フレンケルの上掲論文(1974)では、完全特化を仮定しているが、ここでは彼の1978年の論文にしたがっており、その仮定を除いている。Frenkel, J. A., International Reserves: Pegged Exchange Rates and Managed Float, A Supplementary Series to the *Journal of Monetary Economics*, Vol 9, 1978.

$p_1X_1 + p_2X_2$  の変化率をとり完全雇用の仮定より導出される  $p_1dX_1 + p_2dX_2 = 0$  を代入し整理して、 $\theta_1 \equiv p_1X_1/Y$ 、 $\theta_2 \equiv p_2X_2/Y$  とすれば、

$$\hat{Y} = \theta_1\hat{p}_1 + \theta_2\hat{p}_2, \text{ ただし } \theta_1 + \theta_2 = 1 \quad (4)$$

となる。また、(3)式の後半の等式  $Y = p_1x_1 + p_2x_2$  から、 $Y = Py$ 、 $\beta_1 = p_1x_1/Y$ 、 $\beta_2 = p_2x_2/Y$  と置くと、

$$\hat{P} = \beta_1\hat{p}_1 + \beta_2\hat{p}_2, \text{ ただし } \beta_1 + \beta_2 = 1 \quad (5)$$

となる。これらの(4)(5)式を用いて、(3)式から得る  $y = (p_1X_1 + p_2X_2)/P$  の変化率をとって代入すれば、(3)式を

$$\hat{y} = (\beta_2 - \theta_2)(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) \quad (6)$$

と書き換えることができる。この(6)式において、第2財は当該国の輸入財と仮定されているから、 $\beta_2 > \theta_2$  となる。 $\beta_2 - \theta_2$  は、当該国の平均輸入性向を表している。他方で、この場合の貨幣市場は、その需要を価格水準  $P$  と実質所得  $y$  の関数  $PL(y)$  とし、その供給を対外準備のストック  $R$  に比例(比例係数を1とする)するものとすれば、

$$R = PL(y) \quad (7)$$

において、均衡に到達するとみることができる。(7)式の微分をとり変化率に改めると、

$$\hat{R} = \hat{P} + \eta\hat{y}, \text{ ただし } \eta = (\partial L/\partial y)y/L \quad (8)$$

となる。ただし、 $\eta$  は実質貨幣残高需要の所得弾力性である。(5)式を用い(8)式を変形して(6)式に代入すると、

$$\hat{R} = \beta_1\hat{p}_1 + \beta_2\hat{p}_2 + \eta(\beta_2 - \theta_2)(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) \quad (9)$$

の関係を得る。この右辺の初めの二つの項は価格水準の変化が対外準備保有に与える効果を示し、最後の項は相対価格変化に伴う実質所得変化が対外準備保有に与える効果を示している。したがって、(9)式は、価格調整を考慮に入れたモデルにおいて、対外準備の変化を表した式であるといえることになる。この(9)式で、価格水準  $P$  を不変に保つならば、右辺の初めの二つの項を消去し、

$$\hat{R} = \eta(\beta_2 - \theta_2)(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) \quad (10)$$

を得る。したがって、この場合、対外準備保有は、平均輸入性向  $(\beta_2 - \theta_2)$  に比例して増加するのである。また、(9)式で、小国経済を仮定すれば、 $\hat{p}_2 = 0$  とし、

$\hat{R}/\hat{p}_1 = (1-\beta_1) + \eta(\beta_2 + \theta_2)$ を得る。<sup>5)</sup>そこで、この場合、平均輸入性向の増加が対外準備保有に与える効果は、

$$\partial(\hat{R}/\hat{p}_1)/\partial(\beta_2 - \theta_2)|_{\beta_2 = const} = \eta \quad (11)$$

$$\partial(\hat{R}/\hat{p}_1)/\partial(\beta_2 - \theta_2)|_{\theta_2 = const} = \eta - 1 \quad (12)$$

となる。すなわち、消費条件所与 ( $\beta_2 = const.$ )の下では勿論のこと、生産条件所与 ( $\theta_2 = const.$ )の下でも少なくとも実質貨幣残高需要の所得弾力性が1より大である限り(通常の実証分析で妥当)、(11)(12)式は正值を示す。かくして、通常のケースで価格調整を考慮に入れたモデルでは、単純なケインジヤンのモデルとは異なり、輸入性向(経済開放の程度 *openness*)と貿易収支(対外準備の変化)との間に正の関係をj得るのである(なお、単純なケインジヤンのモデルでは、経済開放の程度は、理論上は限界輸入性向で把えている。しかし、それを実証分析に用いる場合には、データの入手不能のため、平均輸入性向によって代替される。したがって、この点で、(9)式と同じことになる)。

かくして、フレンケルは、このような理論的考察よりして、上掲(1)式に平均輸入性向  $m$ を導入する正当性を主張すると共に、その係数  $\alpha_1$ の正值を期待する。(1)式に  $M$ と  $h$ を導入することは、既にヘラーで分析されている。そして、それらの係数の正であることも、特に説明を要しない。そこで、フレンケルは、(1)式の対象をとり、

$$\log R = \alpha_0 + \alpha_1 \log m + \alpha_2 \log h + \alpha_3 \log M + u \quad (13)$$

として回帰係数  $\alpha_i$ を最小自乗法によって計算する。使用したデータは、1963年～1967年(5カ年)の55カ国(カナダとアメリカを除く)<sup>6)</sup>に関する。それらは、すべてUSドルで表示される。そして、対外準備は、金とIMFのレザーブ・ポジションおよび外国為替の和からなる。さて、最小自乗法によって導出された結果は、第1表に掲げた通りである。 $t$ 値は各係数の下方に括弧で示されており、標準偏差は *s. e.* 欄に、自由度修正済みの決定係数は  $\bar{R}^2$  欄に、また仮設  $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ を棄却するに必要な  $F$  値<sup>7)</sup>は  $F$  欄にそれぞれ記されて

5) ここでは、固定為替相場を仮定している。

6) カナダは変動相場制であったこと、他方アメリカは主たる対外準備の供給国であり対外準備需要の計測に加えて得ないこと、等の理由による。

7) Johnston, J., *Econometric Methods*, 2nd, ed. 1972. 竹内他共訳「計量経済学の方法」上巻 164～5 ページ。

第 1 表

Year	Constant	log <i>m</i>	log <i>h</i>	log <i>M</i>	<i>F</i>	s.e.	$\bar{R}^2$
1963 N = 55	.4023 (.62)	.5669 (3.60)	.5034 (3.56)	.6564 (4.65)	<i>F</i> (3, 51) 176.30	.492	.912
1964 N = 55	-.1646 (-.22)	.4574 (2.60)	.3408 (2.56)	.7913 (4.92)	<i>F</i> (3, 51) 137.17	.548	.890
1965 N = 55	.4492 (.62)	.4248 (2.42)	.4632 (2.86)	.6360 (4.15)	<i>F</i> (3, 51) 142.08	.520	.893
1966 N = 55	.7220 (.93)	.5188 (2.68)	.5397 (3.15)	.5752 (3.56)	<i>F</i> (3, 51) 112.06	.584	.868
1967 N = 55	1.087 (1.58)	.6463 (3.50)	.7326 (4.62)	.4496 (3.11)	<i>F</i> (3, 51) 125.29	.568	.881
1963-67 N = 275	.5684 (1.84)	.5283 (6.84)	.5290 (7.70)	.6054 (9.24)	<i>F</i> (3, 271) 708.96	.532	.887

*t* 値は各係数の下の括弧内に示されている。使用データは、IFS の1971年6月の磁気テープより得た。

いる。この第1表によれば、*h* と *M* の回帰係数は、すべて正の符号を持ち、かつその *t* 値はすべて有意を示している。さらに、平均輸入性向 *m* の回帰係数についても、すべて正の値でかつ有意である。この平均輸入性向の係数がすべて正を示したことは、単純なケインジャン・モデルが期待するものと異なり、実質貨幣残高の所得弾力性が1より大である既述のケースが妥当することを表している。フレンケルは、期間1963～1967年について、各年毎にそれぞれの回帰係数を導出すると共に、全期間についてデータをプールした場合の回帰係数をも導出した。それは、第1表の最後の行に記載されている。このように全期間のデータをプールして回帰係数を求めるためには、各年毎の回帰係数が全期間に亘って安定的であることを確かめる必要がある。フレンケルは、これをチャウ・テスト（具体的にはグジャラティによるダミー変数を用いる方法）<sup>8)</sup>で行った。その結果は、彼によると95%水準で、各年毎の回帰係数が異ならないとの仮説を棄却しえないようなものであった。

次に、フレンケルは、対外準備の需要を動かす要因のうち対外受取と支払の

8) Gujarati, D, Use of Dummy Variables in Testing for Equality between Sets of Coefficients in Linear Regressions, *The American Statistician*, Vol. 24, no 1 & 5, Feb. and Dec. 1970. なおチャウ・テストは、上掲ジョンストンの訳書228-9ページ。

第 2 表

Year	Constant	log m	log $\sigma$	log M	F	s.e.	$\bar{R}^2$
1963 N=55	0.2411 (0.40)	0.5756 (3.67)	0.5220 (3.68)	0.6471 (4.64)	F(3,51) 178.89	0.490	0.913
1964 N=55	-0.3018 (-0.44)	0.4646 (2.63)	0.3424 (2.12)	0.7965 (5.11)	F(3,51) 137.65	0.547	0.890
1965 N=55	0.2461 (0.38)	0.4317 (2.52)	0.4706 (3.04)	0.6413 (4.48)	F(3,51) 145.08	0.516	0.895
1966 N=55	0.4272 (0.62)	0.4973 (2.66)	0.5242 (3.24)	0.5962 (3.93)	F(3,51) 113.26	0.581	0.870
1967 N=55	0.7077 (1.13)	0.6255 (3.44)	0.7064 (4.64)	0.4795 (3.48)	F(3,51) 125.65	0.567	0.881

係数の下の括弧内の数値は  $t$  値を表す。

可変性を、ヘラーの  $h$  を用いず、標準偏差を使用する場合について考える。<sup>9)</sup> すなわち、対外受取と支払は、当該国の対外準備ストックのトレンドを調整した年々の攪乱に依存する。そしてそれは、トレンド調整済みの年間観測値のそれ以前 15 ヶ年の標準偏差  $\sigma$  によって測る。したがって、 $\sigma$  は、ケネンおよびユーディンの求めた対外準備年間変化額に関わる標準偏差<sup>10)</sup> と多少異なるが、基本的に類似のものである。そこで、(1)式の  $h$  を  $\sigma$  で代替し(13)式を、

$$\log R = \alpha_0 + \alpha_1 \log m + \alpha_2 \log \sigma + \alpha_3 \log M + u \quad (13')$$

のように書く。この(13)式を用い、第1表と同じ期間と55ヶ国のデータにつき、最小自乗法で回帰係数を求める。フレンケルの結果は、第2表の通りである。この場合も、以前と同様に、 $\sigma$  と  $M$  の係数は期待された正の値を持ち95%水準で有意であり、他方  $m$  の係数も正かつ有意である。

引続いて、フレンケルは、この同じ(13)式を用いて、データを先進国 (developed countries) と後進国 (less-developed countries) に分け、その各々のグループの対外準備需要の違いを検討する。先進国 (DC) と後進国 (LDC) の分類は、

9) 観測値からうる  $\sigma$  の値は、スワップ協定や他の政府の政策によって実際の対外準備の攪乱を正確に表していないことがありうる。Frenkel, J. A., The Demand for International Reserves by Developed and Less-Developed Countries, *Economica*, Vol. 42, no. 161, Feb. 1974.

10) Kenen, P. B. and E. B. Yudin, The Demand for International Reserves, *R. E. Stat.*, Vol. 47, Aug. 1965.

第 3 表

Year	Group	Constant	log m	log $\sigma$	log M	F	s. e.	R <sup>2</sup>
1963	Developed Countries N=22	1.539 (1.30)	0.3557 (1.27)	0.7841 (2.98)	0.2811 (1.06)	F(3,18) 47.30	0.476	0.887
	LDC's N=33	-0.1051 (-0.12)	0.6592 (3.48)	0.4326 (2.47)	0.7739 (3.72)	F(3,29) 55.88	0.489	0.853
1964	Developed Countries N=22	1.850 (1.43)	0.4283 (1.51)	0.7968 (2.71)	0.2533 (0.88)	F(3,18) 40.84	0.498	0.872
	LDC's N=33	-0.7946 (-0.80)	0.5237 (2.32)	0.2100 (1.06)	0.9590 (4.15)	F(3,29) 36.75	0.560	0.792
1965	Developed Countries N=22	1.457 (0.93)	0.4810 (1.45)	0.8002 (2.22)	0.3057 (0.87)	F(3,18) 33.83	0.565	0.849
	LDC's N=33	-0.099 (-0.11)	0.4475 (2.13)	0.3823 (2.18)	0.7502 (3.87)	F(3,29) 42.55	0.503	0.815
1966	Developed Countries N=22	1.365 (0.87)	0.6253 (1.85)	0.7898 (2.23)	0.3514 (1.01)	F(3,18) 32.70	0.581	0.845
	LDC's N=33	0.3010 (0.30)	0.4411 (1.77)	0.4577 (2.34)	0.6346 (2.86)	F(3,29) 26.65	0.613	0.734
1967	Developed Countries N=22	0.9595 (0.70)	0.6160 (2.03)	0.9192 (2.48)	0.3181 (0.95)	F(3,18) 37.26	0.568	0.861
	LDC's N=33	0.5852 (0.63)	0.6818 (2.67)	0.6691 (3.73)	0.5382 (2.67)	F(3,29) 32.72	0.597	0.772

係数の下の括弧内の数値は t 値を表す。

IMF のものをそのまま使用する。その結果は、第 3 表の通りである。ほとんどの場合、係数は正で 95% 水準で有意を示す。そして、対外取引の大きさを表す M の係数は LDC が常に高い有意性を示し、しかも先進国の値より大きい値を持ち、これに対し可変性を表す  $\sigma$  の係数は逆に先進国が LDC より大きい値を持っていることがわかる。

第 2 表と第 3 表の各々につき各年毎の回帰係数が安定的であることは、第 1 表の場合と同じようにして確かめることができる。その結果、フレネルは 95% 水準で各年の係数が異ならないとする仮説を棄却しえないことを導く。そこで、先進国と LDC につき、それぞれ全期間のデータをプールし再び最小自乗法で回帰係数を求める。フレネルの得た結果は、第 4 表に掲げた通りである。

第 4 表

Year	Group	Constant	$\log m$	$\log \sigma$	$\log M$	$F$	s.e.	$\bar{R}^2$
1963/ 67	Total Sample N=275	0.3290 (1.18)	0.5265 (6.91)	0.5276 (7.92)	0.6158 (9.82)	F(3,271) 717.30	0.530	0.888
1963/ 67	Developed Countries N=110	1.4715 (2.62)	0.5051 (3.97)	0.8176 (6.24)	0.2987 (2.36)	F(3,106) 214.17	0.504	0.858
1963/ 67	LDC's N=165	0.0617 (0.15)	0.5555 (5.71)	0.4511 (5.72)	0.7067 (7.85)	F(3,161) 198.72	0.537	0.787

係数の下の括弧内の数値は  $t$  値を表す。

それによれば、すべての係数は正でかつ有意となる。さらに、第3表と同じように、 $M$  に関する係数は  $LDC$  について大であり、これに対し  $\sigma$  に関する係数は先進国について大であることを得る。この回帰係数に関する不均等の確認は、ジョンストンの手法にしたがい<sup>11)</sup> 共分散分析表を作り  $F$  分布表を用いて、切片や勾配が異なるか否かの検証を通じなされる。その結果フレネルは、平均輸入性向  $m$  の係数について両グループで異なると言えないけれども、標準偏差  $\sigma$  と輸入額  $M$  の係数について明らかに異なるとの結論を得るのである。

以上の結果から、フレネルは、 $\sigma$  および  $M$  の係数について次のように言う。まず、 $M$  の係数  $\alpha_3$  について、これは(13)'式にみるように対外準備の輸入額に対する弾力性  $(dR/R)/(dM/M)$  を表しており、したがって両グループでこれに差異があるということすなわち  $\alpha_3$  が  $LDC$  で大であり先進国で小であることは、輸入額  $M$  が対外取引の大きさ(規模)を示す指標であることよりして先進国が  $LDC$  よりも対外準備保有に関し規模の節約を示すと共に、他方で現状で  $LDC$  が経済開発を行い対外取引の増加を見込む場合には先進国に較べてより多くの対外準備保有の伸びを必要とし対外取引に関する流動性不足の困難に直面する可能性の大であることを示唆している。そして、このような輸入額と対外準備との間の関係は、すでに最適対外準備保有論争の当初より例えばトリフィンの最適水準 40% の主張やマハループの如何なる最適水準もあり得ない

11) Johnston, J., op. cit. ch 6.3, 訳書 228 ページ。



とする主張<sup>12)</sup>をめぐって論じられてきているけれども、いずれも世界各国をすべて同質とみて先進国とLDCの二つのグループ間に規模の節約のあることを看過するという欠陥を有している。そして次に彼は、標準偏差 $\sigma$ の係数 $a_2$ に目を転じて次のように言う。これは、対外受取と支払の可変性に対する当該国の反応度合を表している。それが先進国で大でLDCで小であることは、両グループのうち前者が対外受取と支払の変化により敏感に反応することを示し、ゆえに両グループの $a_2$ の値に類似した値を使用する場合の対外準備保有の計測は、例えばヘラーの最適準備額  $R_{opt} = h\{\log(mr)/\log 0.5\}$  にみるように1ドルの準備保有の限界コスト $r$ を両グループでともに5%とし( $m$ を除き $h$ の係数は等しくなる)先進国の $r$ がより高いことを無視する結果、先進国の最適準備ストック $R_{opt}$ を過大評価する誤りを犯すことになる。以上、 $M$ の係数 $a_3$ と $\sigma$ の係数 $a_2$ のいずれであるにせよ、両グループでその値が異なることは、ともに諸国間の反応行動に差異のあることを表している。そしてフレンケルによればその差異はそれら諸国の金融機構の差(すなわち、国内資産を貨幣化することで対外不均衡に対処しうる能力の差)や国際金融市場への接近の程度の差(スワップ協定や他の借入を行いうる能力の差)また各国政府の人為的干渉(貿易制限為替統制)に訴えることに対する嫌悪感の差等より生じるものであると言う。

## II

以上の第I節は、フレンケルの対外準備需要の計測を固定相場時代に限定して考察したものである。われわれは、かつて固定相場制の下での対外準備需要の計測を試みた。<sup>13)</sup> その概要は、以下に示す如くである(ただし、多少の修正を行っている)。対外準備の保有動機は、ケインズの国内通貨の保有動機分類にしたがえば、取引的動機、予備的動機、投機的動機に三分することができる。このうち取引的動機は、対外支払と受取の不一致の橋渡しをするために生じるも

12) Triffin, R., *Gold and the Dollar Crisis*, 1950. ch 14; Machlup, J., *The Need for Monetary Reserves*, *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, No. 78, Sep. 1966.

13) Fujita, M. and N. Miyata, *ibid.*

のであり、国際取引の大きさおよび受取時点と支払時点との間の時差に依存する。また、予備的動機は、不作や天変地異などから生じる緊急輸入にみられるような予期しない対外出費に備えるためのものであり、他方投機的動機は長期資本の国際的移動に係わるものである(為替裁定や投機並びに短期資本移動は、さしあたり除外)。そこで、以下、これらの動機にもとづく対外準備需要をより詳しく考察する。

まず、取引的動機による対外準備需要は、次のようにして導出することができる。市場で成立する取引の契約はその契約時点の翌日から実行に移されるものとし、その履行期間の各時点に生起する受取と支払のパターンは予め市場の契約において予測されているものとする。そして、その各時点の受取と支払は、統計的に独立に生起すると考えられる部分と、それ以前の支払と受取に影響されて生じると期待される部分とからなり、そのうち特に後者の部分は前日の収支に対し一定の割合  $\gamma$  で生じるとする。そこで、ある任意の時点  $t$  までに生じた支払と受取の差で示される純支払の総額を  $\sum(m_t - l_t)$  としそのうち極大値を  $k$  とすれば、その  $k$  の値は契約時点で保有する対外準備ストック  $\bar{R}$  より小さくなければならないことになる。さもなければ ( $k > \bar{R}$ )、当該国は市場での契約時において予め  $t$  時点で支払不能に陥入ることを承知して契約を行うことになるからである。そこで、支払不能とならない安全性の指標に確率  $\pi \equiv P_0(k \leq \bar{R})$  を用いることとする。この確率  $\pi$  は、いうまでもなく上記の統計的に独立な受取と支払の部分と以前の受取と支払に影響されて生起する部分との両方の決定要因に依存するものである。統計的に独立に生起する部分は、その平均値と分散によって表すことができる。そこで、分散を所与とすれば確率  $\pi$  は、統計的に独立な部分の平均値  $E(\bar{m}_t - \bar{l}_t)$  と以前の受取や支払に影響される部分の係数  $\gamma$  によって変化することになる。契約時において、各国が決定しうるものは、その期の総取引額(取引の大きさ)と対外準備の保有額  $R$  である。予算制約式は  $\bar{R} = m - l + R$  であるから、当該国の対外準備保有  $R$  の決定は、総受取額  $l$  を所与とする限り、総支払額  $m$  を決定することと同値である(もし総支払額  $m$  を所与とすれば総受取額  $l$  の決定と同値)。契約時点で、総支払額  $m$  を決定すれば、それは、統計的に独立な部分の平均値  $E(\bar{m}_t - \bar{l}_t)$  を決め、一定の係

数  $\gamma$  を通じて純支払総額  $\Sigma(m_\tau - l_\tau)$  の極大値  $k$  を決めることになる。たとえば、総支払総額  $m$  の減少は、統計的に独立な部分の平均値  $E(\bar{m}_\tau - \bar{l}_\tau)$  を減じ、 $\gamma$  を一定とすれば  $k$  の値を小さくする。そして、それは安全性の水準  $\pi$  の改善をもたらすことになる。そこで、安全性の水準は、 $\pi = \pi(\ell, \sigma_u, \gamma, R, \bar{R})$  で表され  $\partial\pi/\partial R > 0$  となる。いま、効用函数  $U = U(x, \pi)$  を、予算制約の下で極大化すると、

$$\partial U/\partial x - \lambda p = 0 \tag{14}$$

$$(\partial U/\partial \pi)(\partial \pi/\partial R) - \lambda = 0 \tag{15}$$

$$\bar{R} = p(x - \bar{x}) + R \tag{16}$$

を得る。<sup>14)</sup> ただし、 $x - \bar{x}$  は財の超過需要、 $p$  はその財の価格を表し、 $p(x - \bar{x})$  は  $m - l$  に対応している。かくして、対外準備の取引需要は、

$$R = R(\ell, \gamma, \sigma_u, \bar{R}) \tag{17}$$

となる。この(17)式において、 $\ell$  は対外取引の大きさ(規模)に関わり、 $\gamma$  と  $\sigma_u$  は支払と受取のパターンに、また  $\bar{R}$  は対外準備資産の効果に関わる。 $\gamma$  は以前の対外受取と支払が影響する割合である。そして、それは、ケネンおよびユーディンの支払いの繰越し額 (carry-forward) でなく、予想される単なる反応係数であるにすぎない。

この(17)式は、取引動機による対外準備の需要を示すものといえる。それを用いて対外準備需要を推定する。先ずケネンおよびユーディンの分析にしたがい、

$$\Delta R_t = e + \gamma \Delta R_{t-1} + u_t \tag{18}$$

を用いて  $\gamma$  および  $\sigma_u^2$  を推定する。<sup>15)</sup> そして、 $u_t$  に関し正規性の  $\chi^2$  検定およびダービン・ワトソン比と回帰係数の有意性による  $u_t$  の統計的独立性の検定、さらに  $\sigma_u^2$  の均一性に関するバートレットの  $\chi^2$  検定を行う。 $u_t$  の正規性と統計的独立性については望ましい結果を得たが、 $\sigma_u^2$  の均一性についてはむしろ否定的結果を得た。それは、 $u_t^2$  を  $\sigma_u^2$  の点推定値とし、 $u_t^2 = u_0^2 + \lambda T$  の回帰係数  $\lambda$  を求めると有意となること、すなわち分散が時間  $T$  と共に増加していることから

14) Meinich, P., *A Monetary General Equilibrium Theory for an International Economy*, 1971, pp. 60-68.

15) Anscombe, F. J., *The Rejection of Outliers*, *Technometrics*, Vol 2, 1960. 異常値をアンスコムの方法により除去している。

第 5 表

	$R_{it} = \beta_0 + \beta_2 \gamma_i + \beta_3 \sigma_{ui} + \epsilon_{it}$			$D_w$	$R^2$
	$\beta_0$	$\beta_2$	$\beta_3$		
全 期 間 (月 別 デ ー タ)					
(1) $R_{57}$	131 679 (0 53)	1,205.947 (1.46)	8 062 * (8.22)	1.87	0.91
$R_{72}$	1,177.172 (0.57)	7,599.862 (1.09)	34.896 * (4.21)	1.95	0.73
全 期 間 (四 半 期 別 デ ー タ)					
(2) $R_{57}$	213 020 (0.95)	-357.753 (-0.41)	6 075 * (9.17)	2.04	0.93
$R_{72}$	-288 718 (-0.16)	11,862.534 (1.69)	24 512 * (4.62)	2.21	0.81
短 期 間 (月 別 デ ー タ)					
(3) $R_{57}$	-367.475 (-1.08)	841.875 (1.00)	28 673 * (7.07)	2.75	0.88
$R_{62}$	-177.852 (-0.56)	914.519 (1.16)	44.229 * (11.67)	1.68	0.95
(4) $R_{62}$	494 454 (0.78)	2,414 905 (1.34)	20 457 * (3.19)	1.43	0.63
$R_{67}$	739 907 (0.84)	4,504 493 (1.80)	21 396 (2.40)	1.52	0.55
(5) $R_{67}$	586 211 (0.69)	4,154 705 (1.40)	7 870 * (4.13)	2.68	0.72
$R_{72}$	227.870 (0.12)	10,380 657 (1.52)	23 572 * (5.40)	1.87	0.81

係数の下の括弧内の数値は  $t$  値を表す。  
また、\*印は  $t$  値が有意であることを示す。

理解しうるところである。しかしながら、さしあたり、 $\sigma_{ui}^2$  の均一性が成り立つとして回帰方程式(19)を用いて、クロス・セクション分析による回帰係数  $\beta$  の導出を行う ( $\gamma$  が有意でないときゼロとし、その場合の  $\sigma_{ui}^2$  の代わりに  $\Delta R_i$  の単純な分散を用いている)。

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_2 \gamma_i + \beta_3 \sigma_{ui}^2 + \epsilon_{it} \tag{19}$$

以上のすべてのデータは、1957年12月～1972年12月に亘る月別と四半期別の先進15ヶ国(アメリカとカナダを含む)のものであり、IFSからとられている。その結果は、第5表の通りである。全期間の分析は、当該期間の月別  $I81$  =

のデータを使用したものと四半期別 61 ヶのデータを使用したものの二種からなっている。他方、短期間の分析は当該期間を三等分しその各々の期間について月別データを使用したものである。いずれも、 $t$  値は、各係数の下に括弧で記され、5% 水準でゼロから有意に異なるとき、\*印を付してある。第5表によれば、 $\sigma_u$  の係数  $\beta_3$  は、すべての場合にゼロから有意に異なる。しかし、 $\gamma$  の係数  $\beta_2$  は、逆にすべてについて有意に異なるとはいえない。他方、ダービン・ワトソン比 ( $DW$ ) および決定係数 ( $\bar{R}^2$ ) は、最後の二列に掲げられた通りであり、短期間の分析の (4) 行にある  $R_{62}$ 、 $R_{67}$  を除いて、おしなべて良い。以上のことからみて、第5表の対外準備の取引需要は、主として  $\sigma_u$  を決定因として変動し、以前の対外取引に対する反応係数  $\gamma$  の影響をほとんど受けていない<sup>16)</sup> のとみることができる。

次に、上記(17)式の対外準備需要函数のうち対外受取額  $l$  は、それを対外取引の大きさ(規模)を表すものと解釈するとき、輸入額  $M$  で把えるのが普通である。その場合の計測については、かつてわれわれも、クールシェンおよびユーセフの対外準備需要の計測を考察した際に行っている。<sup>17)</sup> しかし、クールシェンおよびユーセフは、その主たる関心が対外準備保有と国内通貨供給量の関係にあったので、以下第6表にみるようにその間の関係を中心に分析を進めた。彼等は、対外受取と支払の差額を、経済効率の観点に立って対外準備の枯渇をもたらす拡張政策がとられない限り国内通貨供給量の変動を引起こすことから、対外準備と国内通貨供給量との間に一定の関係が生じると考えるのである。そして、その一定の関係は、当該国の限界輸入性向や支出性向からなる乗数に依存し、シトフスキーの言うその国の現金残高の対外支出を行いうる能力を表すものと解釈する。そこで、クールシェンおよびユーセフは、 $X_t$  に主として国内通貨供給量を取り、それと  $X_t$  に輸入額をとった場合とを比較しながら、次のような方程式を用いて回帰係数を求める。

$$R_t = a + bX_t + e_t \quad (20)$$

16) ただし、 $R_{it} = \beta_0 + \beta_1 e + \beta_2 r_t + \beta_3 \sigma_{ut} + \epsilon_{it}$  によって求めた係数  $\beta_2$  は、有意となる。ここに  $e$  は(18)式の定数項の推計値である。

17) 拙稿「T. J. Courchene および G. M. Youssef の対外準備需要の計測に関する考察」香川大学経済論叢 第48巻第3・4号昭和50年10月。

第 6 表

国名	$R_t = a + bx_t + e_t$ ただし $x_t$ は				$R_t = a + b_1x_t + b_2r_t + e_t$ ただし $x_t$ は					
	輸 入		国内通貨供給量		輸 入			国内通貨供給量		
	$b$	$\bar{R}_2/Dw$	$b$	$\bar{R}_2/Dw$	$b_1$	$b_2$	$\bar{R}_2/Dw$	$b_1$	$b_2$	$\bar{R}_2/Dw$
ス イ ス	2.941 *(12.88)	0.87 2.09	0.478 *(23.52)	0.95 2.09	-3.876 *(14.06)	-2,118.435 *(-3.95)	0.95 1.96	0.551 *(25.87)	-1,226.170 *(-4.69)	0.99 1.58
オ ラ ン ゲ	0.560 *(6.38)	0.65 1.98	0.313 *(11.25)	0.84 1.99	0.543 *(6.97)	-657.392 *(-2.67)	0.82 2.14	0.299 *(8.99)	-210.950 *(-0.91)	0.86 1.98
デ ン マ ー ク	0.357 *(3.15)	0.38 1.82	0.074 *(2.25)	0.26 1.69	0.393 *(2.93)	-37.783 *(-0.21)	0.42 1.73	0.087 (1.52)	-17.344 *(-0.07)	0.34 1.61
ス ウ ェ ー デ ン	0.002 (0.03)	0.00 1.89	-0.008 *(-0.36)	0.05 1.62	0.001 (0.01)	-366.529 *(-1.37)	0.19 1.90	-0.009 *(-0.39)	19.365 (0.08)	0.06 1.64
ド イ ツ	1.599 *(4.32)	0.50 1.83	0.507 *(5.92)	0.62 1.87	1.801 *(4.56)	-1,435.353 *(-0.75)	0.53 1.84	0.572 *(5.97)	-189.168 *(-1.04)	0.66 1.88
ベ ル ギ ー	0.465 *(6.68)	0.67 1.59	0.261 *(9.00)	0.77 1.92	0.450 *(6.05)	843.578 (0.52)	0.66 1.58	0.260 *(8.61)	264.626 (0.23)	0.77 1.92
イ タ リ ー	0.053 (0.32)	0.04 1.65	0.017 (1.44)	0.14 1.77	0.072 (0.43)	-17,848.212 *(-0.25)	0.07 1.64	0.021 *(1.71)	-77,781.571 *(-1.14)	0.18 1.78
日 本	-0.952 *(-1.46)	0.15 1.77	0.135 *(5.22)	0.57 1.76	1.348 *(2.14)	-50,503.935 *(-0.27)	0.23 1.64	0.220 *(13.23)	-536.040 *(-4.93)	0.90 1.64
オーストラリア	-0.522 *(-2.30)	0.27 1.80	-0.099 *(-1.36)	0.13 1.60	-0.581 *(-2.52)	90.061 (1.33)	1.60 1.60	0.002 (0.03)	160.172 *(2.05)	0.22 1.87

国内通貨の100万を単位として表示 (日本のみ10億)。輸入はf 0 6  
係数のトの括弧内の数値はt値を、また\*印はその値の有意であることを示す。

$$R_t = a + b_1X_t + b_2r_t + e_t \tag{21}$$

ただし、 $r_t$ は対外準備の機会費用(投資の限界生産力、長期利子率で測る)であり、対外準備需要の修正項目として導入されている。第6表は、彼等にしたい先進10カ国の1959年第1四半期から1972年第4四半期までの四半期別データ(IFSよりとる)を使用した最小自乗法による結果である。なお、ダービン・ワトソン比(DW)の修正は、繰返し法で行われた。第6表によれば、クルルシェンおよびユーセフの主張するような結果は得られていない。すなわち、彼等は、 $X_t$ に輸入額よりも国内通貨供給量を用いるのがより望ましいとみる。しかしながら、第6表では、t値でみて輸入額よりも国内通貨供給量がより有意となるケースが多いとは言えず、むしろ両者の差異はほとんどないとみねばならない。また、決定係数も両者ととも(20)式と(21)式は当てはまりの良さを示していない。そのうえ、修正項の長期利子率  $r_t$  すなわち対外準備の機会費用の係数  $b_2$  に関するt値は、ほとんどのケースで有意となっていない。したがって、これらのことを判断すると、クルルシェンおよびユーセフの主張は受入れ難い

ものである。<sup>18)</sup>しかしながら、輸入額や国内通貨供給量の係数に関する  $t$  値がしばしば有意を示していることからみて、これら両者が対外準備保有に何らかの関わりを持つことは、想像しうることである。このうち特に彼等が計測した国内通貨供給量と対外準備保有との間の関係を示す係数  $b_1$  は、彼等の主張によれば現金残高の対外支出能力を示すものであるけれども、結局はある種の国内通貨に対する対外準備での裏うち保証とでも言うべきものと考えられ、意味のあるものである。例えば、その値の低下は、それが国内通貨の対外準備による保証の低下とみられるならば、当該国通貨の信認を喪失せしめることとなり、その値の維持をもくろみ対外準備の保有をもたらすことになるからである。しかしながら、このような対外準備の保有は、取引動機というよりも予備的動機によるものとして分類するのが妥当であろう。

さて、取引動機から目を転じ予備的動機による対外準備の保有を考えよう。上記の(15)式～(17)式は、取引動機以外の動機に関わる要因を所与としたときのものである。ゆえに、予備的動機に関わる要因を考慮に入れるならば、(17)式を修正しなければならない。元来、予備的動機による対外準備保有は、不作やその他災害による緊急輸入に備えるものである。そして、それは、その国の人口や生産力また外国政府や国際金融機関からの借入れ能力に依存する。しかし、一般には、予備的動機による対外準備保有は、この緊急輸入に対する備え以外に多くのものがあるであろう。かつて、トリフィン<sup>19)</sup>は、対外準備の輸入に対する比率が先進国で約 40% を維持し、それが 30% 以下になれば何等かの制限措置をとり、最悪でも約 20% を保持すると主張した。<sup>19)</sup>それは、その 20% 以下となれば当該国の経済の破綻を示すものと受取られ民間金融機関はもとより公的機関からも資金の借入れが不可能となるからである。そこで、もしこのような輸入に対する対外準備比率が取引動機のためでなく健全な経済運営の証しとして必要なものであれば、それは予備的動機によるものとして分類されるべきものであろう。

18) なお、対数による回帰方程式を用いた計測を試みた。しかし、結果は同じである。

$$\log R_t = a + b \log x_t + e_t$$

$$\log R_t = a + b_1 \log x_t + b_2 \log r_t + e_t$$

19) Triffin, R, op cit.

第 7 表

国 名	平均値	分 散	国 名	平均値	分 散
工 業 国	0.484	0.208	オーストラリア	0.467	0.232
ア メ リ カ	0.853	2.774	ニュージーランド	0.169	0.075
イ ギ リ ス	0.214	0.071	ラテンアメリカ	0.343	0.020
ヨ ー ロ ッ パ	0.453	0.069	アルゼンチン	0.292	0.437
オーストリア	0.594	0.086	ブ ラ ジ ル	0.277	0.174
ベルギー	0.349	0.072	メ キ シ コ	0.369	0.025
デンマーク	0.168	0.026	ペ ル ー	0.229	0.170
フ ラ ン ス	0.405	0.387	ベネズエラ	0.559	0.111
ド イ ツ	0.549	0.220	その他アジア	0.287	0.012
イ タ リ ア	0.576	0.336	ビ ル マ	0.677	0.746
オ ラ ン ダ	0.321	0.056	セ イ ロ ン	0.227	0.228
ノルウェー	0.215	0.014	台 湾	0.489	0.186
スウェーデン	0.197	0.029	イ ン ド	0.323	0.183
ス イ ス	0.963	0.138	インドネシア	0.192	0.556
カ ナ ダ	0.325	0.044	韓 国	0.359	0.175
日 本	0.315	0.311	マレーシア	0.436	0.098
その他先進国	0.388	0.039	パキスタン	0.354	0.540
フィンランド	0.220	0.065	フィリピン	0.160	0.042
ス ペ イ ン	0.451	0.731	シンガポール	0.125	0.021
ト ル コ	0.380	0.647	タ イ	0.869	0.186

このように対外準備の輸入に対する比率にある水準があるとすれば、その水準は当該期間一定に保たれかつ実際の対外準備比率がその近傍を変動するというものでなければならない。これを確かめるため、先ず主要な40カ国について1957年～1971年の年次データ(IFS, 1972 Supplement)を用いて対外準備の輸入に対する比率の平均値と分散を求める。それは、第7表の通りである。それによると、大部分の国の平均値はほぼ30%に近いかそれ以上であり、またその分散は非常に小さい値を示している。次いで、この平均値が当該期間に亘り一定を維持したかどうかの検証を以下の順で行う。始めに、輸入に対する対外準備の比率に関するデータが無作為のものであると仮定し、当期間を前半(1957～1964)と後半(1965～1971)に二分し、両期間で分散が等しいかどうか



かを  $F$  検定により確かめる。そして、分散が等しい国について  $t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}} \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}}$  の値を計算し自由度  $n_1 + n_2 - 2$  の  $t$  分布表の値と比較し、分散が等しくない国については  $t = (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) / \sqrt{s^2/n_1 + s_2^2/n_2}$  を計算しそれと自由度  $n_1 - 1$  の  $t$  分布表の値  $t_1$  と自由度  $n_2 - 1$  の  $t$  分布表の値  $t_2$  を用い  $t = (w_1 t_1 + w_2 t_2) / (w_1 + w_2)$  を求めて<sup>20)</sup> 比較し、両期間の平均値が等しい  $\bar{x}_1 = \bar{x}_2$  とする仮説を棄却することとする。<sup>21)</sup> その結果は約半分の国で仮説が棄却され、一定性を保持していないこととなった。しかしながら、この結論は、上述のように対外準備の輸入に対する比率が無作為のデータであることを前提としている。そこで、データの無作為性の検定を連 (*runs*) を用いて行った。<sup>22)</sup> 中央値より小さい値の個数とそれより大きい値の個数を算え、5% 棄却域を設けてそれらと連の総個数とを比較し検定する。その結果、約半分の国で仮説は棄却され無作為でないこととなった。そして、このことは、直接データに一階のマルコフ過程  $y_t = b_1 + b_2 y_{t-1} + u_t$  をあてはめ回帰係数を求めてみることによって (第8表) 40 カ国中 23 ~ 39 カ国において係数  $b_2$  がゼロから有意に異なっていることから確認される。(なお、この第8表において、ダービン・ワトソン比は余り良くない。そこで、残差項  $u_t$  につき無作為性の検定を行った。結果は、すべての国で、 $u_t$  が無作為であることを導いた。) 以上の諸結果からみて、輸入に対する対外準備の比率のデータは、それ自体無作為性のないものと結論される。ゆえに、上で行った  $t$  検定による平均値の一定性の検証結果は、正当なものとはいえない。そこで、母数によらない方法 (non-parametric test) で検定することにする。第9表は、順位和検定法 (rank-sum test)<sup>23)</sup> によって、平均値の一定性を検定した結果である。ただし、この場合、平均値に代わって中央値が用いられたが、両者に大きな違いはない。第9表の最後の列にみるように、検定結果は、40 カ国中 34 カ国について仮説

20)  $w_1 = s_1^2/n_1$ ,  $w_2 = s_2^2/n_2$  ( $n_1$ ,  $n_2$  はデータ数) 拙稿「対外準備保有の輸入に対する比率の検討」香川大学経済論叢 第50巻第1号 昭和52年4月。

21) Snedecor, G. W and W. G Cochran, *Statistical Methods*, 6th ed. 1967 pp. 114-18  
 ホーエル (浅井・村上訳) 『初等統計学』 昭和48年 168ページ。

22) ホーエル 上掲訳書 241~44ページ。

23) ホーエル 上掲訳書 237~39ページ。

第 8 表

国 名	$b_1$	$b_2$	$Dw$	$\bar{R}^2$	国 名	$b_1$	$b_2$	$Dw$	$\bar{R}^2$
工 業 国	0.037 (0.67)	0.896 (8.23)	1.300	0.915	オーストラリア	0.297 (2.47)	0.339 (1.33)	1.700	0.243
ア メ リ カ	-0.013 (-0.31)	0.900 (21.20)	2.613	0.986	ニュージーランド	0.085 (1.83)	0.507 (1.97)	1.831	0.426
イ キ リ ス	0.129 (1.79)	0.426 (1.25)	1.277	0.203	ラテンアメリカ	0.176 (2.04)	0.481 (1.90)	1.901	0.409
ヨ ー ロ ッ パ	0.154 (1.62)	0.667 (3.24)	1.110	0.650	アルゼンチン	0.190 (1.98)	0.356 (1.29)	1.761	0.221
オーストリア	0.382 (2.73)	0.371 (1.59)	1.241	0.325	ブラジル	0.163 (1.91)	0.422 (1.39)	1.452	0.259
ベルギー	0.143 (1.58)	0.586 (2.34)	1.632	0.505	メキシコ	0.316 (3.04)	0.138 (0.49)	1.842	0.140
デンマーク	0.090 (2.12)	0.481 (1.98)	1.518	0.428	ペル	0.131 (2.21)	0.487 (2.03)	1.909	0.441
フランス	0.148 (2.25)	0.686 (4.56)	1.263	0.777	ベネズエラ	0.429 (3.07)	0.214 (0.85)	1.777	0.240
ドイツ	0.227 (1.83)	0.568 (2.58)	2.315	0.551	その他アジア	0.083 (1.43)	0.700 (3.48)	1.602	0.679
イタリア	0.282 (1.94)	0.523 (2.18)	1.197	0.473	ビルマ	0.304 (1.99)	0.577 (2.75)	1.610	0.579
オランダ	0.123 (1.61)	0.620 (2.68)	1.231	0.567	セイロン	0.050 (1.37)	0.678 (4.86)	2.900	0.797
ノルウェー	0.073 (1.49)	0.692 (2.98)	1.386	0.615	台湾	0.188 (1.38)	0.577 (2.17)	1.677	0.471
スウェーデン	0.048 (1.15)	0.743 (3.65)	1.834	0.697	インド	0.054 (0.93)	0.834 (4.72)	1.495	0.788
スイス	0.465 (1.94)	0.517 (2.09)	1.389	0.454	インドネシア	0.036 (0.68)	0.752 (3.95)	1.549	0.727
カナダ	0.099 (1.46)	0.700 (3.40)	1.423	0.669	韓国	0.207 (2.05)	0.432 (1.63)	1.697	0.336
日本	0.213 (1.34)	0.394 (0.72)	1.128	0.204	マレーシア	0.074 (0.72)	0.878 (3.69)	2.351	0.701
その他先進国	0.241 (2.25)	0.375 (1.35)	1.726	0.245	パキスタン	0.089 (1.09)	0.679 (3.42)	2.466	0.672
フィンランド	0.120 (2.05)	0.465 (1.80)	1.202	0.383	フィリピン	0.112 (2.05)	0.347 (0.99)	1.458	0.275
スペイン	0.199 (2.00)	0.633 (3.12)	1.269	0.634	シンガポール	0.045 (1.48)	0.716 (2.93)	1.481	0.607
トルコ	0.170 (1.71)	0.524 (2.18)	1.953	0.473	タイ	0.070 (0.44)	0.912 (5.11)	0.984	0.812

係数の下の括弧内の数値は  $t$  値を表す。

は採択され中央値の一定性があるということになったのである。

以上のことからして対外準備の保有は、当該国の輸入額と一定の関係を持つ

第 9 表

	1957-1971 mean	1957-1971 median	Kyears median 1	N-Kyears median 2	(K,N-K)	rank-sum test R
工 業 国	0.484	0.470	0.590	0.390	(8, 7)	29*
ア メ リ カ	0.853	0.820	1.180	0.450	(8, 7)	29*
イ ギ リ ス	0.214	0.200	0.255	0.150	(8, 7)	40
ヨ ー ロ ッ パ	0.453	0.470	0.510	0.455	(5,10)	54
オ ー ス ト リ ア	0.594	0.600	0.620	0.570	(8, 7)	48
ベ ル ギ ー	0.349	0.360	0.380	0.345	(5,10)	54
デ ン マ ー ク	0.168	0.160	0.165	0.160	(8, 7)	51
フ ラ ン ス	0.405	0.390	0.430	0.390	(8, 7)	61
ド イ ツ	0.549	0.540	0.580	0.470	(10, 5)	25
イ タ リ ア	0.576	0.560	0.680	0.520	(8, 7)	41
オ ラ ン ダ	0.321	0.320	0.365	0.260	(8, 7)	32*
ノ ル ウ ェ ー	0.215	0.210	0.195	0.240	(8, 7)	87*
ス ウ ェ ー デ ン	0.197	0.210	0.220	0.160	(8, 7)	41
ス イ ス	0.963	0.960	0.970	0.900	(10, 5)	26
カ ナ ダ	0.325	0.330	0.360	0.295	(7, 8)	70
日 本	0.315	0.260	0.325	0.240	(8, 7)	43
そ の 他 先 進 国	0.388	0.390	0.430	0.340	(7, 8)	71
フ ィ ン ラ ン ド	0.220	0.220	0.240	0.180	(7, 8)	71
ス ペ イ ン	0.451	0.390	0.630	0.350	(8, 7)	51
ト ル コ	0.380	0.310	0.345	0.240	(8, 7)	46
オ ー ス ト ラ リ ア	0.467	0.500	0.540	0.350	(8, 7)	41
ニ ュ ー ジ ー ラ ン ド	0.169	0.160	0.180	0.105	(9, 6)	33
ラ テ ン ア メ リ カ ン	0.343	0.350	0.340	0.350	(8, 7)	63
ア ル セ ン チ ン	0.292	0.260	0.240	0.340	(8, 7)	67
ブ ラ ジ ル	0.277	0.280	0.255	0.290	(8, 7)	64
メ キ シ コ	0.369	0.360	0.370	0.345	(7, 8)	73
ペ ル ー	0.229	0.220	0.210	0.240	(8, 7)	67
ベ ネ ズ エ ラ	0.559	0.530	0.555	0.530	(8, 7)	58
そ の 他 ア ジ ア	0.287	0.280	0.295	0.270	(8, 7)	53
ビ ル マ	0.677	0.710	0.565	0.780	(8, 7)	71
セ イ ロ ン	0.227	0.240	0.245	0.140	(10, 5)	27
台 湾	0.489	0.520	0.545	0.420	(8, 7)	43
イ ン ド	0.323	0.290	0.290	0.260	(8, 7)	58
イ ン ド ネ シ ア	0.192	0.100	0.170	0.100	(9, 6)	32
韓 国	0.359	0.340	0.395	0.310	(8, 7)	43
マ レ シ ア	0.436	0.420	0.380	0.450	(8, 7)	85*
パ キ ス タ ン	0.354	0.310	0.450	0.210	(8, 7)	29*
フ ィ リ ピ ン	0.160	0.150	0.145	0.200	(8, 7)	71
シ ン ガ ポ ー ル	0.125	0.120	0.110	0.130	(10, 5)	53
タイ	0.869	0.890	0.880	0.890	(8, 7)	58

\*印は、仮設の棄却されたことを示す。

ていると言える。そして、その関係を表す係数は、輸入に対する対外準備比率の平均値であり、対外準備の予備的動機に関する保有を説明する。ところで、上記のクールシェンおよびユーセフの考察において、われわれは、(17)式の取引的動機の要因として対外受取額  $l$  を導入し、もしそれが対外取引の大きさ（規模）の指標であるとするならば、 $l$  に代わって輸入額  $M$  で把え計測するのが普通であるとした。したがって、輸入額  $M$  は、1つは対外取引の規模に関する取引動機から、他は対外準備との比率の平均値としての予備的動機から、対外準備の需要函数に説明変数として導入されてくることになる。ゆえに、第6表の輸入の回帰係数（ $b$  または  $b_1$ ）は、両方の動機の合成結果を表すとして解釈すべきものである。さて、対外準備の予備的動機を表す要因には、この輸入額以外にクールシェンおよびユーセフの第6表で考察したように、国内通貨供給量がある。すなわち、クールシェンおよびユーセフによれば、この国内通貨供給量は現金残高の対外支払能力いわば国内通貨の対外準備による保証程度を表しており、そしてその係数（ $b$  または  $b_1$ ）は限界（平均）輸入性向を  $m$  とし限界貯蓄性向を  $s$  とすれば乗数  $m/(m+s)$  に依存すると考えられる。そこで、彼等は、国内通貨供給量に関する回帰係数  $b$  または  $b_1$  を乗数  $m/(m+s)$  と比較し、順位相関係数<sup>24)</sup> (rank correlation coefficient) を求めて検定し、その主張を確かめたのである。もしこのことが正しいなら、対外準備の予備的動機に関する要因として国内通貨供給量を導入せねばならないことになる。しかしながら通常、対外準備の説明変数としては、クールシェンおよびユーセフのように国内通貨供給量を用いるよりも、むしろ限界（平均）輸入性向を用いることが多い。例えば、ヘラーや第I節で考察したフレンケルの如くである。この場合、そこに導入された輸入性向は、予備的動機を説明する要因であるとして理解されるべきものであろう。

輸入性向と共に問題となるのは、利子率である。われわれの分類では、これは、投機的動機に関わるものである。しかし、クールシェンおよびユーセフの分析でみたように、この利子率の回帰係数はほとんどのケースで有意とならな

24) ホーエル, 上掲訳書 239~40 ページ。拙稿「T. J Courchene および G. M Youssef の対外準備需要の計測に関する考察」香川大学経済論叢 第48巻第3・4号 昭和50年10月。

い。ところで、ヘラーは、ポーモルの在庫理論にしたがい利子率を対外準備の取引需要の重要な決定要因とした。<sup>25)</sup>すなわち、周知のように彼は、対外準備を  $R_n$  保有する場合に、その最後の 1 ドルから得る限界利益をそれによって回避しうる（対外不均衡に伴って生じる）国民所得切下げ額  $\pi_n(1/m)$  で表し（ただし、 $\pi_n$  は最後の 1 ドルを対外不均衡に使用する確率）、他方その保有の限界的損失を対外準備の限界コスト  $r$  で表した。ゆえに、純利益を極大とするなら、 $\pi_n = rm$  の関係をうる。いま、 $R_n$  の最後の 1 ドルを使用する確率  $\pi_n$  を  $(0.5)^{n/h}$  に等しいと仮定する。ここで、 $h$  は年当たり平均対外準備必要額であり、次のようにして求める。国際収支が赤字となり対外準備の流出をみる確率を各年 50% とし、 $x$  年に亘り継続して赤字が生じその後黒字に転換することによって旧水準に復帰するものとする。このとき、対外準備の必要額は  $xh = n$  ドルとなる。そして、それが生じる確率は、 $(0.5)^x$  すなわち  $(0.5)^{n/h}$  となる。したがって、この場合の各年の対外準備変動額  $h$  は、当該期間に実際に生じた対外準備の変化の時系列に、横軸に平行な直線あるいは最終年に初期の旧水準に復帰するような回帰線（トレンド）をあてはめ、そのトレンドからの乖離の絶対値を求め平均した値として計算する。 $\pi_n = (0.5)^{n/h} = r \cdot m$  となるから、 $n$  の値すなわち最適対外準備の保有額  $R_{opt}$  は、

$$R_{opt} = h \cdot \frac{\log(r \cdot m)}{\log 0.5} \quad (22)$$

の式で計算される。この(22)式を用い、1972年の最適対外準備を先進11ヵ国について求め、それをヘラー自身が計画した1963年の最適準備額と共に掲げたのが、第10表である。この第10表の  $R$  の欄は1963年と1972年の実際の対外準備保有額を、また  $R/R_{opt}$  の欄は両年の実際額の最適額に対する比率を示している。さて、このヘラー・モデルにおいて、 $h$  は対外準備変動の分散に相当し、導出方法は異なるけれども、われわれの  $\sigma_u$  と同じ意図の下に導入されたものである。ゆえに、それは、対外準備の取引動機に関わるものといえよう。他方、輸入性向  $m$  は、われわれと同じく予備的動機に関わるものである。また、対外準備の機会費用  $r$  は、長期証券から得る収益の放棄を意味するから、われわれ

25) Heller, H. R., Optimal International Reserves, *E. J.* Vol. 76, June 1966. 上の脚注 3) 参照。

第 10 表

国名	$\tau$	$m$	$h$	$R_{opt}$	$R$	$R/R_{opt}$
ベルギー	1963 0.0514	0.36	151.0	869	1,940	2.23
	1972 0.0704	0.42	194.2	988	3,870	3.92
カナダ	1963 0.0469	0.16	122.7	866	2,603	3.01
	1972 0.0723	0.19	303.4	1,886	6,050	3.20
フランス	1963 0.0549	0.10	425.1	3,192	4,903	1.54
	1972 0.0735	0.13	788.7	5,319	10,015	1.88
ドイツ	1963 0.0636	0.11	527.0	3,773	7,650	2.03
	1972 0.0790	0.15	1,644.0	10,601	23,785	2.24
イタリア	1963 0.0567	0.15	257.2	1,893	3,283	1.73
	1972 0.0747	0.15	427.7	2,788	6,079	2.18
日本	1963 0.0500	0.11	235.0	1,770	2,058	1.16
	1972 0.0700	0.07	2,362.8	10,380	18,365	1.77
オランダ	1963 0.0500	0.41	166.4	933	2,101	2.25
	1972 0.0688	0.36	205.4	1,097	4,785	4.36
スウェーデン	1963 0.0530	0.21	58.4	379	758	2.01
	1972 0.0729	0.18	124.0	775	1,575	2.03
スイス	1963 0.0502	0.28	100.1	616	3,078	5.00
	1972 0.0497	0.27	267.7	1,665	7,488	4.50
イギリス	1963 0.0531	0.16	553.8	3,810	3,147	0.83
	1972 0.0891	0.16	690.1	4,226	5,647	1.34
アメリカ	1963 0.0501	0.03	862.0	8,085	16,843	2.08
	1972 0.0563	0.05	812.2	6,931	13,150	1.90

の主張では投機的動機の要因に分類すべきものである。ところで、もしヘラーのように各国がポートフォリオを対外準備と証券の間に分けて保有すると考えるならば、それは、例えばグルーベルが<sup>26)</sup>二国モデルで示したような投資から得る期待収益  $E(r_{1,2})$  とその危険  $V(r_{1,2})$  を両国証券の保有割合の和が  $I$  となる ( $\rho_1 + \rho_2 = I$ ) との制約の下で、

$$E(r_{1,2}) = \rho_1 r_1 + \rho_2 r_2 \tag{23}$$

$$V(r_{1,2}) = \rho_1 \sigma_1^2 + 2\rho_1 \rho_2 \sigma_{1,2} + \rho_2 \sigma_2^2 \tag{24}$$

26) Grubel, H. G., Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows, *AER*, Dec. 1968.

と規定し、それが  $E-V$  平面上に描く曲線と社会無差別曲線との接点において最適証券保有額と対外準備保有額が同時に決定されるとすべきものである。そこで、投機的動機を導入する場合には、少なくともその社会の保有する資産総額、両国の利子率と危険、両国資産の報酬の相関 ( $\sigma_{1,2}/\sigma_1\sigma_2$ ) が考慮に入れられなければならないことになる。かくして、既述の方程式(17)は、これらを加味した形で修正され再度検証されるべきものとなる。その場合、クールシェンおよびユーセフのように、利子率  $r$  がすべてのケースで有意でないとする結論を得るとは限らないからである。

以上は、かつてわれわれが計測を試みた対外準備需要の概要である。すなわち、われわれは対外準備をその保有動機により、取引動機、予備的動機、投機的動機に分類し、その各々について対外準備を説明する変数の導出に努めた。しかしながら、その分析は、説明変数を見出し指摘したにとどまり、それらすべての変数を導入した回帰方程式を用い検証するという試みはなされないまま放置されたのである。そこで、これらのことを念頭に置いて、第 I 節におけるフレンケルの対外準備の計測を再び考察してみることにしよう。

フレンケルは、前節の第 1 表～第 4 表において、平均輸入性向  $m$ 、対外受取と支払の可変性、および対外取引の大きさの函数として対外準備の需要を規定し、対外受取と支払の可変性の指標としてヘラーの  $h$  あるいは標準偏差  $\sigma$  を、また対外取引の大きさの指標として輸入額  $M$  を用いて回帰係数  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$  を推定すると共に、各々の係数に関する  $t$  値や方程式の当てはまりの良さの決定係数  $\bar{R}^2$  を求め、すべて望ましい結果を得たことを示した。さらに、各国を先進 22 ヶ国と後進 33 ヶ国の二グループに分け、両グループの各々について係数  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$  を求め、 $\sigma$  の係数  $\alpha_2$  について先進国が、 $M$  の係数  $\alpha_3$  について後進国が、明らかにより大きいという結果を見出したこと、したがって  $\alpha_3$  が大きい後進国は規模の節約が少ないため経済開発を行う場合に輸入の増大とそれにみあう流動性の不足に悩むことを表し、 $\alpha_2$  が小さい先進国は後進国のように安易に対外不均衡は正策として人為的干渉に訴えず、代わりに対外受取と支払の変動に敏感であることを表していると結論したのである。このようなフレンケルの分析の特徴をわれわれの分析と比較すると次のようになる。まず、それはわ

れわれが対外準備需要を説明する変数として指摘したもののすべてを、投機的動機に関わるもの例えば利子率を除いて、網羅的に導入して検証を行っていること、また諸国を先進国と後進国に分けそこに差異を見出したこと等、優れた分析であるといえる。しかしながら、掲げられた第1表～第4表をみると、すべての係数の  $t$  値が有意であり方程式の当てはまりも決定係数  $\bar{R}^2$  が 1 に近く良い結果を得ているけれども、そこに残差項  $u$  のランダム性の検定が省かれており特に当然記載されるべき系列相関に関するダービン・ワトソン比について何等の記述がなされていない点、問題が残る。例えば、第9表の分析においてれわれが平均値の一定性を検定するに際し  $t$  分布や  $F$  分布を使用する検定を行わず順位和検定法を用いたのは、まさにデータ自体にランダム性がないためであり、この点に原因した例といえる。すなわち、フレンケルの第1表～第4表において、もし残差項  $u$  に系列相関がありランダムでないならば、それらの諸表で彼が導出した高い  $t$  値や 1 に近い決定係数は、決してそれら本来の意味を示さないものとなるからである。

次に、フレンケルの分析で問題となる点は、取引動機に関する標準偏差  $\sigma$  の導出に関してである。彼は、 $\sigma$  を時間と共に変化するものと捉える。この点は、既にケネンの分析においても、ケネンの  $\sigma_u^2$  を残差  $u_t^2$  の点推定値で代替し  $u_t^2 = u_0 + \lambda T$  とし時間  $T$  の係数  $\lambda$  を求めてみると  $\sigma_u^2$  に増加傾向のあることが指摘されている。したがって、フレンケルの処置は妥当であり、むしろケネンが当該期間を通じて  $\sigma_u$  を一定として取扱ったことに問題があるといえる。しかしながら、彼は標準偏差  $\sigma$  を対外準備水準のトレンドで修正した年次データを用い過去 15 ヶ年間の標準偏差を導出しそれを各年次の  $\sigma$  として用いた。これは、ヘラーの  $h$  と類似のものを求め、かつ時間と共に変化する形で捉えようとしたためである。フレンケルには  $T$  時点の  $\sigma_T$  を次のようにして求める。まずある国の  $T-1$  時点に関する回帰係数  $\hat{\beta}_{T-1}$  を求め、

$$R_t = \alpha + \beta_{T-1}t + u_t, \text{ ただし } t = T-15, \dots, T-1 \quad (25)$$

そして、その  $\hat{\beta}_{T-1}$  を用いて  $\hat{\sigma}_T^2$  を計算する。

$$\hat{\sigma}_T^2 = \frac{\sum_{t=T-15}^{T-1} (R_t - R_{t-1} - \hat{\beta}_{T-1})^2}{14} \quad (26)$$

かくして得た  $\hat{\sigma}_T$  を規準化(スケールを表す輸入額  $M$  で割る)し、標準偏差  $\sigma_T$



を導出する。すなわち、

$$\sigma_T = \hat{\sigma}_T / M \quad (27)$$

である。<sup>27)</sup>このようにして得られたフレンケルの標準偏差  $\sigma$  は、われわれの  $\sigma_u$  とは多少異なっている。われわれの  $\sigma_u$  は、(19)式にみるように、 $\Delta R_t$  から前期の対外準備の変化に依存する部分  $\gamma \Delta R_{t-1}$  を差引いた残差  $u_t$  の標準偏差であり、しかもその残差  $u_t$  の正規性、統計的独立性、 $\sigma_u^2$  の均一性について検定を行い、 $\sigma_u^2$  の均一性を除いて望ましい結果を得ている。換言すれば、ケネンおよびわれわれの  $\sigma_u^2$  は、対外受取と支払のうち統計的に独立に生起する部分の標準偏差を意味するように構成されているのである。これに対し、フレンケルの標準偏差  $\sigma$  は、差額 ( $\Delta R_t - \hat{\beta}_T$ ) に関するものであり、その正規性や統計的独立性などの検定は行われていない。したがって、われわれの言う統計的に独立な対外受取と支払に関する標準偏差に相当するとする確証は、見当たらないのである。ゆえに、フレンケルの  $\sigma$  は、われわれのような取引動機の指標として出来る限り妥当なものを求めたのに較べて、動機に関する分析への配慮に欠けるものがあると言わざるを得ない。

フレンケルの分析において、対外準備需要の決定因として用いる変数に関し動機の分析が不十分であることは、単に彼の標準偏差  $\sigma$  だけでなく対外取引の大きさの指標として用いられる輸入額  $M$  についても、同様である。フレンケルは、輸入額を対外取引の規模の指標として取り上げ、それが対外準備の取引動機に関わるものとしている。しかしながら、われわれの分析によれば、それは、取引動機のみならず予備的動機の両方から函数の中に導入されてくるのである。そして、このうち予備的動機に関する部分は、対外準備水準と一定の関係を保っている。したがって、フレンケルの分析は、この予備的動機に関する考察を欠いていると言える。(しかし対外準備が輸入に対し一定の比率を保つことは、フレンケル自身も  $M$  の係数  $\alpha_3$  の各時点間の安定性を検証することにより

27) この(25)式～(27)式は、フレンケルの最も新しい論文に掲げられたものを用いている。この導出については、他のフレンケル論文では多少異なっている。しかし、考え方としては、同じである。

Frenkel, J. A., *International Liquidity and Monetary Control*, NBER Working Paper, No. 118, May 1983.

類似の結論に達している。<sup>28)</sup>

さらに、この対外準備を保有する動機分析の不明瞭性は、フレンケルにおける輸入性向  $m$  に関しても存在する。彼が対外準備の需要函数に平均輸入性向を導入すべきであるとする理由は、彼の(3)式~(12)式の分析にもとづいている。ゆえに、対外準備は、(7)式にみるように国内通貨と財の取引から生じる残差として保有されることになる。換言すれば、その変動は、あたかも財の輸出入の差額を残差として受動的に表現したにすぎず、対外準備に財のフローから区別された効用がありそれを極大にする結果として保有するものではないようである。ところで、フレンケルは、平均輸入性向によって当該国の経済開放の程度を表すものとして捉え、それを取引動機に関するものとして取扱っている。しかしながら、このように当該国の経済開放性を導入するのであれば、それは輸入性向  $m$  よりも対外取引の規模  $M$  がより妥当となるであろう。そしてそれは、既に彼の分析の中に導入されているのである。 $m$  および  $M$  の両者は、ともに輸入に関する類似の変数である。したがって、その輸入額  $M$  の上にさらに輸入性向を導入することは、同じ指標を二重に導入した函数を設定するに等しくなる。ところで、このように類似の変数を二重に導入してなお正当な場合がある。それは、輸入性向  $m$  が輸入額  $M$  と異なる動機の指標である場合である。いずれにせよ、フレンケルの輸入性向  $m$  の導入は、その動機に関し確固とした分析を行っていないか、あるいは対外準備を単に財のフローの結果として受動的にのみ保有するものと考えそこに特別の保有動機を認めないかのどちらかである。

### III

われわれは、第I節においてフレンケルの対外準備需要を固定相場時代に限定して考察し、引続いて第II節においてその分析の吟味を行った。そこで、この第III節では、これらの固定相場時代の結果を管理されたフロート相場制の時代(1973年~1979年)にまで拡大する場合のフレンケルの分析について考察

28) フレンケルでは、 $\alpha_3$  の安定性とは対外準備の輸入に対する弾力性の安定性を意味する。

することとしよう。以下、主としてフレンケルの最も新しい論文(1983年)を中心に見て行く。<sup>29)</sup> 先ず、フレンケルは、*IMF* の分類にしたがい先進 22 カ国

第 11 表

年	Constant	$\log m$	$\log \sigma$	$\log Y$	s.e.	$\bar{R}^2$
1963	4.081 (0.687)	1.398 (0.295)	0.625 (0.198)	1.063 (0.086)	0.434	0.90
1964	4.240 (0.775)	1.348 (0.293)	0.607 (0.236)	1.012 (0.091)	0.477	0.88
1965	4.476 (0.876)	1.373 (0.333)	0.492 (0.270)	1.061 (0.103)	0.530	0.86
1966	4.415 (0.925)	1.634 (0.349)	0.592 (0.284)	1.100 (0.107)	0.542	0.86
1967	4.201 (0.918)	1.755 (0.350)	0.659 (0.282)	1.147 (0.109)	0.557	0.86
1968	4.184 (1.151)	1.602 (0.365)	0.580 (0.325)	1.151 (0.125)	0.588	0.85
1969	4.277 (0.970)	1.266 (0.319)	0.519 (0.270)	0.995 (0.109)	0.553	0.84
1970	3.985 (0.838)	1.196 (0.324)	0.574 (0.249)	1.016 (0.105)	0.536	0.85
1971	4.378 (0.785)	0.779 (0.340)	0.356 (0.243)	1.017 (0.105)	0.540	0.86
1972	3.572 (0.628)	1.014 (0.325)	0.742 (0.220)	0.943 (0.079)	0.425	0.90
1973	3.862 (0.675)	1.272 (0.446)	0.716 (0.275)	0.972 (0.093)	0.472	0.88
1974	3.083 (0.788)	1.581 (0.481)	0.872 (0.325)	1.061 (0.099)	0.526	0.88
1975	3.311 (0.941)	1.750 (0.601)	0.704 (0.349)	1.190 (0.135)	0.603	0.85
1976	3.260 (0.915)	1.923 (0.564)	0.816 (0.338)	1.139 (0.122)	0.582	0.85
1977	3.225 (0.608)	2.222 (0.340)	0.825 (0.216)	1.275 (0.082)	0.411	0.93
1978	4.382 (0.751)	1.256 (0.377)	0.306 (0.257)	1.113 (0.101)	0.552	0.88
1979	3.681 (0.670)	1.585 (0.298)	0.564 (0.222)	1.136 (0.085)	0.486	0.91

○係数の下の括弧内の数値は標準誤差を示す。

29) Frenkel, J. A., *ibid.*

(期間 1963 年～1979 年) および LDC 32 ヶ国 (期間 1963 年～1977 年) について連続した時系列データを IFS より得て、次式に基づき回帰係数を求める。

$$\log R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log m_t + \alpha_2 \log \sigma_t + \alpha_3 \log Y_t + u_t \quad (28)$$

ただし、 $u_t$  は残差項である。また、第 I 節と異なりすべての変数は、アメリカ

第 12 表

年	Constant	$\log m$	$\log \sigma$	$\log Y$	s.e.	$\bar{R}^2$
1963	5.724 (0.663)	1.895 (0.294)	0.297 (0.174)	1.244 (0.108)	0.523	0.84
1964	5.641 (0.705)	1.732 (0.299)	0.241 (0.190)	1.196 (0.116)	0.553	0.80
1965	5.529 (0.635)	1.412 (0.293)	0.189 (0.179)	1.125 (0.116)	0.539	0.79
1966	4.866 (0.710)	1.509 (0.359)	0.380 (0.201)	1.114 (0.139)	0.627	0.73
1967	4.108 (0.830)	1.697 (0.431)	0.586 (0.223)	1.253 (0.174)	0.753	0.70
1968	4.518 (0.737)	1.526 (0.352)	0.425 (0.193)	1.215 (0.147)	0.684	0.74
1969	4.531 (0.748)	1.244 (0.317)	0.297 (0.204)	1.206 (0.135)	0.655	0.77
1970	4.212 (0.796)	1.077 (0.327)	0.293 (0.222)	1.207 (0.141)	0.719	0.76
1971	4.810 (0.826)	1.312 (0.312)	0.240 (0.235)	1.237 (0.134)	0.684	0.77
1972	4.981 (0.713)	1.330 (0.249)	0.269 (0.203)	1.232 (0.109)	0.592	0.83
1973	3.747 (0.614)	1.148 (0.214)	0.549 (0.187)	1.191 (0.093)	0.537	0.86
1974	2.872 (0.774)	0.995 (0.280)	0.703 (0.257)	1.103 (0.118)	0.700	0.78
1975	3.328 (0.665)	1.142 (0.281)	0.603 (0.205)	1.070 (0.125)	0.737	0.75
1976	3.623 (0.753)	1.007 (0.293)	0.462 (0.224)	1.158 (0.134)	0.807	0.74
1977	3.383 (0.803)	1.072 (0.296)	0.569 (0.255)	1.141 (0.133)	0.759	0.76

係数の下の括弧内の数値は標準誤差を示す。

第 13 表

期 間	Constant	log $m$	log $\sigma$	log $Y$	s. e.	$\bar{R}^2$
1963-72						
DC	4.108 (0.249)	1.353 (0.100)	0.594 (0.074)	1.059 (0.039)	0.504	0.85
LDC	4.848 (0.225)	1.428 (0.099)	0.317 (0.062)	1.191 (0.040)	0.623	0.76
1973-77						
DC	3.381 (0.361)	1.619 (0.219)	0.750 (0.137)	1.106 (0.049)	0.543	0.85
LDC	3.346 (0.310)	1.020 (0.117)	0.575 (0.096)	1.114 (0.518)	0.694	0.77
1973-79						
DC	3.615 (0.290)	1.520 (0.160)	0.636 (0.105)	1.105 (0.038)	0.532	0.86

係数の下の括弧内の数値は標準誤差を示す。

の GNP デフレーターで割った実質タームで規定されている。<sup>30)</sup> この(28)式は、第 I 節の(13)' 式に  $M = mY$  を代入し各係数をそれに応じ修正すれば<sup>31)</sup> 導くことができる。したがって、この(28)式においても、フレンケルにしたがえば、 $m$  は経済開放の程度、 $\sigma$  は対外受取と支払の可変性、 $Y$  は対外取引の規模を、それぞれ表していることになる。第 11 表は先進国 (DC) に関する最小自乗 (OLS) 推定値であり、第 12 表は後進国 (LDC) に関する OLS の推定値である。いずれも各係数は、予想された正の値を持ち有意を示している。また、方程式の当てはまりも良い。特に、1973 年以後のそれら係数と決定係数についての望ましい結果は、この時期以降フロート相場制に移行したことを考えると注目に値する。フレンケルは、第 I 節の第 1 表および第 2 表第 3 表において行ったと同じように回帰係数が安定的であることを確かめ、データをプールし、期間を 1963

30) 名目タームでの推定結果は、以下に掲げられている。Frenkel, J. A., International Reserves: Pegged Exchange Rates and Managed Float, A Supplementary Series to the *Journal of Monetary Economics*, Vol 9 1978 及び The Demand for International Reserves under Pegged and Flexible Exchange Rates and Aspects of Economics of Managed Float, The Economics of Flexible Exchange Rates: Supplements to *Kredit und Kapital*, Heft 6 1980.

31)  $R = \alpha_0 m^{\alpha_1} \sigma^{\alpha_2} M^{\alpha_3}$  に  $M = mY$  を代入すると、 $R = \alpha_0 m^{\alpha_1 + \alpha_3} \sigma^{\alpha_2} Y^{\alpha_3}$  を得る。 $m$  の係数  $\alpha_1 + \alpha_3$  を改めて  $\alpha_1$  と書けば、(28)式となる。

年～1972年と1973年～1979年に分け、その各々について再び最小自乗法(OLS)によって回帰係数を計算する。その結果は、第13表の通りである。この場合も、第11表第12表と同様、各々の回帰係数および決定係数は、望ましい結果を示す。

続いてフレンケルは、回帰係数が先進国(DC)と後進国(LDC)の間で異なるか否かを確認する。その方法は、先ず、以前と同様にダミー変数法である。そして、1963年～1972年に関しダミー変数に関わる係数の推定値は、定数項と所得について先進国(DC)が小さく可変性の変数 $\sigma$ について大きくなっていること、そしてこのような差異が1973年～1979年の期間に至ると減じてくること、を見出す。次に、チャウ・テストを行う。そこで、先進国と後進国の行動パターンに違いがあり、その違いが同様に1973年～1979年の期間に至り減じることを見出す。ただし、これらの実質タームでのフレンケルの結果は、省かれており掲げられていない。したがって、われわれはその代わりに彼が行った名目タームでの同じテスト結果を再掲する。それは第14表の通りである。<sup>32)</sup>第14表において、各期間のダミーの回帰係数に関する推定値は、同じ期間に別々に行った先進国の係数から後進国の係数を差引いたものに等しくなる。したがって、それが有意となることは、両国間でそれに応じた差異が存在するこ

第 14 表

期 間	DCに対するダミー係数の推定値				チャウ・テストのF統計量
	Constant	log m	log $\sigma$	log Y	
1963-72	-0.778 (0.353)	-0.343 (0.133)	0.270 (0.104)	-0.398 (0.104)	5.069
1973-77	0.113 (0.514)	0.392 (0.20)	0.136 (0.185)	-0.153 (0.176)	2.564

- 各係数は、先進国(DC)のものから後進国(LDC)のものを差引いた値を表わす。
  - チャウ・テストは、 $F(4, 532)$ 、 $F(4, 262)$ の自由度をもつF分布表の値を越えるとき、両グループが同じ母集団からの結果であるとの仮説を棄却しうる。
- 係数の下の括弧内の数値は標準誤差を示す。

32) Frenkel, J. A., The Demand for International Reserves under Pegged and Flexible Exchange Rate and Aspects of the Economics of Managed Float, The Economics of Flexible Exchange Rates: Supplements to *Kredit und Kapital*, Heft 6, 1980

とを示している。また、チャウ・テストのための統計量は、それが各期間につき自由度  $F(4, 532)$ ,  $F(4, 262)$  の  $F$  分布表の値を越えるとき (95% 信頼水準), 両国の回帰係数が同じであり同じ行動パターンであるとする仮説を棄却することができ、そこに行動パターンに差異が存在することを示している。第 14 表は、このいずれについても、両期間の両グループ間に差異があること、そして、その差異が 1973 年～1977 年の期間に至ると減少することを示唆している。<sup>33)</sup>

以上は、全期間を 1963 年～1972 年と 1973 年～1977 年の二期間に分割しうること、および残差項  $u_t$  が少なくとも系列相関をしていないこと、等を前提として導かれたものである。そこで、フレンケルは、これらの前提について次のように論じる。まず、1972 年末を期間の分岐点とみるのが正当かどうかは、クオントの手法にしたがい<sup>34)</sup> その分割の時点を求めてみれば、明らかとなると

33) 名目タームのデータを用いたプールのケースのフレンケルによる推定結果 (OLS) は次表の通りである。これと、本文の第 14 表の回帰係数を比較すると、1963 年～1972 年と  
**プールされた時系列一クロス・セクション(名目額によるもの)**

期 間	Constant	log $m$	log $\sigma$	log $Y$	s. e.	$\bar{R}^2$
1963-72 DC(N=220)	4 129 (0.247)	0 760 (0.089)	0.593 (0.076)	0.467 (0.072)	0.504	0.86
LDC(N=320)	4 907 (0.226)	1.103 (0.092)	0.323 (0.062)	0.865 (0.067)	0.623	0.76
1973-77 DC(N=110)	3.469 (0.366)	0.826 (0.147)	0.708 (0.139)	0.379 (0.125)	0.549	0.84
LDC(N=160)	3.356 (0.310)	0.434 (0.113)	0.572 (0.097)	0.532 (0.106)	0.696	0.77

係数の下の括弧内の数値は標準誤差を示す。

1973 年～1977 年の夫々について、上表の DC の推定値から LDC の推定値を差引けば第 14 表の回帰係数の値が得られるという関係になる。これは、ダミー変数法の当然の帰結である。Gujarati, D, Use of Dummy Variables in Testing for Equality between Sets of Coefficients in Linear Regressions: A Note, *The American Statistician*, Vol. 24 no 1 Feb. 1970. なお、この論文には、ダミー変数法とそれに伴う、チャウ・テストについて、例を示しながら解説がなされている。

34) Quandt, R. E., The Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes, *American Statistical Association Journal*, Vol. 53, Dec, 1958 および Tests of the Hypothesis that a Linear Regression System obeys Two Separate Regimes, *American Statistical Association Journal*, Vol. 55 June 1960.

いう。ここに言うクオントの手法とは、次のようなものである。いま、全期間  $I, \dots, T$  の内で  $t^*$  時点において構造変化が起こり、そのためその  $t^*$  時点の前と後の期間で対外準備需要を次のような異なる回帰式によって推定すべきものとする。すなわち、

$$y_{it} = x'_{it}\beta_1 + u_{1it}, \quad t \leq t^* \tag{29}$$

$$y_{it} = x'_{it}\beta_2 + u_{2it}, \quad t > t^* \tag{30}$$

ただし、 $u_{1it}$  と  $u_{2it}$  は  $N(0, \sigma_1^2)$  および  $N(0, \sigma_2^2)$  で分布する残差項であり、 $\beta_1$  と  $\beta_2$  はそれぞれの回帰係数からなるベクトル、 $i = 1, \dots, N$  は国を表す(DC では  $N = 22$ , LDC では  $N = 32$ )。そして、尤度函数  $L(y | t^*)$

$$L(y | t^*) = \left(\frac{1}{2\pi}\right)^{NT/2} \sigma_1^{-Nt^*} \sigma_2^{-N(T-t^*)} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_1^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{t^*} (y_{it} - x'_{it}\beta_1)^2 - \frac{1}{2\sigma_2^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=t^*+1}^T (y_{it} - x'_{it}\beta_2)^2\right\} \tag{31}$$

を設定する。この(31)式において  $t^*$  を所与とし  $\beta_1, \beta_2$  に関する偏微分をとりゼロと置き最小自乗推定値  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$  を求める。また、その  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$  を(31)式に代入し再び  $\sigma_1, \sigma_2$  に関する偏微分をとりゼロと置き最小自乗推定値  $\hat{\sigma}_1^2, \hat{\sigma}_2^2$  を求める。ところで、このようにして得た推定値  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\sigma}_1^2, \hat{\sigma}_2^2$  は、前提からして  $t^*$  の値如何によって異なる筈である。したがって、 $t^*$  に逐次異なる値を代入することで、それに応じた  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\sigma}_1^2, \hat{\sigma}_2^2$  を計算しかつ  $L(y | t^*)$  を求める。この手続きを繰返し行うとき  $L(y | t^*)$  の値を最大とするような  $t^*$  があるであろう。この  $L(y | t^*)$  を最大とする  $t^*$  の値こそ、求める分岐点を表すものといえる。フレンケルは、以上のクオントの手法を対外準備のデータに当てはめ、 $t^* = 1972$  を導出する。この 1972 年が分岐点であることは、チャウ・テストおよび尤度比テストによって確かめることができる。チャウ・テストは周知のものである。他方、尤度比テストは、1972 年に構造変化が起こっていないとする帰無仮説を設け、(全期間に単一の回帰式を使用したときの残差の標準偏差を  $\hat{\sigma}^{NT}$  とする)。

$$\phi = \hat{\sigma}_1^{Nt^*} \hat{\sigma}_2^{N(T-t^*)} / \hat{\sigma}^{NT} \tag{32}$$

を求める。そして、 $-2 \log \phi$  が  $\chi^2(5)$  の分布をすることをを用いて検定する方法である。フレンケルが得たチャウ・テストおよび尤度比テストの結果は、ともに 99% の信頼水準で帰無仮説を棄却し分岐点として 1972 年を選ぶのが妥当



なことを示した。次に、分岐点を 1972 年とするのが妥当としても、残差項  $u_{it}$  が系列相関を示しランダム無相関な分布を示さないなら、問題を生じる。この点について、フレンケルは次のように言う。スイスやオーストリアの対外準備は持続的に正の残差を、またイギリスやニュージーランドのそれは逆に負の残差を示す傾向がある。ゆえに、残差  $u_{it}$  ( $i$  は国、 $t$  は年次) には、それぞれの国に特有な要因  $\mu_i$  と各国で共通だが時間に特有な要因  $\lambda_t$  があり、系列無相関なランダム分布をする部分を  $\varepsilon_{it}$  とするとき、

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (33)$$

からなるとみるべきである。ただし、

$$E(\mu_i \mu_{i'}) = \begin{cases} \sigma_\mu^2 & i = i' \\ 0 & i \neq i' \end{cases}$$

$$E(\lambda_t \lambda_{t'}) = \begin{cases} \sigma_\lambda^2 & t = t' \\ 0 & t \neq t' \end{cases}$$

$$E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{i't'}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & i = i' \text{ および } t = t' \\ 0 & \text{その他} \end{cases}$$

であり、そしてその分散は均一で  $\sigma_u^2$  が三つの構成要素の和からなるものとする。

$$\sigma_u^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_\varepsilon^2 \quad (34)$$

このように残差項が相関している場合は、一般化最小自乗法 (GLS) により推定される。その方法は、例えば  $y_{it} = x'_{it}\gamma + u_{it}$  において  $\sigma_u^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2$  の場合、 $\rho = \sigma_\mu^2 / \sigma_u^2$  (ただし、 $0 < \rho < 1$  である) とし、その  $\rho$  に逐次 0 から 1 の値を代入して次式すなわち

$$L(\rho) = -\frac{NT}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{NT}{2} \log \hat{\sigma}_u^2 - \frac{N}{2} \log \{(1 - \rho)^{T-1} [(1 - \rho) + T\rho]\} \quad (35)$$

を最大とする  $\rho$  を選び、それに応じた  $\hat{\gamma}$ 、 $\hat{\sigma}_u^2$  の値を求める。ただし、

$$\hat{\gamma} = (x'Q^{-1}x)^{-1}x'Q^{-1}y \quad (36)$$

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{[y - x\hat{\gamma}]'Q^{-1}[y - x\hat{\gamma}]}{NT} \quad (37)$$

$$\text{なお, } \Omega = \begin{bmatrix} A & 0 \\ 0 & A \end{bmatrix}_{(NT \times NT)}, \quad A = \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}_{(T \times T)}$$

である。かくして、 $\rho$  および  $\sigma_{\mu}^2$  から  $\hat{\sigma}_{\mu}^2$  が得られる。<sup>35)</sup> フレンケルは、このような方法を用い先進国 (DC) のみについて対外準備の需要に関する残差項に (33)式(34)式の仮定を置き分散  $\sigma_{\mu}^2$ ,  $\sigma_{\lambda}^2$ ,  $\sigma_{\varepsilon}^2$  を導出した。先進国のみに関するその結果は、第 15 表に掲げた通りである。なお、第 15 表には第 13 表の先進国の OLS による推計結果をも併せて記載している。それによると、GLS による結果は、経済開放性  $m$  に関する係数  $\alpha_1$  と対外受取と支払の可変性  $\sigma$  に関する係数  $\alpha_2$  についてその推計値を低めたこと、また残差の分散  $\sigma_{\mu}^2$  について国に特有な要因に関する分散  $\sigma_{\mu}^2$  が大きく影響していること、等を表している(時間に特有な要因に関する分散  $\sigma_{\lambda}^2$  の影響は比較的小さい)。

以上のようにフレンケルは、対外準備の需要関数を OLS により計測すると共に、1972 年末に構造変化が生じたことおよび GLS を用いると各国の対外準備需要にその国特有の要因が大きく影響していること等を見出す。そこで彼は、このように構造変化や各国に特有な要因の変化があるときに、ある特定の期間

第 15 表

	Constant	log $m$	log $\sigma$	log $Y$	$\sigma_{\mu}$	$\sigma_{\mu}^2$	$\sigma_{\lambda}^2$	$\sigma_{\varepsilon}^2$
OLS								
1963-72	4.108 (0.249)	1.059 (0.100)	0.594 (0.074)	1.059 (0.039)	0.504			
1973-79	3.615 (0.290)	1.520 (0.160)	0.636 (0.105)	1.105 (0.038)	0.532			
GLS								
1963-72	4.196 (0.412)	0.582 (0.187)	0.315 (0.083)	0.953 (0.078)		0.215	0.016	0.063
1973-79	3.748 (0.461)	0.925 (0.218)	0.432 (0.119)	1.031 (0.078)		0.196	0.018	0.086

係数の下の括弧内の数値は標準誤差を示す。

35) Balestra, P. and M. Nerlove, Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas, *Econometrica*, Vol. 34, no. 3 July 1966, なお、この論文では残差項を  $u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$  に二分割するケースのみを取り扱っているにすぎない。フレンケルのように三分割するケースについては、その導出方法を類推する以外にない。

の情報を用いて別の将来時点における対外準備需要を予測しどれほど正確に行いうるものかまたその場合各国特有の要因はどれほど影響するものかと問い、期間 1963～72 年の推定結果をもとに期間 1973～77 年または 1973～79 年の対外準備保有の予測を行いそれを実際の観測値と比較する。期間 1963～72 年の情報としては、第 15 表にみるように二種存在する。そのうち GLS 推定値を用いる場合は、各国に特有な要因の推定値  $\hat{\mu}_i$  を、 $(\sum_{t=1}^T \lambda_t = \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} = 0$  となる)

$$\hat{\mu}_i = (\sum_{t=1}^T \log R_{it} - \hat{\beta}_{GLS} \sum_{t=1}^T x_{it}) / T \tag{38}$$

により求めそれを期間 1973～79 年の第  $i$  国の残差の推定値として使用し、期間 1973～79 年の第  $i$  国対外準備保有の予測値を

$$\hat{\beta}_{GLS} x_{it}^* + \hat{\mu}_i \tag{39}$$

より導出する。ただし、 $\hat{\beta}_{GLS}$  は一般化最小自乗法によるパラメータ推定値のベクトルであり、 $x_{it}^*$  の \* 印は期間 1973～79 年のデータによることを示すものである。他方、OLS 推定値を用いる場合は、このような各国に特有な要因が存在しないとされているので、期間 1973～77 年(LDC のとき)または期間 1973～79 年(DC のとき)の第  $i$  国対外準備保有の予測値を

$$\hat{\beta}_{OLS} x_{it}^* \tag{40}$$

より導出する。このようにして得た予測値は、当期間の実際の観測値と比較さ

第 16 表

1973-79および 1973-77の予測 に使用した情報	相関係数	平均平方 誤差の 平方根	平均誤差	タイルの 不一致 係 数	誤 差 要 因		
					$U^M$	$U^S$	$U^C$
OLS DC 1963-72	0.93	0.66	-0.40	0.04	0.37	0.05	0.58
OLS LDC 1963-72	0.84	0.77	-0.10	0.06	0.02	0.04	0.95
GLS DC 1963-72	0.96	0.46	-0.23	0.03	0.26	0.03	0.71

れる。フレンケルの結果は、第16表に示した通りである。<sup>36)</sup>それによれば、期間1963～72年の固定相場制時代の情報にもとづいた変動相場制(管理されたフロート制)の対外準備保有の予測は、実際の観測値との相関係数でみて、OLS推定値による場合LDCで0.84、DCで0.93、GLS推定値による場合DCで0.96である。それらは、いずれも高い値であり、なかでもGLS推定値によるものがより高い値を示している。このことは、平均平方誤差の平方根や平均誤差でみてても妥当する。すなわち、それらは、OLS推定値の場合DCで0.66と-0.40、LDCで0.77と-0.10であるが、GLS推定値の場合にはDCで0.46と-0.23を示し、予測の誤差の程度がより小さくなっていることを表している。したがって、一般化最小自乗法(GLS)による推定値を予測に使用し残差項に各国特有の要因を配慮する方が、より正確な予測をなし得るようである。このような結果をタイルの不一致係数でみると、次のようになる。<sup>37)</sup>タイルの不一致係数は、予測値を $P_1, \dots, P_n$ とし、実際の観測値を $A_1, \dots, A_n$ とするとき、

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum P_i^2 + \frac{1}{n} \sum A_i^2}} \quad (41)$$

で示される。この $U$ の値は、予測値が観測値と完全に一致するとき $U = 0$ となり全く一致しないとき $U = 1$ となる。そして、通常の場合は0と1の間の値をとる。この不一致係数 $U$ から、 $\bar{P}$ 、 $\bar{A}$ 、 $s_P$ 、 $s_A$ を予測値と観測値の平均および標準偏差とし、 $r$ を相関係数とすれば、

$$\frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2 = (\bar{P} - \bar{A})^2 + (s_P - s_A)^2 + 2(1 - r)s_P s_A \quad (42)$$

36) 使用するデータを名目額でとった場合の第15表、第16表と類似の結果は、フレンケルの次の論文に掲げられている。

Frenkel, J., International Reserves: Pegged Exchange Rates and Managed Float, A Supplement Series to the *Journal of Monetary Economics*, Vol 9, 1978 および Frenkel, J. and C. S. Hakkio, Country-Specific and Time-Specific Factors in the Demand for International Reserves, *Economic Letters*, Vol 5 no. 1 1980.

37) Theil, H., *Economic Forecast and Policy*, 1965, pp. 31-42.

の関係を導くことができる。ゆえに、それは、(41)式の分母を  $D$  と置き  $U_M \equiv (\bar{P} - \bar{A})/D$ ,  $U_S \equiv (s_P - s_A)/D$ ,  $U_C \equiv \sqrt{2(1-r)s_P s_A}/D$  と定義すれば、 $U^2 = U_M^2 + U_S^2 + U_C^2$  となる。この関係式の両辺を  $U^2$  で割ると、

$$1 = U^M + U^S + U^C \quad (43)$$

を得る。ただし、この場合、 $U^M = U_M^2/U^2$ ,  $U^S = U_S^2/U^2$ ,  $U^C = U_C^2/U^2$  である。この(43)式の右辺は、タイルが予測値と観測値の間の誤差に関し、偏り、分散、共分散と呼んだものである。いま、予測値が完全に観測値と一致する場合を除くと、通常の場合は偏り  $U^M$  と分散  $U^S$  が小さく共分散  $U^C$  が 1 に近いのが望ましいことは言うまでもないであろう。そこで、フレンケルは、この(41)式と(43)式を用いて、対外準備保有の予測値と観測との間のタイルの不一致係数  $U$  と偏り  $U^M$  分散  $U^S$  共分散  $U^C$  を求めた。その結果は、上記第 16 表に掲げてある。それによると、一般に  $U$  は非常に小さな値  $0.03 \sim 0.06$  を示し、またその  $U$  のうち共分散  $U^C$  の与える影響は最も大となっている。さらに、DC についてみる限り、 $U^M$  および  $U^S$  の値は OLS 推定値よりも GLS 推定値を用いる場合がよりゼロに近く、 $U^C$  の値もより 1 に近い。したがって、GLS 推定値を用いる方が OLS 推定値を用いる場合よりも望ましいことになる。一般的に DC と LDC を比較してみると、両国のうちで LDC がより良い結果を示している。ゆえに、先進国は後進国に比較しより大きい構造変化を蒙ったようである。しかしながら、各国の蒙った構造変化をおしなべてみれば、その変化は思ったほど大きくない。なぜなら、上記第 16 表にみるように予測値と実際の観測値との乖離は、OLS および GLS ともにかなり小さな値を示すからである。換言すれば、固定相場制から変動相場制への移行は、各国が完全なフロート制への急激な変化を好まず管理されたフロート制を選択したために、それ以前の IMF アジャスタブル・ベック制におけるものと大きく異ならない対外準備の需要関数をそのまま妥当させることになったようである。

次に、上記のように対外準備需要関数が存在するとしても、その関数の示す需要量から実際の対外準備保有が乖離した場合に、速かに調整メカニズムが働き、もとの値に帰ること、すなわち調整スピードが大であることがなければ、その対外準備需要関数を計測した意義は半減することになる。なぜなら、調整

スピードが小でゆっくり調整される場合には、その需要函数からの乖離は長い間持続するからである。そこで、フレンケルは、調整過程を次のように規定し、調整スピード係数の計測を試みる。

$$\Delta \log R_{it} = \delta [\log \bar{R}_{it} - \log R_{it-1}] + \nu [\log \bar{M}_{it} - \log M_{it-1}] + u_{it} \quad (44)$$

ただし、 $\bar{R}_{it}$  および  $\bar{M}_{it}$  は  $t$  期における第  $i$  国の対外準備と国内通貨の望ましい水準であり、 $\delta$  と  $\nu$  は調整スピード係数である。この(44)式の右辺第1項は対外準備に対する中央銀行の行動を表し、第2項はマネタリー・アプローチによる公衆の反応を表す。(44)式の  $\bar{R}_{it}$  と  $\bar{M}_{it}$  は、次のようにして求める。ある期間の第  $i$  国の対外準備、輸入性向、標準偏差、国民所得の平均値を、 $\bar{R}_i$ 、 $\bar{m}_i$ 、 $\bar{\sigma}_i$ 、 $\bar{Y}_i$  とし、

$$\log \bar{R}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \log \bar{m}_i + \alpha_2 \log \bar{\sigma}_i + \alpha_3 \log \bar{Y}_i + u_i \quad (45)$$

$$\log \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)_i = \beta_0 + \beta_1 \log \bar{Y}_i + \beta_2 \log \bar{i}_i + \varepsilon_i \quad (46)$$

と置き、それを用いて各回帰係数を推定する。ただし、 $\bar{M}_i$ 、 $\bar{i}_i$  は各国のマネタリー・ベースおよび短期名目利率の平均値である。(46)式は、実質貨幣残高保有がその国の国民所得と利率に依存することを示し、伝統的な貨幣需要函数を想定したものである。そして、そこにマネタリー・ベースを用いたのは、大多数の国で資料が入し得ること、並びに収支の分析にとり妥当な総計値と思われたからである。この(45)式(46)式を用いて得られる回帰係数の推定値は、対外準備と国内貨幣の望ましい水準  $\bar{R}_{it}$ 、 $\bar{M}_{it}$  を

$$\log \bar{R}_{it} = \bar{\alpha}_0 + \bar{\alpha}_1 \log \bar{m}_{it} + \bar{\alpha}_2 \log \bar{\sigma}_{it} + \bar{\alpha}_3 \log \bar{Y}_{it} + \bar{u}_i \quad (47)$$

$$\log \bar{M}_{it} = \bar{\beta}_0 + \bar{\beta}_1 \log \bar{Y}_{it} + \bar{\beta}_2 \log \bar{i}_{it} + \log \bar{P}_{it} + \bar{\varepsilon}_i \quad (48)$$

によって与える。ただし、残差項の推定値  $\bar{u}_i$ 、 $\bar{\varepsilon}_i$  は、

$$\bar{u}_i = \log \bar{R}_i - \bar{\alpha}_0 - \bar{\alpha}_1 \log \bar{m}_i - \bar{\alpha}_2 \log \bar{\sigma}_i - \bar{\alpha}_3 \log \bar{Y}_i \quad (49)$$

$$\bar{\varepsilon}_i = \log \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)_i - \bar{\beta}_0 - \bar{\beta}_1 \log \bar{Y}_i - \bar{\beta}_2 \log \bar{i}_i \quad (50)$$

である。第17表は、<sup>38)</sup> フレンケルが(40)式(46)式を用いて導出した期間 1963~72

38) 調整スピードに関するフレンケルの初期分析は、Frenkel, J. and J. F. O. Bilson, International Reserves: Adjustment Dynamics, *Economic Letters*, Vol. 4, 1979にある。なお、そこでは、(44)式にある右辺第2項の国内貨幣に対する民間の反応部分は、導入されていない。

第 17 表

期 間	説明変数	Constant	$\log \bar{m}_i$	$\log \bar{\alpha}_i$	$\log \bar{Y}_i$	$\log \bar{z}_i$	$\bar{R}^2$	$\sigma_u$ または $\sigma_e$
1963-72	$\log \bar{R}_i$	3.959 (0.790)	1.424 (0.300)	0.661 (0.240)	1.066 (0.090)		0.89	0.458
	$\log \left(\frac{\bar{M}}{\bar{P}}\right)_i$	-1.105 (0.420)			1.027 (0.060)	-0.186 (0.060)	0.93	0.393
1973-79	$\log \bar{R}_i$	3.478 (0.699)	1.737 (0.395)	0.730 (0.263)	1.138 (0.088)		0.91	0.449
	$\log \left(\frac{\bar{M}}{\bar{P}}\right)_i$	-2.199 (0.743)			1.001 (0.096)	-0.010 (0.053)	0.87	0.570

係数の下の括弧内の数値は標準誤差を示す。

第 18 表

期 間	説明変数	$\log \bar{R}_{it} - \log R_{it-1}$	$\log \bar{M}_{it} - \log M_{it-1}$	$\bar{R}^2$	$\sigma_u$
1963-72	$\Delta \log R_{it}$	0.370 (0.076)	0.298 (0.101)	0.13	0.24
1973-79	$\Delta \log R_{it}$	0.488 (0.083)	0.357 (0.174)	0.25	0.25

係数の下の括弧内の数値は標準誤差を示す。

年と期間 1973~79 年の先進 22 カ国に関する推定値  $\hat{\alpha}_j (j = 0, \dots, 3)$   $\hat{\beta}_j (j = 0, \dots, 2)$  を掲げたものである。これは当然第 13 表と類似している。第 17 表によれば国内貨幣の需要の所得弾力性  $\hat{\alpha}_3$  はほぼ 1 に等しく、利子弾力性は負の値をとることになる（ただし、期間 1973~79 年の利子弾力性はゼロから有意に異ならない）。次の第 18 表は、(47)式~(50)式から得た  $\bar{R}_{it}$  と  $\bar{M}_{it}$  を用いて (44)式の調整スピード係数  $\delta$  および  $\nu$  を推定したものである。この結果から、フレネルは、対外準備に対する中央銀行の行動と国内貨幣に対する民間の反応の両者によって対外準備の保有調整が行われるとする(44)式が正当であり調整スピードがかなり大であること、また(47)式(48)式のように各国に特有な要因  $\hat{u}_i, \hat{\varepsilon}_i$  を対外準備および国内貨幣の需要に組み入れるのが通常の調整過程のように<sup>39)</sup>遅れのある変数を組み入れるよりも優れており、その結果として有意でより大

39) 例えば、Clark, P. B., Optimal International Reserves and the Speed of Adjustment, J. P. E. Mar/Apr 1970

きな調整スピード係数が得られることを主張するのである。なお、注意すべきは、第18表によれば調整スピードは固定相場制よりも管理フロート制の下でより速くなっていることである。

## IV

以上、われわれは、第III節でフレンケルの固定相場制 (*IMF* のアジャスタブル・ペック) とその後の変動相場制 (管理されたフロート) の両時代を通じる対外準備需要函数の計測を考察してきた。彼は、それをほぼ次の順序で推定した。対外準備の需要は、当該国経済の開放性と対外受取支払の可変性および対外取引の規模に依存するものとされ、

$$\log R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log m_t + \alpha_2 \log \sigma_t + \alpha_3 \log Y_t + u_t \quad (28)$$

と規定された。そして、経済の開放性の指標として平均輸入性向  $m_t$  が、また対外受取と支払の可変性の指標として対外収支の標準偏差  $\sigma_t$  が、さらに対外取引規模の指標として国民所得  $Y_t$  が用いられた。このうち対外取引規模の指標は、第I節に示したフレンケルの分析では輸入額  $M_t$  によって把えられていたものである。それが国民所得  $Y_t$  となったのは、次の如くである。第I節における対外準備の需要函数を  $R = A_0 m^{\alpha_1} \sigma^{\alpha_2} M^{\alpha_3}$  とする。それに輸入性向  $m = M/Y$  を代入すれば  $R = A_0 m^{\alpha_1 + \alpha_3} \sigma^{\alpha_2} Y^{\alpha_3}$  となる。そこで、 $\alpha_1 + \alpha_3 \equiv \alpha_1$  と置き、両辺の対数をとると(28)式を得る。したがって、国民所得と輸入との間に一定の関係  $m$  の存在することを仮定する限り、第I節の(13)式と上の(28)式は、何等異ならないことになる。そこで、第III節では、(28)式を用い、先ず *IMF* の分類にしたがって先進22ヵ国 (*DC*) と後進33ヵ国 (*LDC*) の各々について各年次の回帰係数  $\bar{a}_j (j = 0, \dots, 3)$  を求めた。その手法は、通常の最小自乗法 (*OLS*) である。その結果は、第11表第12表の通りである。各係数の有意性と決定係数は、すべて望ましい結果を示した。次に、それらの回帰係数が各年次について安定して推移していることを確かめ、そして全期間を1963年～72年と1973～77年 (または1973年～79年) に二分しその各々についてデータをプールし再び(28)式により回帰係数  $\bar{a}_j$  を求めた。この場合も、第13表にみるように各係数はゼ



ロから有意に異なり、決定係数は1に近くなるという結果を得たのである。

ところで、以上の回帰係数の推定には、二つの点で問題がある。その1つは各国を先進国(DC)と後進国(LDC)に二分し別々に推定を行ったこと、他は全期間を1972年末で二分し前後の二期間を別々に推定したことである。そこで、フレンケルは、これらの処理の正当性を検証する。前者の先進国と後進国に二分することに関しては、推定された回帰係数の値が二つのグループで異なり行動に明らかな差異が認められるならば、妥当な処置であったといえる。フレンケルがその検証に使用した手法は、ダミー変数法およびチャウ・テストによるF統計量のチェックである。その結果は第14表の通りであり、ダミー変数法は両グループの推定値が異なること、およびチャウ・テストは両グループの行動パターンに違いがみられることを示した(ただし、この両グループの差異は、1973年~1977年の後半に至ると明らかに縮小している)。次に、後者の1972年を分岐点とし、前半と後半に期間を分割する問題は、IMFのアジャスタブル・ペック制から管理されたフロート制への国際金融体制の移行という事実があり、そのため母集団に質的差異がもたらされたとしたとき、その時点を推定する問題に帰着する。フレンケルは、これをクオントの手法によって処理した。それは、二分された期間の回帰係数および標準偏差を別々に推定し、それを用いて(31)式による尤度 $L(y|t^*)$ を求め、その値を最大とする $t^*$ を見出すことである。彼は、この方法で $t^* = 1972$ を得た。更に、この1972年が正当であることを、チャウ・テストおよび尤度比テストによっても確認したのである。

次に、残された問題として、(28)式を用いた上記の推定値が妥当であるためには、少なくとも(28)式の残差項 $u_{it}$ に系列相関のないことが必要である。ところで、(28)式による分析は、正確には時系列分析でかつクロス・セクション分析である。ゆえに、(28)式は、

$$\log R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log m_{it} + \alpha_2 \log \sigma_{it} + \alpha_3 \log Y_{it} + u_{it} \quad (28')$$

と書かれるべきものである。したがって、フレンケルは、(28)式の残差項 $u_{it}$ を各国に特有な要因 $\mu_i$ と時間に特有な要因 $\lambda_t$ 並びに無相関の要因 $\varepsilon_{it}$ に分け、

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (33)$$

となし、その分散を $\sigma_{it}^2 = \sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\lambda}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2$ と仮定して、一般化最小自乗法(GLS)を

使用し、 $u_{it}$  に与える各要因の影響を調べた。第 15 表は、その結果を示したものである。それによると、国に特有の要因  $\mu_t$  の影響が相対的に大きく、時間に特有の要因  $\lambda_t$  の影響が小さいことが明らかとなった。

以上の分析において、フレネルは普通の最小自乗法 (OLS) と一般化最小自乗法 (GLS) の二つを使用した。そこで、この両者から得る各係数の推定値を用いた予測を行う場合、その正確さと残差項の国に特有の要因がその予測に与える影響を調べる必要がある。フレネルが用いた方法は、通常的相关係数、平均平方誤差の平方根、平均誤差、タイルの不一致係数とそれに伴う誤差要因分析であった。その結果は、第 16 表の通りである。期間 1963~72 年の固定相場制時代の情報にもとずいた変動相場制における対外準備保有予測は、実際の観測値との相関係数でみて 1 に近い値を示し、また平均平方誤差の平方根や平均誤差でみても非常に小さな値を示した。そして、その相関係数は GLS 推定値を用いた場合が OLS 推定値を用いた場合に較べて一般により 1 に近く、また予測の誤差も小さかったのである。したがって、 $u_{it}$  を分解して国に特有な要因を考慮する場合の予測は、OLS によるものよりも正確であると結論された。この結果は、タイルの不一致係数とその誤差要因分析においても同様に当てはまる。すなわち、一般にタイルの不一致係数  $U$  は非常に小さな値を出し、しかもその程度は GLS 推定値を用いた場合が OLS の場合よりも一層小さかったのである。そして、誤差要因分析では、共分散  $U^c$  の与える影響が最も大きく、偏り  $U^M$  や分散  $U^S$  の与える影響は極めて小さく、その予測が望ましいことを示した。

最後に、フレネルは、(28) 式の対外準備需要函数が妥当であるためには実際の対外準備の保有量がその函数の示す値から離れた場合に急速にもとへ復帰し長期に亘ってそれから乖離しないことが必要であると考えた。そのため調整スピードの推定を行ったのである。その推定は、

$$\Delta \log R_{it} = \delta [\log \tilde{R}_{it} - \log R_{it-1}] + \nu [\log \tilde{M}_{it} - \log M_{it-1}] + u_{it} \quad (44)$$

にもとずいて行われた。第  $t$  期における第  $i$  国の望ましい対外準備と国内通貨の水準  $\tilde{R}_{it}$ 、 $\tilde{M}_{it}$  は、ある期間における平均輸入性向、収支の標準偏差、国民所得等の平均値の函数である平均対外準備需要と当期間の国民所得や短期利率

の平均値の函数である平均実質貨幣残高に関して、それぞれの回帰係数を求めて、導出された。かくして、フレンケルは、それらを(4)式に代入して調整スピード係数  $\delta$  および  $\nu$  を推定した。第 18 表は、その結果を掲げたものである。それによると、調整スピードはかなり大きい値であり、そしてその値は固定相場制から管理フロート制へ移行するとより大となり影響がより急速になされたことを示したのである。

以上は、第 III 節で示したフレンケルの対外準備需要に関する計測の要約にすぎない。さて、われわれは、第 II 節において対外準備需要を、その保有動機の観点から考察した。そこで、この保有動機の観点から、この第 III 節のフレンケルの分析についても再考してみる必要がある。第 II 節においてわれわれは、フレンケルの固定相場制における対外準備需要の計測に関して次の点を指摘した。先ず、第 I 節に要約したフレンケルの固定相場制における対外準備需要の分析は、 $t$  値や決定係数について望ましい結果を得たことを述べるが、残差項に関する系列相関に注意を払わなかった。そして、取引動機に関する  $\sigma$  の導出には、(25)式~(27)式の  $\sigma_T$  が使用された。したがって、それは、われわれの言う対外準備の取引動機を表す指標としての統計的に独立な対外受取と支払の標準偏差とは、多少異なるものとなった。次にフレンケルの対外準備保有の動機に関する分析は、曖昧であった。彼が取引規模の指標とした輸入額や経済開放の程度を表す指標とした平均輸入性向は、いずれも純粹に取引動機によるものとはいえない。例えば、輸入額  $M$  は、われわれの分析によれば、取引動機のみならず予備的動機に関する指標として函数に導入されるべきものである。そして、特に予備的動機の指標である輸入額は、対外準備との比率を一定とするようなものでなければならない。また、平均輸入性向  $m$  についても、われわれの見解によれば、既に妥当な輸入額  $M$  を変数として使用している限り、その上に類似の変数を加える必要のないものである。敢えてその導入に固執するならば、それは、対外準備を財の輸出入の受動的な反映物として扱っているといわねばならないことになるのである。

以上のような第 II 節において述べたフレンケルの分析の欠陥は、アジャスタブル・ベック制と管理フロート制の両期間を包括的に取扱ったフレンケルの第

III節の分析では、次のようになる。先ず、フレンケルの第III節の分析では、(28)式の残差項  $u_{it}$  は、国に特有な  $\mu_i$ 、時間に特有な  $\lambda_t$ 、系列無相関の  $\varepsilon_{it}$  の三つの和として把握され OLS に代わって GLS を使用してより精密化され、しかもその上に一步進め第 16 表にみるような予測の正確さのチェックまでなされている。したがって、残差項の系列相関に言及しないとしたわれわれの第II節における批判は、もはやここでは当たらないことになる。しかしながら、次に、対外準備保有の動機に関する分析に目を転じると、なお問題が残っている。対外取引の変数  $\sigma$  の導出は、第I節のままである。すなわち、

$$R_t = \alpha + \beta_{T-t} + u_t, \quad t = T-15, \dots, T-1 \quad (25)$$

$$\hat{\sigma}_T^2 = \frac{\sum_{t=T-14}^{T-1} (R_t - R_{t-1} - \hat{\beta}_{T-1})^2}{14} \quad (26)$$

$$\sigma_T = \hat{\sigma}_T / M \quad (27)$$

の  $\sigma_T$  が用いられている。したがって、われわれの言う統計的に独立な対外受取と支払の標準偏差とは、異なるものを用いた分析が行われていることになる。平均輸入性向  $m$  も、また以前のまま導入されている。そして、それと対外取引の規模を表す指標との関係が曖昧なままである。ところで、対外取引の規模の指標は、輸入額  $M$  に代わって国民所得  $Y$  が用いられている。これは、既述のように、平均輸入性向に関する定義式を代入したにすぎないものである。したがって、輸入と所得の間に  $m$  で表される一定の関係が維持される限り、それは単なる式の変形であり特に問題とならない。けれども、ここでもまた、それらが如何なる動機を表す指標として導入されたものかは明確にされないままである。

フレンケルは、第III節において新たに対外準備に関する調整スピード係数を推定した。したがって、われわれは、そこにフレンケルの対外準備の調整プロセスをみることができる。フレンケルの説明によれば、(44)式の右辺第1項は中央銀行の対外準備に対する反応を表し、またその右辺第2項は公衆の貨幣超過需要を通じる反応を表すという。このうち後者の右辺第2項は、例えばドーンブッシュの保蔵に関する関係式<sup>40)</sup>

40) Dornbush, R., Devaluation, Money and Nontraded Goods, *AER* Vol. 63 no. 5 Dec. 1973.

$$B = \dot{M} = \nu(L - M) \quad (51)$$

に相当しており、ゆえにマネタリー・アプローチによる公衆の調整過程を表わすものであるといえる。ただし、 $B$  は貿易収支であり対外準備の変化を表し、 $L - M$  は当該国貨幣ストックの起過需要を表す。しかしながら、(44)式の右辺第1項は、このようなマネタリー・アプローチに基礎を置くものとは言い得ない。それは、中央銀行がその対外準備を望ましい水準  $\bar{R}_{it}$  へ誘導するとみるか、あるいは統計的事実として対外準備が  $\bar{R}_{it}$  へ収斂する傾向を持つとみるか、いずれかである。ここに言う望ましい水準  $\bar{R}_{it}$  とは、フレンケルによれば、

$$\log \bar{R}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \log \bar{m}_i + \alpha_2 \log \bar{\sigma}_i + \alpha_3 \log \bar{Y}_i + u_i \quad (45)$$

$$\hat{u}_i = \log \bar{R}_i - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 \log \bar{m}_i - \hat{\alpha}_2 \log \bar{\sigma}_i - \hat{\alpha}_3 \log \bar{Y}_i \quad (49)$$

から得られる回帰係数  $\hat{\alpha}_j (j = 0, \dots, 3)$  と  $\hat{u}_i$  を用いて、

$$\log \bar{R}_{it} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \log m_{it} + \hat{\alpha}_2 \log \sigma_{it} + \hat{\alpha}_3 \log Y_{it} + \hat{u}_i \quad (47)$$

により求められるものであり、ある種の対外準備の平均水準である。したがって、フレンケルの立場では、中央銀行の政策がこのような平均水準を目標に遂行されているとするか、あるいは実証分析から対外準備の変動がこのような平均水準をめぐる生起しているとするか、いずれかでなければならない。しかしながら、既に第II節の分析において示したように、われわれの実証分析によれば、対外準備は、その平均水準に収斂するというよりも、むしろ輸入額と対外準備の間の比率を一定に維持するような動きを示すものである。したがって、フレンケルの(44)式が主張することは、統計的には実証されていないものである。さらに、このこと以上に、先進国のみならず後進国のすべての中央銀行が類似の行動を行いその保有する対外準備を平均水準  $\bar{R}_{it}$  に誘うと仮定することは、よりありそうもなく非現実的なことである。かくして、フレンケルの(44)式の示す調整プロセスは、著だ疑わしいものと言えよう。このことは、(44)式を用いて推定した第18表からも読みとることができる。すなわち、第18表によれば各係数の推定値は、ゼロから有意に異なっている。しかしながら、その方程式の当てはまりの程度を示す決定係数は、1963~72年と1973~79年の両期間で共に0.13と0.25という驚くほど低い値を出している。これは、偏に(44)式において変数の選択を誤ったか、あるいは重要な変数を見落としたことを意味して

いるのである。フレンケルは、(44)式右辺の中央銀行と公衆の対外準備に対する反応（調整係数）がかなり大きな値を示したことで満足した。しかしながら、その(44)式は、決して十分な意味で対外準備の調整プロセスを表示したものではない。

最後にわれわれは、フレンケルの第I節および第III節で考察した分析が長期利子率を一切考慮していないことを指摘しておかねばならない。第II節においてわれわれは、ヘラーが長期利子率を対外準備保有の費用として把え輸入性向（その利益）と対比したこと、およびクルシェンとユーセフが国内通貨供給量に依存する対外準備需要関数を考えるに際し類似の観点に立って修正項目として対外準備の機会コスト（利子率）をとり上げたこと等を述べた。しかしながら、フレンケルでは、このような長期利子率への配慮は、少なくとも上記第I節および第III節にみる限り、<sup>41)</sup>存在しない。ただ、そこにはヘラーやクルシェンおよびユーセフ等が長期利子率に対比するものとして取り上げた輸入性向のみが平均輸入性向の形で見出されるのである。したがって、フレンケルの上記分析は、投機的動機による対外準備保有の考察をほとんど欠いたものであるといい得る。なお、このような指摘は、既にH. シェルバートによりなされているところである。<sup>42)</sup>

41) 利子率を入れたフレンケルの分析は、次のものがある。J. A. Frenkel and B. Jovanovic, On Transactions and Precautionary Demand for Money, *QJE* Vol. 95 no. 1 Aug. 1980 および Optimal International Reserves: A Stochastic Framework, *E. J.* Vol. 91 June 1981.

42) Schelbert, H., Comment on J. A. Frenkel, "International Reserves: Pegged Exchange Rates and Managed Float," *The Economics of Flexible Exchange Rates: Supplements to Kredit und Kapital*, Haft 6, 1980.