

外国為替市場における「バブル」の実証分析

— 為替相場のファンダメンタルズからの乖離の一解釈 — *

翁 邦 雄**

1. はじめに — 目的、構成、要旨
2. ランダムウォーク・モデルを前提にしたバブルの実証
3. 効率市場仮説を用いたバブルの実証
4. 合理的期待型ポートフォリオバランス・モデルに基づくバブルの実証Ⅰ
5. 合理的期待型ポートフォリオバランス・モデルに基づくバブルの実証Ⅱ
6. バブルの直接的推計
7. 記述資料による傍証 — 82年後半の円安過程の受け止められ方 —
8. おわりに
(補論1～5)

1. はじめに — 目的、構成、要旨

1973年春に主要通貨がフロートに移行して以来、為替レートは極めて大きな乱高下を繰り返し、近年これが金融政策を始めとする政策運営上の大きな問題となっている。しかしながら、為替レート決定に関する理論モデル(マネタリー・モデル、オーバーシュート・モデル、ポートフォリオバランス・モデル等)はいずれもこうした現実の動きを十分説明しきれず、このため「為替レートのファンダメンタルズからの乖離」は国際金融論上の大きな論点となっている。

一般に資産価格がファンダメンタルズから乖離して乱高下する状態を「バブル的現象」と呼ぶが、

このような現象は資本市場の発達以来、数多く観察されており、その中には1636～37年のオランダにおけるチューリップ熱(Tulip Mania)、1720年の英国における南海泡沫事件(The South Sea Bubble —これがバブルという用語の語源となっているとみられる)、1929年の米国株式市場における大恐慌(Great Crash)等一国経済ひいては世界経済に深刻な打撃を与えた経済史上の大事件も多く含まれている。こうしたバブルについては従来、経済主体が時折示す不合理な行動の結果と考えられていたが、近年これを合理性を持った行動として捉え直そうという動きが学界で見られ始めている。

本稿は、このような合理性を前提にしたバブル

* 本稿の作成にあたっては、大阪大学新開陽一教授、伴 金美助教授、植田和男助教授、Johns Hopkins 大学河合正弘助教授、名古屋市立大学筒井義郎講師、一橋大学刈谷武昭助教授、京都大学有賀 健助教授、横浜国立大学浅子和美助教授、成蹊大学深尾京司講師、経済企画庁内国調査第一課深尾光洋氏、大阪大学木曜研究会及び横浜国立大学近経研究会の参加メンバーの方々から有益なコメントをいただいた。また、Kalman Filteringを用いた分析にあたっては、日本銀行調査統計局内国調査課計量分析係のスタッフのご助力をいただいた。

** 日本銀行金融研究所副調査役

の考え方が外国為替市場の動きにどの程度の説明力を有するかに関し、バブルが

- ① 為替レート変動の主因として、為替市場で恒常的に大きな役割りを果たしたと考えられるか、
 - ② 為替レート変動の例外的な要因として、為替市場でかなりの期間に亘って大きな役割りを果たしたと考えられる時期があるか、
- という二つの視点から実証的な検討を試みたものである。

本稿における実証分析では、その手掛りを先ずバブル発生時のデータの分布特性に求めている。即ち、バブル的現象は、資産市場で資産価格の値上がり（値下がり）¹⁾期待が発生する結果、資産価格が上昇（下落）、それが更に資産価格の一層の値上がり（値下がり）期待をもたらし、資産価格の上昇（下落）を拍車し、資産価格がファンダメンタルズから発散的に乖離していく過程をさす。この過程は、資産価格のファンダメンタルズからの乖離がこれ以上拡大し得ないという期待が市場で支配的となった時に崩壊し、この時点で資産価格は急落（急上昇）する。こうした定式化から理解されるように、バブルはその拡大過程では、資産価格を一定方向に変化させ、その崩壊時には異常に大きな逆方向の価格変化を作り出す。このことは、バブルが存在するような市場の資産価格変化率は①系列相関が高い、②分布の裾が厚く、尖度大きい、という特異な分布特性を持つことを意味する。

バブルに関し実証分析を行う場合、次に問題となるのは、ファンダメンタルズ要因の定式化である。この点について本稿では、為替レート決定要因のうちファンダメンタルな部分は短期的にはランダムウォークに従う（ランダムウォーク仮説）が、より長いインターバルでは合理的期待型ポートフォリオバランス・モデルが妥当すると前提して

いる。

このうち、短期的な分析についてランダムウォーク仮説を採用するのは、日次、週次では通常の為替レート決定モデルの構築に必要な変数（マネーサプライ、経常収支、物価指数等）のデータは利用可能でなく、この点ランダムウォーク仮説が用い易いことにもよるが、為替レートが短期的にはランダムウォークに近い動きをするという有力な理論的・実証的主張を踏まえたものである。

本稿におけるバブルの実証分析の手順は次の通りである。先ず、ランダムウォーク・モデルを前提に為替レート変化率の分布の尖度及び系列相関に着目した連の検定を行い、バブルが為替レート変動の恒常的主因と考えられるか否かを検討する。また、バブルと同様に尖度が大きく、正の系列相関を有する分布を作り出す有力な為替レート決定モデルであるオーバershooting・モデルとの識別を試みるため、為替レート決定要因のうちファンダメンタルな部分を捨象（このため、データ利用期間はデータにおける為替レートの変動が主にバブルの動向を反映していると考えられる時期に限定）、危険中立的な効率市場仮説を用いて検定を行う。

さらに、現実の為替レート変化率の分散の大きさと合理的期待型ポートフォリオバランス・モデルによる理論分散の大きさを比較、前者が有意に後者より大きいかな否かを調べるという手法により、陽表的にモデルを設定した形での検定を行う。

以上はバブルの存在の恒常性についての検定であるが、為替レート変動の例外的要因として、特定の時期にバブルが外国為替市場でかなりの期間に亘って大きな役割りを果たしたか否かを検定するためには、陽表的に為替レート決定モデルを構築することが適当である。これは、

1) バブルの発生メカニズムの考察については翁（1984）参照。

- ① この場合にはファンダメンタルな要因の傾向的变化を考慮せざるを得ないこと、
- ② バブルが発生している例外的時期を除外すれば為替レートはファンダメンタルな要因で説明出来る筈であること、による。

そこで、合理的期待型ポートフォリオバランス・モデルを前提として、ファンダメンタルズで実質為替レートを説明する回帰式（月次）を計測、これに基づき、為替レートの計測誤差（残差）の時系列特性を調べることにより、為替レートのファンダメンタルズからの乖離が投機的バブル²⁾の要素を強く持っているかを検討する。さらに、このような残差分析によりバブルの存在が示唆される時期について、確率的バブルが、為替レート決定にどの程度の説明力を有するかをダミー変数を用いて直接計測する。ただし、単純にバブルのダミーのみを用いた計測ではバブル以外の要因——例えばモデルで考慮されていない大きな「ニュース」や「無関係な確信（Extraneous Beliefs）」の崩壊等バブルと似た動学経路を作り出す可能性のある要因——によるファンダメンタルズからの乖離とバブルとが識別出来ない点を考慮し、①バブル以外の要因による、バンドワゴン効果等の影響を取り除くため系列相関を調整した計測を行う、②「ニュース」を代表するダミーを導入して、それと、バブルを代表するダミーの説明力の比較を行う、という二種のチェックを実施した。

最後に、バブルの存在が示唆されている時期において、この間の市場の動きが市場参加者・報道関係者によってどのように受け止められていたかに関する資料（anecdotal evidence）の検討によってフォーマルな分析を補完する。これは、データの上から、バブルと、それ以外の要因による為替レートのファンダメンタルズからの乖離を確

実に識別するのは本質的に極めて困難であることによる。

以上の考え方に基づく実証分析結果及びそのインプリケーションは次の三点に要約される。即ち、

- ① バブルが為替市場に頻繁に発生しているとしても、それは極めて短期的な現象であり、月次で見た場合は為替レート変動の恒常的な主因とは考えられない（多くの場合バブルは短期で崩壊）。
- ② しかしながら、例外的にバブルが長期化し、為替レートの動向に大きな影響を与えたと考えられる時期が存在することは否定出来ない。こうした可能性が最も強いのは1982年4月～10月の時期における円安であり、計量分析・記述資料（anecdotal evidence）の両面の検討からこの間の円安がバブル的であったという状況証拠を示すことが出来る。
- ③ バブルが発生する場合には、政策当局は市場の期待を変えるように断固たるスタンスを示す必要があり、¹⁾ この意味でバブルの存在は為替市場介入政策の理論的根拠となり得る。

2. ランダムウォーク・モデルを前提にしたバブルの実証

(1) ランダムウォーク・モデル

ここでは、ランダムウォーク・モデルを前提に、為替レート変化率の分布特性である尖度に着目した検定及び為替レート変化率の系列相関に着目した連の検定を行い、バブルが為替レート変動の恒常的主因と考えられるか否かについて検定する。

為替レートに関するランダムウォーク仮説³⁾は次のように記述することが出来る。

2) 投機的バブルの理論については補論1参照。

3) ランダムウォーク仮説については補論2参照。

$$e(t) = e(t-1) + v(t) \quad (1)$$

(ただし、 $e(t)$ は t 期における邦貨建直物為替レート⁴⁾の自然対数値、 $v(t)$ は攪乱項)。

ここで $v(t)$ は系列相関がないと仮定されるが、期待値はゼロでなくともよい(期待値がゼロでないときは当該通貨に増価ないし減価のトレンドがあることになる)。

この単純なランダムウォーク仮説にバブルを加味する考え方として、ファンダメンタルズを反映した「ファンダメンタルズ・レート」 $\bar{e}(t)$ にランダムウォークを仮定し、それにバブル的投機の影響が加わって現実の為替レートが定まるとする仮説を考えることが出来る。

$$\bar{e}(t) = \bar{e}(t-1) + v(t) \quad (2)$$

$$c(t) = \begin{cases} \frac{\rho}{1-\pi} c(t-1) + u(t), & \rho > 1 \\ u(t) & \text{確率 } 1-\pi \\ u(t) & \text{確率 } \pi \end{cases} \quad (3)$$

$$e(t) = \bar{e}(t) + c(t) \quad (4)$$

(ただし、 $c(t)$ はバブルの大きさ、 ρ はバブルの発散経路を規定する構造パラメーター、 $u(t)$ は攪乱項)。

(2)~(4)が、この場合の為替レート決定モデルとなる。

ここでの分析は、単純なランダムウォーク仮説とバブルを加味したランダムウォーク仮説を対立する仮説として用いることによってバブルの存在を実証しようとするものである。

(2) 尖度検定

もし、外国為替市場に単純な確率的バブルで近似出来るような投機が発生したとすれば、為替レートは一方向的な増価(減価)を続けた後バブル的投機が崩壊した時点で大幅な反落(反騰)を示すことになる筈である。換言すれば、バブル的投機はそれが崩壊する時点で為替レート変動の時系列に大きな異常値(outliers)を出現させ、為替レート変化率の分布の裾を厚く、先の尖った形(leptokurtic)にする傾向があると考えられる。こうした分布特性は平均値の回りの四次のモーメントである尖度(Kurtosis)

$$K_{rto} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X(i) - \bar{X})^4}{S^4} - 3 \quad (5)$$

(ただし、 $X(i)$ はある確率変数、 $\bar{X}$ は $X(i)$ の平均、 S

は $X(i)$ の標準偏差 $\langle = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (X(i) - \bar{X})^2} \rangle$)

で測ることが出来る。ランダムウォーク仮説が正しく、しかも、攪乱項 $v(t)$ が正規分布に従うような状況では、尖度はゼロとなるため、尖度がゼロを有意に上回るかどうかを調べることによってバブルの存在を検定することが出来る訳である。⁴⁾

主要5か国通貨の1973年5月初~80年末にかけての対米ドルレートについて週次データ、5週毎のデータ、10週毎のデータの尖度と歪度を調べたのが第1表である。⁵⁾

第1表によれば、尖度は

① 週次データでは、有意に正、

4) 尖度の大きな分布は、投機的バブルが存在するようなケースのみならず、ファンダメンタルズに関するニュースの分布の尖度が大きい場合も発生し得る。尖度によるバブルの検定とファンダメンタルズのイノベーションの分布特性の関係については Blanchard and Watson (1982) 参照。

5) ここで歪度の計算値も掲げたのは、バブル及びファンダメンタルズに関する仮説のいずれもが歪度に影響を与えない性質のものであるため、歪度が正規分布から大きく乖離(ゼロから有意に乖離)している場合には、分析の前提が満たされない可能性があるからである。しかし、結果的には、歪度は概ねゼロから有意な乖離を示しておらず、この点で問題は起こっていない。

外国為替市場における「バブル」の実証分析

第1表 73年5月初～80年末の主要国為替レートの変化率の分布特性

① 週次(401週)

	S. D.	Skew.	Krto.
カナダ	0.0050	- 0.7011	5.1580
フランス	0.0122	- 0.3323	4.1609
西ドイツ	0.0129	- 0.1711	4.5379
日本	0.0119	- 0.3018	5.0783
英国	0.0108	- 0.0463	1.4726

② 5週毎(81週)

	S. D.	Skew.	Krto.
カナダ	0.0125	- 0.0130	0.1739
フランス	0.0298	- 0.0968	0.6418
西ドイツ	0.0352	- 0.1612	0.3843
日本	0.0308	0.7444	1.4965
英国	0.0278	- 0.0856	- 0.0692

③ 10週毎(41週)

	S. D.	Skew.	Krto.
カナダ	0.0179	0.2060	- 0.6030
フランス	0.0474	0.1757	0.9983
西ドイツ	0.0534	0.2825	1.1180
日本	0.0468	0.4422	- 0.3244
英国	0.0437	- 0.2422	- 0.5822

正規分布からの乖離の検定水準						
	歪 度			尖 度		
	n = 40	n = 100	n = 400	n = 40	n = 100	n = 400
5 %	± 0.59	± 0.39	± 0.20	1.06	0.77	0.41
1 %	± 0.87	± 0.57	± 0.29	2.04	1.39	0.67

(参考) 78年第2週～83年第18週(日本のみ82年第15週)

— 週次(278週、日本は243週)

	S. D.	Skew.	Krto.
カナダ	0.0056	- 0.1537	1.5285
フランス	0.0161	- 0.2888	3.5918
西ドイツ	0.0158	0.0321	2.1971
日本	0.0155	0.1362	0.8155
英国	0.0148	- 0.6601	2.8851

	歪 度	尖 度
n = 250	5 % ± 0.25	0.52
	1 % ± 0.36	0.87

(注) S. D. : 標準偏差 <為替レート変化率は対数差分による近似計算>

Skew. : 歪度(正規分布の場合、0)

Krto. : 尖度(正規分布の場合、0)

(資料) Harris Bank

- ② 5週毎のデータでは、英ポンドを除き正であるが有意性は高くない、
- ③ 10週毎のデータでは、正負区々で有意性は総じて小さい、⁶⁾
という結果となっている。

なお、標準偏差はデータ採取間隔が拡大するほど大きくなっており、この点から見ると、採取間隔が広いほどファンダメンタルズのイノベーション $v(t)$ の分散が大きくなる結果、バブルの為替レート変化率の分布特性に対する影響が無視し得るものとなると解釈出来る。

このような検定結果は、バブルが市場に頻繁に発生する現象である可能性はあるが、それは短期で崩壊しており、長期間続くようなバブルが恒常的に発生しているとは考えにくいことを示唆している。

(3) 連による検定

尖度検定は、ファンダメンタルズ・レートの攪乱項 $v(t)$ の正規性という強い仮定を置いているが、このような仮定を必要としない検定として連（同じ分類に属する実現値の連続）を用いた検定が考えられる。⁷⁾

為替レート変化率のデータに関して言えば、これは、バブルの膨脹過程では増価（減価）が持続することから、一つの連が長くなり、連の総数が減少する傾向があることを利用した検定である。主要五か国の73年5月初～80年末にかけての対米ドルレートに関する検定結果は第2表の通りである。これによれば、

- ① 週次データについてはフランス・フランを除きバブルの存在と斉合的な有意な正の系列相関が存在する、
- ② 5週毎のデータはいずれも正の系列相関を示唆しているが、有意性は高くない、
- ③ 10週毎のデータは正負区々の系列相関を示しているが有意でない、
- となっており、バブルは短期的現象としてはかなり恒常的に発生している可能性があるが、長期に亘るバブルが恒常的に存在する公算は小さいという、尖度検定と同様の結論を示唆している。

3. 効率市場仮説を用いたバブルの実証

尖度検定と連による検定の結果は、いずれも比較的短期におけるバブルの存在と斉合的である。しかし、これらの結果は、ファンダメンタルズ・レートにランダムウォークを仮定し、また尖度検定ではさらにファンダメンタルズのイノベーションが正規分布に従う等の強い仮定を置いており、ファンダメンタルな要因により、異常値が多発したり、正の系列相関が生じたりする可能性は仮定によって排除している。

ここでは、こうした仮定を置く代りに危険中立的な効率市場を仮定し、これによって投機的バブルの検定を試みる。⁸⁾

(1) オーバーシュooting・モデルとの識別

現在、有力な為替レート決定の構造モデルの中で、為替レート変化率にバブルと同様の尖度の高い分布と正の系列相関（少ない連）を作り出すも

6) こうした結果は、資産市場とりわけ株式市場における実証的経験とかなり斉合的である。即ち、株式市場においては日々の利益率は月次の利益率に比べてはるかに高い尖度を持った分布となっている。こうした点についてはMandelbrot (1963)、Blattberg and Gonedes (1974)、Fama (1976)等参照。

7) 連による検定の詳細については補論3参照。

8) ここでは、議論を分かり易くするため、経済主体が危険中立的との仮説に基づいて議論をすすめるが、経済主体が危険回避的であっても、リスク・プレミアムがランダムで先物が直物の不偏推定値となっている状況を仮定することにより全く同じ分析を適用することが出来る。

第2表 73年5月初～80年末の主要為替レート変化率における連

① 週次 (401 週)

	Obs.	Exp.	S.D.	Ratio.
カナダ	173	200.5	10.0	-2.79**
フランス	187	200.5	10.0	-1.37
西ドイツ	174	200.5	10.0	-2.70**
日本	163	200.5	10.0	-3.61**
英国	175	200.5	10.0	-2.58*

② 5週毎 (81 週)

	Obs.	Exp.	S.D.	Ratio.
カナダ	38	40.5	4.47	-0.63
フランス	34	40.5	4.47	-1.56
西ドイツ	40	40.5	4.47	-0.14
日本	39	40.5	4.47	-0.25
英国	37	40.5	4.47	-0.88

③ 10週毎 (41 週)

	Obs.	Exp.	S.D.	Ratio.
カナダ	24	20.5	3.16	1.04
フランス	20	20.5	3.16	-0.31
西ドイツ	22	20.5	3.16	0.34
日本	22	20.5	3.16	0.60
英国	18	20.5	3.16	-0.73

(参考)

78年第2週～82年第18週 (日本のみ82年第15週)

— 週次 (278週、日本は243週)

	Obs.	Exp.	S.D.	Ratio.
カナダ	131	139.5	8.29	-0.95
フランス	132	139.5	8.29	-0.88
西ドイツ	123	139.5	8.29	-1.96*
日本	116	122.0	7.75	-0.76
英国	135	139.5	8.29	-0.54

(注) 増減価率の平均との対比で符号を決め連の数をカウント

Obs. : 観測された連の数

Exp. : 系列相関がない場合に期待される連の数

S.D. : 連の数の標準偏差

Ratio. = (Obs. - Exp.) / S.D.; 検定統計量 (t値)

* は検定統計量が5%水準で有意 (正の系列相関あり) を示す。

** 検定統計量が1%水準で有意 (正の系列相関あり) を示す。

(資料) Harris Bank

のとしてオーバーシュート・モデルを考察することが出来る。即ち、オーバーシュート・モデルで、もしファンダメンタルズのイノベーション自体が尖度の高い (leptokurtic) 分布に従っているとすれば、この場合には市場に予見されていなかったファンダメンタルズの大きなニュースが往々にして発生し、為替レートは瞬時的に新たな長期均衡水準を超えて大幅に増価 (減価) した後、追加的なニュースがなければ、新しい長期均衡へ向けて徐々に減価 (増価) していく

ことになり、分布特性はバブルの存在する場合と似通う。

ただし、為替レート変動の動学経路は、両ケースにおいて顕著に異なる。即ち、オーバーシュート・モデルでは、大きなニュースによって為替レート変化率に異常値が発生した後長い連が観察され、バブルの場合は投機的期待に基づく一方向の為替レートの増価 (減価) による連が先行し、次いで投機的期待の崩壊による為替レートの大幅な減価 (増価) の形で異常値が記録される

9) ここで、ファンダメンタルズのイノベーションが leptokurtic でない場合には、ニュースが相殺しあって、たとえ為替レート決定の真の構造がオーバーシュート・モデルで近似出来る場合にも、為替レートがランダムに動くという可能性があると考えられる。

10) ただし、厳密には、バブル以外の原因によっても第1図 (9頁) のような動学経路が作り出される可能性がある。そのような例としては、ファンダメンタルズの将来値についての期待が特定時点で裏切られる場合が考えられる。例えば、米国大統領選で金融引締めを公約に掲げ、当選が確実視されていた候補がいたとしよう。この時選挙が近づくことは、金融引締めが近づくことを意味し、為替レートはそれを反映して徐々にドル高化するが、

(第1、2図参照)。

第3表は、一つの例として為替レートが極めて大きく変動した1978年8月から1979年1月にかけての欧州通貨と円の対米ドル相場における異常値と連の関係を見たものである。これらの通貨では11月第1週に為替レートの大幅な減価が観察され¹¹⁾ており、その前後の連の動きは、大幅な減価に先立って各通貨とも増価傾向が続き、大幅な減価の後には、増減価区々の動きとなっていることを示しており、オーバーシュートینگよりはバブルの動学経路に近い動きとなっていることを示している。

(2) 先物プレミアムと連の独立性

ここでは、オーバーシュートینگ・モデルの特性との識別を念頭に置いたバブルの統計的検定手法として効率市場仮説とバブルの存在仮説の複合検定を考える。

今、危険中立的な効率市場を仮定し、 t 期における j 期間先物為替レートを $f(t, j)$ とすると

$$f(t, j) = E_t e(t + j) \quad (6)$$

が成り立つ。¹²⁾

従って、一期間の先物プレミアムは

第3表 為替レートの異常値と連 — 1978年11月第1週前後の週次データの動き —

		11月第1週以前										11月第1週		11月第1週以後									
												(円・欧州通貨暴落)											
												↓											
フランス	フラン	-	+	-	+	-	+	+	+	+	+	-	+	-	-	-	+	+	+	+	-	-	
ドイツ	マルク	-	+	-	+	+	+	+	+	+	+	-	+	-	-	-	+	+	+	+	-	-	
日本	円	-	+	-	+	+	-	+	+	+	+	-	-	-	+	-	+	+	+	-	-	-	
英	ポンド	-	+	-	+	+	+	+	-	+	+	-	-	-	+	-	+	+	+	+	-	-	

(注) + : $\{e(t) - e(t-1)\} < \{e(t) - e(t-1)\}$ の1973年5月初～1980年12月末平均

- : $\{e(t) - e(t-1)\} > \{e(t) - e(t-1)\}$ の1973年5月初～1980年12月末平均

$e(t)$: 邦貨建の各国通貨対ドルレートの自然対数値

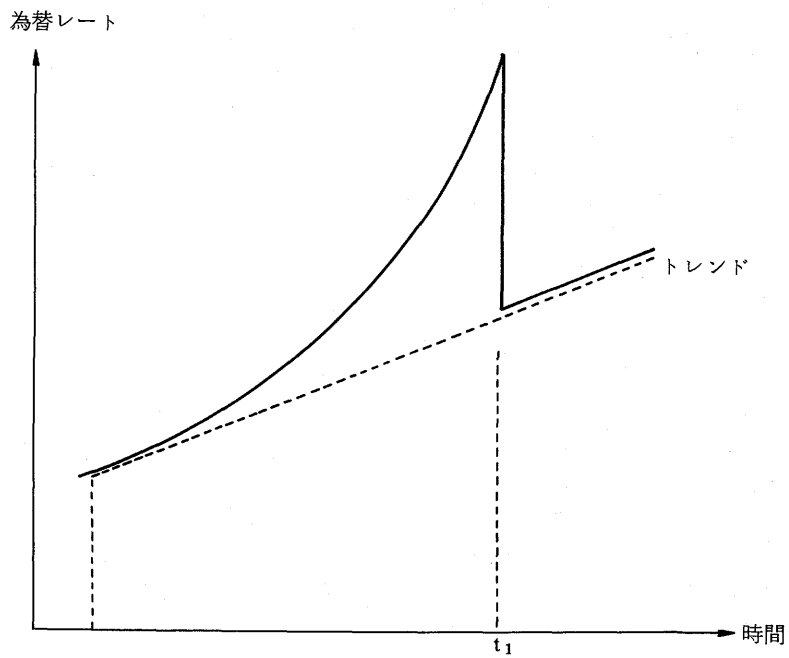
(資料) Harris Bank

予期に反してこの候補が敗れたときには、大暴落が生じる。このことは、ファンダメンタルな要因によって第1図の動学経路が生じている場合には、 t_1 の時点で大きなニュース(失望)が市場に到達した筈であることを意味する。1978年11月の場合には、このようなニュースの可能性もある(カーター大統領のドル防衛策の発表によるファンダメンタルズの期待の修正)が、1982年11月の円反騰はこのようなニュースに乏しい。この点については6.参照。

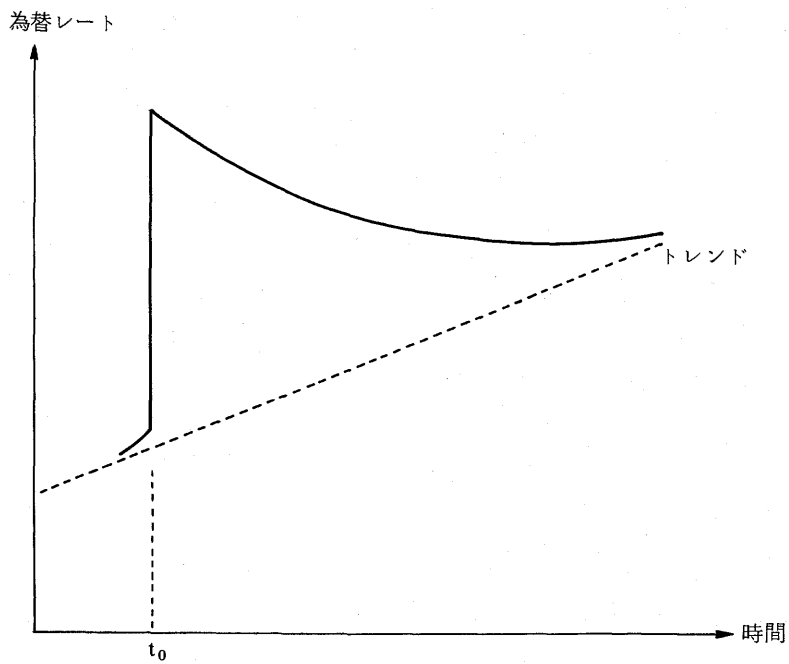
11) 尖度検定と連による検定で用いた5通貨のうち、カナダ・ドルを除外したのは、1978年11月にカナダ・ドルの対米ドル相場は、小幅な変動に止まったためである。

12) この関係を経済主体の期待効用極大化行動から厳密に導くためには、危険中立性に加えて、 j 期の実質消費を規定する物価水準が、非確率的の性質を持つ(あるいは確率的であっても為替レートとの共分散がゼロである)との仮定が必要である。しかし、物価と為替レートの共分散の問題を捨象することは、実証的には大きな問題をもたらさないと考えられる。これらの点については Frenkel and Razin (1980) 参照。

第1図 バブルの動学経路



第2図 オーバーシュootingの動学経路



$$\begin{aligned} f(t,1) - e(t) &= E_t e(t+1) - e(t) \\ &= E_t (\bar{e}(t+1) - \bar{e}(t)) \\ &\quad + (E_t c(t+1) - c(t)) \end{aligned} \quad (7)$$

ここで、バブルは一定の期待発散経路上になければならないから¹³⁾

$$\begin{aligned} E_t c(t+1) - c(t) &= (\rho - 1)c(t), \quad \rho > 1 \\ f(t,1) - e(t) &= E_t (\bar{e}(t+1) - \bar{e}(t)) \\ &\quad + (\rho - 1)c(t) \end{aligned} \quad (7')$$

と変形出来る。

また、先物プレミアムの変化率は

$$\begin{aligned} (f(t,1) - e(t)) - (f(t-1,1) - e(t-1)) \\ = \{ (E_t \bar{e}(t+1) - \bar{e}(t)) \\ - (E_{t-1} \bar{e}(t) - \bar{e}(t-1)) \} \\ + (\rho - 1)(c(t) - c(t-1)) \end{aligned} \quad (8)$$

= {ファンダメンタルズ・レートの期待変化率の変化による影響} + {バブルの変化の影響}

と書ける。もし、この時、 $t-1$ 期から t 期にかけての為替レート変動が主として、バブル的投機によってもたらされたとすれば、ファンダメンタルズ・レートの期待変化率の変化は捨象出来るため、為替レートの変化と先物プレミアムの変化は同方向となっている筈である。

今、 t 期に為替レートの大きな変動が投機的バブルの崩壊によってもたらされた、と考えてみよう。この時、為替レートの大きな変化の前には逆方向の為替レートの変化の連(大きな増価<減価>の前には減価<増価>の連)が発生し、 t 期の先

物プレミアムは t 期の為替レート変動と同方向に動いている筈である。

換言すれば、為替レートの異常値がしばしば投機的バブルによって発生している市場では、異常値発生時の先物プレミアムの変化と為替レートの変化が同方向であれば、直前の為替レート変化率の連はこれと逆方向になる、という形で「異常値発生時における先物プレミアムと為替レートの変化の方向」と「異常値に先行する連の符号」には共変関係が存在すると考えられる。この共変関係は二つの事象の独立性に関するカイ2乗検定によって検証することが出来る。

第4表は、主要5か国通貨の対米ドルレートの最近約10年間(1973年5月初~1983年3月央)における週間変化率(週末為替レートの前週末比)の分布を要約したものである。バブルの存在に関するカイ2乗検定は、主要5か国の為替レートについてそれらが週間で3%以上変化した週を対象として選び、その各週における先物プレミアム変化率と為替レート変化率及びそれに先行する週における連の動向をデータとして用いた(5か国のデータをプール)。

カイ2乗検定は、データを二つの属性によって分類することにより、分割表を構築することから始まる。ここでの属性分類は、 t 期に為替レートの大きな変動があったとき、

① 先物プレミアムと為替レートの関係による分類

- | | |
|---|---|
| { | t 期の先物プレミアムと為替レートが同方向に
変動(バブルと斉合的)

t 期の先物プレミアムと為替レートが逆方向に
変動(バブルと非斉合的) |
|---|---|

② 為替レート変化率の符号による分類

13) この点については補論1参照。

14) 為替レート変化率3%以上をバブル的投機の崩壊によって作り出された異常値の検定対象として選んだのは、

① 2%以上を基準とすると総観察値数の10%近くの観察値数となり異常値とは考えにくい、② 4%以上を基準とすると観察値の1.3%(32個)にしかならず、やや過少、との判断による。

外国為替市場における「バブル」の実証分析

第4表 為替レート変化率の分布

	カナダ ドル	フランス フラン	ドイツ マルク	日本 円	英 ポンド	5か国を ブールした総計
0.0 % - 0.999 %	488 (94.8)	343 (66.6)	326 (63.3)	352 (68.3)	337 (65.4)	1846 (71.6)
1.0 % - 1.999 %	25 (4.9)	110 (21.4)	119 (23.1)	106 (20.6)	124 (24.0)	484 (18.8)
2.0 % - 2.999 %	1 (0.2)	36 (7.0)	49 (9.5)	38 (7.4)	36 (7.0)	160 (6.2)
3.0 % - 3.999 %	1 (0.2)	15 (2.9)	10 (1.9)	13 (2.5)	14 (2.7)	53 (2.0)
4.0 % - 4.999 %	0	5 (1.0)	5 (1.0)	3 (0.6)	2 (0.4)	15 (0.6)
5.0 % - 5.999 %	0	4 (0.8)	4 (0.8)	3 (0.6)	1 (0.2)	12 (0.5)
6.0 % - 6.999 %	0	1 (0.2)	2 (0.4)	0	0	3 (0.1)
7.0 % up	0	1 (0.2)	0	0	1 (0.2)	2 (0.1)

(注) () 内は各国通貨ないしブールされた総データに占める当該変化率のシェア

標本期間 1973年5月第1週～1983年3月第2週

(資料) Harris Bank

t 期の為替レート変化率の異常値とそれに先行する為替レート変化率が異符号 (バブルと斉合的)

t 期の為替レート変化率の異常値とそれに先行する為替レート変化率が同符号 (バブルと非斉合的)

かに属する。帰無仮説は二つの分類基準による属性相互間に関連がない (独立) ということであり、この帰無仮説の下では変数

$$X = \frac{(F(11)F(22) - F(12)F(21))^2 \times N}{F(1.)F(2.)F(.1)F(.2)} \quad (9)$$

の二つの基準によることとなる。

この二つの基準により分類すると、データは第5表のような2×2の四つのカテゴリーのいずれ

は自由度1のカイ2乗分布に従う。¹⁵⁾

帰無仮説は $X > 3.84$ のとき、5%水準で棄却される。第6表は、85週のデータを実際に分類し

15) 厳密には、この結果は全ての i, j について $F(ij) > 5$ である場合に成り立つ。もし、ある (ij) について $F(ij) < 5$ である場合には「Yatesの調整」をほどこした

$$X = \frac{\min \{ F(11)F(22) - F(12)F(21) \pm \frac{N}{2} \}^2 \times N}{F(1.)F(2.)F(.1)F(.2)}$$

を用いる。この点については国沢 (1966) 参照。

外国為替市場における「バブル」の実証分析

第5表 カイ2乗検定のための分割表(1)

		先物プレミアムと為替レートの関係による分類		
		バブルと斉合的	非斉合的	計
為の 替符 レ号 1に トよ 変る 化分 率類	バブルと斉合的	F (11)	F (12)	F (1.)
	非 斉 合 的	F (21)	F (22)	F (2.)
	計	F (.1)	F (.2)	N

(注) F (i j) : i, j カテゴリーに属する週の数

N : データ総数(ここでは 85)

第6表 カイ2乗検定のための分割表(2)

1週間で斉合性をみた場合 F (11) = 16 F (12) = 22 F (1.) = 38 F (21) = 20 F (22) = 27 F (2.) = 47 F (.1) = 36 F (.2) = 49 N = 85 X = 0.00 < 3.84
2週間で斉合性をみた場合 F (11) = 6 F (12) = 17 F (1.) = 23 F (21) = 19 F (22) = 43 F (2.) = 62 F (.1) = 25 F (.2) = 60 N = 85 X = 0.17 < 3.84
3週間で斉合性をみた場合 F (11) = 3 F (12) = 15 F (1.) = 18 F (21) = 21 F (22) = 46 F (2.) = 67 F (.1) = 24 F (.2) = 61 N = 85 X = 0.87 < 3.84

(注) 「n週間で斉合性をみる」とは為替レート変化率の符号に関する基準では異常値発生に先行してn週間連続してバブルと斉合的な連が形成されているか否か、先物プレミアムの基準では異常値の前n週間と異常値を含む異常値発生後n週間の各々の平均プレミアムを算出し、その変化がバブルの崩壊と斉合的か否かで各々データを分類することを意味する。

(資料) Harris Bank

た場合の分割表とXの値をまとめたものである。第6表の結果は二つの属性の独立という帰無仮説の結果が棄却出来ず（従って上記の共変関係の成立が検証出来ず）、これら85の異常値が主にバブルによってもたらされたとは考え難いことを示している。

ただし、この結果は危険中立的な効率市場仮説に依存しており、この仮説の正否についてはかなり論議があることには留意しておく必要があろう。¹⁶⁾

4. 合理的期待型ポートフォリオバランス・モデルに基づくバブルの実証 I

(1) 合理的期待型ポートフォリオバランス・モデル

以上では、為替レート決定に係るファンダメンタルズを特定化しない形でバブルの動学特性に着目した分析を行ってきた。これに対し、ここではファンダメンタルズに関して合理的期待型ポートフォリオバランス・モデル¹⁷⁾を明示的に導入する。

このモデルは2か国モデルで、内外投資家にとって居住している国の通貨建資産は安全資産であるのに対し、相手国通貨建の資産は為替変動リスクを負うため危険資産とみなされる。内外投資家は危険回避的であるので、リスクプレミアムを要求するが、これは内外投資家の負わなければならない為替リスクの総額を近似的に表わすと考えられる。後者は、また、過去の経常収支の累積額に比例すると仮定される。

いま $Z(t)$ を実質対外純資産とし、 $r(t)$ 、 $r^*(t)$ を各々実質の内外利子率、 $s(t)$ を対数表示の実質為替レート（邦貨建）とすると、外国為替市場の均衡条件はリスクプレミアム $(Z(t)/b)$ を

考慮した形で金利裁定式

$$r(t) - r^*(t) = E_t s(t+1) - s(t) - Z(t)/b \quad (10)$$

によって表わすことが出来る。

一方、実質対外純資産 $Z(t)$ は、実質経常収支の累積額であり、実質経常収支は当期の実質為替レートと均衡実質為替レート（当期の実質経常収支を均衡させる対数表示の実質為替レート、 $\bar{s}(t)$ と表示）の差に比例して調整されると考えられることから、

$$Z(t) = Z(t-1) + a(s(t) - \bar{s}(t)) \quad (11)$$

と定式化する。

上記の二式を連立させた部分均衡モデルは、外生変数である内外実質金利 $r(t)$ 、 $r^*(t)$ 及び長期均衡実質為替レート $\bar{s}(t)$ の期待経路が与えられれば、合理的に解くことが出来、以下のバブルの実証分析の土台として用いることが出来る。¹⁸⁾

(2) 分散制約による検定 (Variance Bound Test)

上記モデルに基づきバブルの存在の恒常性を検定する手法としては分散制約による検定が考えられる。これは、実際の資産価格の分散と資産価格が合理的期待モデルによって決定されている場合の分散の理論値を比較することにより実際の資産価格の変動がバブル等の影響によって通常の合理的期待モデルの均衡解と比べて「乱高下」しているかどうかをチェックしようとするものである。¹⁹⁾

16) この点についての立ち入った検討については補論4参照。

17) 本稿で用いられる合理的期待型ポートフォリオバランス・モデルは深尾京司(1983)によって理論的に定式化されたものである。モデルの詳細については深尾京司(1983)参照。

18) ただし、実際には、モデルの世界と異なりこれらの変数は内生変数とのフィードバックを持ち得るので、実証にあたってはその可能性も考慮した推計も行う。

19) Variance Bound Testの詳細についてはShiller(1978)、LeRoy and Porter(1981)、Singleton(1980)参照。

いま、合理的期待型の資産価格決定モデルの解として、現在の資産価格 $X(t)$ が将来の期待ファンダメンタルズの加重和

$$X(t) = h \sum_{s=0}^{\infty} k^s E_t W(t+s), \quad 0 < k < 1 \quad (12)$$

で表わされる場合を考える。²⁰⁾

このとき以下のように考えることにより、分散の上限を特定化することが出来る。即ち、将来のファンダメンタルズが完全に予見されているケースに対応する t 期の資産価格を $X^{PF}(t)$ とすると

$$X^{PF}(t) = h \sum_{s=0}^{\infty} k^s W(t+s) \quad (13)$$

となる。この時理論モデルが正しい限り、 $X^{PF}(t)$ の分散は、現実の資産価格の分散より必ず大きくなければならない。

即ち、

$$\text{var}(X^{PF}(t)) \geq \text{var}(X(t)) \quad (14)$$

この点は次のように説明することが出来る。今変数 $d(t)$ を

$$d(t) = h \sum_{s=0}^{\infty} k^s \{X(t+s) - E_t X(t+s)\} \quad (15)$$

と定義すると、

$$X^{PF}(t) = X(t) + d(t) \quad (16)$$

ここで $d(t)$ は $t+1$ 期以降に起こったイノベーションの関数、 $X(t)$ は t 期までのイノベーションの関数 であるが、 t 期までのイノベーションには $t+1$ 期以降に起こるイノベーションについての情報が含まれていないと仮定すると、 $d(t)$ と $X(t)$ は相関がなく

$$\text{var}(X^{PF}(t)) = \text{var}(X(t)) + \text{var}(d(t)) \quad (17)$$

が成り立つ。従って

$$\text{var}(X^{PF}(t)) \geq \text{var}(X(t)) \quad (18)$$

でなければならないことは明らかである。

逆に言えば、現実の為替レートについて計算される事後分散 $\text{var}(X(t))$ が理論モデルから導かれる分散 $\text{var}(X^{PF}(t))$ より大きい場合には為替レートの変動はモデル以外の要因によって影響を受けていると結論出来ることになる。

分散制約による検定を為替レート決定の合理的期待モデルに適用した例としては Huang (1981) がある。Huang (1981) は 2 か国型のマネタリー・モデルを用いて、マルクとポンドの対米ドルレートについて分散制約による検定を行ない、実際の為替レート変動は合理的期待型のマネタリー・モデルに比してはるかに過大であることを示した。

しかしながら、ここで用いられたマネタリー・モデルは P. P. P. (購買力平価) の瞬時的成立という強い仮定を置いたモデルであることを考えると、マネタリー・モデルによる分散制約が満たされないのは、ある程度予想されたことであった、と言えよう。

本稿では、先に説明した合理的期待型のポートフォリオバランス・モデルについて実質為替レート変動の分散制約による検定を行う。先ず(10)式と(11)式から成る連立体系を $s(t)$ について整理すると

$$\begin{aligned} E_t s(t+j+1) - \left(\frac{a}{b} + 2\right) E_t s(t+j) \\ + E_t s(t+j-1) = E_t w(t+j) \end{aligned} \quad (19)$$

が得られる。ただし $w(t+j)$ は外生的なファンダメンタルズを一次結合の形で集約した外生変数

20) ここでは、単純化のために k, W はスカラーとしているが、ベクトルとして一般化して考えることが出来る。この点については Singleton (1980) 参照。なお以下の議論は主として Singleton (1980) による。

である。この定差方程式に対応した特性方程式として

$$q^2 - \left(\frac{a}{b} + 2\right)q + 1 = 0 \quad (20)$$

が得られるが、この方程式の二つの特性根のうち、小さい方を λ とすると他方は λ^{-1} と表わせ、 $0 < \lambda < 1 < \lambda^{-1}$ が成り立つ。

このとき、実質為替レートは

$$\begin{aligned} s(t) = & (1-\lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i \bar{s}(t+i) \\ & + \lambda \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i (r^*(t+i) - r(t+i)) \\ & - (1-\lambda) \frac{1}{a} Z(t-1) \end{aligned} \quad (21)$$

と書ける。²¹⁾

②式を変形すると

$$\begin{aligned} s(t) = & \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i \{(1-\lambda) \bar{s}(t+i) \\ & + \lambda (r^*(t+i) - r(t+i))\} \\ & - \frac{1-\lambda}{a} Z(t-1) \end{aligned} \quad (22)$$

となって、分散制約による検定の基礎となる加重和解の形をしていることが分かる。ここで $\bar{s}(t+i)$ 、 λ 、 a については観察不能な変数であるが、深尾京司(1983)に従って期待実質均衡レートは不変と仮定し λ 、 a については5で説明する回帰分析の推計結果(第8表)のパラメーターを使用すれば、完全予見下の分散の理論値($\text{var}(X^{\text{PF}}(t))$)を一応試算することが出来る。

このように求めた $\text{var}(X^{\text{PF}}(t))$ に基づく分散

制約検定の結果は第7表に示した通りであり、実際の実質為替レート変動は合理的期待型ポートフォリオバランス・モデルから予想される実質為替レート変動²²⁾に比べて過大とは言えないという結果になっている。これは、この時期(1974年2月～1980年12月)の月次データについては、バブルが実質為替レート変動に恒常的に大きな影響を与えていたという仮説を導入する必要がないことを示唆するものである。

第7表 分散制約による検定結果

	分散
実際の実質為替レート 差分の分散 ($\text{var}(Ds(t))$)	0.00102
完全予見下の実質為替レート 差分の分散 ($\text{var}(Ds^{\text{PF}}(t))$)	0.00200

(計算期間
74年2月～80年12月)

- (注) 1. $\lambda = 0.92$ 、 $a = 13.3$ 、 $\bar{s} = 6.56$ と仮定。
この試算値の基礎となる回帰計測式及びデータの詳細は第8表参照。
2. 内外実質金利差と実質為替レートの加重和において25ヵ月分のウェイト総和($\sum_{i=0}^{24} \lambda^i$)のウェイト総和($\sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i$)に対する比は87.6%となる。このことは二年間の完全予見の仮定は無限の将来の完全予見の約90%の精度を持っていることを意味する。
3. 実質為替レートについて一階の差分をとっているのは、分散を比較するためには定常性が確保されることが必要であることによる。

21) ②式の導出については、深尾京司(1983)参照。なお使用している記号は異なるが②式は深尾京司(1983)の①式に対応する。

22) 本稿のポートフォリオバランス・モデルでは、一年後の物価上昇率に完全予見を仮定している上、ファンダメンタルズに二年間の完全予見データを用いたことから、計算期間は最新データ時点の三年前迄となるため、後に述べるようにバブル存在の可能性が強い1982年後半を分散の計算期間に含むことが出来ない点で、バブルの存在に不利な反面、①実質均衡為替レートを一定と仮定している、②短資流入規制に伴う構造変化を捨象している、という点においては、完全予見のケースの分散上限に過小評価バイアスがかかっていると考えられる。

5. 合理的期待型ポートフォリオバランス・モデルに基づくバブルの実証Ⅱ

(1) 合理的期待型ポートフォリオバランス・モデルの計測

これまでの分析結果によれば、為替レート変動におけるバブルの役割はあるとしても短期的であり、為替レートの中長期的変動には恒常的な影響を与えていないと言うことが示唆されている。しかし、以上の結論は、中長期的なバブルが頻発していないということを述べているだけで、比較的稀な事象として持続性のあるバブルが発生した可能性を否定している訳ではない。そこで、次にこのような可能性について検討することとし、このための分析道具 (tool) として為替レート決定モデルを計測する (月次ベース)。

まず、理論的な部分均衡モデルを現実のデータ²³⁾にあてはめるため、以下の諸仮定を置く。

- ① 日米二か国のみを考え、その他の世界を捨象する。
- ② 政府部門の保有する外貨建資産を捨象する。
- ③ 利率の期間構造決定に関する純粋期待理論に従い将来の短期金利に対する予想は長期名目金利に反映されている。
- ④ 79年初における短資流入規制撤廃は構造パラメターの一回的シフトで捉えられる。
- ⑤ 人々の予想する将来の物価上昇率の平均的な水準は当期から一年後の事後的なインフレ率で近似出来る。
- ⑥ わが国の対外純資産については、1977年末公表対外純資産の(219億8千万ドル)を起点として前後は累積経常収支で推計できる(契約ベースの為替リスクを考えるため $Z(t)$ は3か月のリードをとる)。
- ⑦ 将来の均衡実質為替レートは一定。

①～⑦の仮定の下で(2)式を書き直すと

$$\begin{aligned} s(t) = & \alpha_0 + \alpha_1 (r(t) - r^*(t)) \\ & + \alpha'_1 \text{DUM} (r(t) - r^*(t)) \\ & + \alpha_2 Z(t) + \alpha'_2 \text{DUM} Z(t) \end{aligned} \quad (23)$$

となる。

ただし、(21)式の $r^*(t+i) - r(t+i)$ は短期の実質金利差であるのに対して、(23)式の $r^*(t) - r(t)$ は長期実質金利差である。これは、長期名目金利が、純粋期待理論に従い短期名目金利の現在値及び将来値を反映しているとの仮定に対応する。

また、DUMは短資流入規制の撤廃ダミーで、79年3月以前は0、79年4月以降は1の値をとる。実際に月次データを用いて回帰式を計測した結果及びその際に用いられたデータの詳細は第8表に要約されている。これによれば、

- ① 深尾京司(1983)の四半期データによる計測結果に比し誤差の系列相関が高まり、決定係数も落ちているが、係数の有意性、符号条件等は一応満たされている。
- ② 計測に際しては理論モデルにおいて捨象されている説明変数の内生性の問題を考慮して、OLSの計測に加えTSLS(操作変数法)による計測も行ったが、OLSとTSLSの結果には大きな差異が見られなかった(従って、以下の分析では主としてOLSを用い、TSLSによる結果は一部参考として掲げるに止める)。

(2) Kalman Filteringによる残差分析

バブルが存在するとすれば、それは為替レート決定モデルの誤差項に反映すると考えられ、

$$\begin{aligned} s(t) = & \alpha_0 + \alpha_1 (r(t) - r^*(t)) + \alpha_2 Z(t) \\ & + c(t) \end{aligned} \quad (24)$$

$$E_t c(t+1) = \rho c(t), \quad \rho > 1 \quad (25)$$

23) 以下の仮定の詳細については深尾京司(1983)参照。

と書ける。ここで、残差の自己回帰係数は、バブルの拡大過程では1を上回るものの、バブルが崩壊した時点では大きく低下する。従って、残差の自己回帰係数から確率的バブルの存在を検証するためには、自己回帰係数を可変的と考える必要がある。このような、可変パラメーターモデルの代表的なものとしては Kalman Filtering モデルがある。²⁴⁾

そこで本稿では第8表のポートフォリオバランス・モデルの計測残差(u)についてKalman Filtering モデル型の可変パラメーター(a)を仮定した自己回

帰モデル

$$\begin{cases} u(t) = a_t u(t-1) + \varepsilon(t) \\ \text{subject to } a_t = T a_{t-1} + v(t) \end{cases} \quad (26)$$

$$(27)$$

²⁵⁾を推定した。

ここで $\varepsilon(t)$ と $v(t)$ は、互いに独立で系列相関のない誤差項である。Tは未知のパラメーターであり通常は $T=1.0$ を仮定することが多いが、ここの分析にあたっては $T=0.99$ 、 $T=1.0$ 、 $T=1.01$ という三通りの値をアプリオリに与え、

第8表 合理的期待型ポートフォリオバランス・モデルの計測結果

被説明変数：邦貨建実質円・ドル為替レート<対数>、計測期間74年1月～82年12月

	定 数 項	実 質 金 利 差		実 質 為 替 リ ス ク		$\bar{R}^2$
		74年1月～82年12月 (2月、TSLS)	79年 4 月～ 82年12月のダミー	74年1月～82年12月 (2月、TSLS)	79年 4 月～ 82年12月のダミー	D. W.
OLS	6. 55976 (293. 9)	－ 0. 53937 (2. 3)	0. 46447 (1. 4)	－ 0. 00151 (8. 2)	0. 00091 (4. 2)	0. 5165 0. 2210
TSLS	6. 56952 (290. 0)	－ 0. 56439 (2. 3)	0. 73668 (2. 1)	－ 0. 00163 (8. 7)	0. 00096 (4. 3)	0. 5055 0. 2269

- (注) 1. 実質為替レート(対数) = $\log(\text{邦貨建名目為替レート}) + \log(\text{米国WPI工業製品指数}) - \log(\text{本邦WPI工業製品指数})$
2. 実質金利差 = 本邦実質金利 - 米国実質金利
 実質金利 = $\log\{\text{国債最長期物金利(複利年率)} + 1\} - \log\{\text{WPI工業製品指数}(t+12)\} + \log(\text{WPI工業製品指数})$
3. 実質為替リスク 1977年のわが国対外純資産を起点とした累積経常収支(単位百万ドル、3か月リードをとる)を米国WPI工業製品指数で実質化。
4. 内外金利差と実質為替リスクのダミーは、79年初における短資流入規制撤廃による構造変化を想定していることに対応。
5. TSLSは内外金利差、実質為替リスク(及び、各々の短資流入規制ダミー)を内生変数とし、その各々の1期ラグをとった変数を操作変数として内生変数を推定し、最小2乗法を適用したもの。
6. ()内t値、 $\bar{R}^2$ は自由度修正済決定係数

24) Kalman Filteringの詳細は、補論5参照。

25) バブルは、その拡大過程においては、 α_t のモデルで表現し得るが、バブルが発生した時点で直ちに計測された自己回帰係数が1を超える訳ではなく、パラメーターが実際に1を超える計測結果が得られるためには、バブルがある程度持続する必要がある。また、バブルが崩壊する時点でのパラメーターの急激な変動はこのモデルではよく追跡出来ないと考えられ、その点でこの定式化はバブル過程のラフな近似の試みに過ぎない。

各々のケースについて a_t を推定した。また、Kalman Filtering はデータが少ない時には初期値の選択に左右されることが多いので、計測期間についても初期時点を様々に変えて計測を試みた。計測された a_t の推移は第3～9図である。²⁶⁾

計測結果から得られる主な結論は次の通り。

- ① $T = 1.01$ と置いたケースでは、 a_t が概ね1を越えており、バブルに有利な定式化となり過ぎている可能性がある。
- ② $T = 1.0$ と $T = 0.99$ の場合については、計測期間の採り方に拘わらず、 a_t の値は0.4～1.2の間に納まっており、極端な定式化の誤まりはないと考えられる。
- ③ a_t の値の軌跡は計測期間の選択によってかなり異なるが、 $T = 0.99$ とした場合の方が概して volatile であり、 $T = 1.0$ の場合の方が安定している。
- ④ いずれのケースについても82年4月～10月の期間については a_t が大きく上昇し、多くの場合ピーク82年10月では1を超える。78年10月にも a_t はかなり上昇するが、やや短期的でかつ82年4月～10月のように顕著ではない。

これらの結果を総合すると、バブル的投機がこれまで存在したとすれば、78年後半及び82年4月～10月の時期であるが、82年4月～10月のドル高の方が長期的なバブルであった可能性が強いと考えられる。

6. バブルの直接的推計

(1) 計測手順と計測結果

ここでは、バブルを単純な確率的バブルの考

方で定式化し、かなり長期的なバブルが存在した可能性の強い82年4月～10月の時期について、バブルのダミー変数を導入する形で為替レート関数を計測する。

今、投機的期待のイノベーションを捨象して単純な確率的バブルを仮定すれば

$$c(t+1) = \begin{cases} \left(\frac{\lambda^{-1}}{1-\pi} \right) c(t) & \text{確率 } 1-\pi \\ 0 & \text{確率 } \pi \end{cases} \quad (28)$$

(ただし π は投機の崩壊する確率)

と定式化出来る。バブルを含んだポートフォリオバランス・モデル(24式)のパラメータ α_1 と λ の間には

$$\alpha_1 = \frac{\lambda}{12(1-\lambda)} \quad (29)$$

という関係があるので λ^{-1} の値はモデルのパラメータにより知ることが出来、これを利用してダミー変数を作成することが出来る。²⁷⁾

具体的な計測手順は、第10図(23頁)にまとめた通りであり、この手順によって得られた計測結果が第9表(23頁)である。

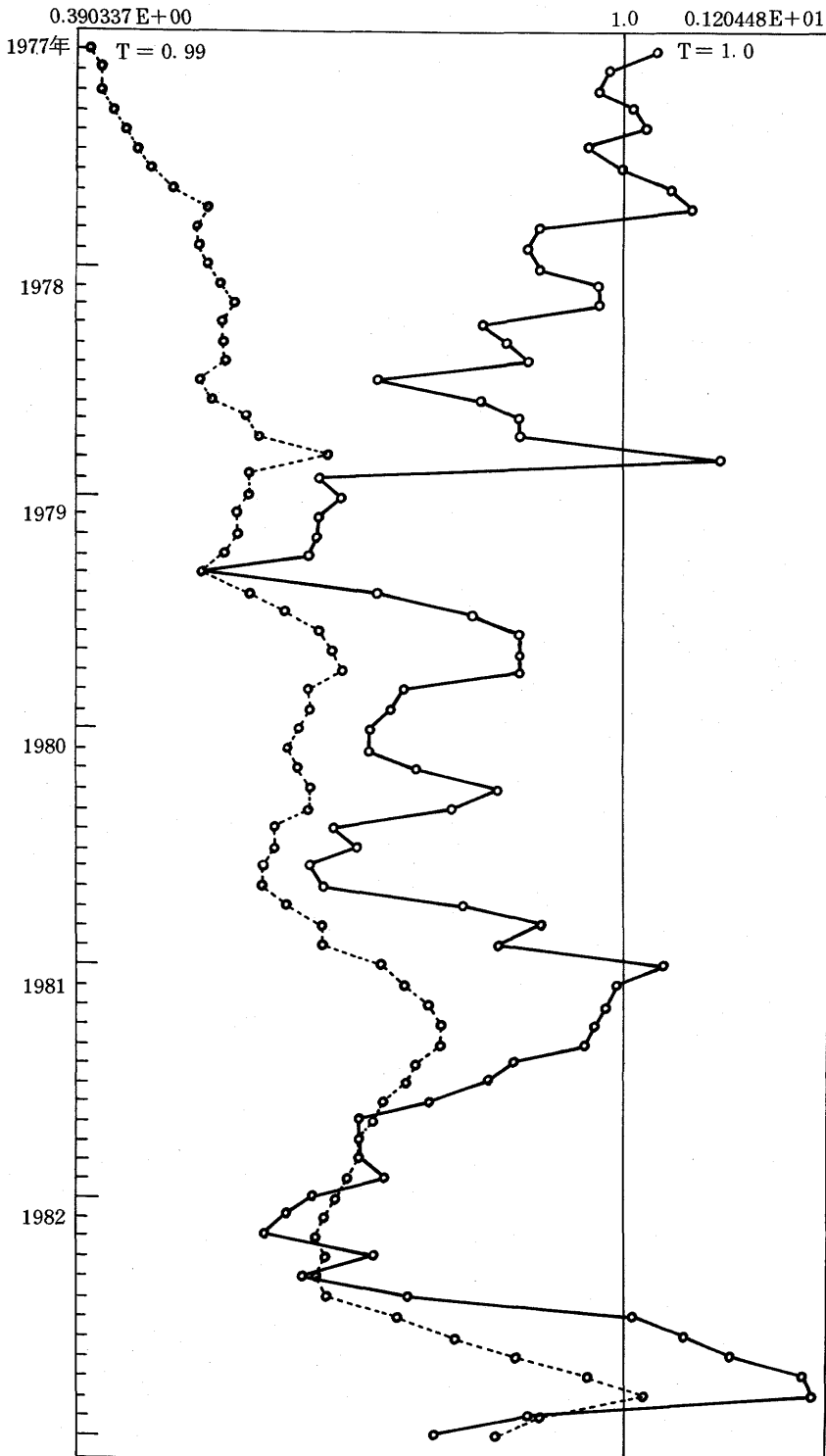
第9表から明らかなように、82年4月～10月の実質為替レートのドル高化過程は投機が崩壊する主観的確率が各期約10%前後の確率的バブルを仮定した場合に最も良く説明されるように窺われる。また、第11図(24頁)は投機的バブルが崩壊する主観的確率が9%と考えた場合の計測結果をプロットしたものであるが、82年4月～10月のドル高化過程は、極めて良好に追跡されている。ただし、バ

26) いずれのケースについても、初期値の計算に35か月分のデータを用い、可変パラメータのプロットは36か月目のパラメータからとなっている。また、OLSとTSLSのパラメータに大きな違いが見られないため、残差自己回帰式の計測に当ってはOLS残差を用いたが、TSLS残差でもほぼ同様の結果が得られることを例示するため第9図を付け加えた。

27) α_0 、 α_1 と λ の関係の詳細については深尾京司(1983) 参照。

第3図 OLS残差の自己回帰式における a_t の動き(1)

(74年2月-82年12月で計測した場合)

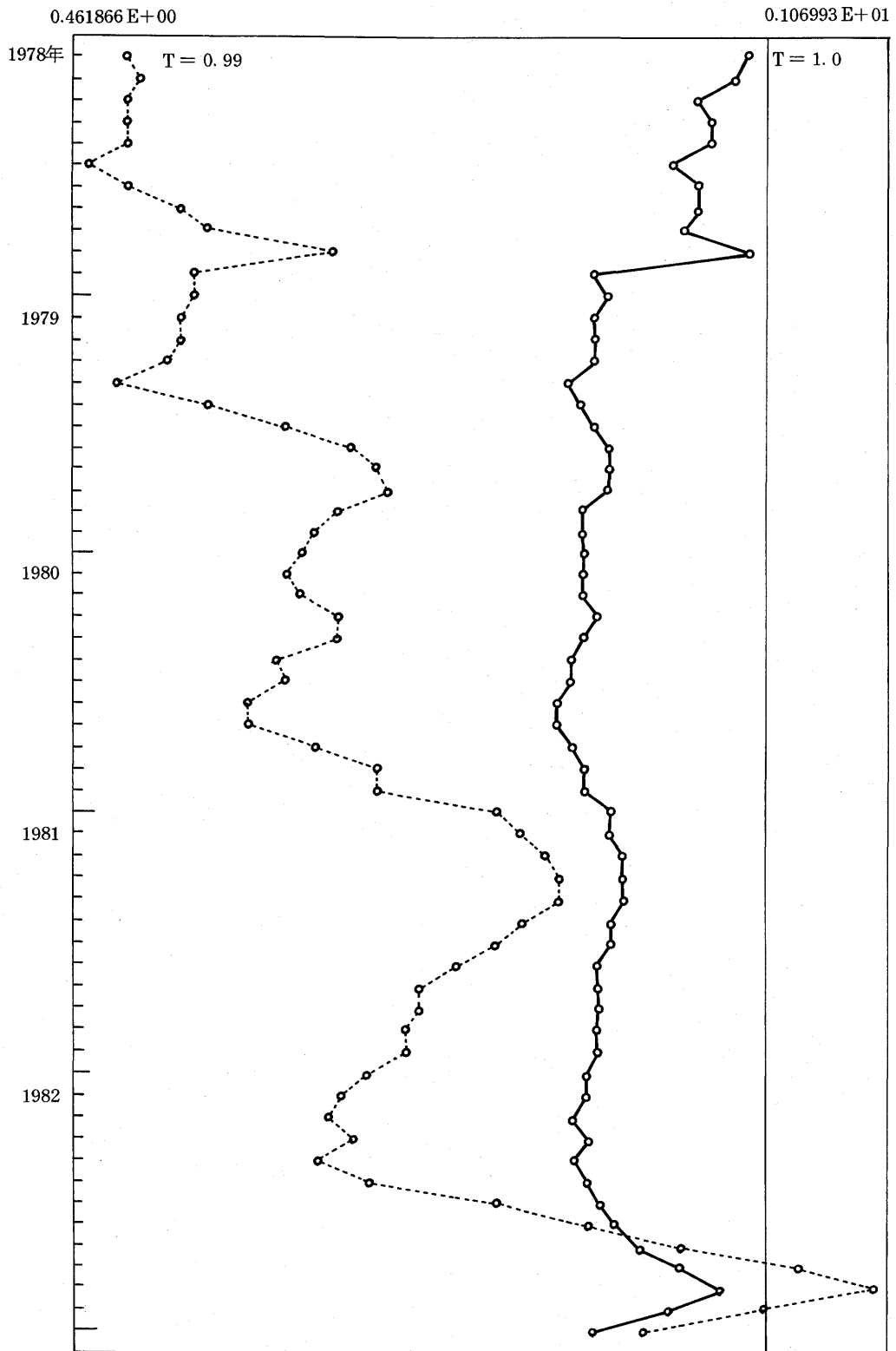


(注) $T=1.01$ のケースは、時期によっては1をかなり上回る場合もあるため省略した(第4、5図も同様)。

外国為替市場における「バブル」の実証分析

第4図 OLS 残差の自己回帰式における a_t の動き(2)

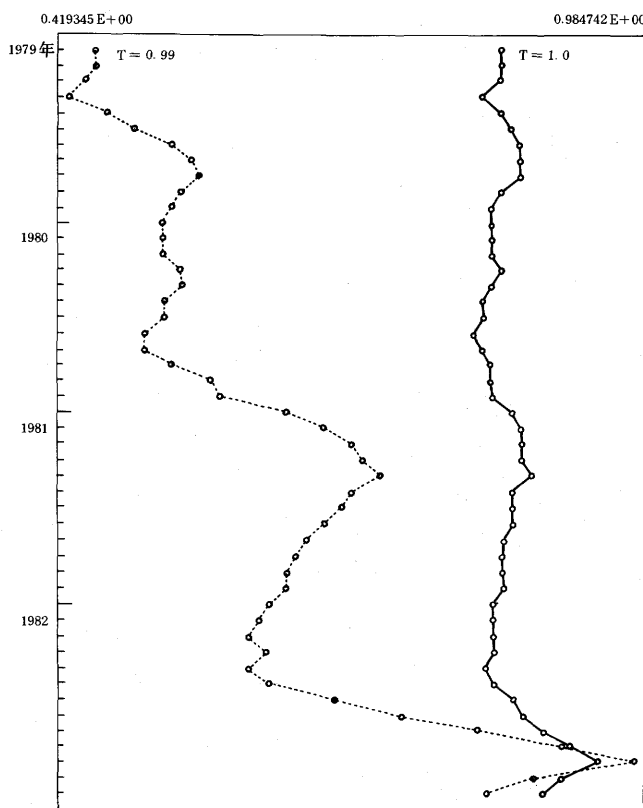
(75年2月-82年12月で計測した場合)



外国為替市場における「バブル」の実証分析

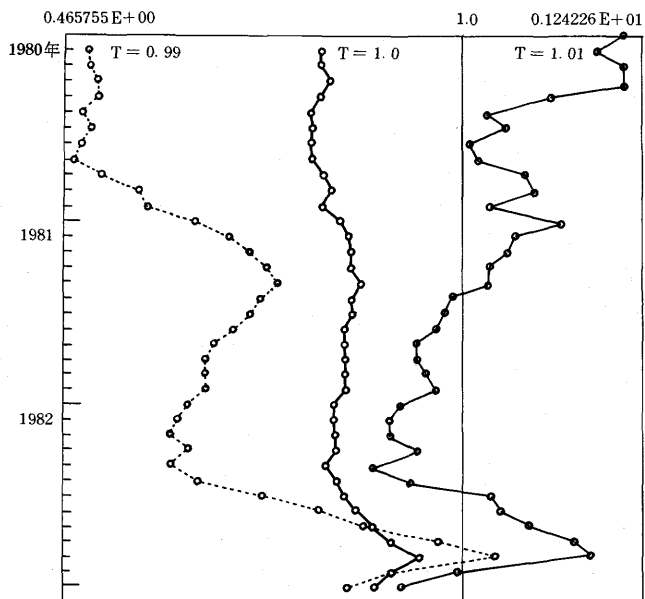
第5図 OLS残差の自己回帰式における a_t の動き(3)

(76年2月-82年12月で計測した場合)



第6図 OLS残差の自己回帰式における a_t の動き(4)

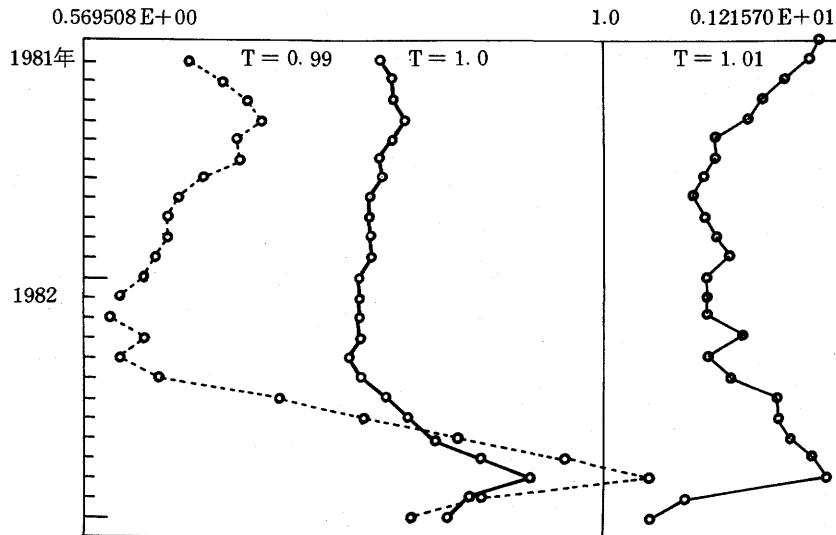
(77年2月-82年12月で計測した場合)



外国為替市場における「バブル」の実証分析

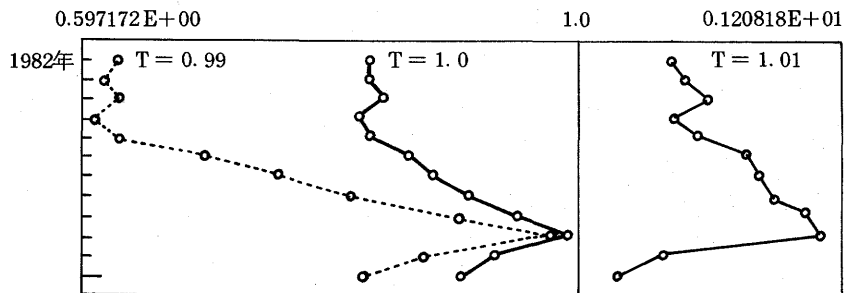
第7図 OLS 残差の自己回帰式における a_t の動き(5)

(78年2月-82年12月で計測した場合)



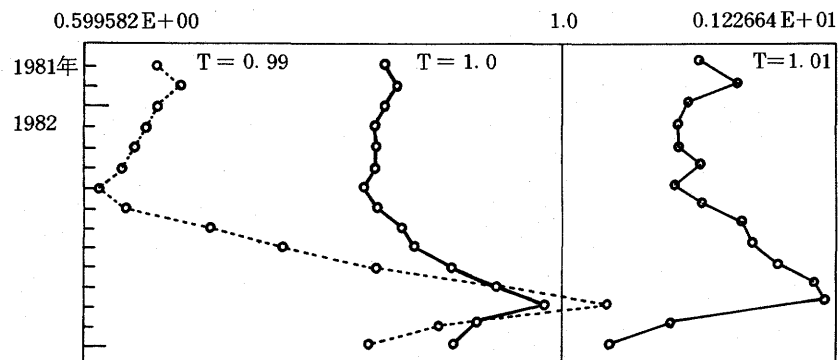
第8図 OLS 残差の自己回帰式における a_t の動き(6)

(79年2月-82年12月で計測した場合)



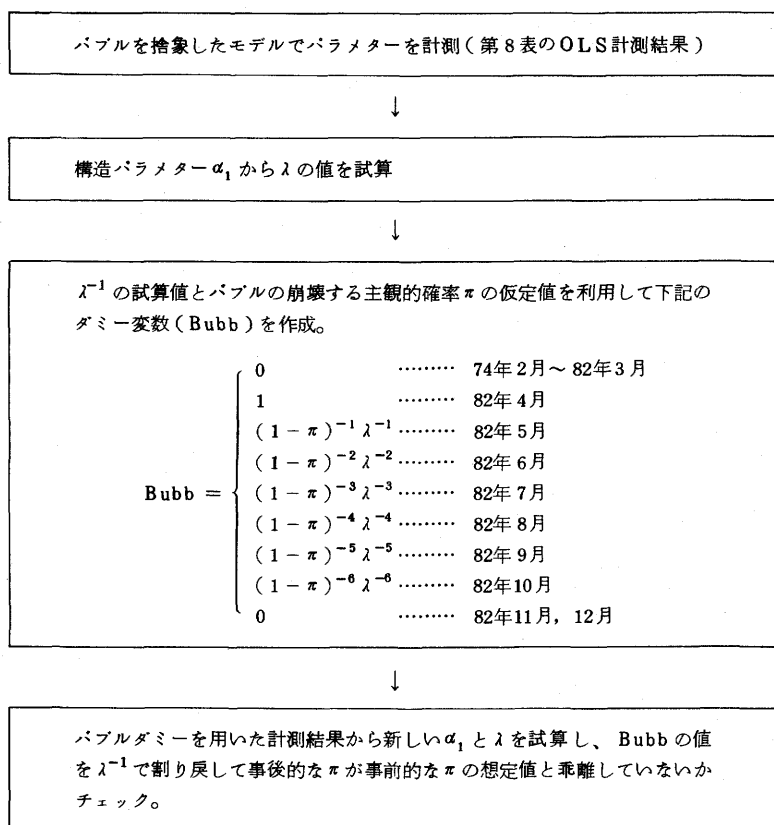
第9図 TSLS 残差の自己回帰式における a_t の動き

(79年4月-82年12月で計測した場合)



外国為替市場における「バブル」の実証分析

第10図 ダミー変数を用いたバブルの計測手順



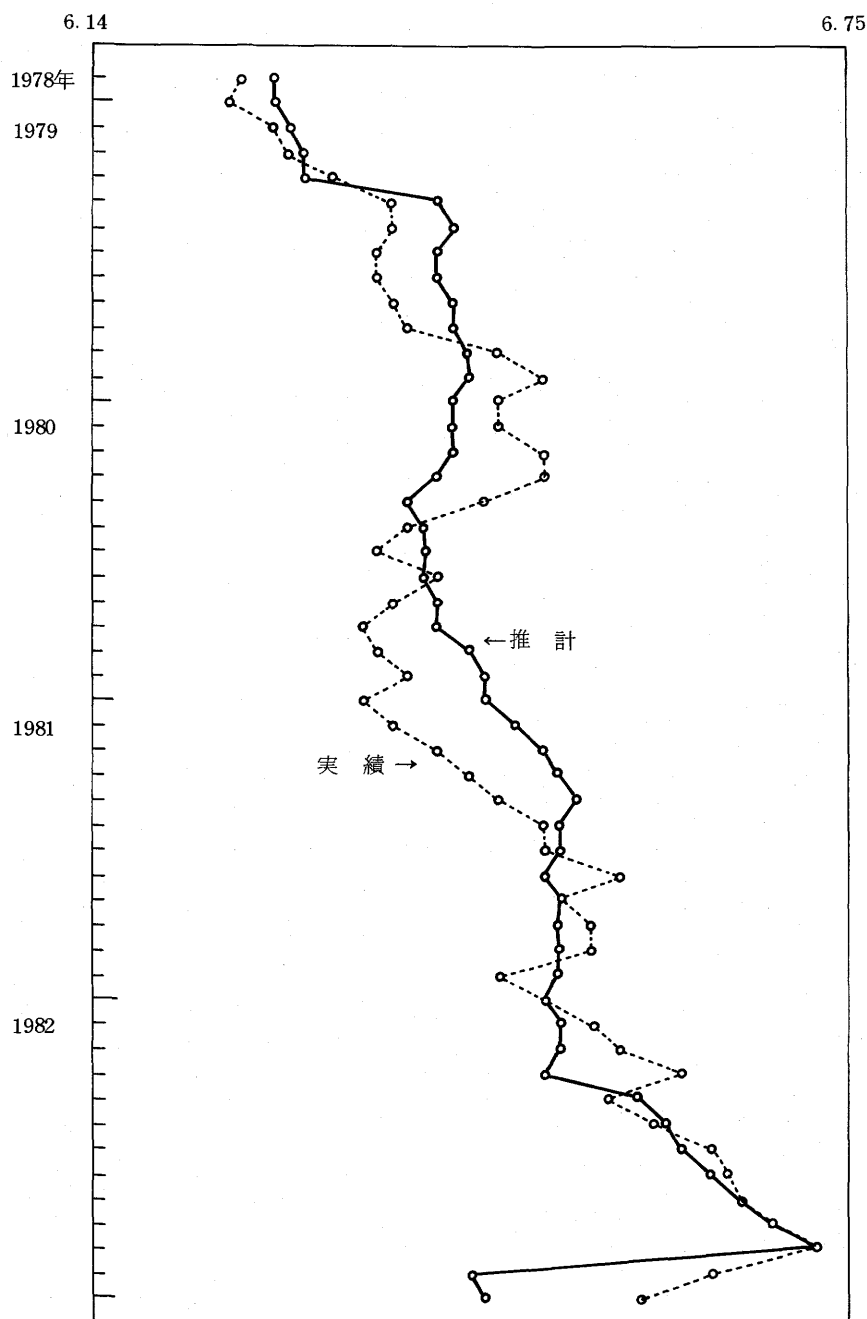
第9表 バブルのダミー変数を追加した計測結果

バブルが消滅 する確率の仮定	82年4月~10 月のバブル	定 数 項	実 質 金 利 差		実質為替リスク		$\bar{R}^2$ D. W.
			通 期	79/4 以降 のダミー	通 期	79/4 以降 のダミー	
(ケース 1) 2.0 %	0.126 (7.2)	6.558 (359.9)	-0.529 (2.7)	0.316 (1.1)	-0.015 (10.0)	0.006 (3.1)	0.678 0.41
(ケース 2) 6.0 %	0.113 (7.3)	6.559 (360.9)	-0.531 (2.7)	0.327 (1.2)	-0.015 (10.0)	0.006 (3.2)	0.679 0.41
(ケース 3) 9.0 %	0.097 (7.3)	6.559 (361.4)	-0.533 (2.8)	0.343 (1.2)	-0.015 (10.1)	0.006 (3.2)	0.680 0.42
(ケース 4) 12.0 %	0.084 (7.3)	6.559 (361.2)	-0.535 (2.8)	0.358 (1.3)	-0.015 (10.1)	0.006 (3.2)	0.680 0.42
(ケース 5) 16.0 %	0.066 (7.2)	6.560 (359.9)	-0.538 (2.8)	0.380 (1.4)	-0.015 (10.0)	0.006 (3.3)	0.671 0.43

(注) 誘導型方程式の基本的構成、データは第8表と同じ。

計測手法はOLS。

第11図 バブルのダミーを用いた計測結果



- (注) 1. 投機の崩壊する主観的確率は各期9%と仮定。
2. 計測期間は74年1月-82年12月であるが78年11月以降のみプロット。

ブルの崩壊過程は単純な確率的バブルのモデルで想定するほど瞬時的ではなく、円の反騰過程の誤差が大きくなっている点は単純な確率的バブルの過程がなお不十分な定式化である可能性を示唆しているように窺われる。

(2) バブルのダミーとad hocなダミーの比較

こうした直接的推計による結果に対してあり得べき一つの批判としては、モデルの説明力が不十分な時期をダミー変数で説明すれば、見かけのフィットが向上するのは当然である、という議論であろう。これに対する一つの答えは確率的バブルを近似したダミーを追加した場合を、各期毎に独立な要因（例えば大きな「ニュース」）の連続を表わすad hocなダミーを追加した場合の間に、実質的な説明力上昇の程度を比較することによって得られる。

このような観点から、確率的バブルを近似したダミー変数と各期の「ニュース」を近似したダミ

ー変数（これを導入した関数の計測結果は第10表の通り）の有意性を変数追加に関するF検定を用いて比較したのが第11表である。第11表によれば、各期の「ニュース」をダミーでad hocに近似した場合も、F値は7.3と1%有意水準の2.6

第11表 確率的バブルのダミーと
ad hocなダミーのF検定

	確 率 的 バ ブ ル の ダ ミ ー	ad hoc なダミー
従 っ 分 布	自由度 (1, 102) の F 分布	自由度 (7, 96) の F 分布
F 値	53.8	7.3

（備考） F分布の有意水準

自 由 度	1 % 有 意	5 % 有 意
(1, 100)	6.90	3.94
(1, 125)	6.84	3.92
(7, 100)	2.82	2.10
(7, 125)	2.79	2.08

第10表 Ad hocな各期独立のダミーを83年4月～10月に加えた計測結果

		係 数
定 数 項		6.559 (350.8)
実質金利差	通 期	-0.535 (-2.7)
	79年4月以降のダミー	0.343 (1.2)
実質為替リスク	通 期	-0.00151 (-9.8)
	79年4月以降のダミー	0.00059 (3.1)
各期独立のダミー	82年4月 ダミー	0.072 (1.1)
	5 月 "	0.110 (1.7)
	6 月 "	0.163 (2.5)
	7 月 "	0.177 (2.7)
	8 月 "	0.196 (3.0)
	9 月 "	0.243 (3.7)
	10 月 "	0.287 (4.3)
$\bar{R}^2 / D. W.$		0.661 / 0.39

（注）誘導型方程式の基本的構成、データは第8表と同じ。

() 内は t 値。

倍に達し、計測式の精度は向上したと考えられるものの、確率的バブルを近似したダミー変数に関するF値は53.8と1%有意水準の7.8倍に達している。この結果からみてバブルのダミーは、ad hocなダミーに比べはるかに高い説明力を有していると考えられる。

次に同じ計測式に確率的バブルのダミーとad hocなダミーの両方を加えて計測することにより、両者の説明力の高さを調べてみた。この場合、82年4月～10月の全てにad hocなダミーを入れて計測すると、確率的バブルのダミーとの多重共線性が強すぎ、意味のある結果を得ることが出来ない。そこで、ad hocなダミーの説明力が高い（係数のt値が3を上回っている）82年8、9、10月の三か月についてのみad hocなダミーを追加して計測してみると（第12表）、確率的バブルのダミーは依然極めて有意であるのに対して、ad hocなダミーの有意性は全く失われてしまう。この点からみても、確率的バブルのダミーがad

hocなダミーより高い説明力を有していることが裏付けられる。

(3) 計測期間変更の影響

6.(1)の計測結果に対してあり得る第二の批判は推計が構造モデルの安定性を仮定し、特定の計測期間（74年2月～82年12月）についてのみ行われているという点であろう。実際、もし計測期間の変更によって α_1 ないし λ^{-1} が大きく変化するのであれば、これまでの議論の説得力はかなり低下すると考えられる。

この点を確認するため、推計結果がデータの変化に敏感になるよう計測期間を短縮し、更に計測期間をずらして α_1 、 λ^{-1} 、ダミーの係数の変化をチェックしてみた（第13表）。

これによれば、

- ① α_0 、 α_1 等構造パラメーターは総じて安定的であること（特に α_1 は最小0.89、最大0.92で、そのいずれのケースについても対応する λ^{-1}

第12表 確率的バブルのダミーとad hocなダミーを同時に説明変数に加えて計測した場合

定 数 項	係 数
	6.559 (355.6)
実質金利差 ———— 通 期	-0.533 (-2.7)
79年4月以降のダミー	0.339 (1.2)
実質為替リスク ———— 通 期	-0.00151 (-9.9)
79年4月以降のダミー	0.00059 (3.1)
確率的バブルのダミー*	0.106 (3.9)
各期独立のダミー 82年8月	0.006 (0.1)
9月	0.022 (0.3)
10月	0.030 (0.3)
$\bar{R}^2 / D. W.$	0.670 / 0.42

* 第9表のケース3に対応。

(注) 誘導型方程式の基本的構成、データは第8表と同じ。

() 内はt値。

は約 1.09 となる)、

- ② バブルのダミーの係数も 0.081 ~ 0.100 と安定的であること、

が看取され、6.(2)までの計測結果は計測期間の選択に大きく左右された結果とは言えないと考えられる。

(4) 誤差の系列相関の調整

確率的バブルを用いた推計結果に残された今一つの問題点は、D.W. 比の低さである。4で検討したように、バブルの存在は残差の系列相関

の形でモデルに反映される。従って、機械的に誤差の系列相関を調整することは、バブルの影響をも機械的に除去してしまうため、バブルに不利な推定となる可能性がある点で問題があるが、バブルとそれ以外の理由による残差の系列相関をデータ上で識別することは極めて困難であるため、ここでは、コ克蘭・オーカット法を用いた一般化最小2乗法 (GLS) を適用して、機械的に誤差の系列相関を調整した回帰式を計測してみた (第14表)。

第13表 計測期間の変更と構造パラメーターの変化

計 測 期 間	定数項 (α_0)	実質金利差 (α_1)	リスクプレミアム (α_2)	バブルのダミー*
77年3月~82年3月	6.56	-0.90	-0.106	-
77 4 ~ 82 4	6.57	-0.90	-0.110	0.081
77 5 ~ 82 5	6.56	-0.90	-0.103	0.090
77 6 ~ 82 6	6.57	-0.90	-0.106	0.100
77 7 ~ 82 7	6.56	-0.90	-0.106	0.098
77 8 ~ 82 8	6.56	-0.90	-0.107	0.093
77 9 ~ 82 9	6.56	-0.91	-0.106	0.089
77 10 ~ 82 10	6.56	-0.92	-0.104	0.085
77 11 ~ 82 11	6.56	-0.90	-0.095	0.082
77 12 ~ 82 12	6.56	-0.89	-0.087	0.081

* 第9表のケース4に対応。

(注) α_1 、 α_2 は短資流入規制撤廃ダミーを加味したトータルの係数値。

第14表 誤差の系列相関を調整した確率的バブルの直接的推計

	係 数
定 数 項	6.576 (110.0)
実 質 金 利 差 通 期	- 0.77 (- 1.5)
79年4月以降のダミー	- 0.19 (- 0.3)
実質為替リスク 通 期	- 0.00119 (- 2.3)
79年4月以降のダミー	0.00029 (1.3)
確率的バブルのダミー*	0.031 (2.4)
系列相関係数の推計値	0.911
$\bar{R}^2$ / D.W.	0.136 / 1.95
(誤差の系列相関を調整した $\bar{R}^2$)	0.917

* 第9表のケース3に対応。

(注) 構造方程式の基本的構成、データは第8表と同じ。

()内は t 値。

この計測手法を正当化するとすれば、ここで問題にしているバブルは例外的なものであって、時系列データの一時期のみに強く影響を与えるのに対し、D.W.比を低くしている誤差の系列相関は計測期間全体に係るため、コ克蘭・オーカット法によって後者を調整しても、前者の有意性は残り得る筈だと言うことである。実際、第14表の結果をみると確率的バブルダミーはこの計測においても²⁸⁾引続き有意である。

7. 記述資料による傍証 — 82年後半の円安過程の受け止められ方 —

これまでの実証分析は82年4月～10月のドル高化過程が自己実現的期待に基づくバブルを反映していた可能性のあることを示している。しかしながら、バブル以外の要因、特に「裏切られた期待」型のニュースが、バブルとよく似たファンダメンタルズからの乖離を惹き起こす可能性は否定出来ない。そこでここでは、上記期間におけるドル高・円安が経済界で実際にどのように受け止められていたかを振り返ることにより5.、6.の実証分析を補完することにしよう。

82年4月～10月の円安は1ドル＝240円台であった4月頃までは内外金利差によるものとの受け止め方が主流であったようである。新聞も3、4月にはこうした観点の「円安の主因は長期金利差」とする富士銀行の調査や「米国高金利による5.5%の内外金利差が10%の円安をもたらす」との経済企画庁の世界経済モデルのシミュレーション結果を大きく報道している（82年3月4日日経、4月8日読売）。しかし、1ドル250円台に突入した6月に入ると、ドル全面高は金利では説明がつかず、「ここに来て円が安くならなければならない理由はない、現在の市場はドル高に酔っているとしか思えない」という見方が現われる（82年6月

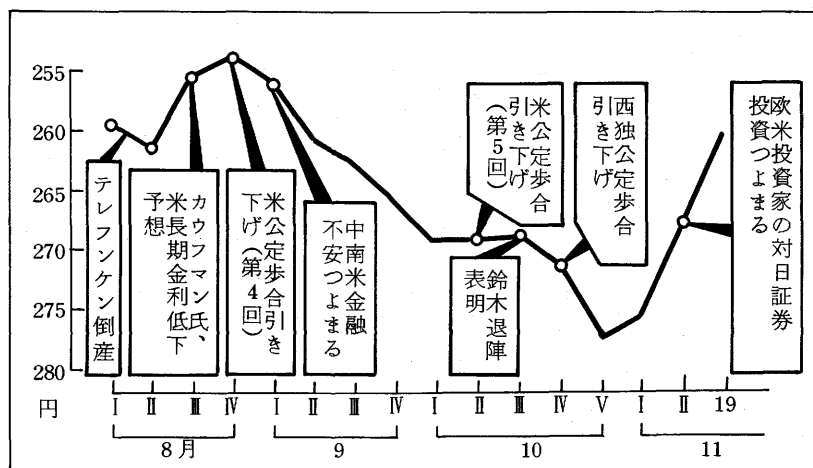
23日日経「大機小機」）。そして、1ドル259円に達した8月初には「金利差説」に代って、「ドル高観が市場に定着したからドル高」という相場観説が現われている（82年8月6日朝日）。更に1ドル270円の太台にさしかかった9月末時点の「産業界、円安定着を予測」と題される記事では総じて当面の円安持続が予測されているが、その中における商社の「1ドル270円割れは時間の問題。今の相場には勢いがついている。ただ現状のドル高がいつまでも続く訳ではない。日本経済の力からすれば円の実力は1ドル＝240円が妥当。円がいつ反騰のきっかけをつかむかが当面の焦点」という見解はまさにバブルそのものの見方と言える（82年9月29日日経）。更に1ドル＝280円に接近した10月末には、「基本的には円は売り」という市場の雰囲気の中で「円の先行きに対する悲観論の強まり」が伝えられている（82年10月26日日経）。この間、為替相場の過去の足取りのみから先行きを予測するケイ線分析が注目を集め、これに対する「美人投票のようなものだ。みんながそう思えば相場もその通りに動くかも知れない」というコメントが紹介されている（82年9月29日日経）。しかしその後、円は急反発し、11月19日には1ドル259円まで回復する。この時点で注目されるのは円の急反発を理由づける「ニュース」に乏しいことである。実際、11月20日付の日経では、円・ドル相場の推移とこの間の主な「ニュース」を列挙した図表を作成しているが（第12図）、為替相場の転換をもたらしたとみられるニュースは見出されていない。

以上の推移は、82年4月～10月のドル高・円安とその反騰の過程がある特定のファンダメンタルズに対する期待とその修正（裏切られた期待）という図式によっては説明し難いことを意味している。こうした anecdotal evidence からみて

28) ただし実質金利差に関する短資流入規制撤廃ダミーは符号条件を満たさない。

第12図 円相場の動きと「ニュース」

(東京市場週末ベース、1ドル=円)



82年4月～10月の円安過程は、多分にバブル現象を思わせるものであったと言えよう。

8. お わ り に

これまでの実証結果を要約すると、次のように言えよう。

- ① ランダムウォーク・モデルを前提とした分析、効率市場を仮定した分析、ポートフォリオバランス・モデルを前提にした分散制約検定のいずれの場合も、それぞれに強い仮定を置いており、単独では決定的な材料とは考えられないが、これらの結果は共通して、かなり長期に亘るバブル的投機が外国為替市場に頻発していたとは考え難いことを示しており、仮にバブル的現象が外国為替市場に頻発していたとすれば、それらはかなり短期的なものであったと推測できる。

- ② ポートフォリオバランス・モデルを前提とした残差分析の結果も上記の結論と斉合的であるが、これはまた82年4月～10月のドル高化過程は例外的にかなり長期化したバブル的投機と解釈出来ることを示している。この結論はダミー変数を用いたバブルの直接的推計の結果によっても一応支持される。こうした実証結果は、この時期の anecdotal evidence とよく符合している。

このような実証結果は次のような政策的インプリケーションを持つ。即ち、外国為替市場では時には投機的期待のみによってかなりの長期に亘って為替レートがファンダメンタルズから大きく乖離する可能性があると考えられる。このような投機的期待は自己実現的性格のものであり、この場合政策当局は市場の期待を変えるように断固たるスタンスを示す必要がある。この場合、断固たる

29) これまで、外国為替市場に関するバブルの実証研究は殆ど例を見なかったが、ごく最近Wooの研究がディスカッションペーパーとして発表された(Woo (1984))。Wooはバブルを含むポートフォリオバランス・モデルによる制約条件を多変量時系列モデルに課した場合と、こうした制約を課さなかった場合の比較という本稿とは異なったアプローチでバブルの存在の実証を試みているが、その結果は5か月程度持続するバブルが稀な事象として存在し得るという、本稿と全く斉合的な結果になっている。ただし、82年における円/ドルレートの動きは検定期間に含まれていない。

スタンスとは市場における期待の動向を変えるような強さの意外性を持ったものでなければなら³⁰⁾ない。
以上

補論1 投機的バブルの理論について

ここでは、外国為替市場におけるバブルの実証に必要な範囲で、合理的期待モデルとバブルの理論の枠組みを説明する。³¹⁾

資産市場におけるバブルとは、自己実現的な投機に基づく資産価格のファンダメンタルズからの乖離をさす。単純な合理的期待モデル

$$x(t) = aE_t x(t+1) + bZ(t), \quad 0 < a < 1 \quad (A1)$$

(ただし、 $x(t)$ は t 期の資産 X の価格、 $E_t x(t+1)$ は t 期における $t+1$ 期の資産価格の期待値、 $Z(t)$ は t 期のファンダメンタルズを集約した外生変数)を例にとって考えてみると、ファンダメンタルズのみを反映した資産価格(ファンダメンタルズ価格、 $\bar{x}(t)$ と書くことにする)は、

$$\bar{x}(t) = b \sum_{i=0}^{\infty} a^i E_t Z(t+i) \quad (A2)$$

と書ける。このとき、 t 期のバブルを $c(t)$ と書くことにすれば

$$x(t) = \bar{x}(t) + c(t) \quad (A3)$$

であり、合理的なバブルは

$$c(t) = aE_t c(t+1) \quad (A4)$$

という関係を満たさなければならないことが示せる。(A4)は差分方程式(A1)の同次解に対

応している。

一般に、合理的なバブルは資産価格決定に関する差分(微分)方程式の同次解のうち、不安定解(1より大きい特性根に対応する解)となっていると考えられる。

こうした合理的バブルの解に関しては様々な確率的定式化が可能である。代表的な定式化としては次のような再発メカニズムを含む確率的バブルが考えられる。

$$c(t+1) = \begin{cases} u(t+1) & \text{確率 } \pi \\ \frac{1}{1-\pi} \frac{1}{a} c(t) + u(t+1) & \text{確率 } 1-\pi \end{cases} \quad (A5)$$

ただし、 π は各期に自己実現的な期待が崩壊する確率、 $u(t+1)$ は、前期には予想され得ない投機的期待の変化に対応する攪乱項、 $E_t u(t+1) = 0$ 。³²⁾

しかしながら、この定式化は、実証的には多くの困難が伴うので、理論的にはやや不十分であるが、より単純な確率的バブル

$$c(t+1) = \begin{cases} 0 & \text{確率 } \pi \\ \frac{1}{1-\pi} \frac{1}{a} c(t) & \text{確率 } 1-\pi \end{cases} \quad (A6)$$

を考えることも多い。本稿でもバブルの直接的推計に当ってはこの定式化に従って分析する。これは一度バブル的な投機的期待が発生すればその崩壊まで投機に関する期待は変わらない((A5)の $u(t+1)$ が実証上無視し得るほど小さい)という仮定に対応している。

30) この点については翁(1984)参照。

31) 投機的バブルの理論とその外国為替市場における適用に関する問題の詳細については翁(1984)参照。

32) 厳密には、 π は一定でなくバブルが大きくなる程大きくなる、など可変的である可能性があるが、本稿ではこの可能性は捨象する。

補論2 ランダムウォーク仮説について

外国為替市場についてよく知られている実証的事実として、① 直物為替レート（あるいはその自然対数値）が短期ではほぼランダムウォークに従って変動する、②ランダムウォーク・モデルの予測力を上回るような構造モデルは構築されていない、という二つの点がある。³³⁾

この点について、溝口・刈屋（1983）は、為替レート決定においてファンダメンタルズ要因が余りに多岐にわたり、通常の構造モデルではこれらを記述しきれないという立場から、ランダムウォーク・モデルの妥当性を主張して、次のように述べている。

「為替レートの変動を把握することは、景気対策等との関連で各国で大きな問題となっている。もちろん経済学においても、理論および実証分析でその変動の説明にさまざまな試みが展開されている。たとえば、二国間の金利差、貨幣の購買力の相異、貨幣供給量の変化、あるいは期待変数の導入等によってその変動原因を求めたりする。しかしこれらの試みは、こと実証分析を通して見る限り、必ずしも成功しているとはいえない。その原因は、為替レートの変動は非常に多くの変数と関係をもっているため、経済学的な発想に立つ因果分析では必ずしもその変動を記述できにくい点にある。さらに、たとえば金利が為替レートに関係があるとしても、どちらが原因でどちらが結果であるか、必ずしも決められない面をもっている。

このような状況は、たとえば液体の中の粒子の運動を説明するのに、確率論的アプローチをしないと充分うまくできないことに似ている。そして、粒子の運動がブラウン運動で記述でき

ると述べる時、古典物理学の影響を直接受けた経済学の主流派では、なぜそれがブラウン運動するのかを求めて、粒子の構造とその相互間の関係を把握しようとするように思われる。もちろん、このような試みは重要であろう。しかし、粒子が無数にあり、二つの粒子の衝突が他の無数の粒子への影響を通じて何度となくもとの粒子に影響していくプロセスを、因果的発想にもとづいて説明することのむずかしさは、容易に理解されよう。このような状況に対する一つの接近法が、時系列分析であろうと思われる。

この節では………月平均為替レートの変動に対してブラウン運動仮説、すなわち時間が離散的であるのでそれに対応するランダムウォーク仮説を主張する。」（溝口・刈屋（1983）PP.184～185）

また、資産価格（為替レート）のランダムウォーク仮説を支持する考え方は、効率市場仮説の立場からも与えられる。即ち、市場参加者は、資産価格に影響を与える要因のうち、予見され得るのは全て前もって資産価格に織り込んでしまうと考える。この場合、資産価格を動かすのは前もって予見出来なかった偶発的要因のみであり、これを反映して資産価格は短期的にはほぼランダムウォークに従うと考えるのである。

補論3 連による検定について

連による検定はデータの系列相関ないし randomness に関する検定である。連の概念について、今コイン投げを例にとって説明すると、コインを10回投げてHHHTTHTTTT（Hは表、Tは裏）という結果が得られた場合、同じサイドの「つらなり」は四つ（HHH、TT、H、TTTT）

33) 直物レートがほぼランダムウォークに従うという点についてはMussa（1979）、溝口・刈屋（1983）参照。
構造モデルとランダムウォーク・モデルの予測、精度の比較についてはMeese and Rogoff（1983）参照。

であり、この時このデータの連は四である、という。所与の標本数において連の数が標本数の約1/2である場合、データはほぼランダムで系列相関は存在しないと考えられる。また、データがランダムに生成されているとすれば、標本数が十分大きい場合には連の数は正規分布に従う³⁴⁾と考えられ、連の数が標本数の1/2より有意に少なければ正の系列相関が存在し、連の数が1/2より有意に多ければ負の系列相関が存在すると検定できる。連について重要なのはそれがノンパラメトリックな検定で弱い仮定の下に用い得る点である。この点を最もポピュラーな系列相関の検定である Durbin - Watson テストと比較してみよう。Durbin - Watson テストにおいては、いわゆる d 統計量

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (v(t) - v(t-1))^2}{\sum_{t=1}^n v(t)^2} \quad (A7)$$

が検定統計量として用いられるが、その前提として残差 $v(t)$ は

$$v(t) = \beta v(t-1) + \varepsilon(t), \quad 0 < \beta < 1 \quad (A8)$$

というプロセスに従って生成され、 $v(t)$ は平均 0、分散 σ^2 の正規分布に従っていると仮定される。しかしながら、もし為替レートの系列相関が確率的バブルの影響下に生成されているとすれば、投機が終息してバブルが崩壊する時に、異常値が生み出される（為替レートが急騰ないし急落してファンダメンタルズ・レートに復帰する）ため、為替レートの変化率の分布は裾が厚く尖った形（leptokurtic）となっており、正規性の仮定を満たさな

い。このためバブルの検定に Durbin - Watson テストを適用することは意味がない。このような問題は連による検定では生じない。

ただし、連による検定の場合も尖度検定同様、バブルとオーバーシュootingの識別の問題が生じる。また、バブルが存在してもそれがどの程度連に反映されるか（連の検定力）はバブルの崩壊する確率 π によって異なる。後者の点については Blanchard and Watson (1982) 参照。

補論 4 効率市場仮説を用いたカイ 2 乗検定について

本稿では効率市場仮説を用いたカイ 2 乗検定により、バブルの恒常的重要性を検証した。その結果はバブルに不利なものであったが、こうした結果はバブルの存在と複合されて検定対象となっている効率市場仮説によるということもあり得る。

この点をチェックするのは容易でないが、単純な確率的バブルを前提とすれば次のような手順が利用可能である。即ち単純な確率的バブルは瞬時的な崩壊を前提としているため、週次データの代りに日次データを用いても週次データ同様の大きな異常値が検出される傾向があると考えられる。A-1 表は、カイ 2 乗検定に用いられた 85 週のデータについて「為替レートの週間変化率とその週における前日比変化率の最大値の比³⁵⁾」を連と先物プレミアムの各々の基準でバブルと斉合的か、非斉合的かによって分類して得られたものである。

A-1 表の結果は、連の基準が満たされている場合には、日次データの変化率も高い傾向があり確率的バブルとは斉合的であることを示している

34) データ数(n)が40を越えるときに観察された連の数を r とすれば

$$Z = \frac{|r - (\frac{n}{2} + 1)|}{\sqrt{\frac{n(n-2)}{4(n-1)}}} \quad (A9)$$

は近似的に正規分布に従う。

外国為替市場における「バブル」の実証分析

A-1表 最大前日比変化率と週次変化率の比の為替レート変化率の符号による基準と先物プレミアムによる基準に従った分類

	バブルと斉合的	非 斉 合 的
為替レートの変化率の符号による基準	63 %	53 %
先物プレミアムと為替レートの関係による基準（効率市場仮説）	55 %	59 %

（注）1. 最大前日比変化率が週次変化率を上回る場合は100%に置き換えて平均値を計算（異常値の影響を排除するため）。

2. どちらの基準の場合も、一週間で斉合性をみた場合。

（資料） 週次データ Harris Bank

日次データ International Finance Statistics

のに対し、先物プレミアムによる基準が満されても日次データの変化率はむしろ小さく、確率的バブルとは斉合的でないことを示している。その意味でカイ2乗検定による確率的バブルの棄却は日次データ³⁶⁾からみると危険中立的な効率市場仮説に起

因している可能性が強い。

一方、効率市場仮説に反して期待為替レートが先物相場に反映されていない可能性を示唆する見方はHarris Bankの週報にも散見される。例えば、1980年4月4日付の週報のコメントには「1

35) 今、日次の為替レートを $S(t)$ とし、一週間の為替レートの動きを考えると、

時間	曜日	為替レート
t_0	金	$S(t_0)$
t_1	月	$S(t_1)$
t_2	火	$S(t_2)$
t_3	水	$S(t_3)$
t_4	木	$S(t_4)$
t_5	金	$S(t_5)$

のように書ける。

このとき「為替レートの週間変化率とその週における前日比変化率の最大値の比」とは

$$\frac{\max_{i=1, \dots, 5} \{S(t_i) - S(t_{i-1})\}}{S(t_5) - S(t_0)}$$

を意味する。

36) 厳密には、日次データの使用には通常二つの問題が存在する。第一はEMSの再調整など一回限りだが大きな影響を与える要因のウェイトが高くなることであり（A-2表参照）、第二は特定の曜日の為替レート変化率が他の曜日に比べて高い可能性が強いという「曜日効果」（day-of-the-week-effect）が存在することである（日次データの曜日効果の詳細についてはMcFarland、Pettit and Sung（1982）参照）。これらの二つの問題のうち、前者は標本期間に含まれるこうした調整がそれ程多くないため一応無視出来ると考えられ、また後者については異常値を考える。ここでのデータの用い方では、曜日効果は相対的に小さく捨象してもよいと思われる。

ドル＝2.00 マルクにまでマルクが軟化するという広範な推測（“wide spread speculation”）が市場を支配している」と解説されているにもかかわらず、先物マルクの対ドル相場は金利裁定によって先高傾向を示現（A-3表）。

A-3表 1980年4月4日時点のマルクの直先相場

直 物	1.9700 マルク／ドル
1か月先物	1.9527
3か月 "	1.9253
6か月 "	1.8900
12か月 "	1.8481

（資料） Harris Bank

これらのデータは、現段階では効率市場仮説を用いた複合検定から、強い結論を導くことが危険であることを示唆していると言えよう。

補論5 Kalman Filtering について

可変パラメーターを仮定するモデルとしては、Kalman Filteringモデル以外にも Cooley - Prescottモデル、Rosenbergモデル、Quandt - Goldfeldモデル等様々なものが考えられるが、Kalman Filteringモデルはパラメーターの定常性を仮定しない点で、最も一般性の高いモデルと考³⁷⁾えられる。

基本的な回帰モデルは次のように書ける。

$$y(t) = \underline{X}(t)' \underline{\beta}_t + e(t) \quad t=1, \dots, T \quad (A10)$$

$$\underline{\beta}_{t+1} = \phi \underline{\beta}_t + \underline{v}_{t+1} \quad t=0, \dots, T-1 \quad (A11)$$

ただし、 $e(t)$ は、平均0、分散 σ^2 の同一の分布に従う互いに独立な攪乱項、 ϕ は $K \times K$ の遷移確率行列、 $\underline{v}_t$ はパラメーターの攪乱項ベクトルで $E(\underline{v}_t) = \underline{0}$ 、 $E(\underline{v}_t \underline{v}_t') = A$ かつ $\underline{v}_t$ と $e(s)$ は全ての s と t について無相関、と仮定される。

今、 ϕ 、 A 、 $\underline{\beta}_0$ 、 σ^2 が既知であれば (A5) 式を繰返し代入していくことにより

$$\underline{\beta}_t = \phi^t \underline{\beta}_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \phi^i \underline{v}_{t-i} \quad t=1, \dots, T \quad (A12)$$

これを行列の形で書くと

$$\begin{bmatrix} \underline{\beta}_1 \\ \underline{\beta}_2 \\ \vdots \\ \underline{\beta}_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi \\ \phi^2 \\ \vdots \\ \phi^T \end{bmatrix} \underline{\beta}_0 + \begin{bmatrix} I & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \phi & I & 0 & \dots & 0 \\ \phi^2 & \phi & I & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi^{T-1} & \phi^{T-2} & \phi^{T-3} & \dots & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \underline{v}_1 \\ \underline{v}_2 \\ \vdots \\ \underline{v}_T \end{bmatrix} \quad (A13)$$

ここで

$$\underline{\beta} = \begin{bmatrix} \underline{\beta}_1 \\ \underline{\beta}_2 \\ \vdots \\ \underline{\beta}_T \end{bmatrix}, \quad F = \begin{bmatrix} \phi \\ \phi^2 \\ \vdots \\ \phi^T \end{bmatrix}, \quad H = \begin{bmatrix} I & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \phi & I & 0 & \dots & 0 \\ \phi^2 & \phi & I & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi^{T-1} & \phi^{T-2} & \phi^{T-3} & \dots & I \end{bmatrix}$$

A-2表 EMS再調整等の動き

1974年1月19日	フランス・フラン EEC スネークから脱落。
1976年3月5日	フランス・フラン再び EEC スネークから脱落。
1981年3月23日	イタリア・リラ EMS 内において6%切り下げ。
1981年10月4日	EMS再調整においてマルクとギルダー5.5%切り上げ、フランス・フランとイタリア・リラ3%切り下げ。
1982年6月14日	EMS再調整によってフランス・フラン5.75%切り下げ。

（資料） Solomon (1982)

37) 可変パラメーターモデルの概要については Judge et al. (1980)、Chow (1981) 等参照。

ここでの説明は Judge et al. (1980) による。

$$\tilde{V} = \begin{bmatrix} \tilde{v}_1 \\ \tilde{v}_2 \\ \vdots \\ \tilde{v}_T \end{bmatrix} \quad (A14)$$

と定義し直すと、(A13)は

$$\tilde{\beta} = F\tilde{\beta}_0 + H\tilde{V} \quad (A15)$$

と書くことが出来る。

同様に

$$\tilde{y} = (y(1), y(2), \dots, y(T))' \quad (A16)$$

$$\tilde{e} = (e(1), e(2), \dots, e(T))' \quad (A17)$$

$$X = \begin{bmatrix} \tilde{x}(1)' & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \tilde{x}(2)' & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \tilde{x}(T)' \end{bmatrix} \quad (A18)$$

と書くことにすると、もとのモデルは

$$\tilde{y} = X\tilde{\beta} + \tilde{e} \quad (A19)$$

と表現出来る。

従って、もとのモデルのパラメーターの可変構造の推定問題は

$$\tilde{y} = X\tilde{\beta} + \tilde{e} \quad (A20)$$

というモデルの推定に当って

$$F\tilde{\beta}_0 = \tilde{\beta} - H\tilde{V} \quad (A21)$$

という事前情報が与えられた混合推定の問題に置き換えることが出来る。³⁸⁾

ここで $E[-H\tilde{V}] = 0$ であり、

$$E[(-H\tilde{V})(-H\tilde{V})'] = H(I_T \otimes A)H' = Q \quad (A22)$$

と置けば、一般化最小2乗法を適用することにより、 $\tilde{\beta}$ の推定値として

$$\hat{\tilde{\beta}} = (\frac{1}{\sigma^2} X'X + Q^{-1})^{-1} (\frac{1}{\sigma^2} X'\tilde{y} + Q^{-1}F\tilde{\beta}_0) \quad (A23)$$

が得られる。この時、 $\hat{\tilde{\beta}}$ の分散共分散行列は

$$A_{\hat{\tilde{\beta}}} = (\frac{1}{\sigma^2} X'X + Q^{-1})^{-1}$$

で与えられる。

このようにして ϕ 、 A 、 $\tilde{\beta}_0$ 、 σ^2 が既知であればパラメーターベクトル $\tilde{\beta}_t$ の変動経路は一般化最小2乗法によって得られる。

残された問題は ϕ 、 A 、 $\tilde{\beta}_0$ 、 σ^2 についての情報をどのように得るか、という点であるが、 ϕ については理論のレベルの事前情報で特定化し、これを前提に最尤法を用いてデータに最もフィットのよい A 、 $\tilde{\beta}_0$ 、 σ^2 を推定することが考えられる。本稿の実証分析では代替的な ϕ の値をアプリオリに与え、 A 、 $\tilde{\beta}_0$ 、 σ^2 について最尤法による推定を行って $\tilde{\beta}_t$ を選ぶ、という手順が採られている。

38) 混合推定問題についての詳細は、例えば Judge et al. (1980) 第3章参照。

【参考文献】

- [1] 天 野 明 弘 「予想と為替レート：三つの問題」『神戸大学経営学部Working Paper』、8402、1984年
- [2] 植 田 和 男 「最近における為替レート理論と円・ドル相場の動き」『金融研究』第2巻第4号、日本銀行金融研究所、1983年12月
- [3] 翁 邦 雄 「不安定化投機の『合理性』について」『金融研究』第3巻第1号、日本銀行金融研究所、1984年4月
- [4] 国沢清典（編）『確率・統計演習2』培風館 1966年
- [5] 深 尾 京 司 「為替レートの決定と為替投機需要」『金融研究』第2巻第4号、日本銀行金融研究所、1983年12月
- [6] 深 尾 光 洋 『為替レートと金融市場』東洋経済新報社 1983年
- [7] 溝 口 敏 行 『経済時系列分析入門』日本経済新聞社 1983年
- 刈 屋 武 昭
- [8] Blanchard, O.J. "Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations," Economics Letters, 1979, pp. 387-389.
- [9] Blanchard, O.J. and "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets," N.B.E.R. Working Paper No.945. Cambridge, July 1982.
- Watson, M.W.,
- [10] Blattberg, R. and "A Comparison of the Stable Distributions as Statistical Models for Stock Prices," Journal of Business 47, April 1974, pp. 244-280.
- Gonedes, N.
- [11] Burmeister, E. and "Kalman Filtering Estimations of Unobserved Rational Expectations with an Applications to the German Hyperinflation," Journal of Econometrics 20, 1982, pp. 255-284.
- Wall, K.D.,
- [12] Chow, G.C., Econometric Analysis by Control Methods, New York, John Wiley & Sons, 1981.
- [13] Diba, B.T. and, "Rational Asset Price Bubbles," N.B.E.R. Working Paper, No.1059, Cambridge, January 1983.
- Grossman, H.I.,
- [14] ———, "Rational Bubbles in the Price of Gold," N.B.E.R. Working Paper, No.1300, March 1984.
- [15] Fama, E.F., Foundations of Finance, New York, Basic Books, 1976.
- [16] Flood, R.P. and "Markets Fundamentals versus Price-Level Bubbles: First Test," Journal of Political Economy, 88, October 1980, pp. 745-770.
- Garber, P.M.,
- [17] Flood, R.P. "Further Evidence on Price Level Bubbles," N.B.E.R. Working Paper, No.841B, January 1982.
- Garber, P.M. and
- Scott, L.O.,
- [18] Frenkel, J.A. and "The Efficiency of Foreign Exchange Markets and Measure of Turbulence," American Economic Review 70 No.2, May 1980, pp. 374-381.
- Mussa, M.L.,
- [19] Frenkel, J.A. and "Stochastic Prices and Tests of Efficiency of Foreign Exchange Market." Economics Letters 6, 1980, pp. 165-180.
- Razin, A.,
- [20] Hansen, L.P., and "Forward Exchange Rates and Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis," Journal of Political Economy 88, October 1980, pp. 829-853.
- Hodrick, R.J.,
- [21] Harris Bank, Weekly Review, Chicago, Harris Trust and Saving Bank, March 1973-May 1983.
- [22] Huang, R.D., "The Monetary Approach to Exchange Rate in an Efficient Foreign Exchange Market: Tests Based on Volatility," Journal of Finance 36, March 1981, pp. 31-41.

- [23] Judge, G.G. Theory and Practice of Econometrics, New York, John Wiley & Sons, 1980.
Griffiths, W.E.
Hill, R.C. and
Lee, T.C.,
- [24] LeRoy, S.F. and "The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds,"
Porter, R.D., Econometrica, 49, May 1981, pp. 555-74.
- [25] Logue, D.E. "Speculative Behavior of Foreign Exchange Rates during Current Float,"
Sweeny, R.J. Journal of Business Research 6, 1978. pp. 159-174.
and Willet, T.D.,
- [26] McFarland, J.W. "The Distribution of Foreign Exchange Price Changes: Trading Day Effects
Pettit, R.R. and Risk Measurement," Journal of Finance 37, June 1982, pp. 693-715.
and Sung, S.K.,
- [27] Meese, R. and "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Are Any Fit to Survive?"
Rogoff, K., International Finance Discussion Papers No.184, Board of Governors of the
Federal Reserve System, 1983.
- [28] Mandelbrot, B., "The Variation of Certain Speculative Prices." Journal of Business 36, October
1963, pp. 394-419.
- [29] Mussa, M.L., "Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of
the Foreign Exchange Market," In Karl Brunner and Allan Meltzer eds., Policies
for Employment, Prices, and Exchange Rates, Vol. 11, Carnegie-Rochester
Conferences on Public Policy, 1979, pp. 9-57.
- [30] ———, "The Role of Official Intervention," Occasional Papers No.6., New York, Group
of Thirty, 1981a.
- [31] Okina, K., "Speculative Bubbles and Official Intervention," Ph. D. Disertation (unpublish-
ed). University of Chicago, 1983.
- [32] Sachs, L., Applied Statistics, New York, Spring-Verlag, 1982.
- [33] Shiller, R.J., "Rational Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models:
A Critical Review," Journal of Monetary Economics 4, January 1978, pp. 1-44.
- [34] ———, "The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency", Journal of
Finance 36, May, 1981, pp. 291-311.
- [35] Singleton, K.J., "Expectations Models of the Term Structure and Implied Variance Bounds,"
Journal of Political Economy 88, December 1980, pp. 1159-1176.
- [36] Solomon, R., The International Monetary System 1945-1981, New York, Harper & Row,
1982.
- [37] Woo, W.T., "Speculative Bubbles in the Foreign Exchange Marketes," Brookings Discussion
Papers in International Economics No.13, March 1984.