

為替レートの決定要因と為替投機需要

東京大学大学院 深 尾 京 司

1. はじめに
2. 従来の理論
3. 外為市場の部分均衡モデル
4. 合理的期待の下での為替レート決定要因
5. 為替投機の感応度〔b〕の決定要因
6. 為替レート決定要因の比重の変化
7. 簡単なシミュレーション
8. 通貨当局による外為市場への介入
9. おわりに

補論 1. 為替投機需要関数のミクロ的基礎

補論 2. 為替レート決定式〔17式〕の導出

補論 3. 為替投機の感応度〔b〕の決定要因

補論 4. 為替レートと対外純資産の動学式

1. はじめに

為替レートには2つの側面がある。1つは、自国財と外国財の相対価格を決定する因子として、長期的には貿易構造と購買力平価から決ってくるといふ（いわば）実物的側面である。もう1つは、内外貨建て金融資産の相対価格として、短・中期的には内外金利差や期待要因に左右されるという（いわば）貨幣的側面である。¹⁾

わが国では、為替管理の自由化等に伴い、1970年代末頃から急速に国際貸借の残高が増加し、また外貨投機を行う投資家の厚みが増したようだが、この変化は、円レートについてその貨幣的側面を強めたと考えられる。そしてこの傾向こそが、最近の円レートの経常収支調整機能が弱まり、

また円レートが内外実質金利差に敏感に反応するようになった事態を引き起こす、一つの原因となっているのではないだろうか。

本稿では、このような問題意識から、まず前記した2つの側面が同時に為替レートを決定するようなモデルを作成し、これを使って投資家の厚みの増加が、為替レートを決定する諸要因の相対的重要性をどのように変化させるかを分析する。そして次に、為替レート決定要因の比重の変化が実際に生じたか否かについて、実証分析を行う。

まず第2節では、従来の理論を簡単にサーベイする。次に第3節では、外為市場の部分均衡モデルを定式化する。第4節では、合理的期待を仮定して為替レート決定式を導出し、為替投機が内外証券の期待収益率格差にいかに関係して反応す

本稿作成にあたって、大阪大学の新開陽一教授、東京大学の小宮隆太郎教授、浜田宏一教授、ならびに経済企画庁の我妻伸彦氏、日本開発銀行の宮川努氏、日本銀行の深尾光洋氏から有益なコメントをいただいた。厚く感謝したい。

1) 浜田（1981）参照。

るか(これを為替投機の感応度と呼ぶ²⁾)が、為替レートを決定する諸要因の相対的比重を左右することを示す。第5節では、この為替投機の感応度の大小が、どのような変数に依存して決ってくるかを考察する。第6節では、為替レート決定要因の比重変化が実際に生じたか否かについて、実証分析を行う。第7節では、本稿モデルを使って簡単なシミュレーションを行う。最後に第8節では、通貨当局の外為市場への介入について考察する。

2. 従来の理論

さきに述べた為替レートの2つの側面を同時に説明した理論として説得力があるのは、いわゆるポートフォリオバランス・アプローチの理論だろう。この理論の考え方は、以下のように要約できる。為替レートは、短期的には内外貨建て資産の相対価格として決定されるため、内外実質金利差や将来の為替レートに関する期待に敏感に反応する。しかし、このようにして決る短期の為替レートが、経常収支をバランスさせる長期的な均衡レートと一致していない場合には、経常収支の不均衡が対外純資産を変化させ、いわばストックの意味での外貨の需給関係を変化させることを通じて、やがて為替レートは長期的な均衡レートに近づいていく。たとえば、過度の円安は、わが国の経常収支を黒字化し、わが国投資家が保有しなければならない外貨建て資産の量を増加させていく。自国投資家にとって外貨建て資産は為替リスクを伴うので、その供給増は外貨建て資産の価値を下落させる(円高化)。このようなメカニズムである。

しかし、ポートフォリオバランス・アプローチの

理論のほとんどは、人々の為替レートに関する期待が静学的、または回帰的であるものと仮定している点で問題がある。

たとえば、工藤(1978)、Branson(1979)等においては、人々が、今期の為替レートが将来も続くと予想するという、静学的期待が仮定されている。しかし変動レート制の世界を描写するのにこのような仮定をおくことは、現実的でないだろう。

また、Tobin・de Macedo(1980)、深尾光洋(1983)等は、人々が、為替レートはある調整速度で長期的な均衡レートへと回帰していくものと予想するという、回帰的期待を仮定している³⁾。しかし彼らの理論においては、この、人々が推測する為替レートの調整速度の大小が、その結論に大きな影響をもつにもかかわらず、調整速度がどのような要因に依存して決ってくるかについての分析がない。また、ポートフォリオバランス・モデルにおいて、回帰的期待を仮定して動学分析を行うと、為替レートが均衡水準から乖離していく過程においては、人々の為替レートに関する予想が継続して外れ続けるという奇妙な事態が生じてしまう⁴⁾。

もちろん、最近の国際金融の理論には、為替レート予想について合理的期待を仮定しているものも多い。

しかし、その大半は、開放経済の動学分析を目的としているため、為替レートの決定要因について分析するには不適切なモデルである。すなわち、貨幣需給や財貨市場の均衡条件を含む複雑なマクロモデルである一方、為替レート決定要因については過度に単純化されている場合が多い。

たとえば、Dornbusch(1976)をはじめとして、

2) この概念はDriskill・McCafferty(1982)においては、speculative responsiveness と呼ばれている。

3) 回帰的期待の仮定に対する批判としては、小宮・須田(1983、歴史・政策編第10章)も参照されたい。

4) たとえば、山崎・柳田(1983)のp.93、図3-8を見られたい。

Frankel (1979)、Buiter・Miller (1981) 等においては、投資家は危険中立的か、または為替リスクを認識しないため、内外証券は完全代替であるとの仮定がおかれている。そしてこの仮定の下で、今期の為替レートは、今期及び将来予想される内外金利差（外国金利－自国金利）の総和分だけ、長期的に経常収支を均衡させる水準（以後これを均衡レートと呼ぶ）より外貨高となる、との結論を得ている。

このように彼らのモデルでは、均衡レートが、内外金利差が消えていくにつれ為替レートの近づいていく究極的な水準という役割を果たし、各時点の為替レートを決定する上でも重要な意味をもっている。

ところが、完全代替の仮定のため、彼らのモデルでは、為替レートの均衡レートからの乖離が経常収支の不均衡を通じてストックの意味での外貨の需給関係を変化させ、為替レートを均衡水準へ近づけていくという、先に述べた基本的なメカニズムを考えることができない。そしてその代わりに、経常収支の不均衡が国内の財貨市場で超過需給を生みだし、自国物価が変化して実質貨幣残高が増減することを通じて自国金利を外国金利の水準へと近づけ、これが為替レートを均衡水準へ近づけていくと考えられている。しかし、このように非常に間接的なメカニズムを通じてはじめて、為替レートが均衡水準に収束するというのは、現実性に欠けるのではなからうか。

また、為替レートが乱高下している最近の状況においては、完全代替の仮定自体、あまりに強すぎるように思われる。⁵⁾

一方、Kouri (1976) をはじめとして、Mussa

(1976)、Obstfeld (1981) 等の合理的期待モデルは、為替リスクは考慮に入れているものの、内外証券の存在を捨象して金融資産としては自国通貨と外国通貨の代替のみを考えているため、内外金利差の影響を分析できない点で問題がある。⁶⁾

以上見てきたように、為替レートの決定要因を分析するにあたって、為替リスク要因と内外金利差要因を共に考慮し、同時に為替レート期待についてある程度説得力のある合理的期待を仮定した理論というのは意外に少ない。しかし、分析の目的は本稿とやや異なるものの、上記の条件をみたす理論の系譜がある。

それは、Tsiang (1959)、Sohmen (1969) 型の直先為替市場の部分均衡モデルを使って、合理的期待の下で、内外金利差及び均衡レートの変化という攪乱が生じた時直先為替レートがどのような反応を示すかを動学分析した、新開 (1969)、Black (1973)、Driskill・McCafferty (1982)、Hamada・Muto (1982)、Wyplosz (1983) の諸理論である。

この理論から得られる特に興味深い結論は、一般に、為替投機を行う投資家の厚み（数）が増すと、為替投機需要が為替投機の予想収益率に敏感に反応する程度（為替投機の感応度）が大きくなる傾向があるが、この為替投機の感応度が大きいほど、内外金利差の変化が（直物）為替レートに及ぼす影響は大きくなる一方、経常収支の攪乱（当期のみの突然の均衡レートの変化と同値）が（直物）為替レートに及ぼす影響は小さくなる、という事実である（Hamada・Muto (1982) 参照）。

本稿では、この理論を参考にしながら分析を進

5) Driskill (1981) は、Dornbusch 型のモデルに、人々が為替リスクを回避しようと意図するため累積経常収支が為替レートに影響するというメカニズムを加えて為替レートの動学分析を行っており、本稿モデルとかなり似ている。ただし動学分析が中心で、為替レート決定要因についての考察はない。

6) また、これらのモデルは、購買力平価が常に成立していると仮定しているが、この仮定の現実妥当性は低いと思われる。

めていくことにする。ただし、本稿の目的は、直先レート⁷⁾の動学分析よりも、むしろ(直物)為替レート水準の決定要因と為替投機を行う投資家の厚みの関係の分析にあるので、従来の理論に以下の4つの変更を加えることにする。

第1に、最も詳しい動学分析が行われているHamada・Muto(1982)およびWyplosz(1983)においても、当初定常状態にあった経済において、均衡レートや内外金利差が1期間のみ、または恒久的に変化する場合(または一定期間後にそのような変化が生じることが予想される場合)に限って、為替レートの動学分析が行われている。しかし本稿では、初期状態を定常状態に限定せず、また現在と将来の内外金利差及び均衡レートの予想される様々な経路と、現在の為替レート水準の間の一般的な関係を求めることにする。

第2に、従来のモデルでは、累積経常収支が為替リスクを左右する要因として重要な役割を果たしているにもかかわらず、Wyplosz(1983)を除いてこれが明示的に考慮されていない⁸⁾。本稿では、累積経常収支の動向にも十分に注意をはらうことにする。

第3に、従来のモデルでは、為替投機の感応度が重要な役割を果たしているにもかかわらず、これがどのような要因に依存して決ってくるかに答えることに成功していない。Driskill・McCaf-

ferty(1982)が指摘しているように、為替投機の感応度は、来期の為替レートの予測誤差の分散についての人々の予想に依存すると同時に、その大小が、モデルから導出される来期の為替レートの予測誤差の分散を左右するという、複雑な性質をもっている。仮に、為替レートの予測誤差の分散についての人々の予想もまた合理的に形成されるものとすれば、為替投機の感応度は、人々が予想する予測誤差の分散とモデルから導出される予測誤差の分散とが一致しているような、合理的期待均衡における均衡値として内生的に決定されることになる。McCafferty・Driskill(1980)、Driskill・McCafferty(1982)、Kawai(1983)等においては、このような予測誤差の分散に関する合理的期待均衡の存在と一意性について否定的な見解がとられ、従ってこの均衡値としての為替投機の感応度が、投資家の数等の要因にどのように依存して決ってくるかに答えていない。しかし本稿では、一定の単純化のもとで、この問題に答を出すことにする。

第4に、深尾京司(1983)で示したように⁹⁾、利子裁定式の成立を仮定する限り、先物為替市場を明示的に取り扱うか否かは直物為替レートの分析にほとんど影響しないので、本稿では単純化のため先物為替市場については捨象することにする。

7) Wyploszは、直先為替市場の均衡条件に貨幣需給の均衡条件を加えて、金融資産市場の一般均衡分析を行っており、他の理論よりやや複雑である。

8) Tsang・Sohmen型のモデルでは、累積経常収支は、純投機家により過去に行われた先物売買契約履行のための直物外貨需給という形で外為市場に影響する。

9) 取引費用が無く、利子裁定式が成立している状況では、先物為替市場の存在を無視したポートフォリオバランス・アプローチのモデルに2つの修正を加えれば、先物為替市場を明示的に考慮したモデルとほとんど同じ均衡条件を導出できる。必要な第1の修正は、内外投資家の負わねばならない為替リスクの総額は、決済ベースの累積経常収支ではなく、契約ベースの累積経常収支と考えるべき点である。第2の修正は、契約ベースの累積経常収支と決済ベースのそれとの差によって規定される先物カバー付きの資本流出入額が、国内金融市場に影響を及ぼすという点である。従って、外為市場の部分均衡分析を目的とする本稿では、累積経常収支を契約ベースでとらえれば、先物市場を明示的に取り扱わないモデルを使って、先物市場が機能している現実経済を分析することができる。

3. 外為市場の部分均衡モデル

本節では、外為市場の均衡条件を定式化しよう。単純化のため、以下の仮定をおくことにする。

第1に、自国と外国の2国のみが存在するものと仮定し、説明の便宜上自国を日本、外国を米国とする。

第2に、内外投資家にとって、居住している国の通貨建ての貸借は安全であるのに対し、相手国通貨建ての貸借は為替レート変動のためリスクを伴うものと仮定する。これは、物価水準が比較的安定している反面為替レートが激しく変動している先進諸国間では、内外投資家にとって、相手国通貨建ての貸借は居住している国の通貨建ての貸借に比べて格段にリスクが大きいと考えられるからである。¹⁰⁾

第3に、内外投資家が負わねばならない為替リスクの総額は、過去の経常収支黒字によって蓄積された自国の対外純資産によって近似できるものと仮定する。¹¹⁾ 外為市場が均衡するためには、この対外純資産を、本邦投資家が外貨建て資産として保有しようと意図するか、または外国投資家が邦

貨建て負債として負おうと意図する必要がある。¹²⁾

第4に、時間の取り扱い方としては、Hicksの week の方法、つまり期間分析を採用し、投資家が為替リスクを負うにあたって意図する投資期間は期間分析の単位期間に等しいものと仮定する。投資をするにあたって、その期日の資産価値を最大化し、また為替リスクを最小化しようと意図する target date¹³⁾ は、投資家により様々であると考えられる。たとえば、契約済輸出入の先物未予約分や、先物カバーなしのインパクトローン取り入れ、外貨預金等の形で為替リスクを負っている投資家については比較的短期間後であり、一方長期債投資や、外貨建て債券の発行等を行っている投資家の場合には長期間後であろう。¹⁴⁾ しかし以下のモデルでは、このような問題は扱えない。

また特に、新開(1982)が指摘するように、為替レートは短期的には様々な情報が市場参加者に入手されるにしたがってランダムに変動し、その変動幅も年率に直すと大きい。そのため、短期間の為替投機の収益率についてはほとんど予測不可能であり、一方長期的には為替レートは経常収支をバランスさせるような水準に近づくと考えられる

10) 投資家がインフレーションのため自国通貨建て資産にもリスクがあると考えられる場合には、分析の枠組は本稿とはかなり違ったものとなる。Dornbusch(1980)に示されたように、その場合には自国および外国でそれぞれ政府によって供給された国債、ハイパワード・マネー等貨幣的な外部資産の量が、危険資産の存在量として為替レートを左右することになる。また経常収支の不均衡は、内外証券に対する選好の異なる自国と外国の投資家の間で、総資産の配分を変化させることを通じて、為替レートに影響することになる。

11) すなわち、直接投資の問題や、輸出入在庫による為替リスクヘッジの問題を無視する。小宮・須田(1983、歴史・政策編第10章)が指摘するように、これらの問題に直面している投資家にとって、為替リスクはブラックでもホワイトでもなくグレイだが、このグレイを量的に評価することは困難である。

なお、先物為替市場を考慮に入れると、内外投資家が負わねばならない為替リスクを規定するのは、(決済ベースの)経常収支によって蓄積された対外純資産ではなく、契約ベースの経常収支によって蓄積された直先為替ポジションの総供給量とみなすべきであるが、説明の便宜上、従来の用語を使う。

12) たとえば工藤(1978)参照。

13) Target date の概念についてはTobin(1965)参照。

14) ただし、必ずしも金融資産の満期期日や、先物投機の契約履行期日と、為替投機の target date が一致しているとは限らない。投資家は、短期資産を買い繋いだり、長期の金融資産を満期前に売却したり、新たに先物予約したりできるからである。ただしこのような不一致は、通常、取引費用を増加させ、また投資家に為替リスクと同時に内外金利変動のリスクを負わせることになる。

ため、長期間の為替投機の平均的な収益率についてはある程度予測可能だとすれば、投資家の為替投機に関する target date はかなり遠いものと考えられる。しかし、この点を考慮に入れると分析があまりに複雑になるため、本稿では無視せざるをえなかった。

以上の仮定の下で、考察する。

さて、自国投資家の外貨建て証券に対する超過需要は、それを邦貨に換算し、自国物価水準でデフレートした値が、外貨建て証券の期待収益率と邦貨建て証券の収益率の差に比例するものとして、

$$b^d \cdot \{ r^{n*}(t) + \pi_{t+1}^n - \pi^n(t) - r^n(t) \} \quad (1)$$

すなわち

$$b^d \cdot \left[\{ r^{n*}(t) - P_{t+1}^{*e} + P^*(t) \} - \{ r^n(t) - P_{t+1}^e + P(t) \} + \{ \pi_{t+1}^e - \pi(t) \} \right] \quad (2)$$

とあらわす。ただし(1)式で、 $r^{n*}(t)$ は t 期から $t+1$ 期にかけての貸借についての外国の短期名目金利を、 $r^n(t)$ は同様に自国の短期名目金利を、 $\pi^n(t)$ は名目為替レート(邦貨建て)の自然(以下同様)対数値を、 π_{t+1}^n は投資家が予想する来期の π^n をあらわす。また(2)式で、 $P^*(t)$ は t 期の外国物価水準の対数値を、 $P(t)$ は自国物価水準の対数値を、 $\pi(t)$ は実質為替レート(邦貨建て)の対数値、つまり $\pi^n(t) + P^*(t) - P(t)$ を、 π_{t+1}^e は投資家が予想する来期の π をあらわし、 P_{t+1}^{*e} 、 P_{t+1}^e は、それぞれ投資家の予想する来期の P^* 、 P をあらわす。

第2の仮定でも述べたように、本稿ではインフレーションのリスクの問題は取り扱わないこととし、投資家は来期の物価水準を確実に予想できると考えているものと仮定する。

この時、今期の外国および自国の実質金利は、

$$[r^*(t) = r^{n*}(t) - P_{t+1}^{*e} + P^*(t)],$$

$$[r(t) = r^n(t) - P_{t+1}^e + P(t)]$$

となり、投資家にとって主観的には何の不確実性も伴わない。この結果(1)式は、

$$b^d \cdot \{ r^*(t) - r(t) + \pi_{t+1}^e - \pi(t) \} \quad (3)$$

と表わすことができる。

同様に、外国投資家による邦貨建て証券の超過供給[単位・円/本邦物価水準]が、外貨建て証券による借入コスト $[r^{n*}(t)]$ と、邦貨建て証券による借入の予想コスト $[r^n(t) - \pi_{t+1}^n + \pi^n(t)]$ の差に比例するものとすれば、これは、

$$b^f \cdot \{ r^*(t) - r(t) + \pi_{t+1}^e - \pi(t) \} \quad (4)$$

と表わせる。

以上の前提の下で、外為市場の均衡条件は、わが国の実質対外純資産を $Z(t)$ [単位・円/本邦物価水準]、 $b^d + b^f$ を b であらわせば、

$$Z(t) = b \cdot \{ r^*(t) - r(t) + \pi_{t+1}^e - \pi(t) \} \quad (5)$$

である。ここで、 b は為替投機需要の内外証券期待収益率格差に対する感応度をあらわす。その大きさが何に依存しているかについての詳しい議論は、補論1で行うことにするが、資産選択の理論ではよく知られているように、投資家の絶対的危険回避度が一定で、かつ外貨建て証券投資の期待収益率が正規分布に従うと予想される場合には、 b は投資家の数に比例し、収益率の予想される分散および投資家の平均的な(絶対的)危険回避の度合に反比例することを指摘しておこう。(5)式は、変形すれば、

$$r^*(t) + \pi_{t+1}^e - \pi(t) = r(t) + \frac{Z(t)}{b} \quad (5')$$

となるから、 $\frac{Z(t)}{b}$ は外貨建て証券のリスク・プレミアムに対応する。 b の大小は、このリスク・プレミアムを左右するという意味でも重要である。

次に、わが国の実質対外純資産 $[Z]$ の動学式を定式化する。

単純化のため、為替レート、債券価格および自国物価の変動によって生じる実質対外純資産の変化を無視する。この時 Z は、実質経常収支の不均衡にしたがって変化する。また経常収支のうち、海外からの利子の受取、海外への支払の項目を無視する。

さて、今期の実質経常収支を均衡させる実質為替レートの対数値を均衡実質為替レートと呼び、 $\bar{\pi}(t)$ ¹⁵⁾ であらわす。実質経常収支は、今期の実質為替レートの対数値 $[\pi(t)]$ と、均衡実質為替レートの対数値 $[\bar{\pi}(t)]$ の差に比例するものとすれば、自国の実質対外純資産 $[Z]$ の動学式は、

$$Z(t) = Z(t-1) + a(\pi(t) - \bar{\pi}(t)) \quad (6)$$

とあらわすことができる。

以上まとめれば、外為市場の部分均衡モデルは、

$$Z(t) = b \cdot \{r^*(t) - r(t) + \pi_{t+1}^e - \pi(t)\} \quad (5)$$

$$Z(t) = Z(t-1) + a(\pi(t) - \bar{\pi}(t)) \quad (6)$$

となる。¹⁶⁾ 過去に蓄積され今期与件である $t-1$ 期の自国の対外純資産 $[Z(t-1)]$ 、外生変数と仮定する内外実質利率 $[r(t), r^*(t)]$ 、均衡実質為替レートの対数値 $[\bar{\pi}(t)]$ の下で、来期の実質為替レートの予想値 $[\pi_{t+1}^e]$ さえ与えられれば、今期の実質為替レートの対数値 $[\pi(t)]$ と自国の実質対外純資産 $[Z(t)]$ が (5)、(6) 式から決ることになる。では人々の将来の為替レートに関する予想は、どのように決ってくるだろうか。これを次

節で考察しよう。

4. 合理的期待の下での為替レート決定要因

本節では、合理的期待を仮定して前節のモデルから為替レート決定式を導出する。なお、情報と不確実性の問題については、非常に単純化して考えることとし、以下の仮定をおく。

各期の均衡実質為替レート (の対数値、以下同様) $[\bar{\pi}(t)]$ は、外為市場にとって外生的に与えられる確率変数であり、 $t-1$ 期以前からあらかじめ予想できる基礎的な均衡実質レート $\bar{\pi}_t$ と、 t 期期首になってはじめて知ることのできる攪乱項 $u(t)$ の和から構成されているものと仮定する。

$$\bar{\pi}(t) = \bar{\pi}_t + u(t) \quad (7)$$

$\bar{\pi}_t$ の流れは、あらかじめ予想される貿易構造の変化や経常収支に影響を与える内外景気の動向をあらわしている。

たとえば $t+\tau$ 期に外国景気が好況となり自国の経常収支が黒字化すると予想されるなら、 $\bar{\pi}_{t+\tau}$ は小さな値となる。

同様に各期の内外実質金利 $r(t), r^*(t)$ は外為市場にとって与件であり、 $t-1$ 期以前からあらかじめ予想できる基礎的な金利水準 r_t, r_t^* と、それぞれの攪乱項、 $v(t), w(t)$ の和から構成されているものと仮定する。

$$r(t) = r_t + v(t) \quad (8)$$

$$r^*(t) = r_t^* + w(t) \quad (9)$$

15) 自国が成長国で、資本輸入が正常といえる状態であったり、成熟国で、対外投資が正常といえる状態である場合には、経常収支を均衡させるレートを均衡レートとみなすことはできないが、本稿ではこの問題については考察しない。なお、日本については、過去10年間の日本全体の実質対外純資産や、これから通貨当局の実質外貨準備を引いた額の推移を見る限り長期的には実質為替レートはほぼ経常収支を均衡させるような水準にあったように思われる (p. 50, 図4参照)。

16) (5)、(6)式において、 $b=0$ の場合には、外為市場の均衡条件は $\pi(t) = \bar{\pi}(t)$ となり、為替レートは常に経常収支を均衡させる水準に決る。また $b=+\infty$ の場合には、均衡条件は $r^*(t) + \pi_{t+1}^e - \pi(t) = r(t)$ となり、Dornbusch (1976) モデルと同じになる。

ただし $u(t)$, $v(t)$, $w(t)$ はそれぞれ期待値ゼロ、分散・共分散行列は時間を通じて一定、自己および相互の系列相関なしと仮定する。

$$\left. \begin{array}{l} \text{列ベクトル} \\ \psi(t) = \begin{pmatrix} u(t) \\ v(t) \\ w(t) \end{pmatrix} \\ \text{につき、} \\ E(\psi(t)) = 0, \\ E(\psi(t) \cdot \psi'(t)) = \Sigma, \\ \left(\begin{array}{l} \text{ただし } \Sigma \text{ は、 } t \text{ に依存しない} \\ \text{攪乱項の分散・共分散行列} \end{array} \right) \\ t \neq s \text{ につき、} \\ E(\psi(t) \cdot \psi'(s)) = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \end{array} \right\} \quad (10)$$

投資家は、(5)、(6)式で表される経済の真の構造と、(7)、(8)、(9)、(10)式で表される外生変数の確率的な性質を知っているものと仮定する。さらに第 t 期において、来期以降の外生変数の期待値の流列、 $\{r_{t+1}, r_{t+2}, \dots\}$, $\{r_{t+1}^*, r_{t+2}^*, \dots\}$, $\{\bar{\pi}_{t+1}, \bar{\pi}_{t+2}, \dots\}$,¹⁷⁾ について同一の予想を抱いているものと仮定する。またこの予想値はすべて有界とする。

$\tau \geq 1$ につき

$$\left| r_{t+\tau} \right| < \bar{r}, \quad \left| r_{t+\tau}^* \right| < \bar{r}^*, \\ \left| \bar{\pi}_{t+\tau} \right| < \bar{\pi} \quad (11)$$

以上の仮定の下で、モデルの合理的期待均衡を導出しよう。

投資家は非常に合理的であり、上記の外為市場の真のモデルと、彼らが持つ情報を使って計算

した来期の実質為替レートの条件付期待値〔これを $E_t \pi_{t+1}$ であらわす〕を、来期の実質為替レートの予想値として使うものと仮定しよう。また将来、市場に参加する他の投資家も、自分と同じ情報を持ち、また合理的であると予想しているものとする。

この時投資家は、(5)、(6)式より、第 $t+\tau$ 期 $[\tau \geq 1]$ の均衡条件として、

$$\begin{aligned} & b \left\{ \left(r_{t+\tau}^* + w(t+\tau) \right) - \left(r_{t+\tau} + v(t+\tau) \right) \right. \\ & \quad \left. + E_{t+\tau} \pi_{t+\tau+1} - \pi(t+\tau) \right\} \\ & = b \left\{ \left(r_{t+\tau-1}^* + w(t+\tau-1) \right) - \left(r_{t+\tau-1} \right. \right. \\ & \quad \left. \left. + v(t+\tau-1) \right) + E_{t+\tau-1} \pi_{t+\tau} \right. \\ & \quad \left. - \pi(t+\tau-1) \right\} + a \left\{ \pi(t+\tau) \right. \\ & \quad \left. - \left(\bar{\pi}_{t+\tau} + u(t+\tau) \right) \right\} \quad (12) \end{aligned}$$

が成立することを予想する。

また今期の均衡条件は、

$$\begin{aligned} & b \left\{ \left(r_t^* + w(t) \right) - \left(r_t + v(t) \right) + E_t \pi_{t+1} \right. \\ & \quad \left. - \pi(t) \right\} \\ & = Z(t-1) + a \left\{ \pi(t) - \left(\bar{\pi}_t + u(t) \right) \right\} \quad (13) \end{aligned}$$

となる。ここで $u(t)$, $v(t)$, $w(t)$ は今期の攪乱項の実現値であり、投資家にとって既知である。

合理的な投資家は、来期の実質為替レート予想値 $E_t \pi_{t+1}$ を形成するにあたって、(12)式を考慮に入れるはずである。そこで、 t 期に投資家が持っている情報の下で、(12)式の条件付期待値をとる。ただし人々の保有する情報は時間の経過につれより緻密になっていくものと仮定すれば、条件付期待値についての周知の性質

17) 第7節では、この流列が突然変化する場合について考察するが、投資家はたとえば今期の均衡実質為替レートの実現値 $[\bar{\pi}(t) = \bar{\pi}_t + u(t)]$ が上昇した時、 $u(t)$ が大きな値だったのか、それとも構造的な変化によったと例えば流列 $\{\bar{\pi}_t, \bar{\pi}_{t+1}, \bar{\pi}_{t+2}, \dots\}$ が全般に上昇シフトしたか、ということとを区別できるものとする。

$$E_t \left[E_{t+\tau} \pi_{t+\tau+1} \right] = E_t \pi_{t+\tau+1} \quad (14)$$

が成立つことを使うと、(12)式から、投資家が予想する将来の為替レート $E_t \pi_{t+\tau}$ についての定差方程式が得られる。¹⁸⁾

$\tau \geq 1$ について、

$$E_t \pi_{t+\tau+1} - \left(\frac{a}{b} + 2 \right) E_t \pi_{t+\tau} + E_t \pi_{t+\tau-1} = X_{t+\tau} \quad (15)$$

ただし $X_{t+\tau}$ は、

$\tau \geq 2$ について、

$$X_{t+\tau} = (r_{t+\tau} - r_{t+\tau-1}) - (r_{t+\tau}^* - r_{t+\tau-1}^*) - \frac{a}{b} \bar{\pi}_{t+\tau} \quad (16)$$

$\tau = 1$ について、

$$X_{t+1} = \left\{ r_{t+1} - (r_t + v(t)) \right\} - \left\{ r_{t+1}^* - (r_t^* + w(t)) \right\} - \frac{a}{b} \bar{\pi}_{t+1} \quad (16')$$

を意味するものとし、また $E_t \pi_t$ は、 $\pi(t)$ をあらわすものとする。

詳しい考察は補論 2 に譲るが、解を有界な $E_t \pi_{t+\tau}$ の経路のみに限定すると（有界な経路以外の解の場合には、予想される将来の実質対外純資産 $E_t Z_{t+\tau}$ が $+\infty$ または $-\infty$ に発散してしまう）、(15)式および(13)式から今期の実質為替レート $\pi(t)$ を解くことができ、次のような為替レート決定式が得られる。

$$\pi(t) = \underbrace{(1-\lambda) \left[\bar{\pi}_t + u(t) + \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i \bar{\pi}_{t+i} \right]}_{\text{アンカー要因}} + \lambda \left[\left(r_t^* + w(t) \right) - \left(r_t + v(t) \right) \right]$$

$$\underbrace{+ \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i (r_{t+i}^* - r_{t+i})}_{\text{金利差要因}} - \underbrace{(1-\lambda) \frac{1}{a} Z(t-1)}_{\text{為替リスク要因}} \quad (17)$$

なお、 λ は定差方程式 (15) の特性根のうちの小さい方の根で、

$$\left. \begin{aligned} 0 < \lambda < 1, \quad \frac{a}{b} &= \frac{(1-\lambda)^2}{\lambda}, \\ \lambda &= \frac{\frac{a}{b} + 2 - \sqrt{\left(\frac{a}{b} + 2\right)^2 - 4}}{2}, \\ \frac{d\lambda}{d\left(\frac{b}{a}\right)} &> 0, \\ \frac{b}{a} \lim_{\rightarrow 0} \lambda &= 0, \quad \frac{b}{a} \lim_{\rightarrow +\infty} \lambda = 1 \end{aligned} \right\} \quad (18)$$

等の性質をもつ。なお、新開 (1969) でも指摘されたように、(18)式から経常収支関数の係数 a が大きくなると λ は小さくなり、為替投機の感応度 b が大きくなると λ は大きくなるのがわかる。

さて、為替レート決定式 (17) において、第 1 項をアンカー要因、第 2 項を金利差要因、第 3 項を為替リスク要因と呼ぶことにし、各要因について考察してみよう。

まず為替リスク要因について考えよう。たとえば自国の実質対外純資産 $[Z]$ が正の時、外為市場が均衡するためには、自国投資家が外貨建て証券を保有しようと意図するか、外国投資家が邦貨建て負債を負おうと意図する必要がある。このた

18) (15)式の動学的性質は、Muth (1961) の後半の在庫モデル、新開 (1969)、Black (1973)、Hamada・Muto (1982) の動学式とはほぼ同じである。

め外為市場の均衡において、外貨建て証券の期待収益率が、邦貨建て証券のそれよりもリスク・プレミアム分だけ高くなるのである(5)'式参照)。従って内外実質金利差を与件とすれば、自国の対外純資産〔Z〕が大きい時ほど外貨の期待騰貴率〔 $E_t \pi_{t+1} - \pi(t)$ 〕が大きくなる必要があるが、これは今期の実質為替レートが長期的な均衡水準(のちに述べるようにアンカー要因がこれをあらわしている)よりも低くなって(円高)、投資家が将来の外貨の騰貴を予想するようになることで達成される。なおこの円高は、自国経常収支を赤字化し、過大なZを減少させていく働きもする。

さて、この為替リスク要因の実質為替レートへの影響は、為替リスクが当期のみ存在するのであれば微小だろう。しかし過大なZは経常収支の赤字によって徐々に調整されていくものであるから(その調整速度は補論4で示すように $(1-\lambda)$ である)、今期のZが多額である場合には、短期間のうちにZがゼロになるとは考えられない。そして将来もZが正である限り、外為市場が均衡するためには外貨が騰貴していく必要がある。このように人々が予想すれば、 $\pi(t)$ は将来の外貨騰貴の累積和分だけ低水準(円高)になる。従って、為替投機の感応度bが小さく同じZの下でのリスク・プレミアム〔 Z/b 〕が大きくなるほど、またaが小さく経常収支による対外純資産の調整が円滑に進まないと予想されるほど、対外純資産が為替リスク要因として今期の実質為替レート〔 $\pi(t)$ 〕に及ぼす影響は大きくなる(証明は脚注19に示す)。

金利差要因は、Dornbusch(1976)が示したように、たとえば外国実質金利〔 r^* 〕が自国実質

金利〔 r 〕より高い時外為市場が均衡するためには、今期の為替レート〔 $\pi(t)$ 〕が長期的な均衡水準よりも高くなって(円安)、将来の自国通貨の騰貴を投資家に予想させ、内外証券の期待収益率の格差が小さくなる必要があることを表している。為替リスク要因の場合と同様に、このメカニズムの $\pi(t)$ への影響は、内外短期実質金利差が当期のみであれば微小だが、将来も金利差が継続すると予想される場合には無視できないものとなる。

ただしDornbuschモデルでは、 $\pi(t)$ への影響は、予想される内外金利差の総和と考えられていたのに対し、本稿のモデルではそれよりも小さな値になっている。この違いは、Dornbuschモデルが内外証券を完全代替であると仮定していたのに対し、本稿では為替リスク要因を考慮に入れていることに起因する。第7節でも示すように、本稿モデルでは以下のメカニズムが働く。たとえば、外国金利が自国金利より高い状態が続くと予想される場合には、確かに π は上昇する(円安)。しかし円安は経常収支を黒字化し、将来の自国の実質対外純資産を大きなものにするはずである。したがって将来、外国証券保有のリスク・プレミアム〔 Z/b 〕は高くなり、その時点では自国通貨の騰貴がそれほど予想されなくても、投資家にとって自国証券は魅力あるものとなり、将来の外為市場は均衡することが予想される。このため今期の実質為替レート〔 $\pi(t)$ 〕が大幅に減価する必要はなくなるのである。なお、以上の説明から当然推測できるとおり、為替投機の感応度〔b〕が大きい、または経常収支の実質為替レートに対する反応が小さい〔低いa〕場合には λ は大きい

19) 為替リスク要因の係数 $(1-\lambda) \cdot \frac{1}{a} \left(\text{すなわち(18式より、} \frac{\lambda}{1-\lambda} \cdot \frac{1}{b} \right)$ はaとbの関数であるが、

$$\frac{\partial}{\partial a} \left(\frac{\lambda}{1-\lambda} \cdot \frac{1}{b} \right) = \frac{1}{(1-\lambda)^2} \cdot \frac{1}{b} \frac{\partial \lambda}{\partial a} < 0$$

$$\frac{\partial}{\partial b} \left((1-\lambda) \frac{1}{a} \right) = -\frac{1}{a} \frac{\partial \lambda}{\partial b} < 0$$

く、したがって金利差要因は $\pi(t)$ に大きな影響を持つようになる。

また(17)式から、金利差要因は、今期内外実質金利差がなくても近い将来内外実質金利差が生じると人々が予想するだけで $\pi(t)$ に影響を及ぼすこと、また λ が大きくなるほど遠い将来の内外実質金利差も影響するようになることが分かる。

最後に、アンカー要因について考察する。 $\bar{\pi}_{t+\tau} (\tau \geq 0)$ が一定の値 $\bar{\pi}$ で、今期の攪乱項 $u(t)$ がたまたまゼロであった場合には、アンカー要因は $\bar{\pi}$ そのものとなる。第7節の動学分析で示すように、この場合には実質為替レート $[\pi]$ は、もともと経常収支を均衡させる水準として定義されたこの均衡実質為替レート $[\bar{\pi}]$ へと収束していく。これはたとえば π が $\bar{\pi}$ より高い(円安)時には、自国の経常収支が黒字となるために Z が増加し、これが為替リスク要因を通じて π を下落させていくからである。

したがってアンカー要因は、実質為替レートが、一時的には為替リスク要因や金利差要因の影響をうけることがあっても、長期的な視点から見れば経常収支を均衡させる水準に繋ぎ止められていることを反映しているのだと言えよう。また、

$$\pi(t) = \pi^n(t) + P^*(t) - R(t)$$

だったから、名目為替レート $[\pi^n(t)]$ が、長期的には購買力平価要因 $[P(t) - P^*(t)]$ と、均衡実質為替レート $[\bar{\pi}]$ に繋ぎ止められていると言うこともできる。²⁰⁾

一方、将来、貿易構造の変化や内外の景気の食いつきの違いのため均衡実質為替レートの変化が予想される場合には、アンカー要因は、今期の均衡実質レート $[\bar{\pi}_t]$ ではなく、遠い将来の均衡レートほどウェイトの小さい、今期および将来の $\bar{\pi}_{t+\tau}$

の加重平均値となる $[(1-\lambda) + (1-\lambda) \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i = 1]$ より]。ここで将来の $\bar{\pi}_{t+1}$ もまた $\pi(t)$ に影響するのは、第7節でも示すように、たとえば将来 $\bar{\pi}_{t+\tau}$ が下落する場合には、将来自国の経常収支が黒字化し円高になることが予想されるので、今期のうちにも投資家は減価の予想される外貨を売却し邦貨を購入する行動をとるためである。

以上見てきたように本稿モデルでは、為替レートが内外貨建て資産の相対価格としての性格をもっているために、内外実質金利差に影響をうけるという現象と、為替レートが長期的には経常収支を均衡させるような水準に(したがって貿易構造や購買力平価要因に)繋ぎ止められているという現象を、同時に説明することができる。そしてまた、為替レートが長期的な均衡水準に収束していく現象を、経常収支の不均衡によってストックとしての外貨需給が変化していくという自然なメカニズムで説明することができる。

なお、このような性格をもつ本稿モデルにおいては、為替投機の感応度 $[b]$ や経常収支の実質為替レートに対する反応の程度 $[a]$ の強・弱が、為替リスク、金利差、アンカーという3つの要因が為替レートを決定する比重を左右することも分かった。この関係を表にまとめると表1のようになる。²¹⁾

これを見ると、為替投機の感応度 $[b]$ が大きくなるほど為替レートに対する金利差と期待の要因の影響は大きくなり、また経常収支不均衡の影響は小さくなることが分かる。さらには第7節の結論を先どりすれば、 b が大きくなるほど為替レートの経常収支調整機能は弱くなる。したがって b が増加することは、第1節で述べた為替レートの2つの性格のうち、経常収支を均衡させるよ

20) Kouri・de Macedo (1978) および新開 (1982) は、購買力平価要因と均衡実質為替レートが、金融資産の相対価格としての名目為替レートを繋ぎ止める錨の役割を果たすという意味で、アンカーと呼んでいる。

21) この結論のうち一部は、Hamada・Muto (1982) でも既に指摘されている。

II. 報告論文

表1 a及びbの大小と為替レート決定要因の為替レートへの影響力との関係

	a (経常収支関数の係数)が大ほど	b (為替投機の感応度)が大ほど
為替リスク要因の影響	小	小
金利差要因の影響	小	大 [また、遠い将来] の影響大になる]
アンカー要因の影響	当期及び近い将来の影響大 遠い将来の影響小	当期及び近い将来の影響小 遠い将来の影響大

(注) aの大小は、経常収支の実質為替レートに対する弾力性の大小とはほぼ同じ意味を持つ。

うに貿易構造や購売力平価から決ってくるという(いわば)実物的側面を弱め、また内外貨建て金融資産の相対価格という(いわば)貨幣的側面を強める傾向がある。

この理由は、直観的には次のように説明できるだろう。本稿のモデルでは、為替レートの長期的な均衡水準への収束は、経常収支の不均衡が対外純資産を変化させ、これが為替リスク要因を通じて為替レートを変化させるというメカニズムによって達成される。たとえば、自国高金利のために為替レートが長期的な均衡水準より低い場合(円高)には、自国の経常収支が赤字化して対外純資産が減少し、外貨のリスク・プレミアム $[Z/b]$ が低下して将来それほど外貨の騰貴が予想されなくても外為市場が均衡するようになるため、為替レートとその長期的な均衡水準との乖離が縮まって行く(円安化)。ところが為替投機の感応度 $[b]$ が大きい時には、対外純資産が減少しても外貨のリスク・プレミアム $[Z/b]$ の低下は小幅で、為替レートとその長期的な均衡水準との乖離は容易に縮まらないのである。そしてまた、このような現象が将来予想されるため、為替投機の感応度 $[b]$ が大きい時には、今期の為替レートの均衡水準からの乖離は大きなものとなるのである。

5. 為替投機の感応度 $[b]$ の決定要因

前節では、為替リスク、金利差、アンカー等の諸要因が為替レートに与える影響が、経常収支関数の係数 $[a]$ および為替投機の感応度 $[b]$ に決定的に依存していることを示した。そこで本節では、 b がどのような要因に依存しているかを考察しよう。

新開(1969)、およびHamada・Muto(1982)でも指摘され、また補論1でも示したように、資産選択理論によれば、一定の仮定のもとで b は投資家の数に比例し、一方投資家の平均的な(絶対的)危険回避の度合および外国証券収益率の予想される分散(インフレリスクを捨象する本稿ではこれは来期の実質為替レートに関する予測誤差の分散に等しい)に反比例する。しかし以上の考察だけでは、 b の決定要因についてのわれわれの知識は不完全なものである。なぜなら、投資家の予想する為替リスクの程度(来期の実質為替レートに関する予測誤差の分散)がどのように決ってくるかに答えていないからである。

われわれは再び投資家の抱く予想の問題(今度は来期の為替レートの水準ではなく、予測誤差の分散についての予想の問題)に直面していることになる。ここでも前の場合と同じように、合理的期待仮説を使ってこの予想の問題に暫定的にせよ

答えてみることにしよう。

投資家の数 $[n]$ 、および彼らの平均的な(絶対的)危険回避の度合 $[\alpha]$ を与件とすれば、投資家の予想する予測誤差の分散 $[\sigma_{\pi}^2]$ とあわす] が与えられれば b が決る。一方 b が与えられれば、第4節のモデルを使って、 t 期の情報を前提とした $t+1$ 期の実質為替レートの分散 $[E_t(\pi(t+1) - E_t\pi_{t+1})^2]$ 、これを σ_{π}^2 とあわす] を導出することができる。そこでわれわれは、投資家は非常に合理的であり、ちょうど

$$\sigma_{\pi}^{2*} = \sigma_{\pi}^2 \quad (19)$$

となるような水準で、実質為替レートの分散を予想するものと仮定する。

この条件をみたす σ_{π}^2 および b は存在するのだろうか、一意に決るのだろうか、またそれは与件にどのように依存するのだろうか。

数学的な考察は補論3に譲ることとし、ここでは結論のみを紹介する。なお、以下の結論を得るために、攪乱項 $u(t)$, $v(t)$, $w(t)$ は3変量正規分布にしたがうこと、および $u(t)$ は $v(t)$ および $w(t)$ と無相関であること、を(10式)に加えて仮定した。

まず、存在と一意性についての結論を表にまとめると次頁のようになる。²²⁾

この表で興味深いのは、内外金利差 $[r^*(t) - r(t)]$ に関する攪乱 $[w(t) - v(t)]$ の分散がゼロで、金利に関する攪乱が実質的に存在しない

$\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw} = 0$ の場合であろう。この時 $b = +\infty$ [したがって $\sigma_{\pi}^2 = 0$] が解となり、また均衡実質レートに関する攪乱 $u(t)$ の分散 $[\sigma_u^2]$ が小さい時には、それ以外の解は存在しないのである。

$b = +\infty$ が解となるという現象は次のように解釈できる。今、人々が為替リスク $[\sigma_u^2]$ は存在しないものと予想して無限に弾力的に為替投機を行うと、Dornbusch モデル(1976)のように為替レートは金利差要因のみで決ってきて、 $u(t)$ には依存しなくなる(p.63, A(24)式)。したがって、攪乱項が経常収支要因のみである場合には為替リスク $[\sigma_{\pi}^2]$ はなくなり、²³⁾ 人々の予想は適中するのである。

また σ_u^2 が小さい時 $b = +\infty$ 以外に解がなくなるという現象は、次のように解釈できる。今 σ_u^2 が小さい場合には、為替リスクは小さく、したがって b は大きな値になる。ところが b が大きな値となると λ は1に近づき、(17式)からも明らかなように、為替レートに影響するアンカー要因のうち、今期の攪乱 $u(t)$ のウェイトは小さな値となる。攪乱が $u(t)$ のみの場合には、これは σ_{π}^2 を小さくする。この時 b はさらに大きい値となるが、これは σ_{π}^2 をさらに小さくする。したがって、(19式)をみたす有限の b は存在しないのである。

なお、 $\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw} = 0$ で $\sigma_u^2 > \frac{n}{\alpha \cdot a}$ の

22) McCafferty・Driskill (1980) は、Muth (1961) の在庫モデルをそのまま使って、予測誤差の分散に関する合理的期待均衡の存在と一意性の問題を分析している。ただし彼らのモデルでは、Muth と同様に、財の生産に1期のタイムラグがあり、企業は来期の財価格の予想に基づいて生産を行う、と仮定されているため、本稿とは違った結論が出されている。しかし、Kawai (1983) も指摘するように、企業が不確実な価格予想に基づいて生産を行うと仮定する以上、この供給行動のパラメータもまた経済的に決ってくるはずなのに、彼らの論文はこのメカニズムを考察していない点で問題がある。

彼らのモデルにおいても、生産にタイムラグがないと仮定するか、または当該財の先物市場が存在し、直先市場間で敏感に裁定が行われると仮定する場合には、合理的期待均衡の存在と一意性についての結論は、本稿とは同じになることが容易に証明できる。

ただし Kawai (1983) に示されたように、取引動機に基づく在庫保有や、在庫保有のコストの問題を考慮に入れると、結論は非常に複雑になる。

23) Driskill・McCafferty (1982) 参照。

II. 報告論文

表2 予測誤差の分散に関する合理的期待均衡の存在と一意性

	$\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw} > 0$ の時	$\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw} = 0$ の時	
		$\sigma_u^2 > \frac{n}{\alpha \cdot a}$ の場合	$\sigma_u^2 \leq \frac{n}{\alpha \cdot a}$ の場合
R.E.均衡の数	1 つ	2 つ	1 つ
R.E.均衡における b および σ_π^2 の値と為替レート決定式	$\begin{cases} \text{正で有限の } b \\ \text{正で有限の } \sigma_\pi^2 \end{cases}$ (17式)	$\begin{cases} \text{正で有限の } b \\ \text{正で有限の } \sigma_\pi^2 \end{cases}$ (17式) $\begin{cases} b = +\infty \\ \sigma_\pi^2 = 0 \end{cases}$ A 24式	$\begin{cases} b = +\infty \\ \sigma_\pi^2 = 0 \end{cases}$ A 24式

- (注) 1. $\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw}$: 内外金利差に関する攪乱 $[w(t) - v(t)]$ の分散
 2. σ_u^2 : 均衡実質レートに関する[すなわち経常収支に関する]攪乱の分散
 3. σ_π^2 : 為替レートに関する予測誤差の分散[為替リスクの大きさをあらわす]
 4. α : 絶対的危険回避度の平均
 5. n : 投資家数
 6. a : 経常収支関数の係数
 7. b : 為替投機の感応度

ケースのように、為替リスクに関する期待について2つの自己実現的な予言[self-fulfilling prophecies]が存在するというのは興味深い現象である。²⁴⁾ 現実の為替レートの推移を見ると、外生的な攪乱要因にはそれほど変化はないのに、為替レートが非常に激しく乱高下する時期や、為替レートの変動が非常に小さい時期がしばしばあらわれているが、これは、人々が為替リスクが小さいと考えて行動すると実際に乱高下が減少し、為替リスクが小さくなって予想が裏づけられ、またリスクが大きいと考えて行動すると実際に乱高下が多発し、為替リスクが大きくなってやはり予想が裏づけられるというメカニズムで説明

できるかもしれない。

次に、 σ_π^2 および b を決定する要因についての補論3.の結論を紹介しよう。ただし現実には金利に関する攪乱も無視できないと考えられるので、 $\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw} > 0$ の場合についてのみ考察する。この結論は、次頁の表のようになる。

したがって、投資家の数 $[n]$ が大きかったり、危険回避度 $[\alpha]$ が小さかったり、攪乱項の分散 $[\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw}, \sigma_u^2]$ が小さかったりすると b が大きくなり、また攪乱項の分散が大きいと σ_π^2 が大きくなる、という通常の直観と一致する結論が得られた。また、 n が大きかったり、 α が小さかったりして b が大きい時、金利の攪乱

24) Taylor (1977) は、発散しない合理的期待均衡が複数ある場合には、均衡価格の分散が小さい方の解を真の合理的期待均衡と考えるという選択基準を提唱した。彼によればその理由は、通常、均衡価格の分散が小さいほど人々の効用は高まる傾向にあるので、合理的な人々は均衡価格の分散が小さい方の解を一致して選択するだろうと考えられるからである。仮にこのTaylorの基準を使うなら、 $\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw} = 0$ の場合には、合理的期待均衡は、 $b = +\infty$ 為替レート決定式がA 24式となる状況だということになる。

II. 報告論文

表3 為替投機の感応度〔b〕と為替レートの予測誤差の分散
〔 σ_{π}^2 〕を決定する要因
〔 $\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw} > 0$ のケース〕

	n (投資家の数) が大 ほど	α (絶対的危険回避度) が大ほど	$\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw}$ およ び σ_u^2 が大ほど
b 〔為替投機 の感応度〕	大	小	小
$\sigma_{\pi}^2 = \sigma_{\pi^e}^2$ 〔為替レート の予測誤 差の分散〕	$\lambda(\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw}) > (1-\lambda)\sigma_u^2$ の時には大	$\lambda(\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw}) > (1-\lambda)\sigma_u^2$ の時には小	大
	$\lambda(\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw}) < (1-\lambda)\sigma_u^2$ の時には小	$\lambda(\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw}) < (1-\lambda)\sigma_u^2$ の時には大	

(注) λ については18式、その他の記号については表2参照。

項の分散〔 $\sigma_v^2 + \sigma_w^2 - 2\sigma_{vw}$ 〕が均衡実質レートの攪乱項の分散〔 σ_u^2 〕に比べ大きい場合には σ_{π}^2 が大きくなり、一方逆の場合には σ_{π}^2 が小さくなる、という興味ある結論も得られた。これは、b が大きく、したがって λ が大きいほど、金利差要因が為替レートに及ぼす影響が大きくなり、アンカー要因のうち今期の均衡レートの変動が為替レートに及ぼす影響が小さくなるためと考えられる。

6. 為替レート決定要因の比重の変化

為替管理の自由化等のため、わが国では1970年代末頃から、日本の居住者で外貨ポジションを持つと意図する投資家、および外国の居住者で円ポジションを持つとする投資家の厚みは、急増してきたものと考えられる。たとえば対内、対外証券投資残高は、ともに1978年前後から急増しているが(図1参照)、これは国際貸借の厚みが増したことを示している。また必ずしも国際貸借を伴わない為替投機も増加している。たとえばシカゴ IMM における日本円先物取引出来高は、

1977~78年頃から急増しており(表4参照)、新しい外人投資家層が多数円ポジションを負うようになったことをうかがわせる。また新外為法施行による変化としては、インパクトローンと外貨預金の急伸が著しい(図2、表5参照)。このうちどれだけが先物カバー付きで行われているかは明らかでないが、外貨ポジションを負う邦人投資家層が増えていることは確実だろう。

以上のような変化は、前節で示したように、為替投機の感応度〔b〕を上昇させる効果を持っていたものと考えられる。そしてbが増大したとすれば、表1でも示したように、為替レートを決定する3つの要因のうち為替リスク要因の比重を低くし、同時に金利差要因の比重を高くしたと考えられる。²⁵⁾

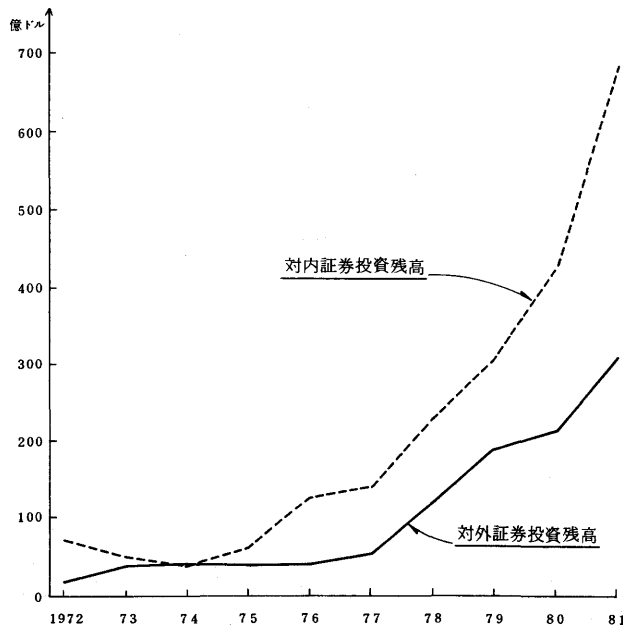
このような為替レート決定要因の変化が起きたか否かを、為替レート決定式(17)を単純化した式をダミー変数を使いながら回帰分析することによって調べてみる。なお、実証分析のための単純化として以下の仮定を置く。

第1に、世界には日本と米国の2国のみが存在

25) なお、1979年10月以降、米国の名目および実質金利の変動は大きくなったが、これは表3に示したように、bを低下させる効果を持っていたものと考えられる。

II. 報告論文

図 1. 対内外証券投資残高



- (注) 1. 本邦対外資産負債残高表によって作成した。
 2. 対内投資には政府部門に対する証券投資を含む。
 3. 年末値。

するものとする。

第2に、モデルの1単位期間を四半期と考え、1973年第1四半期から1982年第4四半期までの四半期データで計測する。

第3に、政府部門の保有する外貨建て資産の問題については第8節で考察することにして、本節では無視する。このような単純化は、小宮・須田(1983、歴史政策編第10章)が指摘するように、人々が非常に合理的で政府部門が保有する外貨建て資産についても自らのポートフォリオと同様に為替リスクを感じるというネオ・リカード派の主張が正しい場合か、または政府部門が民間部門と同様に資産価値最大化をめざして行動している場合等においてのみ正当化される。

第4に、利率の期間構造に関する期待理論に従い、将来の短期名目金利に関する人々の予想は長期名目金利に反映されているものとする。そして、短期名目金利(四半期あたり)の予想値

$r_{t+\tau}^n$ は、平均的には10年物証券の名目金利 [$R^n(t)/4$: 四半期あたり] と等しいものとし、

$$r^n(t) + \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i r_{t+i}^n = \frac{1}{(1-\lambda)^4} R^n(t) \quad (20)$$

と考えることにする(外国の短期名目金利 $r_{t+\tau}^{n*}$ と長期名目金利 $R^{n*}(t)$ の関係についても同様)。

第5に、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1年間の事後的なインフレ率 $\frac{1}{4} \{ \ln \underline{P}(t+4) - \ln \underline{P}(t) \}$ で近似できるものとする。そして、

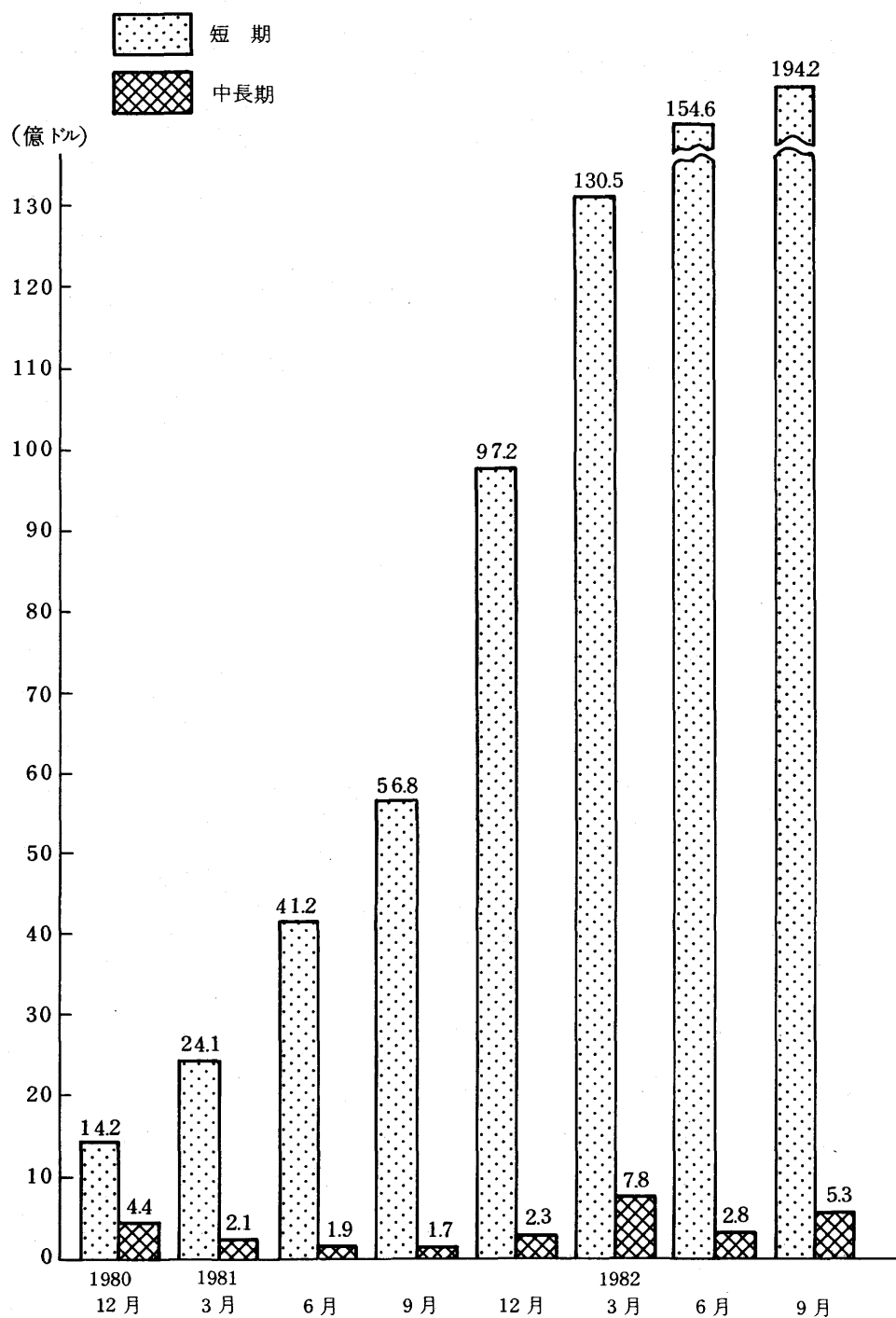
$$\begin{aligned} & \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i (P_{t+i+1} - P_{t+i}) \\ &= \frac{1}{(1-\lambda)^4} \{ \ln \underline{P}(t+4) - \ln \underline{P}(t) \} \quad (21) \end{aligned}$$

と考える。

第6に、わが国の対外純資産については、1977年末の本邦対外資産負債残高表におけるわが国の対外純資産[219億8千万ドル]を起点として、

Ⅱ. 報告論文

図2 インパクト・ローンの推移(実行ベース)



(注) 『図説：国際金融』(昭和58年版)より。

II. 報告論文

表4 シカゴ IMM (The International Monetary Market) に
おける日本円先物取引出来高

(単位 10 億円)

1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
550	1,571	90	22	18	1,028	4,522	4,121	7,188

(注) 小口幸伸『外為市場の素顔』(マネックス出版会、1983)の図Ⅲ-②をもとに作成した。

表5 昭和57年中における居住者外貨預金の月末残高推移

(単位 百万ドル)

	残	高	対前月末増減
昭 55. 12	3,753		1,439
56. 12	4,792		-
57. 1	4,600		△ 192
2	4,637		37
3	4,426		△ 211
4	5,122		696
5	4,883		239
6	5,044		161
7	5,901		857
8	5,958		57
9	5,906		△ 52
10	6,213		307
11	6,106		△ 107
12	7,187		1,081

(注) 1. 主要外為公認銀行34行ベースによる。

2. 大蔵省『国際金融局年報』(昭和58年版)より。

それ以前と以後の資産額については累積経常収支²⁶⁾を加算または差し引くことにより近似する。なお、第2節(脚注9)でも述べたように、輸出入契約残高も内外投資家が負わねばならない為替リスクに含まれるので、Zについて1期リードをとった。また対外純資産を米国のGNPデフレーターで割ることにより実質化した。

第7に、アンカー要因について次のような仮定を置く。現在および将来の均衡実質レートについての人々の認識(したがって経常収支についての予

想)の変化は、為替レートを決定する要因として重要だと考えられる。しかしこの10年間のように、経常収支が内外景気の動向、オイルショック等実質為替レート以外の要因で大幅に変動し、またJカーブ効果も働いているかもしれない状況では、現在および将来の均衡実質レートについての人々の認識を知ることは非常に困難である。そこでやむをえず、この問題についての分析は今後の課題として、ここでは人々が予想する将来の均衡実質レートの加重平均値は、計測期間を通じ

26) この近似は、1970年代についてはほぼ正確だが、1980年代についてはかなりの誤差を伴う。詳しくは『国際金融局年報』(昭和58年版、p.70)参照

て一定であるものと仮定した。²⁷⁾

以上の単純化のもとで(21)式は、

$$\pi(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left[\left\{ R^{n*}(t) - \ln P^*(t+4) + \ln P^*(t) \right\} - \left\{ R^n(t) - \ln P(t+4) + \ln P(t) \right\} \right] + \alpha_2 Z(t) + \varepsilon(t) \quad (22)$$

と表わせる。ただし、

$\pi(t)$: 円・ドル実質為替レート [邦貨建て、対数値]

t 期の名目為替レート [(期末日) 対数値] を

$\pi^n(t)$ とすれば、 $\pi(t) = \pi^n(t) + \ln P^*(t) - \ln P(t)$ 。

$R^n(t)$: 日本国債最長期物金利 (年率、期末日)

に 1 を加えた値の対数値。

$P(t)$: 日本の GNP デフレーター。1973 年第 1

四半期を 1 とする。1983 年については、OECD Economic Outlook の予測値を使用。

$R^{n*}(t)$ 、 $P^*(t)$: 米国についての同様の変数。

$Z(t)$: 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 10 億ドル、1 期リードをとった) を米国 GNP デフレーターで実質化した値。²⁸⁾

$\varepsilon(t)$: 攪乱項

また α_0 、 α_1 、 α_2 はそれぞれ

$$\alpha_0 = \bar{\pi},$$

$$\left. \begin{aligned} \alpha_1 &= \frac{\lambda}{4(1-\lambda)}, \\ \alpha_2 &= -(1-\lambda) \frac{1}{a} = -\frac{\lambda}{(1-\lambda)b} \end{aligned} \right\} \quad (23)$$

ただし a の単位は、10 億ドル / 四半期・米国物価指数、 b の単位は、10 億ドル・四半期 / 米国物価指数となる。

(22) 式は、累積経常収支を実質化していること、係数の解釈が異なること、第 3 国効果を無視していることを除いて、内外金利差として長期金利差を使った場合の、深尾光洋 (1983、第 7 章) の推定した回帰式と同じである。²⁹⁾

この (22) 式について、わが国で短資流入規制措置の逐次緩和と全面撤廃が行われた 1979 年第 1 四半期を境にして係数 α_1 、 α_2 がどのように変化したかを、ダミー変数を使って実証してみた。

通常の最小二乗法 (OLS) と同時に、誤差項の系列相関を考慮してコ克蘭・オーカット法 (CORC) によっても推定した。

結果は表 6 のようになり、OLS 法、CORC 法いずれの推定においても、1979 年第 2 四半期以後実質金利差の係数 $[\alpha_1]$ は上昇し、為替リスクの係数 $[\alpha_2]$ は低下したことをうかがわせる。ちなみに、CORC 法の場合でも、表中の α'_1 、

27) Dornbusch (1980)、Hooper・Morton (1982) においては、経常収支の不均衡や経常収支についての予測と実現値との乖離が、現在および将来の均衡実質レートに関する人々の認識を変化させることを通じて、為替レートに影響をおよぼす可能性が実証分析されている。

28) データの出所は、日銀『経済統計年報』、『国際金融局年報』、IMF International Financial Statistics、OECD Economic Outlook、ソロモンブラザーズ社資料等。なお、日本国債最長期物金利としては、1977 年 4 月以後は、日本銀行の大久保隆氏が作成された最長期物国債複利最終利回り期末日のデータを使わせていただき、またそれ以前は、最長期物国債店頭売買、売り気配四半期最終月の平均利回り (『経済統計年報』) を使用した。

29) 深尾光洋 (1983) では、資本取引が大幅に自由化された 1979 年 II 期以後、(短期または長期の) 実質金利差要因の係数が上昇したか否かが実証分析されており、短期金利差については係数の有意な増加があり、一方長期金利差については多少係数は増加しているもののその差は有意でない、との結論を得ている。しかしこの実証の前提となったモデルにおいては、金利差要因の係数は (1 / 為替レートの調整速度) とされており、かつ資本取引の自由化と為替レートの調整速度の関係は全く分析されていない。

II. 報告論文

表 6 為替レート決定式の推計(1)

計測期間
1973/I~1982/IV

手 法	定 数 項 α_0	実質金利差 ($\alpha_1 + \alpha_1' D$)		為替リスク ($\alpha_2 + \alpha_2' D$)		$\bar{R}^2$ s. e.	D.W. $\hat{\rho}$
		73/I ~ 79/I	79/II ~ 82/IV	73/I ~ 79/I	79/II ~ 82/IV		
OLS	5.65 (20.8)	0.913* (3.26)	2.40* (5.09)	-0.0156* (-8.04)	-0.0108* (-4.66)	0.749 0.0661	0.805
		両変数の F 値 = 18.2		両変数の F 値 = 33.9			
CORC	5.64 (11.1)	0.373 (0.63)	2.01* (3.79)	-0.0154* (-4.51)	-0.0103* (-2.62)	0.462 0.0532	2.02 0.617 (4.90)
		両変数の F 値 = 7.32		両変数の F 値 = 10.95			

- (注) 1. Dは1973/I~1979/Iにつきゼロ。1979/II~1982/IVにつき1。
 2. ()内はt値。*は5%水準で有意かつ正しい符号であることを示す。
 3. $\hat{\rho}$ は1階の系列相関係数の推定値。
 4. OLSの場合、 α_1' のt値は2.72、 α_2' のt値は2.98。
 5. CORCの場合、 α_1' のt値は2.09、 α_2' のt値は1.98。
 6. OLSの場合、 α_1' 、 α_2' 両変数のF値は6.52。一方F(2, 35)の1%臨界値は5.27。
 7. CORCの場合、 α_1' 、 α_2' 両変数のF値は2.71。一方F(2, 34)の10%臨界値は2.47。

α_2' 両変数のF値は、2.71と10%水準なら有意である。したがって両変数が変化していないとの帰無仮説は、一応棄却されると考えてもよいだろう。

なお、CORC法の推定結果によれば、金利差要因と為替リスク要因が実質為替レートにおよぼす影響は、以下のように著しく変化した。まず金利差要因については、1979年第1四半期までは、年率1%の内外長期実質金利差は実質為替レートを0.37%上昇(円安)させていたのに対し、1979年第2四半期以後は、実質レートを2%上昇させるようになった。しかも1979年第1四半期までについてはこの要因のt値はかなり低く、この期間については、実質金利差が果たして実質為替レートに影響をおよぼしていたか否かも確かではない。次に、為替リスク要因については、1982年末の名目値で考えて100億ドルの対外純資産の増加は、1979年第1四半期までは7.6%〔為替リスク要因の係数(-0.0154)÷1982年第4四

半期の米国物価指数(2.02)より〕実質為替レートを下落させていたのに対し、1979年第2四半期以後は実質レートを5.1%〔-0.0103÷2.02より〕しか下落させなくなった。

以上のように、1970年代末からの為替ポジションを負おうと意図する投資家の厚みの急増にともない、為替レートを決定する要因のうち、為替リスク要因の比重が低くなり、また同時に金利差要因の比重が高くなったとの仮説は裏付けられた。

さて次に、このような為替レート決定要因の比重の変化を考慮に入れる時、モデルの説明力がどれくらい上昇するかを見よう。

係数 α_1 、 α_2 が計測期間を通じて変化しなかったと仮定して、(2)式をCORC法により推計すると、表7の結果が得られた。

この推計結果と、表6のCORC法の場合の推計結果それぞれについて、導出される名目為替レートの観測値と理論値を比較してみた。ただし、理

Ⅱ. 報告論文

表 7 為替レート決定式の推計(2)

計測期間
1973/1~1982/Ⅳ

手 法	定 数 項 α_0	実質金利差 α_1	為替リスク α_2	$\bar{R}^2$ s. e.	D.W. $\hat{\rho}$
CORC	5.66 (89.3)	1.27* (2.91)	-0.0136* (-3.30)	0.328 0.0551	1.95 0.719 (6.55)

(注) 記号の意味は表6と同一。

論値のうち誤差項の系列相関の部分については、観測値を理論によって説明しているとは言い難いので、理論値から取り除いた。図3.Aは、 α_1 、 α_2 一定を仮定した表7の推計結果から導出した理論値と観測値であり、図3.Bは、 α_1 、 α_2 の変化を前提とした表6(CORC法の場合)の推計結果から導出した両値である。

この2つの図によれば、 α_1 、 α_2 の変化を仮定しないと、1980年後半の円高や1981年央のドル高をほとんど説明できないことが分かる。これは、たとえば1980年後半については、図4に示すように、内外実質金利差は日本有利である一方、わが国の対外純資産は非常に低い水準にあるため、金利差要因の比重の上昇と為替リスク要因の比重低下を考慮に入れないと円高が説明できないためである。

なお残念ながら、1982年の円安については、 α_1 、 α_2 の変化を仮定した図3.Bにおいても全く説明できていない。

7. 簡単なシミュレーション

本稿モデルの動学的な性質を理解するため、簡単なシミュレーションを行ってみよう。なお、前提となる動学式の導出は補論4で行い、本節では結果を中心に議論する。

まず、前節の実証分析をもとに、モデルの定数 a 、 b 、 λ の概数を得よう。前節表6のCORC法の場合の推定結果と(23)式から a 、 b 、 λ の一致推定量を求めると、表8のようになる。

したがって b が大幅に上昇したこと、 a が低下したことをうかがわせる。ここでたとえば、1979年第2四半期以後の $a = 22$ という値は、1982年のわが国輸出額は約1400億ドルだったから、実質為替レートが長期均衡水準より10%上昇(円安)すると、中期的に見て(経常収支黒字)／(輸出額)が6.3%生じると人々が予想していたことを示している。この a の値は、従来の経常収支や貿易収支の研究結果(たとえば天野(1982)、植田(1983))に比べると、かなり小さいと思われる。また本稿では特に b 変化の効果に注目したので、以下のシミュレーションでは、 a は同一で b と λ のみが異なる2つのケースを比較することにする。³⁰⁾

ケースA $a=50$ 、 $b=190$ 、 $\lambda=0.6$

ケースB $a=50$ 、 $b=3700$ 、 $\lambda=0.89$

について、いくつかの与件の変化後に予想される $E_t \pi_{t+\tau}$ 、 $E_t Z_{t+\tau}$ の経路を比較してみよう。

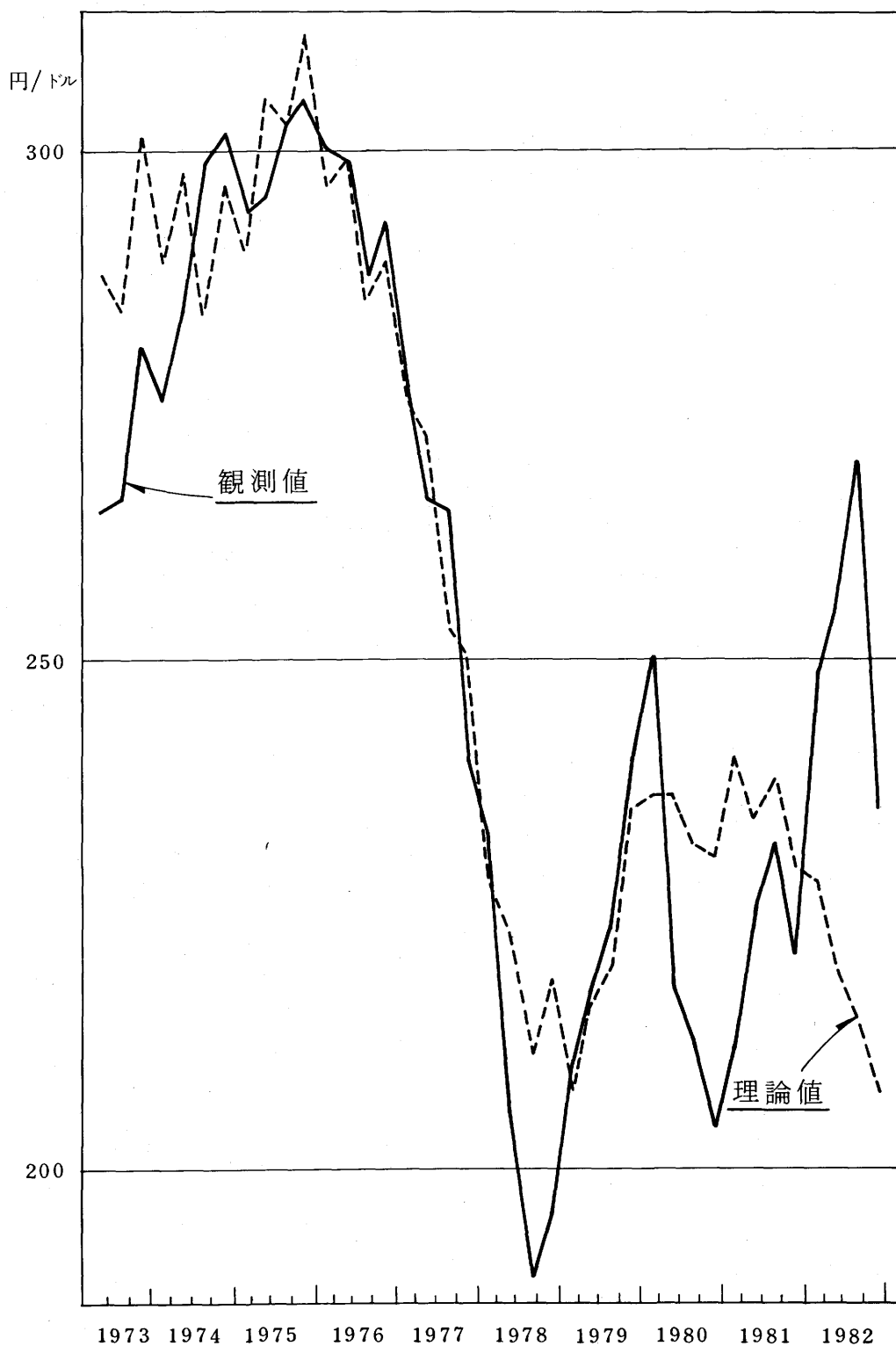
(1) 過大な対外純資産の調整

過去の攪乱によって、前期($t-1$ 期)の実質

30) a は同一と仮定し、また λ は表8の推定値をそのまま使っているため、ケースBにおいては b の値がやや過大となった。

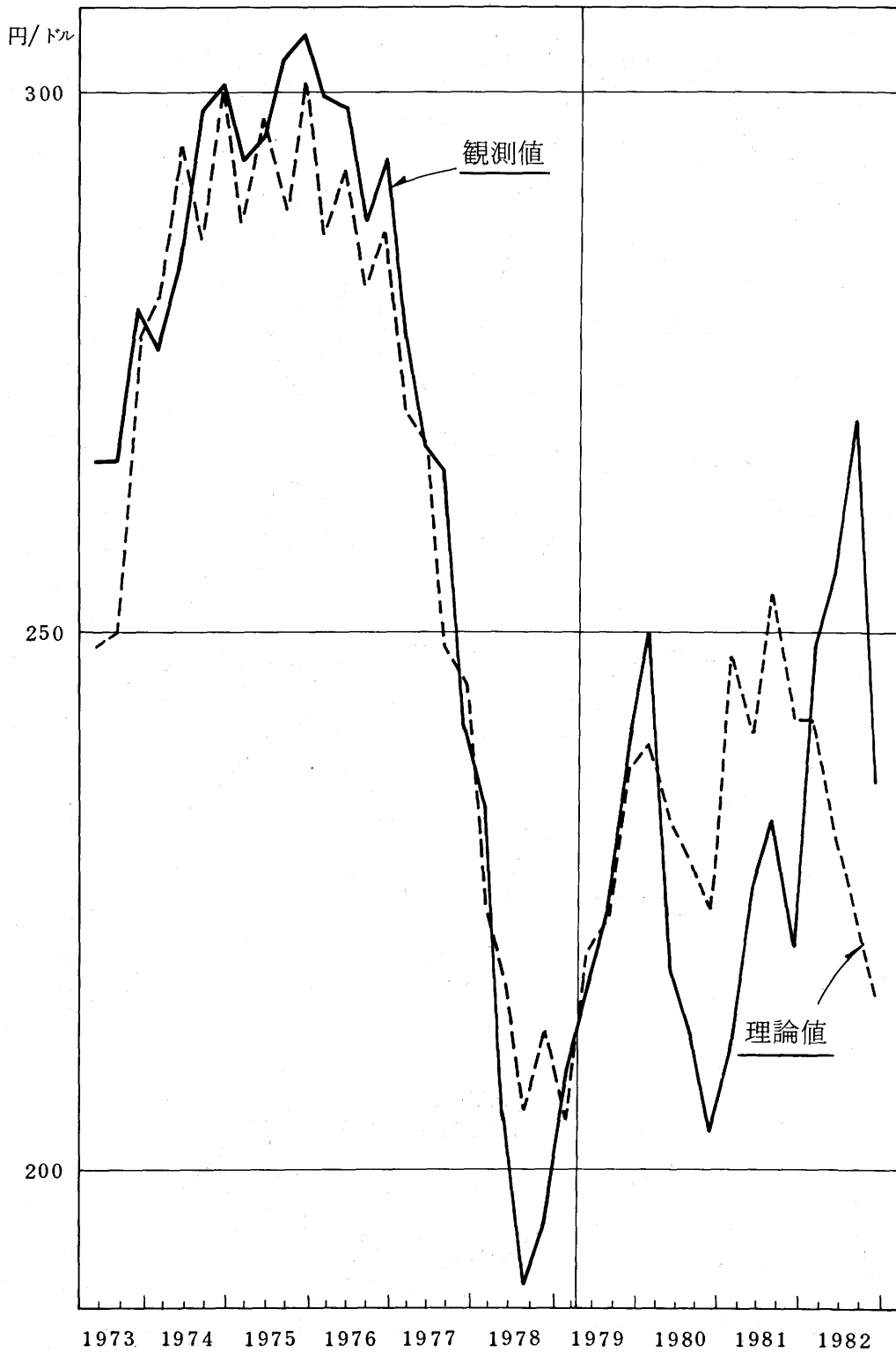
Ⅱ. 報告論文

図 3.A α_1, α_2 を一定とした場合の理論値と観測値



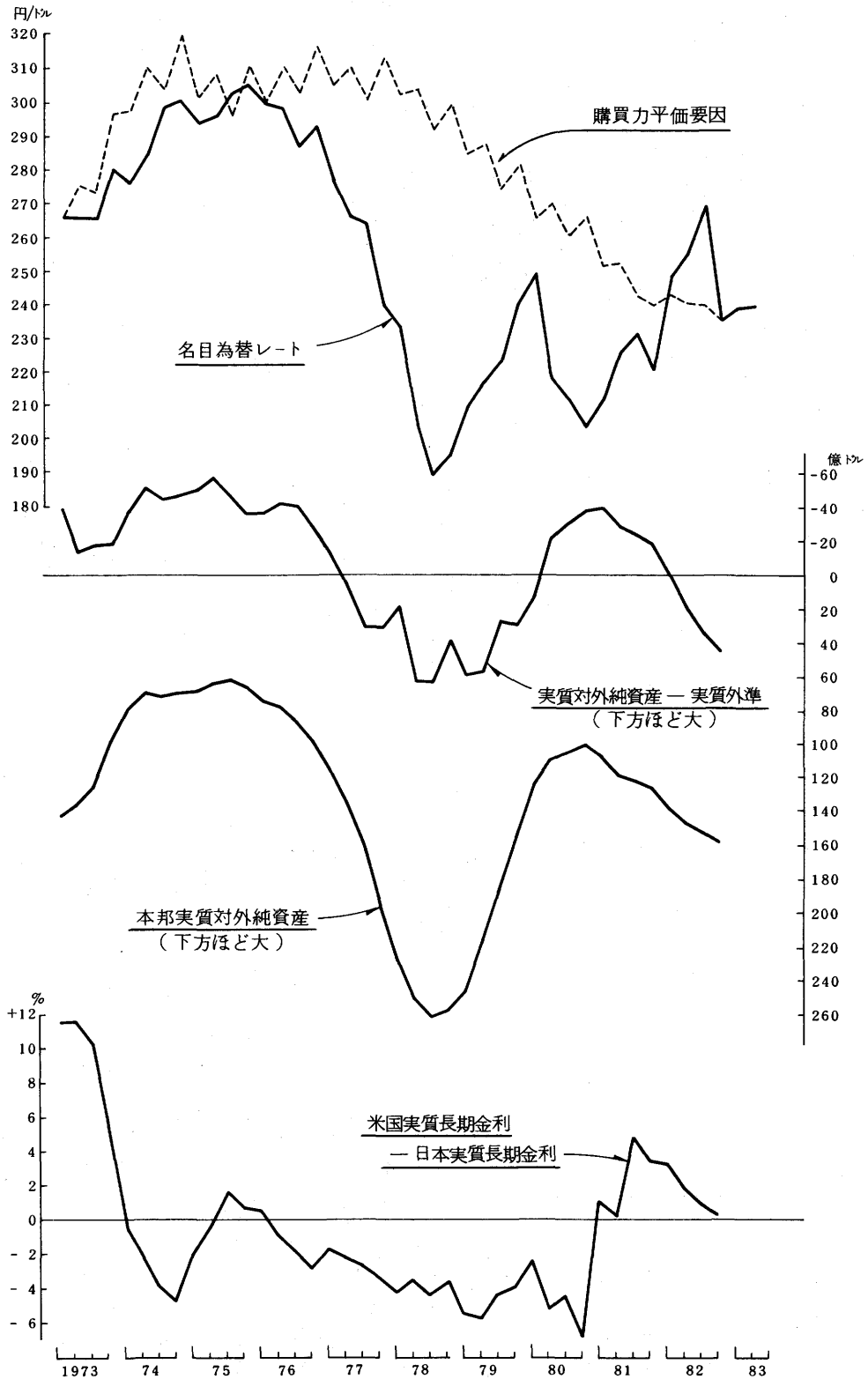
Ⅱ. 報告論文

図 3.B α_1 , α_2 の変化を前提とした場合の理論値と観測値



Ⅱ. 報告論文

図4. 為替レート決定要因の推移



II. 報告論文

表 8 a、b、 λ の推定値

	経常収支関数の係数 a	為替投機の感応度 b	(1 - 調整速度) λ
'73/1~'79/1	53	200	0.60
'79/II~'82/IV	22	1600	0.89
単 位	10 億ドル 四半期・外国物価	10 億ドル・四半期 外国物価	

注) a、bは、1982 年末の名目値と実質値を一致させるため、1982 年第 4 四半期の米
国物価指数が掛けてある。したがって以下のシミュレーションにおける実質値は、
1982 年末の値を 1 とした内外物価指数で名目値をデフレートした値と考えられる。

対外純資産〔Z〕が 200 億ドルになっているものとする。なお、均衡実質レートは一定で 200 円／ドル（したがって $\bar{\pi}_{t+\tau} = 1n\ 200$ ）、内外実質金利は現在および将来を通じて同一、今期の攪乱はゼロ〔 $u(t) = v(t) = w(t) = 0$ 〕とする。

この時、ケース A、B において予想される実質為替レート〔 $E_t \pi_{t+\tau}$ 〕と実質対外純資産〔 $E_t Z_{t+\tau}$ 〕の経路は、それぞれ図 5.A、B. のようになる。なお $E_t \pi_{t+\tau}$ については $\exp(E_t \pi_{t+\tau})$ と変換して、対数からもとの値にもどして表示した。また時間の単位は四半期である。

(17) 式の為替リスク要因の説明において述べたように、b が大であるゲース B の方が初期の為替リスク要因の影響は小さく、したがって為替レートの下落（円高）も小幅となる。しかし図 5.B のように、このケースでは経常収支の赤字幅が小さいため、対外純資産の調整には時間を要する。

(2) 予想されない均衡実質レートの低下

今期から 1 年間、たとえば米国好景気等のため、均衡実質レート〔 $\bar{\pi}_{t+\tau}$ 〕が 10% 下落して 180 円／ドルとなることが、今期突然人々に知られたものとする。もし実質レートが 200 円／ドルのままであれば、 $a = 50$ の下で、1 年間に約 200 億ドルのわが国経常収支黒字が予想されることになる。なお、1 年目以降の均衡実質レートは再び 200 円／ドルに回復すると予想されているものとする。

また前期の実質対外純資産〔 $Z(t-1)$ 〕はゼロ、また(1)と同様に内外金利差と今期の攪乱項はゼロと仮定する。

このシミュレーション結果は図 6.A、B のようになる。(17) 式からも分かるように、最初、実質レートは低下する（円高）。しかしやがて均衡実質レートが 200 円／ドルに回復する $t + 4$ 期に近づくにつれ、上昇していく。この過程では実質レートは均衡実質レート以上であるため、経常収支は黒字で実質対外純資産（Z）は増加していく。このようにして Z が蓄積されているため、 $t + 4$ 期に均衡実質レートが 200 円／ドルに回復しても、しばらくは実質レートは 200 円／ドル以下で、経常収支の赤字により Z が減少するにつれて 200 円／ドルに近づいていく。(17) 式でも見たように、b が大（したがって λ 大）である方がアンカー要因のうち将来の均衡レートの比重が大きいため、1 年後の均衡レートの 200 円／ドルへの回復を見越して初期の実質レートの低下は小幅となる。一方このため、経常収支の不均衡は非常に大きくなり、多額の Z が蓄積される。

(3) 予想されない内外実質金利差の発生

今後 2 年の間、外国実質金利が自国実質金利より年率 4 % 高くなることが、今期突然認識されるようになった場合について考える。3 年目以降は、内外実質金利差ゼロと予想されるものとする。な

Ⅱ. 報告論文

図 5.A 過大な対外負債の調整
(ケース A)

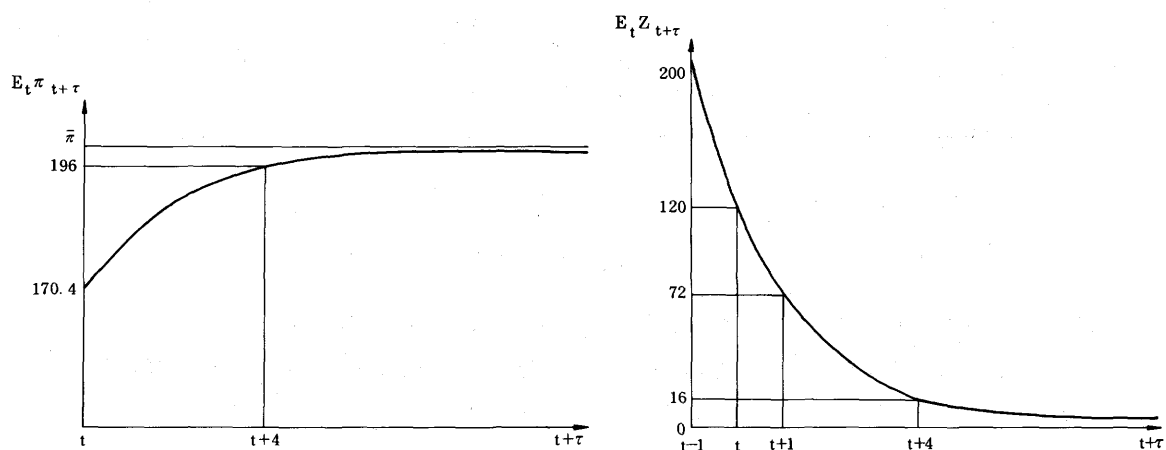
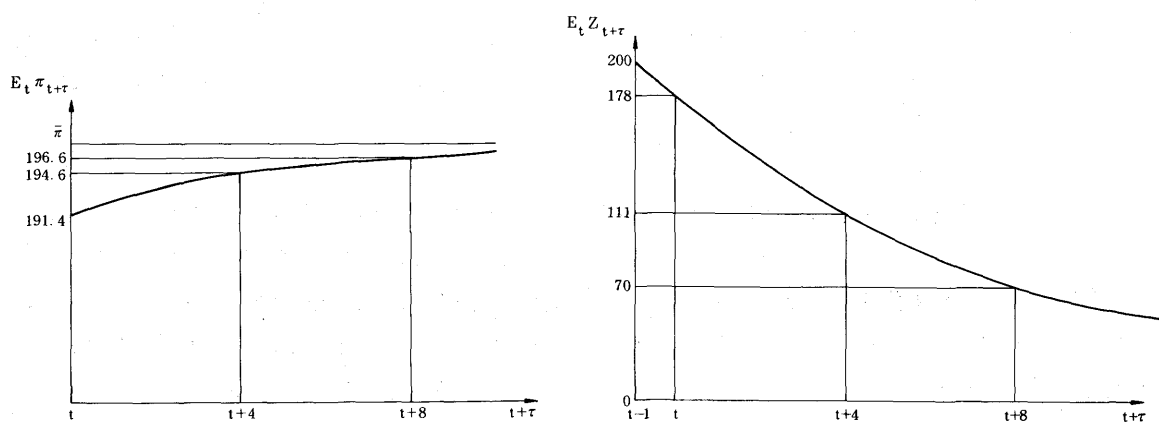


図 5.B 過大な対外負債の調整
(ケース B)



Ⅱ. 報告論文

図 6.A 予想されない均衡レートの低下
(ケース A)

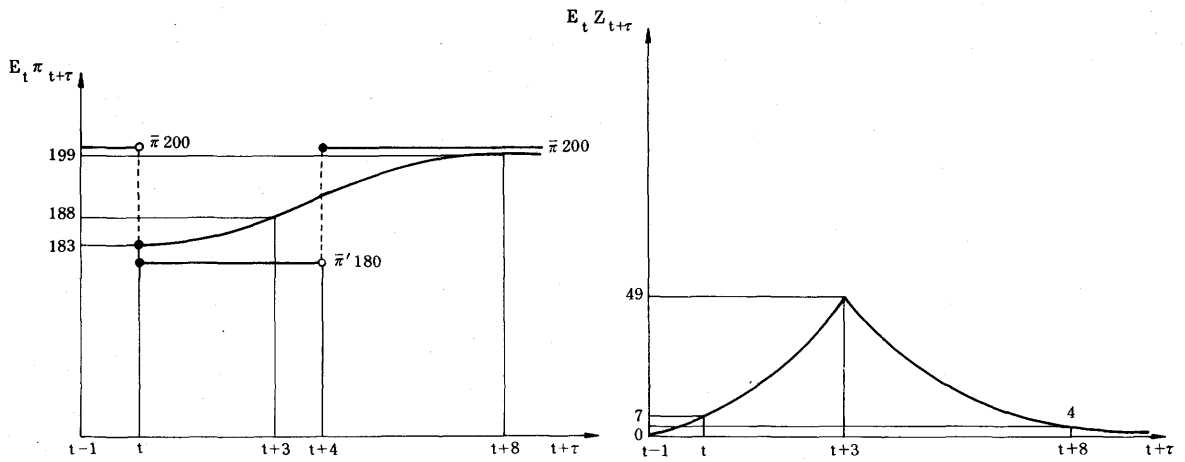
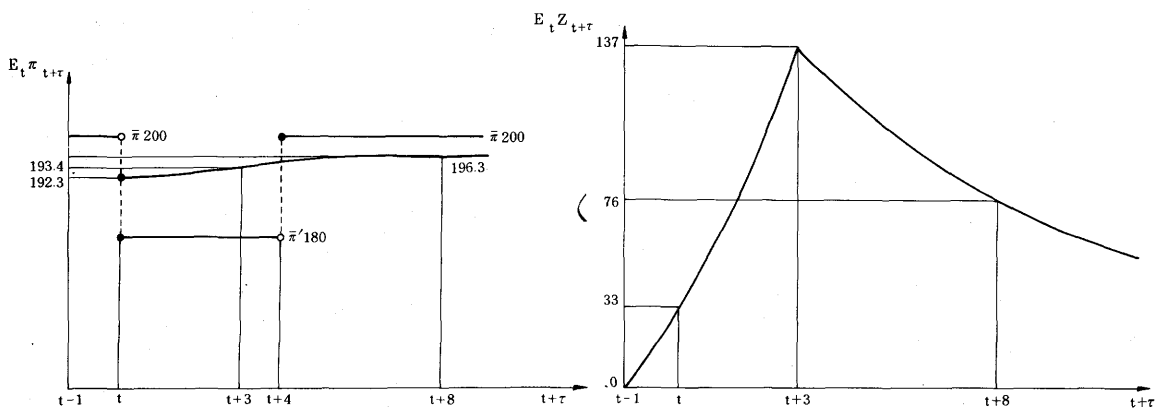


図 6.B 予想されない均衡レートの低下
(ケース B)



お、均衡実質レートは200円／ドルの水準で一定とし、また今期の攪乱はゼロ、前期の対外純資産〔 $Z(t-1)$ 〕もゼロとする。このシミュレーション結果は、図7.A、Bのようになる。

(17)式の為替リスク要因の説明において述べたメカニズムにより、まず実質レートが上昇した(円安)あと、均衡実質レートへと近づいていく。またこの過程で対外純資産が蓄積されるため、2年目以後は為替リスク要因のために実質レートは均衡水準以下になる。³¹⁾

なお、(17)式でも見たように、 b が大である方が初期の実質レート上昇は激しく、このため経常収支の黒字と対外純資産の蓄積も大幅なものとなる。

(4) 予想された均衡為替レートの変化

半年後から1年の間、(2)の現象(均衡実質レートの10%下落)が起きることが、今期突然予想されるようになったものとする。また $Z(t-1)=0$ 、今期の攪乱項ゼロとし、 b が大きい方のケース(ケースB)のみ考える。図8のように、将来の π の下落による経常収支黒字化とこれに伴う将来の円高を予想して、当期のうちにもかなりの自国通貨の騰貴が生じる。第 t 期および第 $t+1$ 期の円高は、経常収支を赤字化し、対外純資産を減少させていく。実際に π が下落する時点(第 $t+2$ 期)では、このマイナスの対外純資産が為替リスク要因として円安に働くので、第 $t+2$ 期の自国通貨の騰貴は予想されなかった π 下落の場合(図6.B)に比べ小幅なものとなる。また累積経常収支の変動も図6.Bに比べ小幅となる。

(5) 予想された金利変化

半年後から2年の間、(3)の現象(4%の内外実質金利差の発生)が起きることが、今期突然予想

されるようになったものとする。均衡実質レート一定、 $Z(t-1)=0$ 、今期の攪乱項ゼロとし、また、ケースBのみ考える。

図9のように、将来の内外金利差による実質レート上昇(円安)を予想して、当期のうちにもかなりの自国通貨の減価が生じる。第 t 期および第 $t+1$ 期の円安は、経常収支を黒字化し、対外純資産を増加させていく。

実際に内外実質金利差が生じる時点(第 $t+2$ 期)では、この対外純資産が為替リスク要因として円高に働くので、第 $t+2$ 期の自国通貨の減価は、内外金利差の発生が予想されなかった場合(図7.B)に比べ小幅なものとなる。一方、 t 期と $t+1$ 期にも経常収支が蓄積されるため、累積経常収支の変動は図7.Bに比べ大きなものとなる。

以上見てきたように、為替投機の感応度〔 b 〕が大きいほど概して為替レートの経常収支調整能力は弱くなること、さらに実質金利差変化の場合には、為替レートの変動自体も大きくなることが分かった。

8. 通貨当局による外為市場への介入

第6節では、ネオ・リカード派の主張が正しいか、または政府部門が資産価値最大化行動をとっているものと仮定して、政府部門の保有する外貨建て資産の問題を無視した。しかしネオ・リカード派の仮定はあまりに強すぎるように思われる。また、たとえば外国金利が上昇して自国通貨が減価している時には、通貨当局は外貨売り介入を行うといったように、内外金利差が為替レート変動の主因となっている時期については、政府部門が資産価値最大化行動をとっているとは考えられない。そこで本節では、政府部門の保有する外貨建て資産の問題を考慮に入れた時、これまでの議論

31) この現象は、Driskill (1981) においても指摘されている。

Ⅱ. 報告論文

図 7.A 予想されない外国実質金利の上昇
(ケース A)

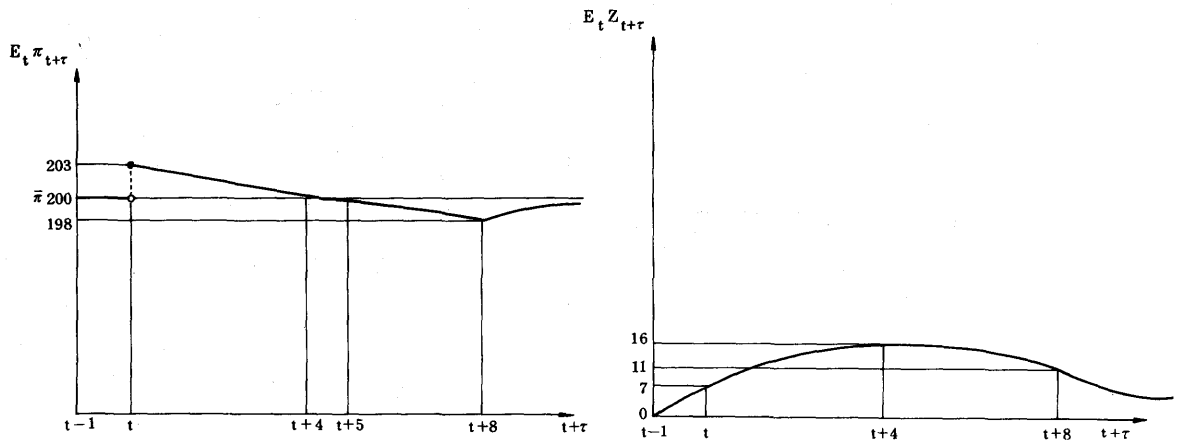
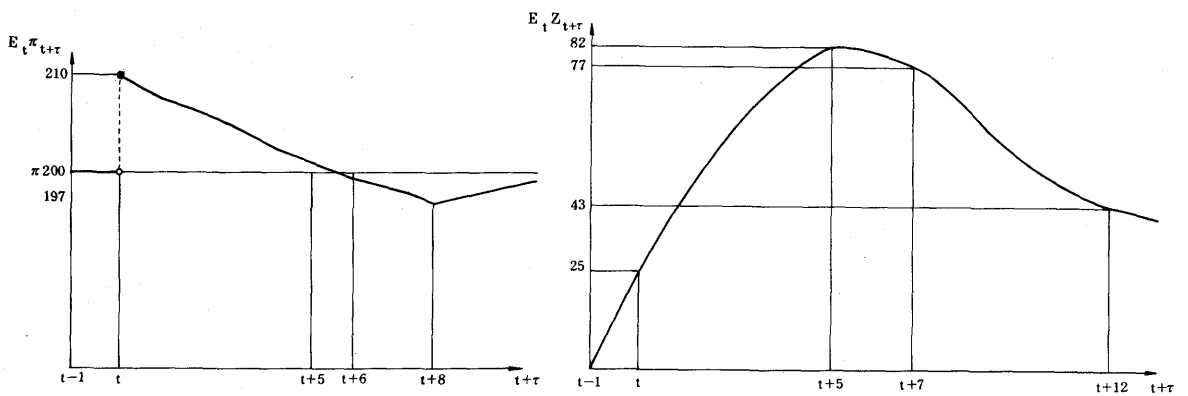


図 7.B 予想されない外国実質金利の上昇
(ケース B)



Ⅱ. 報告論文

図8 予想された均衡レートの低下
(ケース B)

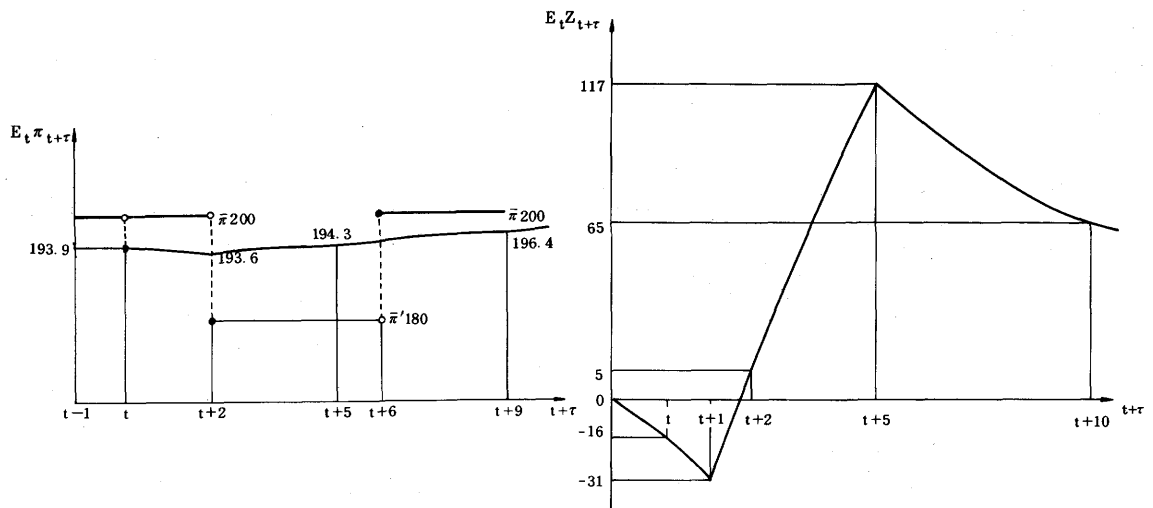
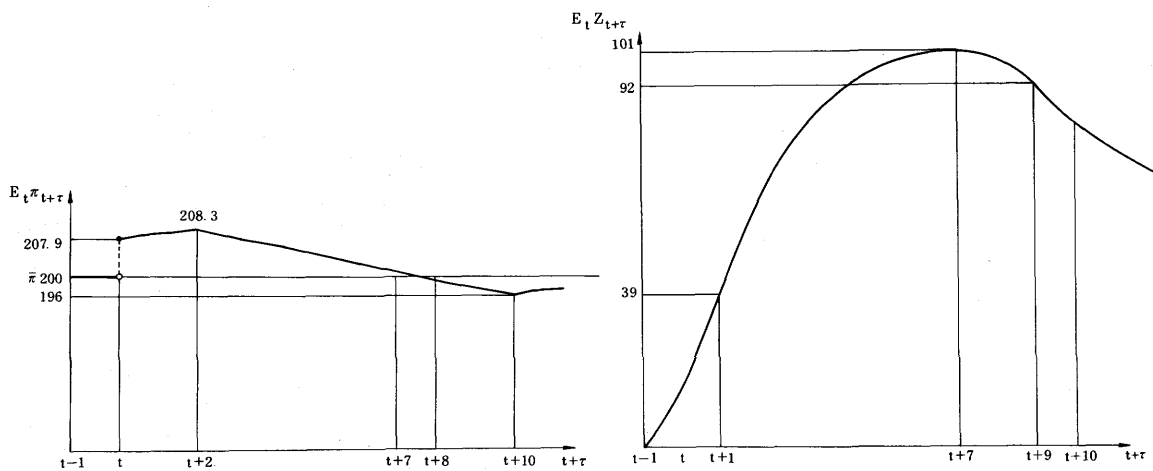


図9 予想された外国実質金利の上昇
(ケース B)



がどのように変わるかを考察しよう。なお、政府部門の保有する外貨建て資産のうち、変動の激しい通貨当局の外貨準備以外の項目は無視する。

さて、人々は合理的であれば、通貨当局が一定のルールで外為市場への介入政策を行っている場合には、将来の為替レートを予想するにあたってこの通貨当局の反応を織り込むはずである。したがって、為替レート決定式は(17)式とは違ってくると考えられる。しかしこの複雑な問題については脚注32で考察するとして、とりあえず民間部門の負う為替リスクが対外純資産ではなく対外純資産マイナス外貨準備であると考えても、第6節で得た「1970年代末を境に為替レート決定要因のうち為替リスク要因の比重は低下し、金利差要因の比重は上昇した」という命題が、成り立ち続けるか否かを実証分析してみよう。

なお、第6節と同様に、日本と米国の2国のみを考え、また均衡実質レートは一定と仮定する。

また四半期データで計測する。

通貨当局は、実質為替レート $[\pi(t)]$ を均衡実質レート $[\bar{\pi}]$ に近づけるため、 $\pi(t)$ の $\bar{\pi}$ からの乖離が広がるほど実質外貨準備 $[RC]$ を増加させるものとして、

$$RC(t) = C(\bar{\pi} - \pi(t)) + R_0, C > 0 \quad (24)$$

と考え、推定式を次のように定式化する。

$$RC(t) = \beta_0 + \beta_1 \pi(t) \quad (25)$$

ただし、

$RC(t)$: 実質外貨準備。わが国外貨準備高〔単位10億ドル〕を、1973年第1四半期を1とした米国GNPデフレーター $P^*(t)$ で実質化した値。とする。

一方、民間部門は通貨当局の保有する実質外貨準備には為替リスクを感じないものと考え、為替リスク要因は、実質対外純資産 $[Z(t)]$ マイナス実質外貨準備 $[RC(t)]$ に依存して決るものとする。したがって為替レート決定式を次のように

32) 通貨当局の政策ルール(24)式を入々が知っており、また民間部門は通貨当局の保有する実質外貨準備には為替リスクを感じないものと仮定する。他のモデルの構造は第6節と同一とし、単純化のため均衡実質レート $\bar{\pi}_{t+\tau}$ は一定とする。この時為替レート決定式は、

$$\begin{aligned} \pi(t) = & \left\{ \bar{\pi} + (1 - \lambda^*) u(t) \right\} \\ & + \frac{\lambda^*}{1 + \frac{c}{b}} \left[\left\{ r_t^* + w(t) - r_t - v(t) \right\} \right. \\ & + \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{\lambda^*}{1 + \frac{c}{b}} \right)^i (r_{t+i}^* - r_{t+i}) \left. \right] \\ & - (1 - \lambda^*) \frac{1}{a} \left\{ Z(t-1) - R_0 \right\} \quad (26) \end{aligned}$$

ここで λ^* は新しい定差方程式の特性根のうち小さい方の根であり、第6節の λ と比較すると、

$$\left. \begin{aligned} 0 < \lambda < \lambda^* < 1, \quad \frac{\lambda^*}{1 + \frac{c}{b}} < \lambda \\ \text{という関係がある。} \\ \text{また } \frac{d\lambda^*}{db} > 0 \text{ である。} \end{aligned} \right\} \quad (27)$$

したがって、通貨当局の介入を入々が予想する場合の為替レート決定式は(17)式とかなり似た形をしており、また b が上昇すると、金利差要因の比重が増し、為替リスク要因の比重は低下することが分かる。

なお、第6節表6の推定結果は、ほぼそのまま(26)式の推定結果とみなすこともできよう。

II. 報告論文

表 9 為替レート決定式の推計(3) (2SLS)

通貨当局の反応関数				73/I ~ 82/IV
被説明変数	定数項	$\pi(t)$ の係数		$\bar{R}^2$ s.e.
	β_0	β_1		D.W.
RC	109	-17.4*		0.558
平均値	(7.59)	(-6.62)		1.91
14.0				

為替レート決定式						73/I ~ 82/IV
被説明変数	定数項	実質金利差 ($\alpha_1 + \alpha'_1 D$)		為替リスク ($\alpha_2 + \alpha'_2 D$)		$\bar{R}^2$ s.e.
		'73/I	'79/II	'73/I	'79/II	D.W.
		~'79/I	~'82/IV	~'79/I	~'82/IV	
π	5.43 (139)	0.134 (0.129)	2.99* (1.83)	-0.0530* (-2.20)	0.101 (1.12)	負値 0.206
		両変数の F 値 = 1.83		両変数の F 値 = 3.49		

- (注) 1. Dは1973/I ~ 1979/Iにつきゼロ。1979/II ~ 1982/IVにつき1。
 2. 各記号の意味は表6と同じ。
 3. α'_1 の t 値は1.35、 α'_2 の t 値は1.38。
 4. α'_1 、 α'_2 両変数の F 値は1.15。
 5. RID、D・RID、Z、D・Z を外生変数と考えた(Dはダミー、RIDは実質金利差をあらわす)。

定式化する。

$$\pi(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left\{ R^{n*}(t) - \ln P^*(t+4) + \ln P^*(t) \right\} - \left\{ R^n(t) - \ln P(t+4) + \ln P(t) \right\} + \alpha_2 \left\{ Z(t) - RC(t) \right\} + \varepsilon(t) \quad (28)$$

各記号の意味は、 α_1 、 α_2 の理論的基礎が脆弱であることを除き、(22)式と同じである。

第6節と同様に、1979年第1四半期を境にして係数 α_1 、 α_2 がどのように変化したかを見るため、ダミー変数を使いながら(25)、(28)式を推計した。推計方法としては、2段階最小2乗法(2SLS)と、誤差項の系列相関を考慮して、いわ

³³⁾ゆるFairの方法を採用した。推定結果は、それぞれ表9、10のようになる。

この結果もまた、1979年第2四半期以後、実質金利差の係数 $[\alpha_1]$ が上昇し、為替リスク要因の係数 $[\alpha_2]$ が低下したことを示している。ちなみにFairの方法の場合、表中の α'_1 、 α'_2 両変数のF値は8.68とかなり高い。

ただし、1979年第2四半期以後については、為替リスク要因の係数がプラスという奇妙な結果がでている。これは図4を見ると明らかなように、1982年中に、当局の介入もあって「実質対外純資産—実質外準」が急増し、同時に内外金利差も縮小したのに、円安が進行したという現象を反映している。

33) この方法によって推定値は一致性をもったものとなるが、通常(TSP等のプログラムパッケージを用いると)標準誤差を過小に、t値を過大に推定してしまう可能性がある。本稿の推定にもこの問題がある。

II. 報告論文

表10 為替レート決定式の推計(4) (Fair)

通貨当局の反応関数 73/I ~ 82/IV				
被説明変数	定数項 β_0	$\pi(t)$ の係数 β_1	$\bar{R}^2$ s.e.	D.W. $\hat{\rho}$
RC	81.2 (2.99)	-12.3* (-2.47)	0.480 1.51	1.97 0.713 (5.52)

為 替 レ ー ト 決 定 式						73/Ⅰ ~ 82/Ⅳ	
被説明 変 数	定 数 項 α_0	実 質 金 利 差 $\alpha_1 + \alpha'_1 D$		為 替 リ ス ク $\alpha_2 + \alpha'_2 D$		$\bar{R}^2$ s.e.	D.W. $\hat{\rho}$
		73/Ⅰ ~ 79/Ⅰ	79/Ⅱ ~ 82/Ⅳ	73/Ⅰ ~ 79/Ⅰ	79/Ⅱ ~ 82/Ⅳ		
π	5.45 (282)	0.418 (0.977)	2.40* (4.07)	-0.0321* (-4.94)	0.0192 (1.92)	0.964 0.0629	2.19 0.474
	両変数のF値 = 8.76			両変数のF値 = 12.8		(3.25)	

(注) 1. 各記号の意味は表6、表9と同じ。

2. α'_1 のt値は2.71、 α'_2 のt値は4.01。

3. α'_1 、 α'_2 両変数のF値は8.68。

4. 第1式の操作変数は、RID、D・RID、Z、D・Z、RC(-1)、 $\pi(-1)$ 。

5. 第2式の操作変数は、RID、D・RID、Z、D・Z、 $\pi(-1)$ 、 $(Z(-1) - RC(-1))$ 、 $D \cdot (Z(-1) - RC(-1))$ (Dはダミー、RIDは実質金利差をあらわす)。

また、1979年第1四半期以前については、第6節の推定と同様に、内外実質金利差の係数は有意でなかった。

9. おわりに

最後に、本稿の考察によって得られた結果を要約しておこう。

① 合理的期待を仮定した本稿のポートフォリオバランス・アプローチモデルによれば、実質為替レートは、過去に蓄積された対外純資産に依存する為替リスク要因、今期および将来予想される内外の実質金利差要因、(経常収支を均衡させる)長期的な均衡レートを反映したアンカー要因の3つに依存して決ってくる。

② 為替投機需要の内外証券期待収益率格差に対する反応の程度[b]が高いほど、為替レートを

決定する上で為替リスク要因の比重は低くなり、金利差要因の比重は高くなる(理由はpp.36~37参照)。また b が高いほど、概して為替レートの経常収支調整機能は弱まり、また内外金利差の変動によって起きる為替レートの変動は大きくなる。

③ 為替ポジションを持つと意図する投資家の厚みが増すと、この b は上昇する。

④ 為替管理の自由化等に伴い、外貨ポジションを持つと意図する本邦投資家、および円ポジションを持つと意図する外人投資家は1970年代末頃から急増したものとみられるが、1979年第1四半期を境に、円・ドルレートの決定要因のうち為替リスク要因の比重が低下し、金利差要因の比重が上昇したことが実証分析によって裏づけられた。

補論 1. 為替投機需要関数のミクロ的基礎

投資家の絶対的危険回避度が一定 (α_i とする) と仮定すれば、効用関数は、

$$U(\tilde{W}) = -\exp(-\alpha_i \tilde{W}) \quad \dots\dots\dots A(1)$$

と表わせる。ただし $\tilde{W}$ は来期の総資産であり、単位は本国投資家の場合 円/本邦物価水準、外国投資家の場合 ドル/外国物価水準と考えるのが妥当だろう。本国投資家の場合について考えると、

$$\tilde{W} = (1+r)(W_0 - F) + (1+r^* + \tilde{\pi}(t+1) - \pi(t))F \quad \dots\dots\dots A(2)$$

ここで W_0 は今期の総資産、 F はこのうち外国証券に投資される額をあらわす。内外実質金利 (r, r^*) については不確実性はないものとし、 $\tilde{\pi}(t+1)$ は期待値 π_{t+1}^e 、分散 σ_{π}^{2e} の正規分布に従うと予想されているものとする。

$$\tilde{\pi}(t+1) \sim N(\pi_{t+1}^e, \sigma_{\pi}^{2e}) \quad \dots\dots\dots A(3)$$

この時、 $\tilde{W}$ は、期待値 $\bar{W} = (1+r)(W_0 - F) + (1+r^* + \pi_{t+1}^e - \pi(t))F$ 、分散 $F^2 \sigma_{\pi}^{2e}$ の正規分布に従うと予想される。また期待効用は、

$$\begin{aligned} E_t\{U(\tilde{W})\} &= -\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_w} \int \exp\left\{-\alpha_i W - \frac{(W-\bar{W})^2}{2\sigma_w^2}\right\} dW \\ &= -\underbrace{\left\{\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_w} \int \exp\left(-\frac{(W+(\alpha_i\sigma_w^2-\bar{W}))^2}{2\sigma_w^2}\right) dW\right\}}_1 \\ &\quad \cdot \exp\left[-\alpha_i\left(\bar{W} - \frac{\alpha_i}{2}\sigma_w^2\right)\right] \\ &= -\exp\left[-\alpha_i\left(\bar{W} - \frac{\alpha_i}{2}\sigma_w^2\right)\right] \quad \dots\dots\dots A(4) \end{aligned}$$

今、 $-\exp(-\alpha_i x)$ は x の単調増加関数だから、

投資家にとって期待効用を最大化する F は、

$$\bar{W} - \frac{\alpha_i}{2}\sigma_w^2 = -\frac{\alpha_i}{2}\sigma_{\pi}^{2e}F^2 + (r^* - r + \pi_{t+1}^e - \pi(t)) \cdot F + (1+r)W_0 \quad \dots\dots\dots A(5)$$

を最大化する F に等しい。したがって最適投資額は、

$$F = \frac{1}{\alpha_i\sigma_{\pi}^{2e}}(r^* - r + \pi_{t+1}^e - \pi(t)) \quad \dots\dots\dots A(6)$$

すべての投資家の $\pi(t+1)$ に関する予想が等しいものとする、本国投資家全体の外国証券需要 F^d は、

$$F^d = \frac{n^d}{\alpha^d\sigma_{\pi}^{2e}}(r^* - r + \pi_{t+1}^e - \pi(t)) \quad \dots\dots\dots A(7)$$

ただし n^d は本国投資家数を、また α^d は $\alpha^d = \frac{n^d}{\sum_i \frac{1}{\alpha_i}}$ であり、 α_i の調和平均をあらわす。

外国投資家全体の邦貨建て証券供給 F^f (単位はドル/外国物価水準) もまた同様に、

$$F^f = \frac{n^f}{\alpha^f\sigma_{\pi}^{2e}}(r^* - r + \pi_{t+1}^e - \pi(t)) \quad \dots\dots\dots A(7)'$$

となる。ただし n^f, α^f はそれぞれ外国の投資家数と平均的な絶対的危険回避度をあらわす。

2 国全体の為替投機需要は $F = F^d + \pi(t) \cdot F^f$ ($\pi(t)$ は、実質為替レート (真数)) となる。今、近似的に、

$$F = F^d + \bar{\pi} F^f$$

($\bar{\pi}$ は均衡実質為替レート (真数)) と考えることにして、上式に $A(7), A(7)'$ を代入すると、

$$\begin{aligned} F &= (n^d + n^f) \left\{ \frac{\frac{n^d}{\alpha^d} + \frac{n^f}{\alpha^f}}{\sigma_{\pi}^{2e}} \right\}^{-1} \\ &\quad \cdot (r^* - r + \pi_{t+1}^e - \pi(t)) \quad \dots\dots\dots A(8) \end{aligned}$$

以後、2 国全体の投資家数を n ($n = n^d + n^f$)、

2 国全体の平均的な危険回避度を α

$$\alpha = \left\{ \frac{n^d + n^f}{\frac{n^d}{\alpha^d} + \frac{n^f}{\frac{\alpha^f}{\pi}}} \right\}$$

であらわす。

補論 2. 為替レート決定式 [(17) 式] の導出

$E_t \pi_{t+\tau}$ ($\tau \geq 2$) の定差方程式 (15) の特性方程式は、

$$\lambda^2 - \left(\frac{a}{b} + 2 \right) \lambda + 1 = 0 \quad \dots\dots\dots A (9)$$

したがって小さい方の特性根を λ とすれば、もう一方は λ^{-1} とあらわすことができ、

$$0 < \lambda < 1 < \lambda^{-1}$$

また (18) 式の性質も容易に導出できる。

さて、(15) 式より、 $\tau \geq 2$ について、

$$E_t \pi_{t+\tau} - \lambda E_t \pi_{t+\tau-1} = \lambda [E_t \pi_{t+\tau+1} - \lambda E_t \pi_{t+\tau}] - \lambda X_{t+\tau} \quad \dots\dots\dots A (10)$$

が成り立つから、帰納的に、 $T \geq 1$ 、 $\tau \geq 2$ について、

$$E_t \pi_{t+\tau} - \lambda E_t \pi_{t+\tau-1} = \lambda^T [E_t \pi_{t+\tau+T} - \lambda E_t \pi_{t+\tau+T-1}] - \sum_{i=1}^T \lambda^i X_{t+\tau+i-1} \quad \dots\dots\dots A (11)$$

今、解を有界な $E_t \pi_{t+\tau}$ の経路のみに限定し、 $|E_t \pi_{t+\tau}| < +\infty$ とすれば、A(11)式において $T \rightarrow +\infty$ とする時、右辺第 1 項はゼロに収束し、ま

た(11)式の仮定より $\sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i X_{t+\tau+i-1}$ も存在するから、

$$E_t \pi_{t+\tau} - \lambda E_t \pi_{t+\tau-1} = - \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i X_{t+\tau+i-1} \quad \dots\dots\dots A (12)$$

が得られる。 $\tau = 2$ の場合の A(12) 式、 $\tau = 1$ の場合の(15)式、および(13)式から、 $E_t \pi_{t+2}$ と $E_t \pi_{t+1}$ を消去すれば、(17)式が得られる。

なお、本稿のモデルにおいて、解を求めるにあたって、 $E_t \pi_{t+\tau}$ の経路について有界との条件を置かない場合には、

$$\left. \begin{aligned} \lim_{\tau \rightarrow +\infty} E_t \pi_{t+\tau} &= +\infty \\ \text{または} \\ \lim_{\tau \rightarrow +\infty} E_t \pi_{t+\tau} &= -\infty \end{aligned} \right\} \quad \dots\dots\dots A (13)$$

となる無数の $E_t \pi_{t+\tau}$ の経路が解として存在する。³⁴⁾そしてその場合には、(6)式および $|\pi_{t+\tau}| < \pi$ の仮定より、予想される実質対外純資産 $[E_t Z_{t+\tau}]$ の経路も発散し、

$$\left. \begin{aligned} \lim_{\tau \rightarrow +\infty} E_t \pi_{t+\tau} &= +\infty \\ \text{の場合には} \\ \lim_{\tau \rightarrow +\infty} E_t Z_{t+\tau} &= +\infty \\ \text{また} \\ \lim_{\tau \rightarrow +\infty} E_t \pi_{t+\tau} &= -\infty \\ \text{の場合には} \\ \lim_{\tau \rightarrow +\infty} E_t Z_{t+\tau} &= -\infty \end{aligned} \right\} \quad \dots\dots\dots A (14)$$

となる。

34) 合理的期待を仮定したモデルでは、この問題がしばしば生じる(たとえば Shiller(1978) 参照)。なお、最近、合理的期待均衡の持つこのような性質を使って、金融資産価格の乱高下を説明しようとする試みがある(bubble の理論と呼ばれる)。この理論については Blanchard・Watson (1982) 参照。また為替レートへの応用としては Dornbusch (1982) 参照。

しかし国際貸借においては、一般に双方の国とも借入能力には限界があり、一方の国の通貨が継続して騰貴して、対外純負債額がこの限界に到達した場合にはそれ以後円滑な資本取引は行われなくなり、またその通貨の騰貴は止まると考えるのが自然だろう。

このような制度的条件を前提とすると、A(14)式の場合には、有限時間後にいずれかの国の負債が借入能力の限界に到達し、その国の通貨が無限に騰貴するとの初期の期待が裏切られる事態が予想されるから、発散する解は合理的期待の仮定と矛盾すると考えられる。³⁵⁾

補論 3. 為替投機の感応度 b の決定要因 (表 2、表 3 の導出)

$u(t)$ 、 $v(t)$ 、 $w(t)$ は 3 変量正規分布に従い、また $u(t)$ は $v(t)$ および $w(t)$ と無相関、との仮定を (10) 式の仮定に加える。

$$E(\Psi(t) \cdot \Psi'(t)) = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_v^2 & \sigma_{vw} \\ 0 & \sigma_{vw} & \sigma_w^2 \end{bmatrix} \quad \cdots A(15)$$

まず、(19) 式をみたす b を $0 < b < +\infty$ の範囲でさがす。(17) 式と同様に、

$$\begin{aligned} E_t \pi_{t+1} &= (1-\lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i \pi_{t+1+i} \\ &\quad + \lambda \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i \{ r_{t+1+i}^* - r_{t+1+i} \} \\ &\quad - (1-\lambda) \frac{1}{a} Z(t) \quad \cdots A(16) \end{aligned}$$

および

$$\begin{aligned} \pi(t+1) &= (1-\lambda) (\pi_{t+1} + u(t+1) + \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i \pi_{t+1+i}) \\ &\quad + \lambda [(r_{t+1}^* + w(t+1) - (r_{t+1} + v(t+1))) \\ &\quad + \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i (r_{t+1+i}^* - r_{t+1+i})] \\ &\quad - (1-\lambda) \frac{1}{a} Z(t) \quad \cdots A(17) \end{aligned}$$

が得られるから、モデルから導出される $\pi(t+1)$ の予測誤差の分散 σ_π^2 は、

$$\begin{aligned} \sigma_\pi^2 &= E_t \{ [\pi(t+1) - E_t \pi_{t+1}]^2 \} \\ &= (1-\lambda)^2 \sigma_u^2 + \lambda^2 (\sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw}) \quad \cdots A(18) \end{aligned}$$

一方 A(8) 式より

$$\sigma_\pi^{2e} = \frac{n}{a \cdot b} \quad \cdots A(19)$$

したがって (19) 式は、

$$(1-\lambda)^2 \sigma_u^2 + \lambda^2 (\sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw}) = \frac{n}{a b} \quad \cdots A(20)$$

(18) 式より $(1-\lambda)^2 = \lambda \frac{a}{b}$ を使うと、A(20)

式は、

$$(\sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw}) b \lambda^2 + a \sigma_u^2 \lambda = \frac{n}{a} \quad \cdots A(20)'$$

今、 a は与件と考え、上式左辺を b の関数として $f(b)$ とすれば、 $b > 0$ の範囲では $f(b)$ は連続で、かつ

$$\left. \begin{aligned} f'(b) &\geq 0 \quad \left[\begin{array}{l} \sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw} = \sigma_u^2 = 0 \\ \text{の時のみ等号成立} \end{array} \right] \\ \text{また } \lambda \text{ の性質 (18) 式より、} \\ \lim_{b \rightarrow 0} f(b) &= 0 \\ (\sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw}) > 0 \text{ の時、} \\ \lim_{b \rightarrow +\infty} f(b) &= +\infty \\ (\sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw}) = 0 \text{ の時} \\ \lim_{b \rightarrow +\infty} f(b) &= a \sigma_u^2 \end{aligned} \right\} \quad A(21)$$

35) 発散する経路が解でないとする理由づけについては、Blanchard (1979) および Tirole (1982) 参照。

したがって $(\sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw}) > 0$ か、または $(\sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw}) = 0$ であっても、 $a\sigma_u^2 > \frac{n}{\alpha}$ の場合には、 $0 < b < +\infty$ の範囲で (19) 式をみたす b が存在し、かつそれは $0 < b < +\infty$ の範囲では一意に定まる。

一方 $(\sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw}) = 0$ で、かつ $a\sigma_u^2 \leq \frac{n}{\alpha}$ の場合には、(19) 式をみたす正で有限の b は存在しない。

次に $b = 0$ [したがって $\sigma_\pi^{2e} = +\infty$] または $b = +\infty$ [したがって $\sigma_\pi^{2e} = 0$] が (19) 式をみたすか否かを調べる。

$b = 0$ の時、外為市場の均衡条件は、

$$a \left\{ \pi(t) - (\bar{\pi}_t + u(t)) \right\} = 0 \quad \dots\dots A(22)$$

したがって、

$$\sigma_\pi^2 = \sigma_u^2 < +\infty = \sigma_\pi^{2e}$$

よって (19) 式は成立しない。

$b = +\infty$ の時、外為市場の均衡条件は、

$$\left(r_t^* + w(t) \right) - \left(r_t + v(t) \right) + E_t \pi_{t+1} - \pi(t) = 0 \quad \dots\dots A(23)$$

したがって、為替レート決定式はたとえば、

$$\pi(t) = \left\{ r_t^* + w(t) - \left(r(t) + v(t) \right) \right\} + \sum_{i=1}^{\infty} \left\{ r_{t+i}^* - r_{t+i} \right\} + C \quad \dots\dots A(24)$$

となる [C は定数]。

この時、

$$\sigma_\pi^2 = \sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw} \quad \dots\dots A(25)$$

したがって $(\sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw}) = 0$ の場合には $b = +\infty$ 、 $(\sigma_\pi^{2e} = \sigma_\pi^2 = 0)$ は (19) 式をみたす。

以上の考察から、表 2 の結果が得られた。

次に表 3 の結果は、次のようにして得た。

A(20)' 式及び A(21) 式から、諸要因が変化した時 b がどのように変化するかが分かる。また A

(18) 式を b で微分すれば、 n または α の変化によって b が変化した時、 σ_π^2 がどのように変化するかが分かる。一方 A(19) 式から、 $\sigma_w^2 + \sigma_v^2 - 2\sigma_{vw}$ または σ_u^2 の変化によって b が変化した時、 σ_π^2 がどのように変化するかが分かる。

補論 4. 為替レートと対外純資産の動学式

A(12) 式を整理すると、 $E_t \pi_{t+\tau}$ ($\tau \geq 2$) について、

$$\begin{aligned} E_t \pi_{t+\tau} - E_t \pi_{t+\tau-1} &= (1-\lambda) \left\{ (1-\lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i \bar{\pi}_{t+\tau+i} - E_t \pi_{t+\tau-1} \right\} \\ &\quad + \underbrace{\lambda \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i (r_{t+\tau+i}^* - r_{t+\tau+i})}_{t+\tau \text{ 期の金利差要因}} \\ &\quad - \underbrace{\lambda \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i (r_{t+\tau+i-1}^* - r_{t+\tau+i-1})}_{t+\tau-1 \text{ 期の金利差要因}} \end{aligned} \quad \dots\dots A(26)$$

が得られる。従って実質為替レートの予想される変化は、アンカー要因と前期のレートとの乖離を調整速度 $(1-\lambda)$ で縮めていく要素と、前期から当期にかけての金利差要因の変化の要素とから構成されていることが分かる。

また (6) 式と (17) 式から、 $E_t Z_{t+\tau}$ ($\tau \geq 2$) について、

$$\begin{aligned} E_t Z_{t+\tau} - E_t Z_{t+\tau-1} &= (1-\lambda) (-E_t Z_{t+\tau-1}) \\ &\quad + \underbrace{a \left[\lambda \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i (r_{t+\tau+i}^* - r_{t+\tau+i}) \right]}_{\text{金利差要因}} \\ &\quad + \underbrace{(1-\lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i \bar{\pi}_{t+\tau+i} - \bar{\pi}_{t+\tau}}_{\text{アンカー要因}} \end{aligned}$$

II. 報告論文

が得られる。従って実質対外純資産 (Z) の予想される変化は、前期の Z のゼロ水準からの乖離を調整速度 ($1 - \lambda$) で縮めていく要素と金利差要因およびアンカー要因のため当期のレートが

$\pi_{t+\pi}$ から乖離することにもない発生する經常収支不均衡の要素とから構成されていることが分かる。

【参考文献】

- [1] 天 野 明 弘 『日本の国際収支と為替レート』、有斐閣、1982。
- [2] Black, Stanley W. “International Money Markets and Flexible Exchange Rates”, Princeton Studies in International Finance, No. 72, 1973.
- [3] Blanchard, Oliver J. “Backward and Forward Solutions for Economies with Rational Expectations”, American Economic Review 69, No. 2, May 1979, pp. 114-118.
- [4] Blanchard, Oliver J. “Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets”, Harvard Discussion Paper Series, No. 877, January 1982.
- [5] Branson, W. H. “Exchange Rate Dynamics and Monetary Policy,” in Assar Lindbeck ed., Inflation and Employment in Open Economics, Amsterdam, 1979.
- [6] Buiter, Willem H. and “Monetary Policy and International Competitiveness: The
Marcus Miller Problems of Adjustment,” Oxford Economic Papers 33, July 1981, pp. 143-175.
- [7] Dornbusch, R. “Expectations and Exchange Rate Dynamics”, Journal of Political Economy 84, December 1976, pp. 1161-76.
- [8] ————— “Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?”, Brookings Papers on Economic Activity, No. 1, 1980, pp. 142-85.
- [9] ————— “Equilibrium and Disequilibrium Exchange Rates”, unpublished manuscript, June 1982.
- [10] Driskill, Robert “Exchange Rate Overshooting, the Trade Balance, and Rational Expectations”, Journal of International Economics, No. 11, 1981, pp. 361-377.
- [11] Driskill, R. and “Spot and Forward Rates in a Stochastic Model of the Foreign
Stephen McCafferty Exchange Market,” Journal of International Economics, Vol. 12, 1982, pp. 313-32.
- [12] Frankel, Jeffrey A. “On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials,” American Economic Review 69, No. 4, September 1979.
- [13] 深 尾 京 司 「直先為替市場の多期間分析」、宇沢・鬼塚編『国際金融の理論』東大出版会、1983。
- [14] 深 尾 光 洋 『為替レートと金融市場』、東洋経済新報社、1983。
- [15] 浜 田 宏 一 「金利政策の国際的連関について」、貝塚・兼光編『現代日本の経済政策』、日本経済新聞社、1981。

Ⅱ. 報告論文

- [16] Hamada, Koichi and Takahiro Muto "International Interest-Rate Differentials and the Volatility of Exchange Rates", Proceedings of the American Seminar at Doshisha University, July 1982.
- [17] Hooper, P. and J. Morton "Fluctuations in the Dollar: A Model of National and Real Exchange Rate Determination", Journal of International Money and Finance, Vol. 1, April 1982, pp. 39-56.
- [18] Kawai, Masahiro "Price Volatility of Storable Commodities under Rational Expectations in Spot and Futures Markets," International Economic Review 24, No. 2, June 1983.
- [19] 小宮 隆太郎 須田 美矢子 『現代国際金融論』、日本経済新聞社、1983。
- [20] Kouri, P. J. K. "The Exchange Rate and the Balance of Payments in the Short Run and in the Long Run: A Monetary Approach," Scandinavian Journal of Economics 78, No. 2, 1976.
- [21] Kouri, P. J. K. and J. B. de Macedo "Exchange Rates and the International Adjustment Process", Brookings Papers on Economic Activity, 1978 I, pp. 111-150.
- [22] 工藤 和久 「国際資本移動、貨幣供給および為替制度」、『経済学論集』44-2、東京大学、1978。
- [23] McCafferty, S. and R. Driskill "Problems of Existence and Uniqueness in Nonlinear Rational Expectations Models," Econometrica 48, pp. 1313-1317, 1980.
- [24] Mussa, Michael "The Exchange Rate, the Balance of Payments, and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating," Scandinavian Journal of Economics 78, No. 2, 1976.
- [25] Muth, J. F. "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", Econometrica, 1961, pp. 315-35.
- [26] Obstfeld, Maurice "Macroeconomic Policy, Exchange-Rate Dynamics, and Optimal Asset Accumulation", Journal of Political Economy, Vol. 89, No. 6, 1981.
- [27] Shiller, R. J. "Rational Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models: A Critical Review", Journal of Monetary Economics 4, 1978, pp. 1-44.
- [28] 新開 陽一 「為替投機と予想形成」、『季刊理論経済学』、Vol.20、No.1、1969年4月。
- [29] _____ 「為替レートと金利」、『日経新聞 やさしい経済学』、1982年6月21～30日。
- [30] Sohmen, E. The Theory of Forward Exchange, Princeton: Princeton University Press, 1966.
- [31] Taylor, J. B. "Conditions for Unique Solutions in Stochastic Macroeconomic Models", Econometrica 45, 1977, pp. 1377-1385.
- [32] Tirole, J. "On the Possibility of Speculation under Rational Expectations", Econometrica, Vol. 59, No. 5, 1982.
- [33] Tobin, J. "The Theory of Portfolio Selection", in Hahn and Brechling eds., The Theory of Interest, 1965.
- [34] Tobin, J. and J. B. de Macedo "The Short-Run Macroeconomics of Floating Exchange Rates: An Exposition," in J. S. Chipman and C. P. Kindleberger eds., Flexible Exchange Rates and the Balance of Payments, North-Holland, 1980.

Ⅱ. 報告論文

- [35] Tsiang, S. C. "The Theory of Forward Exchange and Effects of Government Intervention on the Forward Exchange Market," IMF Staff Papers, Vol. VII, 1959.
- [36] 植田 和 男 『国際マクロ経済学と日本経済』、東洋経済、1982。
- [37] Wyplosz, C. A. "The Exchange and Interest Rate Term Structure under Risk Aversion and Rational Expectations," Journal of International Economics, Vol. 14, 1983, pp. 123-139.
- [38] 山 崎 福 寿
柳 田 辰 雄 「アセットアプローチと経済政策の効果」、宇沢・鬼塚編『国際金融の理論』、東大出版会、1983。