

# 内外金利体系の相互関連

深尾光洋  
大久保 隆

1. 要旨
2. 内外金利差発生のメカニズム
3. 為替レートと内外金利体系の同時決定
4. 実証分析 — 長期国債利回り決定における海外要因の役割
5. おわりに

[付] 理論モデルによる分析

## 1. 要旨

従来、為替相場制度の評価に関連して、「固定相場制下においては、直先スプレッドが上下介入点の外には拡大できないために、内外金利差は独立でなかったが、変動相場制下では、直先スプレッドが自由に拡大できるので、内外金利体系は独立になる」との見方が、かなり広く流布されてきた。しかし、米国金利の上昇局面ではわが国の機関投資家等による外債投資増が、また米国金利の低下局面では外国からの対日債券投資増が、それぞれ顕著になるという事実を踏まえて、内外金利体系は変動相場制下でも独立ではなく、最近の米国の高金利とその乱高下はわが国の長期債利回りに大きな影響を与えているとの見方が一般化しつつある。

そこで、本稿では、内外の金利水準およびその期間構造（以下両者を合わせて金利体系と呼ぶ）が、変動相場制下において本当に独立でありうるかについて再検討する。まず第

2章において、内外金利差が発生するメカニズムを、単純化された状況設定に基づく思考実験によって解明する。これにより、変動相場制下で内外金利差が為替管理なしで維持されるのは、通説のように直先スプレッドの発生によるのではなくて、金利差を打ち消すような為替レートの先行き変動への期待と為替変動リスクからくるリスク・プレミアムの2つの要因によることがわかる。また同時に、短期金利はこうした要因によりかなりの程度海外金利からの独立性を保つものの、長期金利については、海外長期金利の影響を十分遮断できないことが示される。

次に第3章では、国内金利体系の決定における海外要因の役割を、理論モデルを使って分析する。これにより、国内長期資産利回りは、従来考えられていた国内短期金利、長期債発行残高等の国内要因に加え、海外の長期金利、内外のインフレ格差、わが国の累積经常収支等の海外要因にも依存することが示される。

本稿の作成に当っては、大阪大学新開陽一教授ならびに神戸大学天野明弘教授から有益なコメントをいただいた。

第4章では、前章で理論的に導かれた国内長期資産利回りの決定式を、わが国長期国債利回りに適用し実証分析を行う。その結果をみると、わが国の長期国債利回り決定式において、米国長期金利、為替レート期待変化率等の海外要因が無視できない影響力をもつてゐると言える。

## 2. 内外金利差発生のメカニズム

各国間の金利体系の相互関連を分析するためには、それぞれの国の国内要因に加え、各國間の資本移動や為替レートの変動等をも同時に考慮する必要があり、これらをすべて取入れた理論的な分析を行うことはかなり難かしい。そこで本章では、単純化された状況設定に基づく思考実験を行うことによって、内外金利差が発生するメカニズムを分析し、この問題を解明する糸口とする。

### (1) 固定相場制 — 為替管理がない場合

ここでは、仮想的大国（米国）と小国（日本）の2つの国からなるモデルを考えよう。<sup>(注1)</sup> また簡単化のため、取引コストは捨象する。

まずこの2国が、完全な固定相場制（上下の介入点に幅がない）をとっており、かつ人々は平価変更はないと確信していると仮定する。ここで、2国間の資本移動に全く制限がない場合を考えると、もある期間（term、例えば1年）の日本の市場金利が、米国の同じ期間についての市場金利を少しでも上回っていれば、その期間の資金が米国から日本に流れ、結局日本の金利体系は、大国である米国の金利体系に一致してしまうはずである（第

2—1図）。すなわち、次式がすべての期間 $\tau$ について成立する。

$$(2.1) \quad r_{\tau} = r_{\tau}^*$$

$$\begin{cases} r_{\tau} & : \text{期間 } \tau \text{ の円金利 (年率\%)} \\ r_{\tau}^* & : \text{期間 } \tau \text{ のドル金利 (年率\%)} \end{cases}$$

従って固定相場制下で、為替管理がない場合には、小国としての日本が独自の金融政策をとることはできない。

### (2) 固定相場制 — 厳重な為替管理下

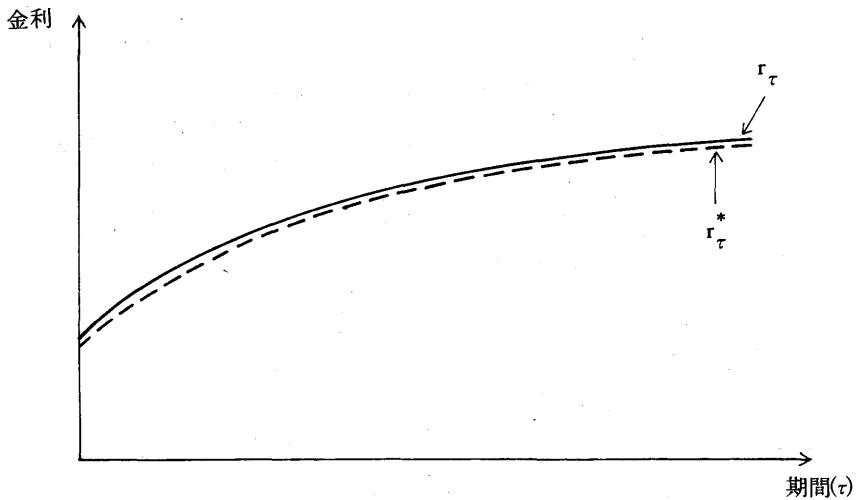
次に、同じ固定相場制の仮定の下で、日米両国が、「民間部門による外貨の直先総合持高の保有を一切禁止」するという厳しい為替管理を実施した場合を考えよう。但し、この場合でも、直先総合持高がスクエアな金利裁定取引は自由に行える点に留意する必要がある。この時には、輸出入業者は外貨持高の保有を禁じられているので、外貨建輸出入契約が締結されるとすぐ先物でヘッジする必要がある。これは先物市場で出合いがつけられるが、出合いがつかない部分（輸出契約と輸入契約の差額）は金利裁定取引を通じて直物市場への圧力となる。この分は、民間に外貨持高の保有を禁じているので、すべて介入により吸収されることとなる。深尾[8]が示したように、一般に経常収支の累積黒字と、日米両国の各経済主体の為替ポジションの間には、

$$(2.2) \quad \left[ \begin{array}{l} \text{日本の契約ベー} \\ \text{ス累積経常黒字} \end{array} \right] =$$

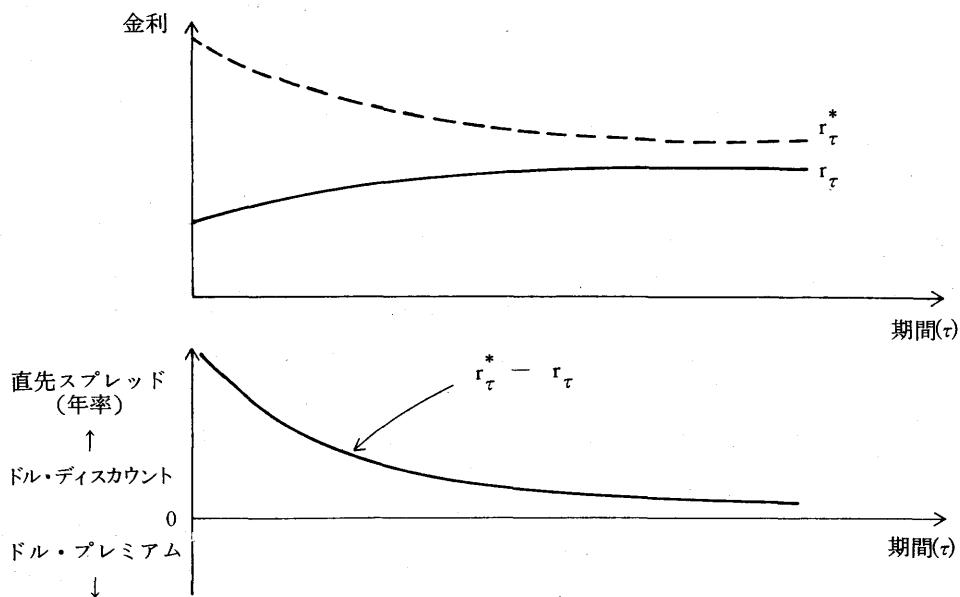
$$\left[ \begin{array}{l} \text{日本の民間ドル} \\ \text{直先純買持高} \end{array} \right] - \left[ \begin{array}{l} \text{米国の民間円} \\ \text{直先純買持高} \end{array} \right]$$

(注1) 現在の日本はすでに小国とはいえないが、当面米国の金融市场は日本の市場に比較して大きく、米国の金利体系は日本の金融市场からの影響を受けないと仮定する。すなわち、日本の金利体系の決定においては、米国の金利体系は所与と考える訳である。

第2-1図



第2-2図



$$+ \left[ \begin{array}{l} \text{日本通貨当局の} \\ \text{ドル直先純買持高} \end{array} \right] - \left[ \begin{array}{l} \text{米国通貨当局の} \\ \text{円直先純買持高} \end{array} \right]$$

という関係が成立するが、民間は外貨持高保有が禁じられているため、右辺のはじめの2つの項がゼロとなり、経常黒字は日米通貨当局によりファイナンスされる訳である。

この時直物レートは公定レートにペッグされるが、先物レートは金利裁定取引が自由に行えるため、金利平価で決まる直先スプレッドによって決定される。また、金利裁定短資の移動額は、契約ベースの経常収支のみで決まり（先物市場での輸出予約と輸入予約の差）、内外の金利差には依存しないため、両国の金利体系の独立は保たれることになる（第2-2図）。

ところで、この場合、直先スプレッドは内外金利差に一致してはいるが、このスプレッドの開きによって両国金利の独立が保たれているわけではない。むしろ先物レートが公定レートから乖離した場合に、本来ならば、その差を縮小させるように働くべきアウトライトの資本移動を為替管理によって禁止しているために、金利の独立が保たれているのである。このことは、次のような例を考えてみるとよりはっきりする。いまより厳しい為替管理によって、金利裁定、輸出入予約を含む先物取引を全面的に禁止するとともに、輸出入業者に対しては直物での為替リスクのヘッジを義務付けて、外貨ポジションの保有を禁止したとする（この時、外貨建輸出入契約について、輸出入業者はそれぞれ外貨預金か外貨借入を持つことでヘッジ）。すると先物市場は存在しなくなり、直先のスプレッドは無意味となるが、金利体系は独立を保つ。ここで先物取引を禁じたままで、直物での外貨保有を自由化すれば、アウトライトの資本移動による円建資産とドル建資産の間の裁定取引に

よって、内外の金利体系は一致してしまい、金利体系の独立性はなくなってしまう。このように固定相場制下で、国内金利を海外金利と異なる水準に保つためには、直先総合持高のスクエアを義務づける、いいかえればアウトライトの資本移動を禁止する必要があるわけである。

### (3) 事前に公表されたクローリング・ペッグ制

次に、日本が対ドル公定レートを、予め公表されたルールに従って変化させているとしよう。例えば、年率2%のスピードで日々の円レートを切り上げて行く場合である。このルールは確実に守られ、人々もこのルールを信じているものと仮定する。ここで為替管理がなければ、日本の金利が米国の金利より2%方低くないかぎり、円・ドル資産間の期待収益率の差を利用したアウトライトの資本移動が起り、結局、国内金利は米国金利の2%安の水準に落着く。すなわち、

$$(2.3) \quad r_{\tau} = r_{\tau}^* - 2$$

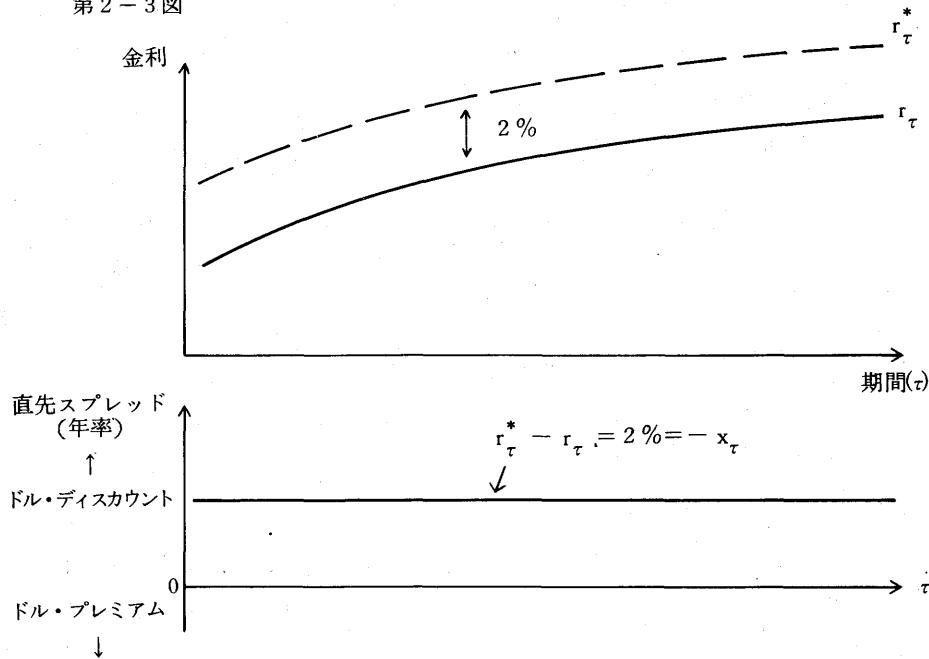
より一般的には

$$(2.4) \quad r_{\tau} = r_{\tau}^* + x_{\tau}$$

$$\left[ \begin{array}{l} r_{\tau} : \text{期間 } \tau \text{ の円金利 (年率\%)} \\ r_{\tau}^* : \text{期間 } \tau \text{ のドル金利 (年率\%)} \\ x_{\tau} : \text{予め公表された (=期待される) } \\ \text{ドル・レート (円/ドル) 上昇} \\ \text{率 (年率\%)} \end{array} \right]$$

がすべての期間について成立する（第2-3図）。以上からわかるように、クローリング・ペッグの下で、外貨ポジションを持つのにリスクがなく、また為替管理もなければ、小国の国内金利は、大国の金利と予め公表された為替レートの変化率で決まる。そして小国の

第2-3図



金利体系全体の水準は予め公表する為替レート変化率( $x$ )の変更を通じて独立に動かしうるもの、その期間構造については為替管理なしでは独立性を保つことができない。<sup>(注2)</sup>

#### (4) 自由変動相場制

(投資家がリスクに対し中立的な場合)

前(3)節では、クローリング・ペッグ制の下で為替投機に全くリスクがない場合には、 $r_\tau = r_\tau^* + x_\tau$  がすべての期間について成立することが示された。この関係は、自由変動相場制下であっても、投資家がリスクに対して中立的 (risk neutral) で、かつ為替レートの先行きに対し同一の予想( $x_\tau$ )を保有している場合には成立する。<sup>(注3)</sup> ただ、自由変動相

場制下では、国内金利  $r_\tau$  のみならず、直物為替レートも変動しうるので、それにともなって為替レートの期待変化率  $x_\tau$  も変化しうる点が異なる。ここで、 $x_\tau$  が直物為替レート  $e$  の関数であると考えると、前 (2.4) 式は

$$(2.5) \quad r_\tau = r_\tau^* + x_\tau(e)$$

となり、日本の金融・為替市場の均衡は、日本の金利体系  $r_\tau$  と直物レート  $e$  の両者が変化することで維持されることとなる。このように、自由変動相場制下では直物為替レート  $e$  が変化しうるので、それだけ自国の金利の自由度は増加している。しかし、上の (2.5) 式はすべての期間  $\tau$  で成立する必要があるた

(注2) もつとも、現実には予め公表される為替レート変化率  $x$  は、内外のインフレ格差から大きく乖離した水準に長期間固定することは困難であり、この面から内外金利体系全体の水準の独立性にも制約が加わる。

(注3) この場合については、Porter[13] によって分析された。

め、日本の金利体系は米国の金利体系から完全には独立でありえない。例えば、金利の期間構造上の2点として期間1年 ( $\tau = 1$ ) と期間2年 ( $\tau = 2$ ) をとると、

$$(2.6) \quad r_1 = r_1^* + x_1(e)$$

$$(2.7) \quad r_2 = r_2^* + x_2(e)$$

の両者が成立している必要がある。ここで米国金利  $r_1^*$ ,  $r_2^*$  は所与であるが、 $r_1$ ,  $r_2$ ,  $e$  は変化しうる。もし日本の通貨当局が1年物金利  $r_1$  を設定すれば、(2.6)式から直物レート  $e$  が決まる。この  $e$  は (2.7) 式の  $x_2$  を決めるため、国内の2年物金利  $r_2$  は (2.7) 式で決まってしまい、自由な値をとることはできない。<sup>(注4)</sup>

この場合、金利体系の独立性は、次のような理由から短期金利について大きく、長期金利で小さいと考えられる。即ち、(2.5)式の  $x_\tau$  は、直物為替レートが現在から  $\tau$  期先にかけて、年率で何%変化するかについての期待値である。これは現在の直物レートと  $\tau$  期先の期待直物レートの間の乖離を年率%で表したものであり、直物レート、日米の期待インフレ率の差等の関数である。例えばドル直物レートが突然10%上昇したとき、将来的期待直物レートが1年以上先の期間について変化していないとすると、1年の期間については、ドルの期待変化率(年率)は10%低下するのに対し、10年の期間ではわずか1%の低下にしかならない。このように、直物レートの変動により得られた自由度の拡大は、短

期金利については大きく、長期金利については小さいと考えられる。期間が5年程度以上の長期になると、為替レートの期待変化率  $x_\tau$  はほぼインフレ格差(購買力平価の変化)によって決まると考えられるため、内外金利は概ね両国間のインフレ格差分だけ乖離するかたちで連動する(いいかえれば、実質金利はほぼ一致する)こととなろう。すなわち、 $\tau$  が大きい場合には、

$$(2.8) \quad r_\tau \approx r_\tau^* + (\pi_\tau - \pi_\tau^*)$$

$$\begin{cases} \pi_\tau : \text{現在から } \tau \text{ 期先にかけての日本} \\ \quad \text{の期待インフレ率(年率\%)} \\ \pi_\tau^* : \text{現在から } \tau \text{ 期先にかけての米国} \\ \quad \text{の期待インフレ率(年率\%)} \end{cases}$$

が成立する。

以上から理解されるように、フロート下で、かつ人々がリスクに対して中立的な世界においては、国内金利体系は純粹な国内要因だけでは決定されない。例えば、金利の期間構造に関する「純粹期待理論」によれば、国内の長期金利は将来の国内短期金利の予想値の平均に一致する、すなわち、

$$(2.9) \quad r_\tau = \frac{1}{\tau} [ r_1 + \sum_{i=2}^{\tau} r_i^e ]$$

$$\begin{cases} r_1 : \text{現在の1期間物金利} \\ r_i^e : i \text{ 期将来における短期金利(1} \\ \quad \text{期間物)に対する、現時点での} \\ \quad \text{予想値} \end{cases}$$

が成立するとされる(黒田、大久保[3]参照)。しかしここで中央銀行が現在の短期金利  $r_1$

(注4) ここでは、為替レートの期待変化率  $x_\tau$  は直物為替レートのみの関数と仮定した。実際には、 $x_\tau$  は期待インフレ率等の関数でもあり、これらが変化することでより多くの自由度が得られると考えることもできよう。しかし期間  $\tau$  はゼロから10年以上まで連続して無限にあり、いずれにしても内外の金利体系は完全には独立でない。

および将来の短期金利の予想値を変化させることによって長期金利をコントロールしようとしても、これは海外要因から(2.8)式で決まる長期金利とは必ずしも両立しえない。現実の長期金利は、(2.8)式の海外要因と、(2.9)式の国内要因の両方の要因の影響を受け、従って、(2.8)式も(2.9)式も完全には成立しないと考えられる。以下ではリスクの要因を導入することにより、(2.5)式を一般化して行くこととしたい。

(投資家がリスクに対し回避的な場合)

変動相場制下で、上記では投資家がリスクに対して中立的というケースをみてきたが、次に投資家はリスクに対し回避的(risk averse)という、より現実に近いケースについて考えてみよう。この場合には、自国通貨建資産とドル建資産とは、為替レートの期待変化率 $x_\tau$ を考慮しても、なお完全な代替資産ではなくなり、

$$r_\tau \neq r_\tau^* + x_\tau(e)$$

となる。この両辺の差は、両国投資家にリスクを伴う外貨建資産を保有させるインセンティブとして働くので、リスク・プレミアムと呼ぶことができる。これを $\beta_\tau$ と置くと、

$$(2.10) \quad r_\tau = r_\tau^* + x_\tau(e) - \beta_\tau$$

と書ける。このため、人々がリスク回避的な場合には、内外金利差( $r_\tau - r_\tau^*$ )は為替レートの期待変化率 $x_\tau$ のみならず、このリスク・プレミアム $\beta_\tau$ の存在によっても乖離することとなる。

この $\beta_\tau$ について、その絶対値と、符号とに分けて考えてみよう。まず $\beta_\tau$ の絶対値は、①為替リスクが大きいほど、②投資家のリスク回避度が大きいほど、また③期間 $\tau$ の国際

資本移動の額が大きいほど、人々により強い外貨建資産保有動機を与える必要があるため、大きくなればならない。一方 $\beta_\tau$ の符号は、期間 $\tau$ 物について日本側が資産超過となる場合には、

$$r_\tau < r_\tau^* + x_\tau(e)$$

が成立してドル建資産の期待收益率が円建資産の收益率を上回る必要があるため、プラスになる(逆は逆)。

リスク・プレミアム $\beta_\tau$ は、その添字 $\tau$ が示すように期間に依存しており、一般に $\tau$ が小さいほどその絶対値は大きいと考えられる。これは、為替レート変動によるリスクは、通常投資期間が短かいほど大きいからである。例えば円・ドル・レートは1日に2~3円変動することはよくあるが、これは年率に換算すると100~150%という極めて大きな変動であり、日単位の短期的な投機は非常にリスクが大きい。しかし、2~3年以上の期間をとってみると、為替レートの変動はインフレ格差を大体において反映しており、年率に直した為替変動リスクはかなり小さくなってくる(第2-1表)。

第2-1表 投資期間と為替変動リスク(円/ドル)

1975年4月~1982年1月

投資期間( $\tau$ )	為替変化率(年率%) の標準偏差 <sup>(注)</sup>
1か月	48.52%
2か月	28.45
3か月	22.98
6か月	18.00
12か月	13.07
18か月	9.85
24か月	7.90

(注) 1975年4月から1982年1月までの、円/ドル為替レート(月末)の $\tau$ 期前比(年率)の標準偏差。

以上から「変動相場制下で投資家がリスクに対し回避的」という最も現実に近い想定のもとでも、リスクに対して中立的な場合と同様、短期金利については内外の独立性が強く、長期金利は独立性が弱いことがわかる。すなわち、内外金利の裁定関係を示す(2.10)式において、短期では、直物レート $e$ の変動による為替レートの期待変化率 $x_\tau$ の調整と、リスク・プレミアム $\beta_\tau$ の変化で、内外金利差( $r_\tau - r_\tau^*$ )はかなり拡大しうる。しかし、長期では、為替レートの期待変化率は主に内外のインフレ格差で決まり、直物レート $e$ の変動による影響はあまり大きくなく、また、リスク・プレミアムも短期に比して小さいと考えられるため、内外の長期金利は、変動相場制下でもかなりの程度連動することが予想される。<sup>(注5,6,7)</sup>

なお、このように自由変動相場制下において内外金利体系が、固定相場制で為替管理がない場合に比較してかなり独立になりうるのは、先物市場の存在ないし直先スプレッドの拡大とは直接の関係はない。すなわち、自由変動相場制下において、直物外貨持高を自由に認める一方、輸出入予約、金利裁定を含む

先物取引を一切禁止する規制を導入したと仮定する。一般に、先物のドル買いは円借入による資金で直物ドルを買い、それをドル運用することと同値であり、また先物のドル売りはドルを借入れこれを円に交換したあと円運用することと同値であるので、先物取引が一切禁止されるこの場合でも、人々は、円・ドル資本市場と直物市場を使って先物取引と同じ効果を挙げうるわけであり、その行動にまったく制約はない。従って、本節の自由変動相場制下の内外金利差発生メカニズムの分析は、先物市場のない場合にもそのまま適用でき、内外金利差は先物市場とは無関係で、為替レートの期待変化率 $x_\tau$ とリスク・プレミアム $\beta_\tau$ の存在に依存することが理解されよう。

### (5) 内外金利体系の独立性についての従来の考え方とその問題点

従来、為替相場制度の評価に関連して「固定相場制下においては、直先スプレッドが上下介入点の外には拡大できないために、内外金利は独立でなかったが、変動相場制下では、直先スプレッドが自由に拡大できるので内外

(注5) Kohlhagen[10] は、先物でカバーされない各国通貨建資産の事後的(ex post)な収益率の時系列データを用いて、主成分分析により国際的な金利の相互依存関係を分析した。これによれば、1か月物と3か月物金利については、国際的な連関(ヨーロッパと米国の間)は見出されなかつたが、長期金利については、相互連関が検出された。

(注6) 以上の分析では為替変動リスク以外のリスクを捨象しているため、期間 $\tau$ が長くなるにつれてリスク・プレミアム $\beta_\tau$ の絶対値は小さくなると仮定されている。しかし、為替管理の変更のリスクや貸倒れリスク等は時間が長くなるとむしろ増大することも考えられる。このため現実の世界では、必ずしも期間が長くなるにつれてリスク・プレミアムの絶対値が小さくなるわけではなく、むしろ中間的な期間(例えば半年ないし3年程度)でその絶対値が最も小さくなつて、先物カバーなしでの金利裁定取引が最も活発となる可能性が大きい。

(注7) 本節の分析では、投資家の投資の目標期間(target date、この期間を投資の収益・リスク計算の基礎とする)と対外投資に使われるドル債券の残存期間(term to maturity)は同一であると仮定している。このため、投資期間中のドル金利変動に伴うキャピタル・ゲイン、ロスやリスクについては捨象されている。以下の分析でも同様の仮定が置かれる。

金利体系は独立になる」との見方がかなり広く流布されてきた。<sup>(注8)</sup> 確かに変動相場制下に入つてからは、固定相場制時代のように、直先スプレッドが上下介入点を越えて拡大すると、アウトライ特の資本移動が急激に増加して内外金利差の拡大を抑える方向に働くといったことはなくなっている。しかし、本章でこれまで展開してきた議論から、上の通説は、以下の2点で誤りであることが理解されよう。

① 内外金利差が保たれるためには、①固定相場制下では、為替管理による直先総合での外貨持高の制限が必要であり、また、②変動相場制下で、為替管理がない場合には、直物レートの自由な変動が、金利差を打ち消すような為替レートの期待変化率( $x_t$ )と為替変動リスクへのプレミアム( $\beta_t$ )を発生させることが必要である。ここで、直先スプレッドが内外金利差に応じて拡大・縮小することは、内外金利差が以上の要因によって保たれている結果なのであり、内外金利差が直先スプレッドの拡大によって保たれているわけではない。

② 変動相場制下であっても、インフレ格差調整後の内外金利差がある程度以上に拡大すると、アウトライ特の資本移動が増加し、金利差を縮小する圧力として働く。

以上みてきたように、国内金利体系の決定要因を分析する際には、変動相場制下といえども海外要因を捨象することはできない。以下の章では、わが国の長期金利決定における海

外要因の役割を、理論的、実証的に分析する。

### 3. 為替レートと内外金利体系の同時決定

これまでの分析で明らかになったように、内外の金利体系は変動相場制下においても相互に独立ではない。そして内外金利差は為替レートの決定要因である一方、為替レートの期待変化率が内外金利差を決定する要因でもあるという複雑な相互依存関係にある。本章では、こうした内外金利と為替レートの相互依存関係について理論モデルを用いて分析し、国内長期金利決定における海外要因の役割を解明する。<sup>(注9)</sup>

#### (1) 分析のフレームワーク — 国際資金循環表

内外金融市場と外国為替市場を統一的に分析する枠組として、筆者は先に国際資金循環表を提示したが(深尾[8])、本章では、これを国内金利体系の分析に応用する。ここでは、国内長期金利と為替レートの同時決定に焦点を当てるため、第3—1表のように単純化した国際資金循環表を用いる。すなわち、部門は政府・日銀部門、民間部門、米国部門の3部門とし、資産については、円建資産はマネタリー・ベース、短期資産、長期資産の3つとし、ドル建資産は1つに合計する。なお短期資産として、ここでは、5年程度以下の期間(maturity)を持つ資産を考えて

(注8) 最近でこそ、変動相場制下でも、内外金利は必ずしも独立でないとの認識が広まりつつあるが、少なくとも数年前までは、ここで述べた通説が支配的であった。例えば、幸田〔6、p. 279〕では「内外金利差が発生しても、変動相場制の下では、先物為替市場の調整機能が十分に作用して、この金利格差を埋めてしまうため、短期資本の流出入が抑えられる。したがって、国内金融政策を対外均衡に煩わされずに遂行しうる。」としている。

(注9) モデルの詳細に興味のない読者は、直接本章第3節の分析結果へ進んでもよい。

第3-1表 金利体系分析用資金循環表

(円建)

		政府・日銀(g)	民間(p)	米国(u)	計
円建	マネタリー・ベース(M)	$M_g$	$M_p$	0	0
	短期資産(S)	$S_g$	$S_p$	0	0
	長期資産(L)	$L_g$	$L_p$	0	0
ドル建	ドル建長・短期資産	$R_g^*$	$y_p^*$	$y_u^*$	0
	資金過不足	$A_g$	$W_p - K_p$	$- BI_j$	0

 $- M_g$ : 日銀によるマネタリー・ベース供給残高 $- S_g$ : 政府・日銀の民間に対する短期負債残高 $- L_g$ : 政府・日銀の民間に対する長期負債残高 $R_g^*$ : 政府・日銀の外貨建資産保有高 $A_g$ : 政府財政の累積黒字(マイナスなら赤字)高 $M_p$ : 民間の現金、日銀預け金残高 $S_p$ : 民間の短期資産保有高 $L_p$ : 民間の長期資産保有高 $y_p^*$ : 民間の外貨建資産保有高 $W_p$ : 民間の総資産保有高 ( $W_p \equiv K_p - A_g + BI_j$ ) $K_p$ : 民間の実物資産保有高 $y_u$ : 米国のドル建対外資産保有高 $BI_j^*$ : 日本の対米純資産高(これは米国の対日純資産高  $BI_u$ とおくと、 $BI_u = - BI_j$ )

いる。<sup>(注10)</sup>

この表の構造は深尾〔8、第1—2表〕と同じであるが、以下簡単に説明する。各記号は値が正の時は資産、負のときは負債を意味する。添字は、その資産・負債を保有する部門を示している。例えば、政府・日銀にとつてマネタリー・ベースは負債なので $M_g < 0$ 、民間にとっては資産なので $M_p > 0$ となる。この表を縦にみると、各部門の資産・負債保有高を、横にみると各資産の需給を知ることができる。そして各部門の資金過不足（純金融資産保有高）は、実物面での〔貯蓄—投資〕の累積高に一致する。すなわち、政府・日銀については累積財政黒字（赤字）が、民間については企業・家計の累積貯蓄Wと累積投資Kの差額が、米国については米国の契約ベースでの累積経常黒字（赤字）がそれぞれ資金余剰（不足）となる。ここで、米国部門の円建資産保有がゼロと置かれているが、これは以下の分析を簡単化するために、米国は円建の資産・負債を一切保有しないと仮定したためである（この仮定の分析に与える影響については本章第(3)節参照）。

まずこの表を縦にみたバランスシート制約条件は、次の式で表わされる。

$$(3.1) \quad M_g + S_g + L_g + R_g^* = A_g$$

$$(3.2) \quad M_p + S_p + L_p + y_p^* = W_p - K_p$$

$$(3.3) \quad y_u^* = - BI_j$$

一方各資産の需給は、この表の行によって知ることができる。すなわち、円建の3つの資産とドル建資産は、それぞれが、ある部門

の資産は他の部門の負債になっているため、次の4つの需給均衡式が成立する。

$$(3.4) \quad M_g + M_p = 0$$

$$(3.5) \quad S_g + S_p = 0$$

$$(3.6) \quad L_g + L_p = 0$$

$$(3.7) \quad R_g^* + y_p^* + y_u^* = 0$$

以下の分析では、政府・日銀部門の変数 $(M_g, S_g, L_g, R_g^*)$ は外生であり、(3.1)式のバランスシート制約に従って政策的にコントロールされているとしよう。また米国のドル建対日資産 $(y_u^* > 0, y_u^* < 0)$ なら負債)は、(3.3)式にみるように日本の累積経常赤字 $(-BI_j > 0, -BI_j < 0)$ なら黒字)に等しく、短期的には所与と考えができる。従って、以下では、民間部門の行動を4つの資産に対する需要関数として定式化し、各資産の利回りが(3.4)～(3.7)の需給均衡条件によって決定されるメカニズムを分析する。

## (2) 各資産の利回りと資産需要関数

まず、モデルの中に各資産の利回りを示す6つの変数を導入する。

$r_s$  : 日本の短期金利（年率%）

$r_\ell$  : 日本の長期金利（年率%）

$r_s^*$  : 米国の短期金利（年率%）

$r_\ell^*$  : 米国の長期金利（年率%）

$x_s$  : ドル・レート（邦貨建）の短期期待上昇率（年率%）

(注10) このように、短期資産にかなり期間の長いものをも含めて考えるのは、直物為替レートの変動がドル建資産の期待収益率に大きな影響を与える期間をカバーするようとするためである。

$x_\ell$  : ドル・レート（邦貨建）の長期期待上昇率（年率%）

これを用いて、民間部門の資産需要関数を下のように定式化しよう。

$$(3.8) \quad M_p = f^m(r_s) \underset{r_s}{\ominus} N$$

$$(3.9) \quad S_p = f^s(r_s, r_\ell, r_s^* + x_s) \underset{r_s}{\oplus} \underset{r_\ell}{\ominus} N$$

$$(3.10) \quad L_p = f^\ell(r_s, r_\ell, r_\ell^* + x_\ell) \underset{r_s}{\ominus} \underset{r_\ell}{\oplus} N$$

$$(3.11) \quad y_p^* = f^y(r_s, r_\ell, r_s^* + x_s, r_\ell^* + x_\ell) \underset{r_\ell}{\oplus} N$$

$N \equiv (W_p - K_p)$  : 民間部門の金融資産保有高

各需要関数の中の変数の上には、当該変数による偏微分の符号が示してある。<sup>(注11、12)</sup>

これら4つの資産への需要関数は、常に(3.2)のバランスシート制約式を満足する必要があるので、

$$\begin{aligned} & [f^m(r_s) + f^s(r_s, r_\ell, r_s^* + x_s) \\ & + f^\ell(r_s, r_\ell, r_\ell^* + x_\ell) \\ & + f^y(r_s, r_\ell, r_s^* + x_s, r_\ell^* + x_\ell)] N \\ & \equiv W_p - K_p \equiv N \end{aligned}$$

すなわち、

$$(3.12) \quad f^m + f^s + f^\ell + f^y = 1$$

が常に成立する。<sup>(注13)</sup>

このモデルは、現実には連続的な日米の金利の期間構造を、短期( $r_s, r_s^*$ )と長期( $r_\ell, r_\ell^*$ )の2点で代表させたものである。短期円資産需要関数( $f^s$ )中の短期ドル資産期待利回り( $r_s^* + x_s$ )は、短期ドル金利に短

(注11) このような Tobin[16] 型の資産市場モデルでは、最も一般的には、各需要関数はすべての資産の利回りに依存するように定式化されるが、4資産の同時均衡分析を行うには、それでは複雑になりすぎるため、ここでは次のように仮定することにより、比較的因果関係が弱いと考えられる要因を捨象している。

- ① マネタリー・ベースへの需要関数( $f^m$ )は日本の短期金利( $r_s$ )のみに依存している。
- ② 短期円資産は、長期円資産、短期ドル資産との間で代替関係にあるが、長期ドル資産とは直接代替関係はない。
- ③ 長期円資産は、短期円資産、長期ドル資産との間で代替関係にあるが、短期ドル資産とは直接代替関係はない。

(注12) このモデルでは、為替レート変動によってキャピタル・ゲイン、ロスが発生し、民間部門の金融資産保有高Nが変化することによる資産需給への影響は捨象した。これについては Tobin [17, p. 95] 参照。

(注13) このため、(3.8)～(3.11)の4つの需要関数の偏微分係数は、次の関係を満たす。

$$r_s : f_1^m + f_1^s + f_1^\ell + f_1^y = 0$$

$$r_\ell : f_2^s + f_2^\ell + f_2^y = 0$$

$$r_s^* + x_s : f_3^s + f_3^y = 0$$

$$r_\ell^* + x_\ell : f_3^\ell + f_4^y = 0$$

期的なドル為替レートの期待上昇率をえたものとして定義されている。ドル・レートの短期期待上昇率  $x_s$  は、現在の直物為替レート ( $e$ ) が、日米の購買力平価で決まる現在の均衡レート ( $f$ ) に比較して、どの水準にあるかに依存すると考えられる。そして、人々はもし現在の円建てドル・レートが割安 ( $e - f < 0$ ) ならドルの先高 ( $x_s > 0$ ) を、逆に割高 ( $e - f > 0$ ) ならドルの先安 ( $x_s < 0$ ) を予想するであろう。また、この均衡レート ( $f$ ) 自体も日米の期待インフレ率に差があれば、将来変化してゆくことが予想されよう。すなわち、もし日本の期待インフレ率 ( $\pi$ ) が米国より高ければ、円建ドル・レートの均衡水準 ( $f$ ) は徐々に上昇していくと予想されよう。こうした考察から、 $f^s$  の中の  $x_s$  は次式のように定式化できよう。

$$(3.13) \quad x_s = \pi - \pi^* + g(e - f)$$

$$\left[ \begin{array}{l} \pi : \text{日本の期待インフレ率 (年率\%)} \\ \pi^* : \text{米国の期待インフレ率 (年率\%)} \\ e : \text{円・ドル為替レート (邦貨建)} \\ f : \text{均衡円・ドル・レート (邦貨建)} \\ g : \text{短期の為替レート変動期待と、現在の直物レートと均衡レートとの乖離との関係を示す関数, } g' < 0 \end{array} \right]$$

一方、長期円資産需要関数  $f^\ell$  の中のドル資産期待利回り  $r_\ell^* + x_\ell$  は、米国の長期金利にドル為替レートの長期的な期待上昇率をえたものと定義される。 $f^\ell$  の中のドル期待上昇率  $x_\ell$  は、5年を超える長期についての期待上昇率であるため、現在の直物為替レート ( $e$ ) にはあまり依存せず、主に日米間のイン

フレ格差に依存すると考えられる。したがって、 $f_\ell$  の中の  $x_\ell$  は直物為替レートの水準からの影響を無視して、次式のように定式化してもよいであろう。<sup>(注14)</sup>

$$(3.14) \quad x_\ell = \pi - \pi^*$$

最後に外貨建資産需要関数  $f^y$  は、円・ドルそれぞれの長・短期金利すべてに依存している。なおここで、ドル建資産について長期資産と短期資産の需給均衡条件を別々の式で示さず一本にしたのは、ドル建の長期債と短期債の相対価格は、日本の民間部門にとっては与件（ドルの長・短金利は日本にとって所与と仮定）であり、日本の民間部門は、この相対価格水準でドル建の長期債と短期債をいくらでも交換できるためである。

ここで得られた長・短期ドル為替レート変化に対する期待形成式 (3.13)、(3.14) を民間部門の資産需要関数 (3.8) ~ (3.11) に代入し、さらにこれらを資産市場需給均衡式 (3.4) ~ (3.7) 式に代入すると、日本の長・短金利 ( $r_s, r_\ell$ ) と直物為替レート ( $e$ ) の同時均衡を分析できる次のモデルが得られる。

$$(3.15) \quad M_g + f^m(r_s) N = 0$$

$$(3.16) \quad S_g + f^s \left\{ \begin{array}{l} \oplus \quad \ominus \\ r_s, r_\ell, r_s^* + (\pi - \pi^*) \\ \ominus \\ + g(e - f) \end{array} \right\} N = 0$$

$$(3.17) \quad L_g + f^\ell \left\{ \begin{array}{l} \oplus \quad \oplus \\ r_s, r_\ell, r_\ell^* + (\pi - \pi^*) \\ \ominus \end{array} \right\} N = 0$$

(注14)  $\pi, \pi^*$  については、モデルの単純化のため、短期と長期の区別を行わなかった。

$$(3.18) \quad R_g^* + f^y \{ r_s^*, r_\ell^* \} N + g (e - f) \{ r_\ell^* + (\pi - \pi^*) \} N - BI_j = 0$$

(ここで  $g' < 0$ )

### (3) モデルによる比較静学分析

このモデルを用いて、各外生変数の変化が、内生変数である為替レート( $e$ )、長期円金利( $r_\ell$ )に与える影響を分析した結果が第3-2表である([付]参照)。まず為替レート

についてみると、日本の短期金利の上昇、日本の累積経常黒字の増加は円高、ドル安要因である。一方長・短期ドル金利の上昇、日本の期待インフレ率の米国比上昇、日本のドル買介入は円安・ドル高要因となっている。これについては、既に深尾[7]において詳しくその理論的な背景と実証分析を提示したので、ここでは解説しない。<sup>(注15)</sup>

つぎに長期円金利についてみると、短期円金利、長期ドル金利の上昇、日本の期待インフレ率の米国比上昇、長期国債でファイナンスされた日本の財政赤字は、すべて長期円金

第3-2表 モデルによる比較静学分析

	短期円金利 上昇 (1) $d r_s > 0$	短期ドル金 利上昇 $d r_s^* > 0$	長期ドル金 利上昇 $d r_\ell^* > 0$	日本の期待 インフレ率 が米国に比 して上昇 $d(\pi - \pi^*) > 0$	日本の通貨 当局がドル 買介入 (2) $d R_g > 0$	日本の經常 黒字累増 $d BI_j > 0$	日本の財政 赤字累増 (3) $d L_g < 0$
為替レート $de$ [+円安 -円高]	-	+	+	+	+	-	?
長期円金利 $d r_\ell$	+	0	+	+	0	(-)	+

(注) (1) 日銀による短期債の売りオペを仮定。

(2) ドル買介入は、日銀の短期債売却でファイナンスされたと仮定。

(3) 財政赤字は長期国債の発行でファイナンスされたと仮定。

(4) 符号は、日本の累積経常収支が黒字か、赤字か、また人々のドル建資産への選好度合はどうか等に依存。

(5) この符号は、米国が円建資産、負債を保有しないとの仮定に強く依存しており、一般的に符号がどうなるかは不確定。

(6) ここでは  $f^\ell < 1$  の仮定。これは金融資産全体が増大 ( $d N > 0$ ) したとき、その全部は長期債保有の増加に向けないことを意味する。

(注15) 深尾[7]では、本稿のモデルとほぼ同じ分析手法によって、アセット・アプローチによる為替レート決定理論を示したあと、これを日本、西独、イギリス、スイス、カナダ、米国のデータを用いて実証分析を行った。その結果をみると、北海油田の生産本格化という特殊要因も響いているとみられるイギリスを除き、各通貨の対ドル実質為替レートは、理論的に期待される通り、実質金利差 ( $r_s, r_s^*, \pi - \pi^*$ ) と累積経常収支 ( $BI_j$ ) の2つの要因でほぼ説明される。

利の上昇要因である。一方日本の経常黒字累増は、長期円金利の下落要因である。<sup>(注16)</sup>以下、これらの点について若干説明を加えよう。

短期円金利  $r_s$  の上昇が長期円金利  $r_\ell$  を上昇させるのは、短期円資産の利回り上昇が、代替資産である長期円資産への需要を減少させ、その利回り  $r_\ell$  を上昇させるからである。

長期ドル金利  $r_\ell^*$  の上昇が長期円金利  $r_\ell$  を上昇させるのは、長期円資産と長期ドル資産が代替関係にあるためである。即ち  $r_\ell^*$  の上昇がドル資産の期待収益率を高め、この結果民間投資家が円からドルへ長期資産保有をシフトしようとするので長期円金利が上昇圧力を受けることとなる。この円売・ドル買圧力に伴いドル相場が上昇するが、これは、投資家の短期的なドル為替レートの期待上昇率を低下（あるいは期待下落率を拡大：回帰的 <regressive>な期待形成を仮定）させるため、民間投資家の短期資産保有を、ドル資産から円資産へシフトさせるであろう。このように、米国の長期金利の上昇は、日本の投資家による長期ドル資産の買入と短期ドル資

産の売却を引き起こしつつ、円安・ドル高と長期円金利の上昇をもたらす。ここで、これまで捨象されていた米国部門の円資産・負債の保有を考慮すると、同部門も長期ドル金利の上昇に伴い、日本の投資家と同じ収益計算のもとに長期円資産の売却（ないし長期円建借入の増加）と短期円資産の買入れを行うであろう。このように、長期ドル金利が上昇した場合は、国際収支面で、日本にとって長期資本の流出と短期資本の流入が起るとともに、長期円金利は長期ドル金利の上昇に引きずられる形で上昇することが予想される。<sup>(注17)</sup>

日米の期待インフレ率格差の拡大も、ドル・レートの期待上昇率を増大（ないし期待下落率を縮小）させることにより、長期ドル金利の上昇と同様に、長期円金利を上昇させる。

日本の累積経常黒字の増加は、長期円金利を下落させる。これは次のようなメカニズムによるものである。即ち経常黒字により本邦民間部門の金融資産全体(N)が増加し、これに伴って長期円資産への需要も増加する。一方、長期円資産の供給は、米国部門が円建長

(注16) 第3-2表にみるように「①短期ドル金利の上昇」と「②短期債オペでファイナンスされたドル買介入」は、長期円金利に影響しないとの結果になっている。まず①については、長期ドル金利の上昇を伴わない短期ドル金利の単独上昇が、長期円資産の需給に与える直接的な影響は小さいと考えられること（モデルでは長期円資産と短期ドル資産との間の直接的代替関係を捨象）、また短期ドル金利上昇による円安・ドル高が、ドルの先安期待を強め長期ドル資産の期待収益率が低下する効果も小さいと考えられること（ $x_\ell$  は  $e$  に依存しない）によるものである。②については、介入が日銀の短期債売オペにより不胎化されているので、短期円金利が変化しない上、介入による円安・ドル高の長期ドル資産期待収益率に与える効果も捨象されているためである。もちろん一般的には、①、②の変化は、長期円金利に多少の影響を与えよう。しかし①の短期ドル金利の上昇は、通常長期ドル金利の上昇を伴うわけであり、その分の影響はすでにモデルに組み込まれている。また②の介入の効果についても、通貨当局が leaning against the wind 政策をとっている場合は、通貨当局を民間投資家とみなせることが示せる（Fukao[9, p. 120] 参照）。従って、こうしたモデルの単純化は、次章での実証分析に問題を生じないものと考えられる。

(注17) このように、長期資本と短期資本が逆方向に流れる可能性については、天野〔1, p. 36〕もチアン・ゾーメン型モデルを使って指摘している。

期債を発行しないと仮定されているため、政府発行長期債  $L_y$  の残高で決まり一定となっている。このため長期円資産市場では、需要超過が発生し、長期円金利が下落する。

しかし、米国部門が円建資産、負債を保有する一般的な場合には、日本の累積経常黒字増加の一部は、米国部門の円建借入でファイナンスされるため、必ずしも上のメカニズムは働かない。すなわち、累積経常黒字の増加により長期円資産需要が増加する反面、米国部門の円建借入により長期円資産の供給も増加し、この両者の相対関係によっては、長期円金利が上昇することもありうるからである。第3-2表において、累積経常黒字増加の長期円金利への影響につき、マイナス符号にカッコを付けたのは、このためである。

最後に、日本政府の財政赤字については、それが長期国債発行でファイナンスされると、長期円資産の供給増加から長期円金利は上昇する。

#### 4. 実証分析 — 長期国債利回り決定における海外要因の役割

##### (1) 長期金利式の定式化

前2章では、開放経済における長期金利の決定メカニズムを理論的に検討した。本章で

は、長期金利としてわが国の国債流通市場利回りを取り上げ、これまで分析した理論的フレームワークがどの程度妥当するかにつき実証を試みる。理論モデルにおける長期円金利の決定要因は、前章第3-2表に示されるとおりであるが、現実のデータを用いて回帰分析を行う場合には、次に挙げるような、モデルの中では明示的に扱われていない、いくつかの要因についても考慮する必要がある。

前章第2節で展開された理論モデルは極めて単純化されたものであり、とくに長期金利の決定に関しては、国内要因の扱いが不十分である。即ちまず、資産の需要関数(3.8)～(3.11)に将来の短期金利の予想要因が含まれていない。現実の長期・短期資産間の裁定の場では、将来の短期金利に対する予想値( $r_s^e$ )が重要な要因として作用している。もし人々が将来短期金利が大幅に上昇すると予想した場合、短期資産の転がしによる期待運用益が高まるが、これとの裁定取引により長期金利も上昇すると考えられる(逆は逆)。従って第3章の理論モデルの実証に当っては、将来の短期金利についての予想値( $r_s^e$ )を明示的に取り入れる必要がある。<sup>(注18)</sup>

また、わが国における国債流通市場利回りの決定において、いわゆる直利指向<sup>(注19)</sup>が存在することが黒田・大久保[3] [4]らの実証

(注18) 本稿の分析の枠組みにおいては、長期円資産と短期円資産は不完全な代替資産であると仮定する Tobin の理論を採用しており、両資産が完全な代替資産であるとする純粹期待理論(Pure Expectations Theory)よりも一般的な定式化となっている。即ち純粹期待理論については(3.9)、(3.10)式で表わされる資産需要関数において、短期円資産と長期円資産との代替性が、短期金利の予想値を  $r_{si}^e$  ( $i = 1, \dots, n$ )とした時に  $r_\ell = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_{si}^e$  のところで無限大になるという特殊なケースとして扱うことができる。黒田・大久保[3] [4]はわが国の国債流通市場利回り決定に期待要因は極めて重要であるが、上記のような純粹期待理論のみでは説明できないとの結果を示しており、この点からも本稿のように、一般的定式化を行うことが妥当と考えられる。

(注19) 直利指向とはクーポン・レート以外の条件が全く同じ債券があった場合に、投資家が高クーポン債を低クーポン債より選好することを言う。わが国における公社債市場の主たる投資主体

分析で示されているので、これを踏まえて債券のクーポン・レートの影響についても考慮することにする。

上記2つの追加的要因を考慮して、わが国の国債流通市場利回りを国内要因と海外要因とによって説明する式を定式化する。即ち、国内要因としては①短期金利の現在値および将来の予想値、②債券のクーポンレート、③国債供給量の3要因を、また海外要因としては、①米国の長期金利および為替レートの期待変化率、②わが国の契約ベースの累積経常収支の2要因を考える。

国内要因については原則として黒田・大久保[3] [4]にのっとって考えるが、①の短期金利の考え方について若干敷衍すると次のとおりである。

まず現在の短期金利が上昇すると、他の条件が変わらないとすれば相対的に短期資産に対する需要が高まり、代替資産である長期資産の需要減を通じて長期金利上昇へと繋がる。また、この短期金利の上昇が将来の短期金利予想値に与える影響については、現在の短期金利の水準が、過去の短期金利の平均的な水準からどの程度乖離しているかに依存していると考えることが出来よう。従って将来の短期金利予想値 ( $r_s^e$ ) は短期金利の現在値 ( $r_{st}$ ) および同過去値 ( $r_{s,t-i}$ ,  $i = 1, \dots,$

n) によって表わすことが可能となる。

ここでは、過去の短期金利に関する情報を Shiller lag によって導くアプローチを採用する。<sup>(注20)</sup>以上のことから①の要因として必要とされる変数は、短期金利の現在値ならびに Shiller lag weight によって平均化された短期金利の過去値となる。

海外要因については前章において検討したとおりであるが、技術的な点を含めて簡単に整理すると次のとおりである。理論モデルでは、長期の円資産と長期のドル資産の代替性(完全代替ではない)を仮定しているため、米国の長期金利上昇はドル資産の期待収益率上昇を通じて円資産の金利上昇圧力となると考えられる。もちろん、この間為替レートの期待変化率を考慮する必要がある、仮に米国金利が変動しなくとも為替レート期待変化率がドル高の方向へ変われば米国金利が上昇した場合と同じ効果を持つ。現実問題としては、以上の波及経路の他にも例えば米国金利の上昇が円安をもたらし、これが将来のわが国の金利上昇期待を強めるという経路が考えられるが、実証的にこれらの経路を区別することは困難である。ここでは、米国の長期金利と、為替レート期待変化率の代理変数としての日米のインフレ率格差<sup>(注21)</sup>とを各々独立の変数として扱うケースと、両変数を合体してドル

---

である金融機関は当面の期間収益を重視する傾向が強く、このため直利の高い高クーポン債をより選好すると一般に考えられている。

(注20) 過去の実績値から得られる情報を考える場合、どこまで過去に遡るかという問題がある。長期金利として10年程度のものを対象とし、短期金利としては3か月を考えることからすると相当多くの過去値を考える必要があると思われるが、データ上の制約もあり、取りあえず12か月および24か月の2種類について分析を試みる。

(注21) 日米のインフレ率格差としてはGNPデフレーターによる比較をとった。また、期待インフレ率としては完全な rational expectations を仮定し、人々が実現した水準を事前に予想していたと考え1年のleadsをとることとした。この結果最近1年間の計数が得られないことになるが当該部分にはOECD見通し(OECD Economic Outlook, Dec. 1981)を用いることも試みた。また月次の計測に用いるため各四半期中3か月間は同じ値をとるものとして月次計数を作成した。

資産の期待收益率として 1 変数の扱いにする  
ケースとの 2 つの場合について計測する。

またわが国の契約ベースの累積経常収支について、該当する統計がないが、契約から実行までの平均的な期間が約 3 か月であることを考慮して、実行ベースの累積経常収支に 3 か月の leads をつけて代理変数と考える。

以上の要因によって定式化される長期円金利の計測式は次の 2 式である。

$$(4.1) \quad (r_\ell)_t = \alpha_0 + \alpha_1 (r_s)_t + \sum_{i=1}^m \omega_i (r_s)_{t-i} \\ + \alpha_2 (CP)_t + \alpha_3 (L_g)_t + \alpha_4 (r_\ell^*)_t \\ + \alpha_5 (\pi - \pi^*)_{t+12} + \alpha_6 (BI_j)_{t+3} \\ + \epsilon_t$$

$$(4.2) \quad (r_\ell)_t = \alpha_0 + \alpha_1 (r_s)_t + \sum_{i=1}^m \omega_i (r_s)_{t-i} \\ + \alpha_2 (CP)_t + \alpha_3 (L_g)_t + \alpha_4 [(r_\ell^*)_t \\ + (\pi - \pi^*)_{t+12}] + \alpha_6 (BI_j)_{t+3} \\ + \epsilon_t$$

ただし、

$r_\ell$	: 長期金利
$r_s$	: 短期金利
CP	: クーポン・レート
$L_g$	: 国債供給量
$\pi$	: インフレ率
$BI_j$	: わが国の累積経常収支
$\epsilon_t$	: random 項
$\omega$	: Shiller lag weight
* は米国の変数を表わす	

## (2) 計測結果

長期円金利の計測に用いた具体的データおよび計測結果は第 4-1 表のとおりである。計測期間としては国債の市場価格が自由な変動を示すようになった時期以降を対象とし、昭和 52 年 4 月～55 年 6 月と昭和 52 年 4 月～56 年 9 月の 2 種類を試みた。これは、期待インフレ率のプロクシーとして GNP デフレーターの 1 年 leads をとったことから、実績値データベースで計測可能な最近時までと見通し値を含むベースで最近時までの両者を計測したものである。両計測期間についての今一つの特徴は、わが国の為替管理が運用上大きく緩和された時期を含むか否かという点で、自由化が進展した最近時点のデータを含む後者の期間の方がそれだけ海外の影響を受け易い期間と考えることができよう。

各計測結果をみると、式全体としての説明力は総じて高い値を示している ( $\bar{R}^2 : 0.916 \sim 0.930$ ) ほか、ダービン・ワトソン比も系列相関がはっきりと認められるほど小さくはない。以下各要因について、有意性を検討する（特に断りのある場合を除き、有意水準は t 検定 F 検定とも 5 %）。

### （国内要因）

国内要因について得られた結果は概ね黒田・大久保 [3] [4] の結果と同様である。<sup>(注 22)</sup> 各要因について簡単に整理すると次のとおりである。先ず短期金利については計測期間の如何を問わず変数全体として (F 値) 有意水準を満たしている。またクーポンレートについては、最近時点を含んだ期間では符号条件、有意水準とも満たしており（他方、52 年 4 月

(注 22) 厳密には黒田・大久保 [3] [4] は分析対象とする変数を網羅的に検証するいわゆる nested test の形を探っていない。本稿の分析は nested test によってもほぼ同様の結果が得られることを示したことになる。

(第4-1表) 長期金利式の計測結果

計測期間 式番号	短期金利		クーポンレート (CP) <sub>t</sub>	国債発行残高 (L <sub>g</sub> ) <sub>t</sub>	米国長期金利 (r <sub>L</sub> ) <sub>t</sub>	為替レート変化率 (π - π*) <sub>t+12</sub> (r <sub>L</sub> * + r <sub>L</sub> Δt <sub>32</sub> )	ドル資産率 わが国累積経常収支 (B I J) <sub>t+3</sub>	定期項	$\bar{R}^2$	D. W.
	当期(r <sub>s</sub> ) <sub>t</sub>	ラグ計 (r <sub>s</sub> ) <sub>t-12</sub>								
昭和2年4月	1 (.1.627 < 24>)	-.3930 8.448*	-.5109 (-1.79)	-.0055 (-1.35)	.1096 (1.02)	.1098 (1.26)	-.0607 (-2.28*)	14.6590 (7.72*)	.929	1.40
昭和2年5月	2 (.1.518 < 24>)	-.3612 14.712*	-.5194 (-1.85)	-.0058 (-1.58)			-.0673 (-1.40)	14.4607 (3.19*)	.920	1.34
昭和2年6月	3 (.1.521 < 12>)	-.6864 7.833*	-.3311 (-1.12)	-.0057 (-.92)	.0208 (.28)	.2072 (.1.83)	-.0601 (-2.33*)	16.1337 (9.76*)	.926	1.51
昭和2年7月	4 (.0888 < 1.18> < 1.2>)	-.6041 12.400*	-.3686 (-1.23)	-.0046 (-1.14)			.1156 (1.23)	.0817 (-3.90*)	15.9626 (9.54*)	.923
昭和2年8月	5 (.0592 < .86> < 24>)	-.1014 6.045*	-.9171 (-4.36)	-.0033 (-.97)	.2438 (4.36*)	.2882 (3.42*)	-.0668 (-3.22*)	16.2242 (10.15*)	.923	1.32
昭和2年9月	6 (.0495 < .97> < 24>)	-.0971 16.020*	-.8969 (-4.44*)	-.0036 (-1.10)			.2590 (6.41*)	15.9903 (-3.95*)	.924	1.28
昭和2年10月	7 (.0544 < .78> < 1.2>)	.0509 4.315*	-.9613 (-4.74*)	-.0022 (-.64)	.2928 (6.93*)	.2161 (2.86*)	-.0750 (-3.13*)	14.7808 (10.34*)	.916	1.24
昭和2年11月	8 (.0797 < 1.005 < 1.27>)	3.054* (-5.89*)	-.1048 (-.42)	-.0014 (-.42)			.2720 (8.02*)	-.0628 (-4.13*)	14.9049 (10.52*)	.916
									.263	.46

注1. ( ) 内は t 値。

2. 計測に用いたデータ：日本の長期金利…東証上場国債流通市場利回り(最長期間物×残存約9年)>、複利最終利回り、%

” 短期金利…公社債現先レート(3か月物、%)

クーポンレート…長期金利(被説明変数)に対応するクーポンレート(%)

国債発行残高…残存9年以上の国債残高(1977年4月=100とする指標)

米国の長期金利…米国財務省証券利回り(10年物、%)

日本のインフレ率格差…日本のGNPデフレーター-前年比増減率の差(月次計数)(転換する際四半期中の3か月間は同じ値と置いた、最近時はO E C D 見通しによる、%)

日本の累積経常収支…IMFペース国際収支統計を1965年4月以降累積した計数(10億ドル)

3. 短期金利の過去値に用いた Shiller lag は 0 制約を課さず、tightness value = 8.0 としたもの。

4. \* は t - 値、F - 値とも 5% 有意水準を超えることを示す。

～55年6月の期間では、符号条件は満たしているものの、有意水準は1、2式が10%水準で満たしているのみ)、いわゆる直利指向仮説が昭和54年以降有力となるとの黒田・大久保[3][4]の結果に対応していると思われる。この間、国債供給要因については、符号条件、有意性とも満たされなかった。<sup>(注23)</sup>

#### (海外要因)

まず米国長期金利と為替レートの期待変化率についてみると、両者を個別変数とした場合と、合体してドル資産の期待収益率として捉えた場合とでは大きな差は見られず、むしろ計測期間の違いによる結果の差が特徴的といえる。即ち、いずれの場合も符号条件は理論的に期待されたとおりプラスとなっているが、52年4月～55年6月の期間については各変数とも有意水準が満たされていないのに対し、計測期間を56年9月まで延長した場合はすべて有意性が満たされている。これは、わが国の為替管理の自由化が名実ともに進展したのがここ数年間であることから、最近の状況を対象期間に含んだ場合の方が海外要因の影響がよりはっきりと表われているためであるとみることができよう。因みにドル資産期待収益率が1%変化した時、日本の長期円金利に与える効果は0.2～0.3%である。

また、累積経常収支については符号がすべてマイナスで有意水準も満たされている。この結果からみる限り契約ベースの累積経常収支は理論的に予想されたとおり、長期金利に有意な影響を与えている。なお、前章の理論

モデルにおいては実際には米国に存在する円資産・負債を捨象して考えたが、実証で得られた累積経常収支のパラメーターの符号はマイナスで、捨象して考えた場合の符号条件に一致したということは、その存在の影響がさほど大きなものではないことを示していると考えてよいであろう。

## 5. おわりに

本稿は内外金利体系と為替レート決定メカニズムを国際資金循環表のフレームワークの中で理論的に分析し、わが国の国債流通市場利回りについて、そうした理論の妥当性を検証したものである。分析の結果示されたことは、わが国の長期金利の決定要因としては、これまで主張されてきたいくつかの国内要因に加え、米国金利、為替レートの期待変化率、あるいはわが国の累積経常収支等の海外要因が重要な役割を果しているということである。また、こうした海外要因の影響は特に最近時点を含んだ計測の場合に顕著に表われており、今後経済が名実ともに自由な開放経済へ進んでいくことを考えると海外要因の影響力は益々高まつくると予想される。

以上

(57年6月)

(注23) 国債供給量の増加が国債利回りの上昇圧力となるかどうかは、厳密には例えば民間保有の金融資産全体に占める国債のウエイトがどう変化するかによって左右されるし、また民間部門の国債に対する需要とのバランスでみることも必要である。ただ本分析の対象期間は比較的短かくその間の民間保有の金融資産がそれ程大きく変化しているとは考えにくいこと、および民間保有の金融資産を explicit に把握することは難しいこと等の理由からここでは単純に供給量のみを考えた。

## [付] 理論モデルによる分析

本文では、比較静学分析の結果のみを第3-2表として示したが、ここではその詳細について説明する。

(3.15)～(3.18)の4本の式からなる4つの資産についての需給均衡条件は、そのうちの1本が独立ではない。これは、これら4本の式の左辺の合計

$$M_g + S_g + L_g + R_g + (f^m + f^s + f^\ell + f^y) N - BI_j$$

は、①バランス・シート制約式(3.1)、(3.2)、(3.3)と、②3つの部門の資金過不足の合計がゼロになることを示す次式

$$(付-1) \quad A_g + W_p - K_p - BI_j = 0$$

とから、恒等的にゼロとなることが証明されるからである。したがって、(3.15)～(3.18)の需給均衡式のうち任意の1本を落して、残りの3本の式で日本の短期金利 $r_s$ 、日本の長期金利 $r_\ell$ 、および直物為替レート $e$ の同時均衡を分析することができる。ここでさらに、(3.15)式が示すとおり、 $r_s$ は日銀によるマネタリー・ベース $M_g$ の調節で完全にコントロールされると仮定されているので、(3.15)式を落して $r_s$ を外生扱いとすることが可能である。以上の考察から、(3.16)～(3.18)式のうちの任意の2つの式を使って $r_s$ が外生的に与えられた場合の $r_\ell$ と $e$

の同時均衡を分析できることがわかる。

比較静学分析を行うために、短期円資産市場、長期円資産市場、ドル資産市場の3つの需給均衡条件を、長期円金利 $r_\ell$ を横軸、直物ドル・レート(邦貨建) $e$ を縦軸にとってグラフに書いてみる。

短期円資産市場需給均衡式(3.16)については、短期円資産への需要が長期円金利( $r_\ell$ )の減少関数、為替レート( $e$ )の増加関数(ドル高 $e \uparrow \Rightarrow$ ドル先安期待 $x_s \downarrow \Rightarrow$ ドル資産収益率低下 $\Rightarrow$ 短期円資産の需要増)となっているので、付-1図に示されるような右上がりの曲線 $SS$ となる。また外生変数の変化は、{}内に示したように $SS$ をシフトさせる(付-1表参照)。<sup>(注24)</sup>

同様にして長期円資産市場需給均衡式(3.17)は長期資産需要関数( $f^\ell$ )が為替レート( $e$ )に依存しないので付-2図のような垂直線( $LL$ )になる。また外貨建資産市場需給均衡式(3.18)は、外貨資産需要関数( $f^y$ )が為替レート( $e$ )と長期円金利( $r_\ell$ )の減少関数なので付-3図のような右下がりの曲線 $EX$ となる。これら3本の線は、任意の2つの資産市場が均衡していれば、第3の市場は均衡しているという関係から、付-4図に示されているように一点で交わる。

本文第3-2表に示した、モデルによる比較静学分析の結果は、付-1～3図の3つの曲線を利用して、以下のように得られる。

### (i) 短期円金利上昇： $dr_s > 0$

日銀による、短期円資産の売りオペにより、

(注24) これらのシフトを分析するとき、政府・日銀の資産・負債の変化は常に(3.1)式を満たしている必要があるため、例えば、政府短期負債の減少(負債はマイナスで表示されているので $\Delta S_g > 0$ )が他のどの変数( $M_g$ 、 $L_g$ 、 $R_g^*$ 、 $A_g$ )の変化でファイナンスされているかに注意する必要がある。例えば、マネタリー・ベースの増加( $M_g < 0$ なので $\Delta M_g < 0$ )でファイナンスされていれば、短期円金利 $r_s$ は下落てしまい、一定にできない。

付-1表 資産市場均衡条件の全微分

	内生変数		外生変数									合計
	$d e$	$d r_s$	$d r_s^*$	$d r_\ell^*$	$d(\pi - \pi^*)$	$d N$	$d B I_j$	$d S_g$	$d L_g$	$d R_g^*$		
短期円資産 SS曲線 (3.16)	$\oplus$ $f_3^s \cdot g \cdot N$	$\ominus$ $f_2^s \cdot N$	$\oplus$ $f_1^s \cdot N$	$\ominus$ $f_3^s \cdot N$	0	$\ominus$ $f_3^s \cdot N$	$\oplus$ $f^s$	0	1	0	0	0
長期円資産 LL曲線 (3.17)	0	$\oplus$ $f_2^L \cdot N$	$\ominus$ $f_1^L \cdot N$	0	$\ominus$ $f_3^L \cdot N$	$\ominus$ $f_3^L \cdot N$	$\oplus$ $f^L$	0	0	1	0	0
外貨建資産 EX曲線 (3.18)	$\ominus$ $f_3^Y \cdot g \cdot N$	$\ominus$ $f_2^Y \cdot N$	$\ominus$ $f_1^Y \cdot N$	$\oplus$ $f_3^Y \cdot N$	$\oplus$ $f_4^Y \cdot N$	$\oplus$ $(f_3^Y + f_4^Y) \cdot N$	?	$f^Y$	-1	0	0	1

短期円金利  $r_s$  が外生的に上昇したとする。この場合は、付-5図に示したように、 LL と EX の両曲線によって分析でき、円高ドル安 ( $d e < 0$ ) と長期円金利の上昇 ( $d r_\ell > 0$ ) が発生する。

#### (ii) 短期ドル金利上昇 : $d r_s^* > 0$

短期ドル金利  $r_s^*$  が外生的に上昇 (長期ドル金利  $r_\ell$  は一定) した場合についても付-6図のように LL と EX の両曲線で分析でき、円安ドル高 ( $d e > 0$ ) は発生するが、長期円金利  $r_\ell$  は一定に保たれる。これはモデルにおいて長期円資産需要関数 ( $f^L$ ) から短期ドル金利 ( $r_s^*$ ) を落し、長期円資産と短期ドル資産の間の直接的な裁定関係を捨象したためである。

#### (iii) 長期ドル金利上昇 : $d r_\ell^* > 0$

長期ドル金利 ( $r_\ell^*$ ) が外生的に上昇した場合については、付-7図のように LL と SS の両曲線で分析できる。図に示されたように、円安ドル高 ( $d e > 0$ ) と長期円金利の上昇が生ずる。このメカニズムについては、第3章、第3節参照。

#### (iv) 日本の期待インフレ率が米国に比して上昇 : $d(\pi - \pi^*) > 0$

日本の期待インフレ率が米国に比して上昇すると、ドル為替レートの期待上昇率は拡大 (あるいは期待下落率が縮小) する。これがドル建資産の期待利回りを上昇させ、上の(iii)と同様円安・ドル高 ( $d e > 0$ ) と長期円金利の上昇 ( $d r_\ell > 0$ ) を引き起こす (付-8図)。

#### (v) 日本の通貨当局のドル買介入 :

$$d R_g^* > 0$$

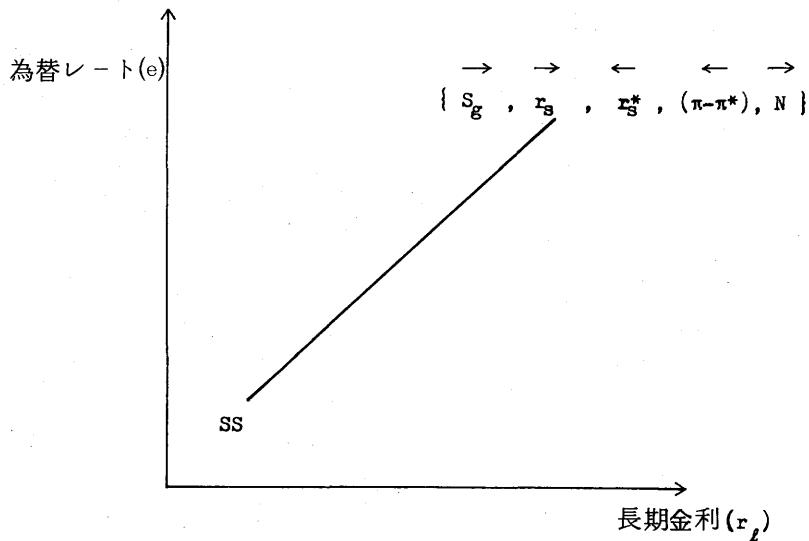
日本の通貨当局がドル買介入を行うと同時に、短期円金利 ( $r_s$ ) がマネタリー・ベースの増加で下落するのを防ぐため、短期円資産の売却 ( $d S_g = -d R_g^* < 0$ ) を行った場合を考える。この時は、付-9図にあるように LL と EX の両曲線で分析でき、円安ドル高 ( $d e > 0$ ) となるものの、長期円金利 ( $r_\ell$ ) は変化しない。

#### (vi) 日本の累積経常黒字の増加 :

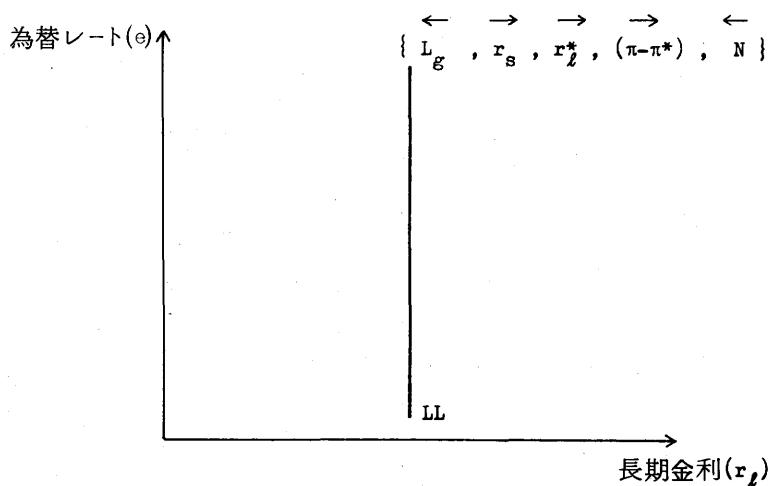
$$d B I_j > 0$$

日本の民間部門の貯蓄超過により、経常収支の黒字が発生した場合を考えると、累積経常黒字 ( $d B I_j > 0$ ) に見合って民間部門の金融資産保有高も増加 ( $d N = d B I_j > 0$ ) しているはずである。このため、付-10図

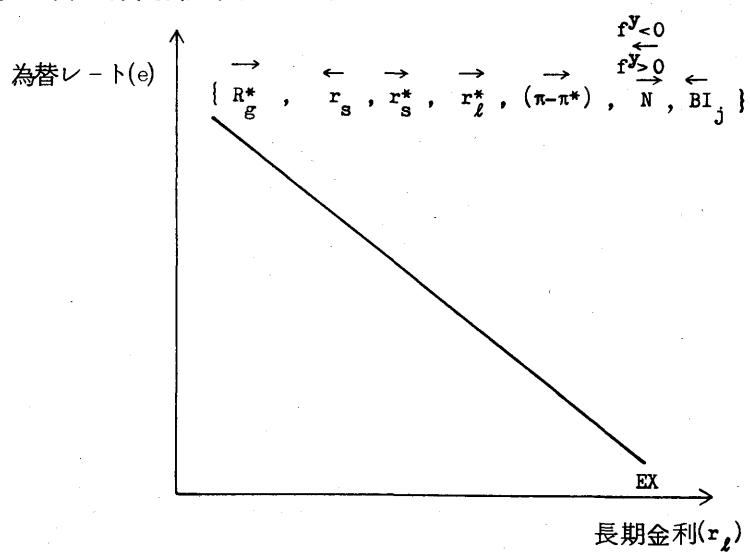
付-1図 短期円資産市場の均衡条件



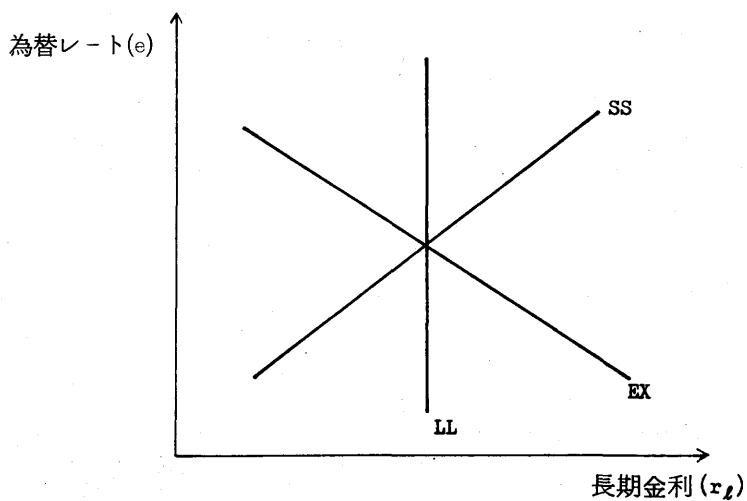
付-2図 長期円資産市場の均衡条件



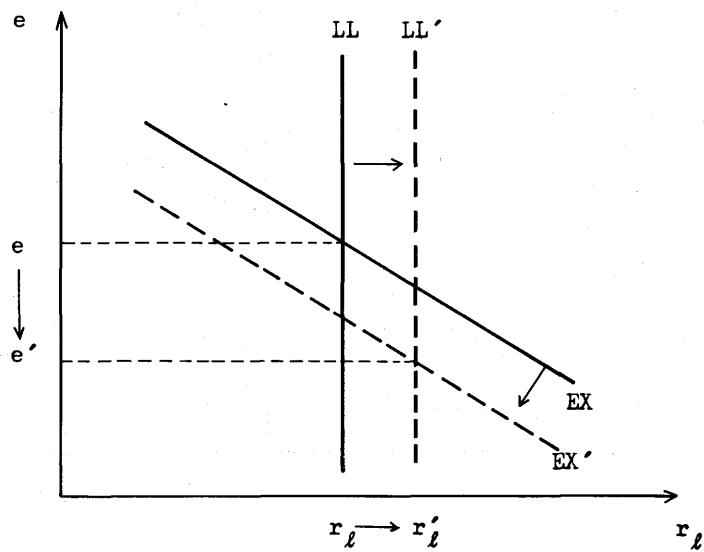
付-3図 外貨建資産市場の均衡条件



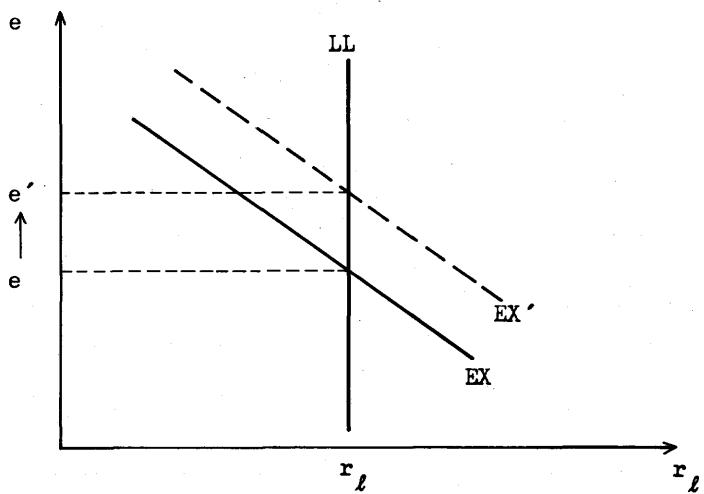
付-4図 3資産市場の同時均衡



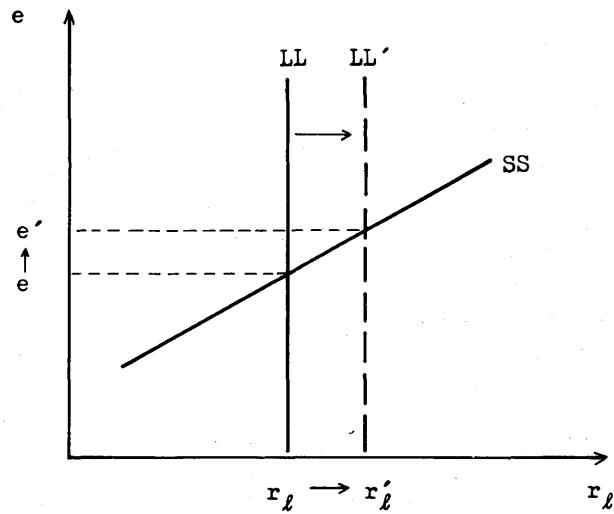
付-5図  $dr_s > 0$



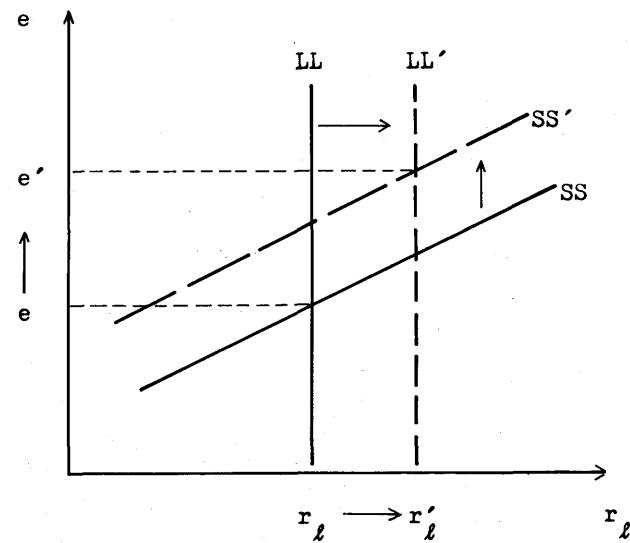
付-6図  $dr_s^* > 0$  ( $dr_\ell^* = 0$ )



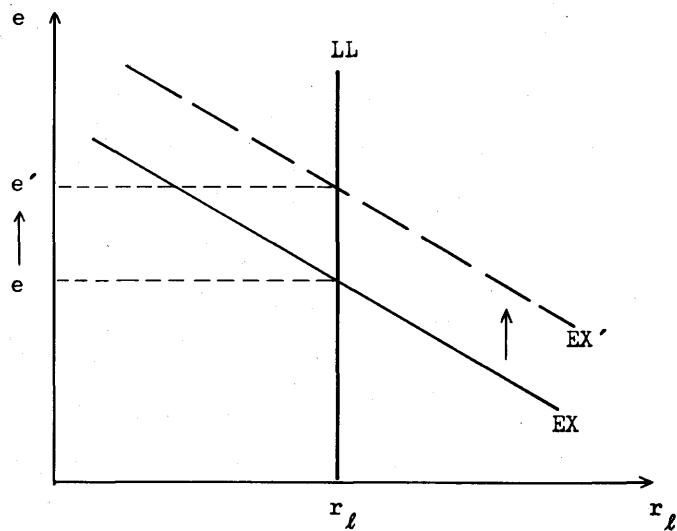
付-7図  $dr_{\ell}^* > 0$  ( $dr_s^* = 0$ )



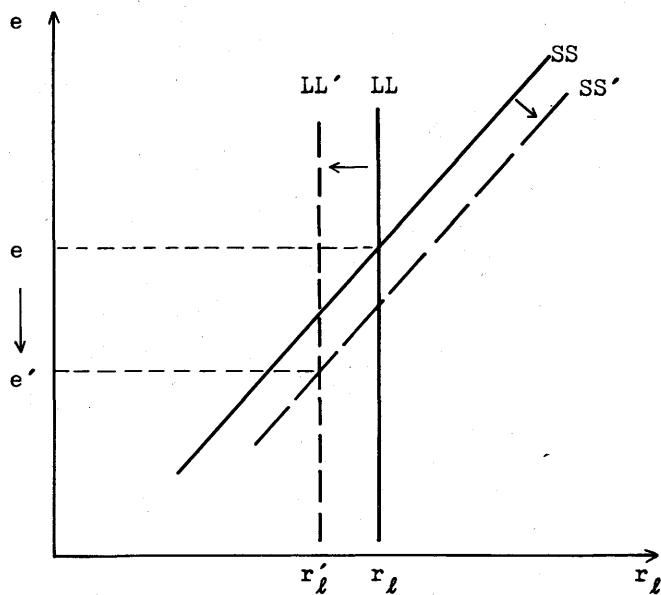
付-8図  $d(\pi - \pi^*) > 0$



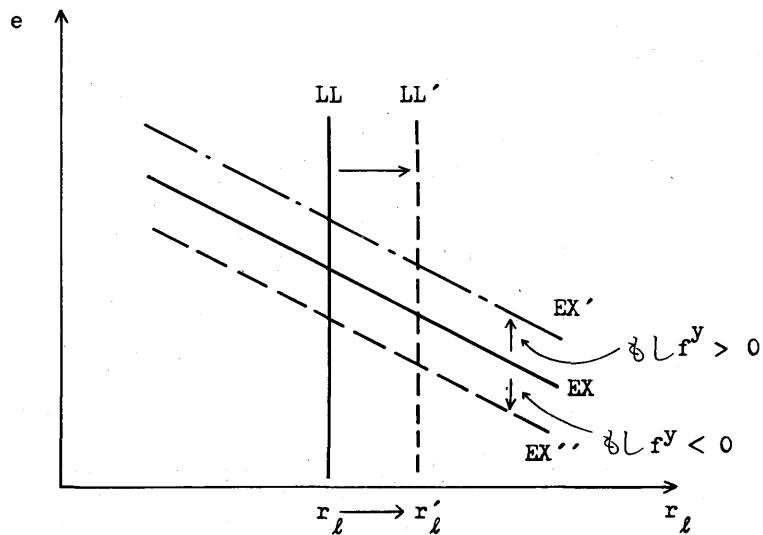
付-9図  $dR_g^* > 0$  ( $dS_g = -dR_g^* < 0$ )



付-10図  $dBI_j > 0$  ( $dB I_j = dN > 0$ )



付-11図  $dL_g < 0$  ( $-dL_g = dN > 0$ )



からわかるように、LLは左へ、SSは下へシフトし、円高・ドル安( $de < 0$ )と長期円金利の下落( $dr_\ell < 0$ )が発生する。

ただし、上の分析のうち、長期円金利の下落については、本文で示したように海外部門が円資産・負債を保有しないとの仮定に強く依存しており、一般的に必ずそうなるという訳ではない。

#### (vii) 日本政府の財政赤字累増: $dL_g < 0$

日本政府が財政赤字を、長期国債の発行( $dL_g < 0$ )でファイナンスしたとしよう。このとき、民間部門の金融資産保有高も増加

( $dN > 0$ )しているはずである。通常の場合、各資産の期待収益率が所与のもとで、民間部門のポートフォリオの拡大( $dN$ )はその増分を各資産に分散して保有するという資産運用になると考えられる。一方資産の供給は、長期円資産の増加のみ( $dN = -dL_g > 0$ )であるので、長期円資産は供給超過となり、長期円金利は上昇する(付-11図、 $dr_\ell > 0$ )。しかし同図に示されているように、ポートフォリオ拡大( $dN > 0$ )のドル建資産需給に与える影響は不明確であり、為替レートの変化は不確定である。

#### 【参考文献】

[ 1 ] 天野明弘

「管理フロート下の為替レートと資本移動—小宮・須田論文および新開論文へのコメント」『金融研究資料』第8号 1981年5月

[ 2 ] 折谷吉治

「マネーサプライおよび財政支出と名目GNPの関係について—日本におけるマネタリスト仮説の検証」『金融研究資料』第1号

1979年1月

- [ 3] 黒田 晃生  
大久保 隆  
[ 4] " "  
[ 5] 黒田 嶽  
[ 6] 幸田 精 蔵編  
[ 7] 深尾 光洋  
[ 8] " "  
[ 9] Fukao, Mitsuhiro.  
[10] Kohlhagen,  
Steven W.  
[11] Modigliani, F.  
and R. Shiller.  
[12] Modigliani, F.  
and R. Sutch.  
[13] Porter, Michael G.  
[14] Shiller, R.  
[15] \_\_\_\_\_.  
[16] Tobin, J.  
[17] \_\_\_\_\_.  
「わが国における国債流通市場の利回り決定メカニズムについて—期待理論によるアプローチ」『金融研究資料』第9号 1981年9月  
「債券利回りの期間構造理論に関する実証分析—『時系列モデル』による実証」『金融研究資料』第11号 1982年2月  
「わが国における貸出金利の決定について—従来の議論の再検討と新たな視点」『金融研究資料』第2号 1979年4月  
『外国為替論入門』有斐閣双書 1975年  
「為替レートとリスク・プレミアム」『金融研究資料』第13号  
1982年6月  
「国際收支表と為替需給—国際資金循環表による分析」研究資料(57)  
研1-1 日本銀行金融研究局 1982年2月  
The Risk Premium in the Foreign Exchange Market. Unpublished doctoral dissertation, University of Michigan, 1981.  
“Overlapping National Investment Portfolios: Evidence and Implications of International Integration of Secondary Markets for Financial Assets.” Proc. of the New York University Conference on Internationalization of Financial Markets and National Economic Policy. 10-11 April, 1980.  
“Inflation, Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates.” Econometrica, Feb. 1973.  
“Debt Management and the Term Structure of Interest Rates: An Empirical Analysis of Recent Experience.” Journal of Political Economy, August 1967.  
“A Theoretical and Empirical Framework for Analyzing the Term Structure of Exchange Rate Expectations.” IMF Staff Papers 18, Nov. 1971.  
Expectations, Risk, and the Term Structure of Interest Rates. Unpublished doctoral dissertation, MIT, 1972.  
“A Distributed Lag Estimator Derived from Smoothness Prior.” Econometrica, July 1973.  
“A General Equilibrium Approach to Monetary Theory.” Journal of Money, Credit and Banking 1, Feb. 1969.  
Asset Accumulation and Economic Activity. Oxford: Basil Blackwell, 1980.