

## 為替レートと国際収支

伊藤 隆 敏\*

### 要 約

本論文では、次のような点を明らかにする。第一に、為替レートを内生変数として、経常収支（ISバランス）と、資本収支の連立方程式体系の中で同時決定するモデルを構築する。従って、為替レート決定の「ファンダメンタルズ」としては、外国の財政・金融政策資本移動規制や原油価格など、限られたものになるが、それらの効果の理論的比較静学をおこなう。第二に、1985年プラザ合意以降の円高の過程で、原油価格下落の役割を強調する。そのために、為替レート決定の四半期モデルを考える。そこで、まず、為替レートの四半期ごとの変化は、前期の為替レートの変化、日米長期金利差、及び原油価格の変化に応じて決まるというモデルを推定する。次に、1985年末から1986年夏にかけての原油価格の急落がなかったような仮想的場合について、円・ドルレートがどうなっていたか、というシミュレーションを行なった。原油価格以外の攪乱の特定化でいくつかのケースにわけられるが、1987年末（実績135円）には、150 - 160円程度であったと考えられる。同様にして、原油価格の下落ショックがなかった場合には、1987年末で、10%程度黒字幅が小さかったと考えられる。

### 序 説

1970年代はじめに主要先進国の為替レートがフロート制に移行して以来、為替レートの変動原因についてと、為替レートの国際収支に与える影響については、多くの研究がある。為替レートが、自動的に国際収支を均衡させるように、変動して、かつ国際収支は速やかに為替レートに反応する、という期待は、フロート制移行後まもなく裏切られた。比較的初期の研究には、為替レートの変化が輸出入に与える影響のJカーブ効果に注目したものが多く、短期はいざ

しらず、中期的には為替レートの変化が輸出入を均衡させるとの見解が多かった。その後、各国の資本規制が緩和されるなかで、資本取引の為替レートに与える影響が注目されるようになった。一国の貯蓄・投資バランスが不均衡である以上、経常収支はつねに、不均衡のままである。特に1980年代後半の日本からの資本流出は規制緩和による国際ポートフォリオ戦略によるところが大きく、むしろ資本移動が、経常収支に影響を与えていたという説明が有力であった。

\* 一橋大学経済研究所教授

簡単にいうと、1980年代の円・ドル為替レートの動きと日本の経常収支の動きについては、つぎのようなことがわかってきている。まず、マクロモデルのいわゆるファンダメンタルズからの乖離が継続的に起こる可能性がある。さらに、為替レートの短期的変動が、理論的に考えられていたよりもかなり大きく、マクロ変数では説明が困難であることもわかってきた。しかも、期待されたような、対外均衡（経常収支）を回復させるような役割も果たしてこなかった。本論文では、このような議論を整理するとともに、為替レートの変動と実体経済との関連を理論・実証面から出来るかぎり説明していくが、そのなかでマクロモデルによる分析の限界もあきらかになるであろう。

1970年代から1980年代の日本の経常収支の動き、長期資本収支の動きにかんしては、植田和男・藤井真理子(1986)、翁(1986)や深尾光洋(1988)の優れた分析がある。本論文でも、まず、深尾の分析用具を拡張した伊藤(1989)を使って、まず理論的枠組みを明らかにする。そのなかで明らかになるいくつかの重要な視点をふまえたうえで、1980年代後半のいくつかの経済状況の展開について実証分析を試みる。

本論文では次のような点が明らかになる。第一に、為替レートは、オープン、マクロモデルのなかでは内生変数であり、他の経済変数と同時決定となることを認識すべきである。この点で、翁・深尾・伊藤のモデルはこの同時決定を簡潔にしめしている。従って、経常収支と金利差も、為替レートと同時に決定されるので、為替レートを経常収支や金利差で説明する回帰式や、経常収支を為替レートで説明する回帰式は連立方程式バイアスを被ることである。つまり、為替レート決定の「ファンダメンタルズ」

として、本来は、外国の財政政策金融政策の変数、そして原油価格など、少なくとも日本にとっては与えられたものとして考えられる攪乱要因に限られることである。第二に、円・ドルレートの決定要因として、原油価格の役割を強調したい。1970年代の、第一次・第二次オイル・ショックのときには、円安のなかで経常収支が赤字に転じたり、インフレーションが進行したり、多くの関心をよんだが、1986年初めからの原油価格の下落（半年で約3分の1への下落その後反騰したが、1989年でも、1985年当時の半値である）は、意外なほど、学術論文でも、政策論議でも無視されてきている。原油価格の高騰でスタグフレーションが引き起こされるのならば、原油価格の暴落は日本にとってインフレーションなき好況、円高のもとでの経常収支黒字を生んで不思議ではない。まさに、これが、1986年後半から1988年にかけて起きたのである。この「逆オイルショック」は、アメリカの財政赤字の増加・減少と同じ位、為替レートの決定には重要な現象であった。第三に、経常収支のJカーブ効果は1980年代後半の円高の過程で、それ以前にくらべて長期化したと考えられる。

本論文の構成は次のとおりである。第 節では、1970年代から1980年代にかけての、為替レート、経常収支、米日長期金利差、原油価格の動向を概観する。第 節では、経常収支、金利差、と為替レートの同時決定モデルを考える。第 節では、このモデルを使って外生的な攪乱、資本移動規制、原油価格の上昇等、に対する内生変数の反応を検討する。第 節では、第 節でえられた結果をもとに、実証研究をおこなう。原油価格の為替レートへの影響や、経常収支の為替レートへの影響を計測する。

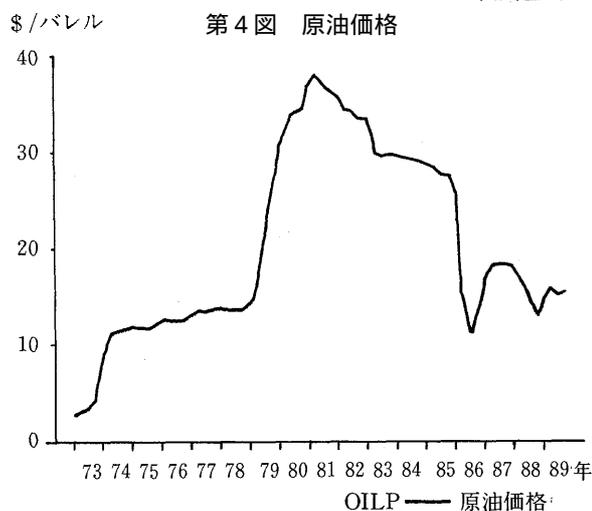
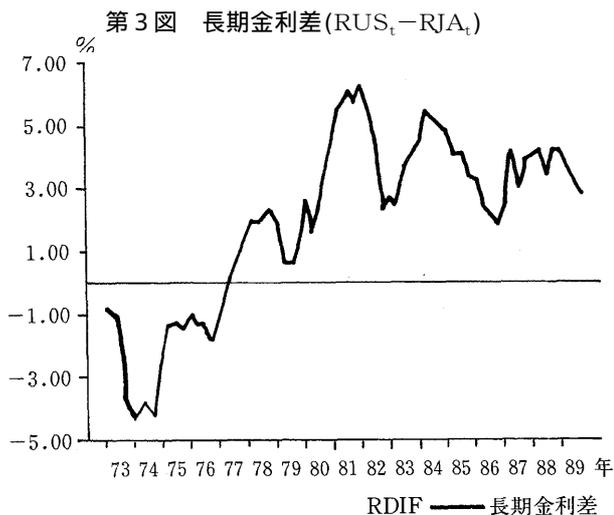
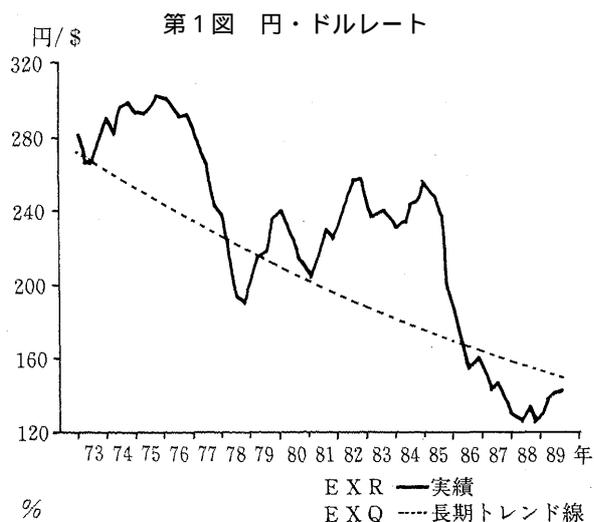
## 1973 - 88年の概観

変動制移行後の円・ドルレートの動きを、第

1図でしめしている。円・ドル（名目）為替

レートと、長期トレンド線を描いている。長期トレンド線は経常収支がゼロに近かった1974年と1979年の為替レートの平均レートを押さえたうえで、その間の平均変化率を計算したうえで、その率を一定として1980年代に伸ばしたものである。これを長期均衡レートと解釈するためには多少飛躍があるが、円・ドルレートの長期趨勢をあらわす第1次接近としては適当であろう。この長期トレンドレート(EXQ)は、1973年第2四半期には270円、1980年第2四半期には210円、1989年第3四半期には150円という値をとっている。この長期トレンドはのちの推定の際に利用することになる。

第2図は日本の経常収支の対GNP比をグラフにしたものである。よく知られているように、1980年代前半は、次第にこの比率は上昇していき、1986年を境にこれは反転して、現在は1983年頃のレベルまで低下した。



第3図と第4図は、為替レートや経常収支の動向に大きな影響を与えられとされる米日長期金利差と、原油価格の動きをやはりグラフにしたものである。

まず、為替レートと経常収支の関係をみると1970年代は、おおよそ経常収支の黒字に円高、赤字に円安が対応していることがわかる。1973年秋から1984年春にかけて、経常収支の赤字は円安の動きと対応しているし、1977年春から1978年秋までの大きな円高の動きは、経常収支の(当時としては)巨額な黒字と対応している。経常収支が1978年第3四半期に反転するとついで為替レートが1ドル約180円弱で反転して、それから一年間は円安と経常収支の赤字化が進行する。経常収支の赤字化が反転する1980年第1四半期に円も1ドル約240円で反転、経常収支は1981年春には黒字基調へと戻り、為替レ-

とも1ドル約200円まで円高となる。

このような、為替レートと経常収支との関係は極めて古典的、教科書的な為替レートの経常収支均衡化の役割と整合的である。

1980年代は、為替レートと経常収支の関係に変化が生じた。1981年から1985年にかけて、円安基調のなか、経常収支は増加した。1981年春から1982年秋、1984年春から1985年初めにかけての、二度にわたる円安・経常収支黒字増加の対応が、1970年代とは、はっきり異なる現象である。この1980年代初めの為替レートの動きについては、次のような説明が現在では通説となっている(深尾光洋(1988)、植田和男・藤井真理子(1986)参照。)1981年から始まったアメリカの税制改革は所得税率やキャピタル・ゲイン課税率を引下げて、労働意欲・投資意欲をますことから所得の増大、ひいては税収額の増大をねらったものであった。しかし、結果的には税収増はおこらず、政府部門の赤字＝国債発行を増大させ、実質利率の上昇を引き起こした。アメリカと日本の利子率格差が拡大すると、日本からの長期資本流出がうながされるようになった。更に、日本の資本流出規制が次々と緩和されて、より大きな資本流出を可能にした。一国の国際収支の恒等式として、長短資本の流出は、外国為替市場への金融当局による介入がないかぎり、経常収支と一致する。したがって、アメリカの財政赤字による金利差が日本からアメリカへの資本移動を誘い、定義から、経常収支も、日本の黒字・アメリカの赤字とした。つまり、資本収支の要因により、為替レートや経常収支が動かされていたというのである。

このような通説を確認するために、次に為替レートと米日長期金利差を比べてみよう。確かに、1979年頃から、円・ドルレートの動きと、米日長期金利差の動きとの相関が高まっているようにみえる。特に、経常収支と為替レートの動きが不自然な、1981年春から1982年秋、1984年春から1985年初めにかけての時期には、米日長期金利差の拡大とともに、円安が発生したこ

とをよく見てとることが出来る。

1985年第1四半期に円・ドルレートは反転して、円高・ドル安基調となる。そしてその年9月には、更にドル安をおこすために必要な政策措置をとるという内容をもつプラザ合意が成立する。プラザ合意の直前は1ドル240円だったものが、数日後には225円、更に、3ヵ月後には200円、1年後には150円というように、一気に円高が進行した。(プラザ合意後の円・ドルレートの変化の分析については、Ito(1987)を参照。)この時期の円・ドルレートの動きは、経常収支の動きとも、金利差の動きともあまりよく合致しない。金利差は1984年の春にピークをうち、1986年の秋まで低下しているの、金利差からは、1984年後半のドル高は、説明できない。また、1986年後半には、金利差は反転して、その後もむしろ金利差拡大気味のなかで円高が進行している。これも、金利差重視の立場ではうまく説明できない。

一方、経常収支も1985年から1986年にかけて急激な円高のなかで、大幅に黒字化している。その後、反転はしたものの、経常収支の黒字幅の縮小はなかなか進まなかった。ただし、GNP比でみると、これは1986年に反転したことがわかる。日本の経常収支の黒字、アメリカの経常収支の赤字という、「不均衡」是正のために、円高、ドル安を政策として押し進めた(プラザ合意を演出した)人達にとっては、この経常収支の反応は予想外に映ったかもしれない。

なお、経常収支の不均衡の改善の遅れについては、従来からの数量調整の遅れを考える「Jカーブ効果」がよく知られている。最近では、「履歴効果(hysteresis)」(Krugman(1989))や、為替レート変化にともなう国内価格への「浸透効果(pass-through)」の減少(Ohno(1988))などがあげられている。いずれも、従来のJカーブ効果の理由を補完する効果と考えられる。

ここで、第4図の原油価格の動きを見てみよう。第一次オイル・ショック(1973年秋から1974

年)では原油価格は約4倍、第二次オイル・ショック(1979年秋から1980年)では、これがさらに2倍強にはねあがっている。この二度のオイル・ショックは、1970年代の日本経済にとって極めて大きな出来事であった。経済成長率が一時的にマイナスになったり、経常収支が大きな赤字になったのは、この二度のオイル・ショックと符合している、原油をほとんど生産しない日本にとって、原油価格の上昇は、負の供給ショックである。つまり、他の条件が一定ならば、輸入関数の上方シフト、と同時に完全雇用産出量が減少した状況であると理解することができる。従って、経常収支の赤字と円安が同時に進行する。逆に、1986年初めから始まった原油価格の急落は、経常収支の黒字化と円高の時期と一致する。たしかに、1985 - 88年の円

高の端緒は、プラザ合意であるというのが通説で、その数カ月あとに始まった原油価格動向の円レートに与える影響は比較的軽視されている。しかし、1986 - 87年の金利差安定のなかでの円高と経常収支の黒字化は原油価格の下落により一番よく説明されるかもしれない。この推量を、本論文で計量的に検証する。

更に、原油価格効果が大きいのであれば、1986 - 87年に経常収支の円高への反応が鈍いのも、見せ掛けだけかもしれない。つまり、Jカーブ効果の遅れが顕著になったのではなく単に、原油価格下落効果を経常収支関数で適切に取り入れていなかっただけなのかもしれない。

計量分析にはいるまえに、簡単なオープンマクロモデルをつかって、理論的枠組みを統一的に理解しておく。

## モデル

### A. 財市場

ここで提示するモデルは、中級のマクロ経済学でおなじみのIS-LM分析を基礎において、二国モデルに拡張し、両国の財市場の均衡を為替レート、両国の金利差、及び経常収支バランスに集約する。議論の必要に応じて、厳密な二国モデル(二国の経常収支の和がゼロ)で考えたり、小国の仮定(その厳密な意味は後で定義する)を用いたりする。

次のように記号を定義する。自国(当面、日本とする)の所得を $Y$ 、消費を $C$ 、投資を $I$ 、政府支出を $G$ 、経常収支(黒字)を $NEX$ 、貨幣ストックを $M$ 、価格水準を $P$ 、利率を $r$ 、外国通貨の自国通貨を測った為替レート(日本にとって、円・ドルレート)を $e$ であらわす。外国における為替レート以外の変数を\*つけてあらわすこととする。

自国と外国(すべて\*印を付けて表す)のIS曲線LM曲線、をそれぞれ( $IS$ )、( $LM$ )、

( $IS^*$ )、( $LM^*$ )、であらわそう。この関数を第1表の最初の4式、にまとめてある。このIS-LMを $Y$ と $r$ について解くと、第1表の( $IS-LM$ )( $ISLM^*$ )をうる。ここまでは、自国の( $ISLM$ )の導出にあたっては、外国の物価所得を為替レートは所与としているし、外国の( $ISLM^*$ )の導出では、自国の物価、所得、為替レートが所与とされている。

ここで、通常の一国のIS-LMの決定をグラフ第5図のパネル(a)でかいている。さらに、経常収支関数(自国の所得の関数としての経常収支)をそのうえのパネル(b)としてあらわそう。このようにして決まる利率と経常収支はある為替レートの水準と対応している。これをあらわしたのが、パネル(c)と(d)の点 $C_0$ 点 $D_0$ である。

次に、為替レートが少し変化した場合を考えよう。まず、為替レートが減価( $e$ の上昇)すると、交易条件の変化により、この国からの輸出がのびる。これが、パネル(a)のIS線とパ

第1表

二国モデル財市場.

(IS)  $Y=C(Y, r)+I(r)$   
 $+G+NEX(Y; Y^*, eP^*/P)$

(LM)  $M/P=L(Y, r)$

(IS\*)  $Y^*=C^*(Y^*, r^*)+I^*(r^*)$   
 $+G^*+NEX^*(Y^*; Y, eP^*/P)$

(LM\*)  $M^*/P^*=L^*(Y^*, r^*)$

それぞれの国の ISLM 均衡, (IS)-(LM) を  $Y, r$  について解いて.

(ISLM)  $\begin{cases} \hat{Y}=DY(G, M, P; Y^*, eP^*/P) \\ \hat{r}=DR(G, M, P; Y^*, eP^*/P) \end{cases}$

(ISLM\*)  $\begin{cases} \hat{Y}^*=DY^*(G^*, M^*, P^*; Y, P^*/P) \\ \hat{r}^*=DR^*(G^*, M^*, P^*; Y, eP^*/P) \end{cases}$

二国モデル均衡条件.

$NEX(Y; Y^*, eP^*/P)=-eNEX^*(Y^*; Y, eP^*/P)$

二国モデルの解, (ISLM) と (ISLM)\* を  $Y, Y^*, r, r^*$  について解き,  $Y, Y^*, r, r^*$  を  $(G, M, G^*, M^*, P, P^*, e)$  の関数とすることが出来る.

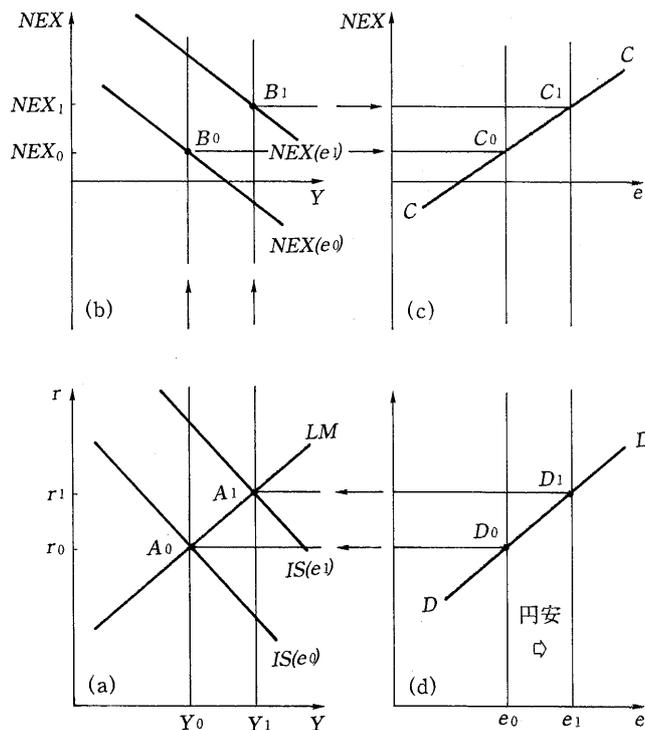
小国モデルの解を,  $Y^*, P^*$ , 所与として (ISLM) で考える.

ネル(b)のNEX線の右シフトを意味している。ただし、NEX線の右シフトがIS線のシフトよりも大きい（これは、容易に確かめることができる）ことから、為替レートの減価に伴って経常収支黒字が大きくなることになる。

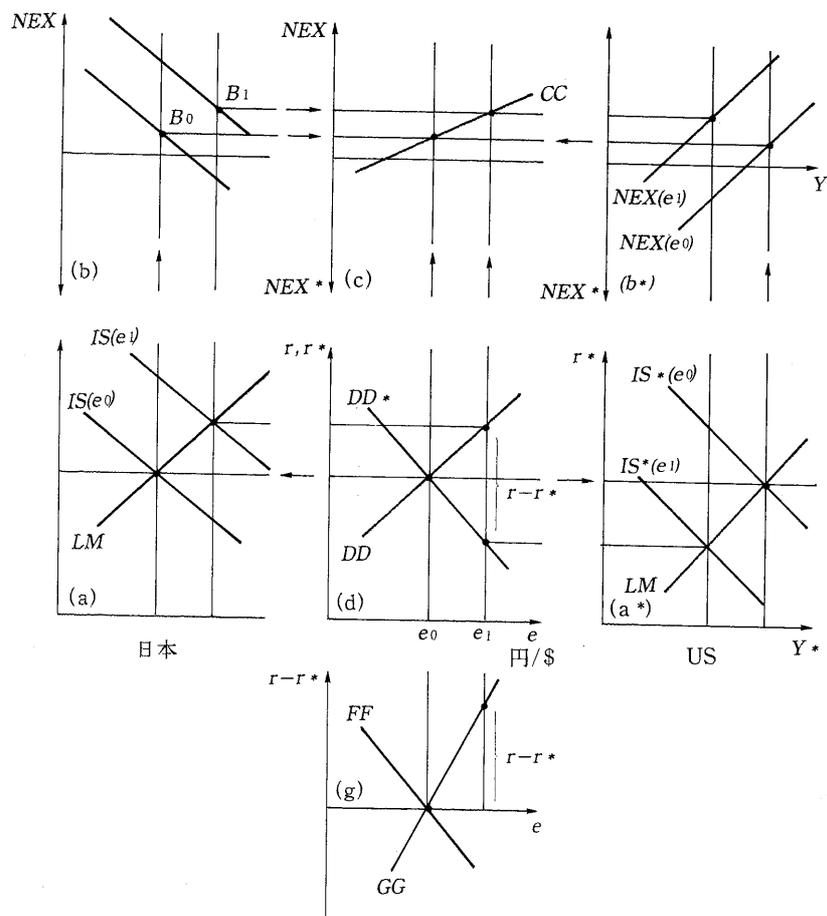
つぎに二国モデルで考える場合の外国（アメリカ）の図を考えよう。自国の第5図の4枚のパネルに相当するように、相手国も考える。ただし、IS-LM\*のパネル(a\*)を右下にしている。また、パネル(b)の経常収支を自国通貨（円）建てで考えて、外国（アメリカ）の黒字を下向きにとっている。こうすることによって、パネル(c)(d)は、第5図と共通のものを対照的にえがくことができる。

そこで、二国モデルが第6図である。ここで、パネル(d)の縦軸がDD線にとっては  $r$ 、DD\*線にとっては  $r^*$  となっているが、おなじ単位で測っていることに注意しよう。従って、DD線とDD\*線の垂直差が、日米金利差 ( $r - r^*$ ) をあらわしている。この日米金利差と為替レートとの関係をパネル(g)のGG線が表している。従って、GG線の傾きはDD線の傾

第5図



第6図



きにDD\*線の傾き（負数）を引いたものである。

（このパネル(d)(g)を、深尾＝翁のグラフを呼ぶことが適切である。ここでは、深尾＝翁のグラフを二国のISLM分析 パネル(a)(a\*) を結び付けた点、経常収支関数 パネル(c) を結び付けた点、の二点で、深尾＝翁グラフを拡張している。詳しい導出過程、また金融・財政政策の比較静学の結果については伊藤(1989)を参照。また、ここまでのモデルをまとめたのが、第1表である。）

.B. 資本市場

次に、資本市場を通じてのこの二国のつながりを考える。その前に、財市場と資本市場の国内における対応を確認する。

まず、IS線であらわされる財市場バランス

は、第1表にもあるように、

$$Y = C + I + G + NEX$$

である。可処分所得の予算制約から、

$$C + S = Y - T$$

ここで、Tは税金である。この二本の式を整理して、周知のオープンマクロの貯蓄・投資バランスの式が導かれる。

$$S - I = G - T + NEX$$

第一項が民間の貯蓄・投資バランスであり、第二項が政府の財政赤字、第三項は経常収支黒字である。

民間貯蓄が民間投資を上回る部分は、民間の金融資産の純増加分 これを Aであらわす

となる。財政赤字は貨幣増発と政府債務（国債）の増発で賄われなくてはならない。国債の増発分のうち、自国居住者の保有を BJ、外国居住者の保有分を BU、であわらすとす

る。最後に、NEXは、純国際資本移動の額（経常黒字＝資本流出）に等しい。（ここでは、介入は捨象している。）純国際資本移動は、自国居住者の外国債権増加分、 $EXR \Delta B^{J*}$ （円表示）、から外国居住者の自国債権増加分を引いたものである。

$$S-I = \Delta A$$

$$G-T = \Delta (M/P) + \Delta B^J + \Delta B^U$$

$$NEX = EXR \Delta B^{J*} - \Delta B^U$$

同様にして、外国では、

$$S^*-I^* = \Delta A^*$$

$$G^*-T^* = \Delta (M^*/P^*) + \Delta B^{J*} + \Delta B^{U*}$$

$$EXR \cdot NEX^* = \Delta B^{U*} - EXR \Delta B^{J*}$$

が成立している。

ここで、資産の需要関数から考えると、

$(M/P)$ はLM曲線で既に使われているが、純国際資本移動

$$\Delta F = EXR \Delta B^{J*} - \Delta B^U$$

の需要曲線  $f$  を、自由に特定化することができる。純国際資本移動の需要に影響するものとして、現在の為替レート、予想為替レート、金利差（それは、カバー付き金利裁定のきいているとき、直先スプレッドに等しい。カバー付き金利裁定が1980年以後、日本とアメリカの間で成り立つことについては、Ito (1986) を見よ。）、

リスクプレミアム（それは、現在の投資残高  $F$ 、為替レートの変動性等）に依存すると考えられる。

次に、資本移動が、ある種の金利裁定条件を満たすまですすむものとしよう。国際資本移動の式はこのとき

$$EXR = EXR^p + (r - r^*) + RP$$

ここで、RPはリスクプレミアムである。

EXRが為替レートの直物の対数、EXRPがk期後の期待為替レートの対数であり、 $r$ と $r^*$ を、自国と他国のk期間の危険度の同じ債権の金利、RPがゼロ、であるならば、この式は、「カバーなしの金利裁定式」（たとえば、Ito (1988) 参照）となる。また、深尾 (1989) はこの式を使って、RPを更に累積経常収支、 $F$ 、の関数として定義しているが、 $F$ の変わらない短期分析では、RPはたんに、シフトパラメータとして考えることができる。

そこで、この金利裁定式をパネル (g) にFF線として書き込んだのが、第6図である。もし、RPのシフトにより、FF線が上方にシフトすると、短期的に財市場 (GG線) と資本市場 (FF線) を同時に満たす為替レートは減価することがわかる。これに応じて国内均衡も変化する。

## ．外生的攪乱

この節では、経済基礎条件の変化にたいする、為替レート、金利差、経常収支の反応を検討する。資本移動の条件については、B節で説明した金利裁定の式を（簡単化のため  $RP = 0$  を仮定して）使うことにする。以下の理論的な実験のはじまるまえの「現状」は  $Y_0, e_0, NEX = 0, r = r^*$ 、のような状態であるとしている。

1970年代から1980年代にかけて、日本の資本移動規制は全体として緩和の方向へむかった。各種の流入規制、流出規制が、時期を見計らい

ながら、つぎつぎと撤廃されていったのである。

（深尾 (1989)、植田・藤井 (1986) 参照。）

資本移動規制をどのように、このモデルの中で表現するかについては難しいが、ここでは二つの状況を考えよう。ひとつは、資本移動規制の緩和が、それまで規制されていて外国証券をもてなかった投資家を一様に資本流出に走らせるケースである。どの金利差のもとでも、いままでも以上に資本流出を生み出すとかがえられるので、(g)でFF線の上方シフトとしてとらえることができる。為替レートは減価金利差

は自国で上昇，外国で下落である（パネル(d)）。為替レート減価による自国の輸出増加により，所得は上昇，経常収支は黒字化する。

次に，資本移動規制の緩和を金利感応度の上昇としてとらえ，期待（長期均衡）為替レートの変化はない，と考えよう。この場合はFF線が $r - r^*$ の点を中心に傾斜が緩やかになるように，ひねられる場合である。いま，初期状態は $r = r^*$ ではなく（そうならば，全然影響がない）， $r < r^*$ の場合を考えよう。この場合，為替レートは減価して，金利差は縮小する。自国の所得は上昇，経常収支は黒字化する。

このように， $r < r^*$ の場合には（1980年代はほぼ日本金利 < 米金利であった），資本移動規制緩和による金利感応度の上昇は日本の経常収支には黒字圧力となることがわかる。これは，資本移動規制緩和をとらえても同じである。従って，1983年から84年にかけて，ドル高是正のためにアメリカが日本に資本移動規制緩和をもとめてきた（円・ドル委員会）のは，要求理由とは結果のことなる手段を迫及していたことになることがわかる。

第 節で強調したように，原油価格は円の変動に大きな力を持っていることを予想すること

ができる。これをモデルのなかで考えてみよう。

原油価格の上昇は第 節でも説明したように，日本にとってマイナスのサプライショックであり，長期均衡為替レートを円安に，輸入関数の所得に掛かる係数の増加と，完全雇用産出量水準を低下させる効果をもつ。第一の点は，FF線の右へのシフトであり，第二の点は，NEX線の下方シフトであり，第三の点は，Yが左へ移行するように，価格水準が上昇するか，財政金融政策を割り当てないといけないことを意味している。

まず，FF線の右へのシフトを考えよう。これは，資本移動規制緩和と同じように，円安，日本の金利上昇が米金利上昇を上回ることを意味している。次に，NEX線の下落（パネルb及びパネルc）は，為替レート変化のまえに，経常収支を赤字化させる。上述のFF線のシフトによる為替レートの変化により，赤字はある程度和らげられよう。

しかしこのような状態は長期的にはつづかない。完全雇用水準の下落を考慮しなくてはならないからである。すべての調整がおわった新しい長期均衡では，円安，所得の下落がおこっている。

## ．実証分析

第Ⅲ節の理論モデルと第 節の分析から，為替レートと経常収支の実証分析について次のような洞察がえられる。まず，為替レートも経常収支も内生変数なので，為替レートを経常収支に回帰させたり，経常収支を為替レートに回帰させたりするのは，同時方程式バイアスの問題をはらむことである。経常収支や為替レートの問題をかんがえるためには，ラグをもった変数と，原油価格や，規制緩和のダミー変数などに回帰させるのが望ましい。為替レートや経常収支の関数型が特定化されれば，第 節で提起した問題である1986年の原油価格下落効果の推計

は容易である。

### ．A．為替レート

為替レートの予測はなかなか当たらないということは周知の事実である。日次，週次，という短期にかんしては，ランダムウォークに非常に近いと言われている。しかし，四半期ベースで考えると，必ずしも予測出来る部分がないわけではない。それでも，モデルの説明力は小さい。換言すると，為替レート変動の大部分は他の変動では説明されないということになってしまふ。このことを承知のうえで，(1)式のような

為替レート変動の四半期モデルを考える。

$$(1) \text{EXR}_t - \text{EXR}_{t-1} = b_1(\text{EXR}_{t-2} - \text{EXR}_{t-1}) \\ + b_2(\text{EXQ}_t - \text{EXR}_{t-1}) \\ + C_1(\text{OIL}_t - \text{OIL}_{t-1}) \\ + C_2(\text{RUS}_{t-1} - \text{RJA}_{t-1}) \\ + C_3\text{DEREG}_t + e_t$$

被説明変数は、(対数)為替レートの変化である。右辺第一項はラグ付の被説明変数に負の符号をつけたもの。左辺の $\text{EXR}_{t-1}$ を右辺に移項して考えて、かつ、他の項を無視すれば、今期の(対数)為替レート(のレベル)が、前期の為替レートと前前期の為替レートの加重平均となることをしめす。ここで、此の係数の符号により、ウェイトがきまるが、 $b_1 > 0$ は今期の(対数)為替レート(のレベル)が、前期の為替レートと前前期の為替レートの中間にくることを意味しており、 $b_1 < 0$ は、今期の(対数)為替レート(のレベル)が、前前期の為替レートから前期の為替レートへの変化をさらに延長したその延長上にあることを意味している。前者

の場合は、安定的なプロセス、後者の場合は不安定的なプロセスである。ちなみに、市場参加者の為替レート予想は、不安定的なプロセスを想定していることが良く知られている(Ito(1990))。

おなじようにして、第二項だけを考えると、為替レートが、(第 節で定義説明した)長期トレンド線と前期の為替レートとの加重平均であることをしめしている。同様に、 $b_2 > 0$ は、長期均衡への回帰の力が働いていることを示しているし、 $b_2 < 0$ は、長期均衡から一旦乖離すると、その傾向が持続するという不安定的なプロセスである。

右辺第三項は原油価格の変化なので、係数はモデルから正を予想する。第四項は長期金利差の1期ラグ付変数で係数は正を予想する。第五項は規制緩和をあらわすダミー変数で、1980年第4四半期まで0、1981年第1四半期以降1の値をとる。

このモデルの推計結果が第2表である。

第2表 被説明変数  $\text{EXR}_t - \text{EXR}_{t-1}$

特定化番号	計測期間 73Ⅳ-89Ⅳ					( ) 内は t 値 ( $\frac{t}{\bar{R}^2}$ / $\frac{t}{DW}$ )
	$b_1$	$b_2$	$c_1$	$c_2$	$c_3$	
1.	-0.321 (-2.67)		0.072 ( 1.70)		-0.005 (-0.63)	0.145 1.928
2.	-0.316 (-2.54)	-0.006 (-0.17)	0.071 ( 1.68)		-0.006 (-0.65)	0.132 1.912
3.	-0.311 (-2.56)		0.083 ( 1.93)	0.004 ( 1.20)	-0.023 (-1.36)	0.151 1.191
4.	-0.303 ( 2.44)	-0.011 (-0.28)	0.083 ( 1.90)	0.004 ( 1.21)	-0.024 (-1.38)	0.138 1.870

前述のように、 $\bar{R}_2$ でみた説明力は15%たらずしかないが、これは為替レート変化モデルとしては並みの出来である。第一項の係数が負であることから、為替レートのプロセスがやはり、不安定的であることがわかった。第二項は、それが含まれるような特定化の場合には、やはり負であるが、これは統計的に有意にゼロと違わない。原油価格(変化)の係数はや

はり予想どおり正である。金利差の係数は小さいし、統計的に有意にゼロと違わない。1980年代の規制緩和ダミーは通説とは違う符号であるが、有意ではない。従って、為替レート変化は、1期前の変化をそのまま続ける可能性が高く、原油価格の上昇が円安要因となることが統計的にたしかめられた。

### . B . 原油価格効果の為替レート・シミュレーション

つぎに、1986年第1四半期から1987年第4四半期まで原油価格に変化がなく、1985年第4四半期の水準にとどまっていたと仮定しよう。このとき為替レートはどう変化したであろうか。これが第3表にまとめられている。

ケース1はこのように原油価格に変化はないが、第2表の推定の残差項である「為替レートへのショック」は存在したと仮定した場合である。この「為替レートへのショック」が存在しないが、原油価格は実績どおり変化した場合（つまり内挿値）がケース2である。この「為替レートへのショック」が存在しないもとで、かつ原油価格が下落しなかった場合がケース3である。原油価格効果を見るには、実績とケース1の差、またケース2とケース3の差が適当であろう。これで見ると、1987年末で約15円から25円に達しているケースさえある。特に1986年、「円高不況」（マイナス成長）と騒いでいた時期に実は、日本経済には有利なサプライショックの最中で、円高は「不況」要因ではなかったことがわかる。円高を不況要因と考え、円売り・ドル買いの介入を行ったのは、急激な円高に惑わされて、その大きな原因をみそこなっていたのではなかろうか。

### . C . 経常収支

経常収支（の変化）は、（ラグ付の）為替レートの動きと、原油価格（の変化）、及び規制緩和による資本移動の圧力の増加に影響されると考え、次のような(2)式を推定した。

$$(2) \quad \frac{CA_t}{GNP_t} - \frac{CA_{t-1}}{GNP_{t-1}} = \sum_{j=1}^8 b_j (EXR_{t-j} - EXR_{t-1-j}) + C_1 (OIL_t - OIL_{t-1}) + C_2 DEREG_t + \sum_{j=1}^4 d_j QTR_j + e_t$$

為替レートの変化から経常収支への影響に時間のかかることから8四半期のラグをとった。J

カーブ効果をもつためには、係数が、短いラグについては負、それから長くなるにつれて、正に転じ、やがてピークをうってゼロに近づいてくるはずである。

経常収支の原係数が季節調整をしていないので、定数（ $QTR_1$ ）に加えて、季節ダミー（ $QTR_2, QTR_3, QTR_4$ ）を使った。第3表が、この経常収支関係を、全期間についてと、1985年までの期間の二通りの推定結果である。（定数項、ダミー項、規制緩和ダミー項の推定された係数は省略している。）

第4表から、まず上述のJカーブ効果をもたらすような為替レートの係数値を確認することができる。さらに、第4表から明らかなのは、為替レート（変化）及び、原油価格（変化）に対する経常収支（変化）の反応が1985年以降、大きく減少したことである。経常収支関数の形状になんらかの構造変化が生じたことはあきらかである。（簡単なChowテストでこれを確かめることができる。）また、1989年までの全期間の計測結果の誤差項をみても、1987年に非常に大きな正のショックがあった、つまり、モデルからは説明のできない経常収支の増加要因があったことをしめている。これは、第節で紹介した、価格浸透効果の遅れや、履歴効果を反映したものかもしれない。

### . D . 原油価格効果の経常収支シミュレーション

つぎに、原油価格が1986年から1987年にかけて下落しなかったとしたら、経常収支はどのような値になっていたかを考察しよう。原油価格が下落しなければ、一方で、原油価格変化項がきいて経常収支はより速く減少していたことになる。他方、為替レートはそれほど円高にはならなかったであろうことは既に述べたとおりであるので、その分の経常収支の減少は和らげられるはずである。そこで、ここではつぎのようにして、原油価格が下落しなかった場合の経常収支シミュレーションをおこなう。

まず、原油価格は1985年第4四半期の水準か

為替レートと国際収支

第3表 原油価格低下がなかった場合の為替レートのシミュレーション

		為替レートショックあり		為替レートショックなし	
		原油価格下落せず		原油価格下落あり	原油価格下落せず
SPEC 1	実績	ケース 1	ケース 2	ケース 3	
モデル 特定化 1	86 : 1	187.730	187.346	195.959	195.558
	86 : 2	170.110	176.031	180.822	187.116
	86 : 3	155.880	165.827	171.226	182.152
	86 : 4	160.140	172.708	167.954	181.135
	87 : 1	153.090	162.545	171.120	181.688
	87 : 2	142.760	153.936	168.861	182.080
	87 : 3	147.090	162.802	164.368	181.925
	87 : 4	135.620	149.075	165.162	181.548
SPEC 2					
モデル 特定化 2	86 : 1	187.730	187.420	196.098	195.774
	86 : 2	170.110	176.483	180.983	187.764
	86 : 3	155.880	167.241	171.295	183.780
	86 : 4	160.140	175.563	167.937	184.112
	87 : 1	153.090	166.949	170.885	186.354
	87 : 2	142.760	159.985	168.414	188.735
	87 : 3	147.090	171.075	163.790	190.498
	87 : 4	135.620	158.717	164.285	192.265
SPEC 3					
モデル 特定化 3	86 : 1	187.730	184.637	195.599	192.376
	86 : 2	170.110	179.883	178.912	189.190
	86 : 3	155.880	174.185	167.959	187.682
	86 : 4	160.140	178.841	163.873	183.009
	87 : 1	153.090	163.144	165.760	176.646
	87 : 2	142.760	150.033	162.660	170.946
	87 : 3	147.090	155.203	158.598	167.345
	87 : 4	135.620	140.264	158.565	163.996
SPEC 4					
モデル 特定化 4	86 : 1	187.730	187.271	195.826	195.347
	86 : 2	170.110	176.867	179.137	186.252
	86 : 3	155.880	167.817	167.999	180.864
	86 : 4	160.140	175.879	163.752	179.846
	87 : 1	153.090	167.321	165.252	180.613
	87 : 2	142.760	160.073	161.791	181.411
	87 : 3	147.090	169.924	157.524	181.977
	87 : 4	135.620	157.464	156.993	182.280

\* YENDOL = ACTUAL

\* FCAST1 = DYNAMIC SIMULATION W/O OIL PRICE DECREASE, W/ EXRATE SHOCK

\* FCAST2 = ACTUAL W/O EXRATE SHOCK

\* FCAST3 = DYNAMIC SIMULATION W/O OIL PRICE DECREASE, W/O EXRATE SHOCK

為替レートと国際収支

ら二年間まったく変化しなかったとしよう。つまり、(2)式のなかの原油価格の(変化の)項をゼロと置くことである。また、Bで考察したように為替レートも反応して、これがラグをもって経常収支に影響をあたえる。ところが為替レートのシミュレーションでは、いくつかのケースが考えられることを、第3表でしめしている。そこで、ここでは、いくつかの結果のうちの中庸である、為替レートの関数型の特定化1の場合で、シミュレーションのケース1(つ

まり第3表の第一パネルの第二列目)の数字を採用する。原油価格が下落しなかった場合には、1987年第4四半期には実績よりも約15円程、円安で推移していたと、考えるわけである。この数字から(2)式のシミュレーションの際の為替レート変化の数字を与えるわけである。その結果が第5表で示されている。これは、全期間の推定から得られた係数を使い、原油価格や為替レートの変化に上述の仮定を置いて(2)式から計算される経常収支のシミュレーション結果で

第4表 経常収支関数

( ) 内はt値

計測期間	変数 ラグ	EXR <sub>t</sub> -EXR <sub>t-1</sub>								OIL <sub>t</sub> -OIL <sub>t-1</sub>	R <sup>2</sup> DW
		1	2	3	4	5	6	7	8		
I	0.017 (0.77)	-0.021 (-1.01)	0.050 (2.44)	0.016 (0.82)	0.013 (0.72)	0.020 (1.02)	0.020 (1.05)	0.010 (0.57)	-0.009 (-0.52)	0.62 2.51	
II	0.005 (0.38)	-0.008 (-0.56)	0.023 (1.55)	0.015 (1.01)	0.012 (0.79)	0.009 (0.64)	0.016 (1.07)	0.013 (0.95)	-0.009 (-1.24)	0.60 2.50	
I.	1975Ⅳ-1985Ⅳ										
II.	1975Ⅳ-1989Ⅳ										

第5表 経常収支シミュレーション

経常収支 (100万ドル)	実 績	シミュレーション	
		ケース 1	ケース 2
86 : 1	12668.0	12411.4	14769.1
86 : 2	23099.0	19362.1	20417.0
86 : 3	24413.0	18754.4	21518.8
86 : 4	25665.0	20518.0	19761.0
87 : 1	20962.0	17602.4	15318.6
87 : 2	22762.0	19822.5	17279.8
87 : 3	21189.0	18691.5	15422.8
87 : 4	22102.0	19952.6	15432.9
経常収支 (%)	実 績	シミュレーション	
		ケース 1	ケース 2
86 : 1	2.93	2.89	3.40
86 : 2	4.74	4.11	4.33
86 : 3	4.56	3.73	4.28
86 : 4	4.89	4.22	4.06
87 : 1	3.79	3.38	2.94
87 : 2	3.81	3.58	3.12
87 : 3	3.58	3.49	2.88
87 : 4	3.38	3.35	2.59

注) シミュレーション・ケース1は経常収支へのショックを含む  
 ケース2は経常収支へのショックを含まず

ある。

まず、第5表上段は経常収支の実績とシミュレーション結果を、下段は経常収支の対GNP比の実績とシミュレーション結果をしめしている。ケース1は全期間の推定式で得られる誤差項をシミュレーション結果に含める場合（つまり、(2)式の誤差項は独立のショックであり、原油価格が下落しなくても生じていたと仮定する場合）である。またケース2は、誤差項を含まない単純シミュレーションである。どちらの場

合でも、原油価格に下落が無ければ、円高により、速やかに経常収支は減少していったことがわかる。ケース2の場合、経常収支の反転時期は約三カ月はやまり、そのピークも4億ドル（四半期ベース換算）小さい。また、1987年の経常収支黒字は、24億ドル（約27%）実績よりも少なかったであろう。これをGNPでみると、1987年末には2.6%まで減っていたことになる。（このシミュレーションでは原油価格はGNPには影響しないと仮定。）

## 結 語

ブラザ合意にはじまる大幅な円高と、それに対する経常収支の鈍い反応がこれまでは、おもに、今回に限って大きく遅れた価格浸透効果と貿易の数量調整、それに、資本移動の規制緩和から説明されることが多かった。しかし、本論文では、原油価格の下落効果に焦点をあてて、その貢献分の推計をおこなった。そのためにはまず為替レート関数、経常収支関数を、同時決定の枠組みを考慮しながら推定し、原油価格を一定とおくシミュレーション実験をおこなった。その結果、1986年初めから夏にかけての原油価格とその後の低位安定は、1986年第1四半期

から二年間で50円という大幅な円高のうち15円ほどの貢献をしたし、1987年の約87億ドルの経常収支黒字のうち、24億ドル相当の貢献をしたといえることがわかった。

本論文では、同時方程式バイアスの可能性のある構造型ではなく、ラグ構造をもつ誘導型をつかった為替レート関数、経常収支関数を、推定した。まだ特定化には改善の余地はあるものの、推定された符号や、説明力から、ある程度の信頼をおくことは出来ると判断した。もう少し構造を明示的にもつ計量モデルによる原油価格低下効果との比較などは今後の検討課題である。

付録，変数の定義

変 数 名

EXR	円・ドルレートの対数値（東京終値の四半期平均）
EXQ	円・ドルレートの「長期均衡値」 { 1973年第1四半期272円 1980年第2四半期210円 でその間を（対数）直線で結んだもの 1989年第3四半期150円
OIL	原油価格対数値（通関価格）
RUS	アメリカ国債（10年物の）金利（%），出所 CITIBASE
RJA	日本国債（最長期）の金利（%）
DEREG	規制緩和ダミー変数。1980年第4四半期まで0.0 1981年第1四半期から1.0
CAD	経常収支（IMF方式，ドル建）
CA	為替レートで円換算した経常収支
GNP	各目 GNP
QTR <sub>1</sub>	定数
QTR <sub>2</sub>	第2四半期ダミー変数
QTR <sub>3</sub>	第3四半期ダミー変数
QTR <sub>4</sub>	第4四半期ダミー変数

出所： 別記ないものは東洋経済「経済統計年鑑」各年号。

参 考 文 献

- |   |   |
|---|---|
| 伊藤隆敏，「為替レート，金利差と経常収支」<br>『経済研究』第40巻第3号，1989年7月，<br>260-273頁。              | 深尾光洋，「日本の為替管理の自由化と国際収<br>支構造の変化」『金融研究』8巻4号，1989年<br>12月，1-64頁。  |
| 植田和男・藤井真理子，「最近におけるわが国<br>の資本流出について」，『フィナンシャル・レ<br>ビュー』，1989年，12月，9-53頁。   | Ito, Takatoshi, "Capital Controls and Covered<br>Interest Parity Between the Yen and the<br>Dollar," 『季刊理論経済学』37巻，1986，<br>223-241頁。  |
| 翁邦雄，「国際通貨問題の現状と展望」，『E-<br>SP』，1986年5月。                                    | Ito, Takatoshi, "The Intradaily Exchange Rate<br>Dynamics and Monetary Policies after the<br>Group of Five Agreement," <i>Journal of the<br/>Japanese and International Economies</i> , |
| 深尾光洋，「金融の国際化が為替レートの変動<br>および国際収支に与える影響について」『金<br>融研究』7巻4号，1988年12月，1-42頁。 |   |

- Vol. 1, 1987, pp. 275-298.
- Ito, Takatoshi, "Use of (Time-Domain) Vector Autoregressions to Test Uncovered Interest Parity," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXX, May 1988, pp. 296-305.
- Ito, Takatoshi, "Foreign Exchange Rate Expectations : Micro Survey Data," *American Economic Review*, June 1990.
- Krugman, Paul, *Exchange-Rate Instability*, Cambridge, Mass. : MIT Press, 1989.
- Ohno, Kenichi, "Export Pricing Behavior of Manufacturing : A U. S.-Japan Comparison," International Monetary Fund, working paper, June 1988.
- Frankel, Jeffrey, "The Yen / Dollar Agreement : Liberalizing Japanese Capital Markets," Washington D. C : Institute for International Economics, 1984.