
日本の交易条件と均衡為替レート

宇南山 卓

東京大学*

交易条件・為替レートは、それぞれが内生変数でありながら、しばしば一方が他方を決定するという単純な因果関係を前提として分析が行われてきた。本稿では本源的な要因、特に生産性に着目し、為替レートと交易条件の相互依存関係を明らかにした。まず交易条件のデータについて概観し、日本の貿易財産業の特質を捉えた。その上で理論モデルを構築した。長期的な均衡において為替レート・交易条件を決定する要因として生産性、原油などの原料価格、貨幣量を取り上げ、それぞれの影響を分析した。そこで生産性の上昇は為替レートを増価させるとともに、交易条件を悪化させることが示される。また理論モデルをもとに、1973年から96年にかけて「均衡」為替レート・交易条件水準を計測した。その結果、長期的にはこの「均衡」が現実の動きをうまくフォローしていることが示されている。

1. はじめに

交易条件・為替レートは経済厚生、貿易構造に大きな影響を与える重要な変数であり、その決定は国際経済学の大きなテーマである。しかし、理論的に多くの問題と複雑に関係しており、必ずしも基本的な概念が整理された状態にあるとは言えない。本稿では、為替レートと交易条件の関係を考察した上で、日本の長期的な交易条件、均衡為替レートの決定要因を明らかにする。

しばしば、交易条件は名目為替レートの動きで多くの部分が説明できるとされている。短期的には、財の価格が資産価格としての為替レートよりも硬直的であると考えられるので、両者には密接な関係があることが予想できる。一方で、長期的な

本稿を作成する過程で吉川洋教授（東京大学）および本誌レフェリーに有益なコメントを頂いた。ここに記し感謝したい。また、本研究は筆者が日本学術振興会特別研究員として行った研究の一部であり、日本学術振興会および文部省科学研究費補助金から財政的な援助を受けたことに感謝したい。
*連絡先：〒113-0033 文京区本郷7-3-1 東京大学大学院経済学研究科 E-mail: una@grad.e.u-tokyo.ac.jp

為替レートの決定理論では、重要な説明変数として交易条件が取り上げられる。しかし、為替レートと交易条件は、どちらかがどちらかを決定するという一方的な因果関係を持っているとは考えられない。両者の相互依存的な関係を分析する上で、少なくとも長期的には、交易条件および為替レートはともに「内生変数」であり経済学的に説明されるという視点が重要となる¹。

長期の為替レートの動きについては、伝統的に購買力平価説 (PPP) が議論のたき台となってきた²。しかし最も単純な PPP は Balassa (1964)、Samuelson (1964) により非貿易財の存在が指摘され、修正を受けた。Balassa-Samuelson (B-S) モデルにおいて、名目為替レートは国際的に取引される貿易財の価格を均等化するように決定される。また長期的にはサプライサイドを重視し、価格は生産性で決定されると考えた。すると長期的な為替レートの決定要因は貿易財セクターにおける生産性であるという結論が導かれた。これに対し多くの実証研究が行われ、長期的な為替レートの変動はこの修正された PPP により趨勢的には説明可能であるというコンセンサスが形成されてきた³。

しかし、こうした長期的な為替レートを論じた研究において、各国で生産する財は明示的には区別されておらず、貿易財の一物一価が成立するという前提から、暗黙に交易条件が一定であると仮定されていた。これに対し、近年の実証研究はこうした仮定が妥当しないと指摘している (Canzoneri, Cumby, and Diba 1994; Ito, Isard, and Symansky 1999)。また、長期の均衡為替レートを分析する上での交易条件の重要性は多くの文献が指摘している (Edwards 1989 Ch.2; De Gregorio and Giovannini 1994)。しかし、これらの研究では分析の便宜上交易条件を外生変数として扱っていた。

一方、貿易理論においては交易条件の決定が重要なテーマとして多くの研究が行われている。交易条件を決定する際に重要なのは各国の財の生産における特化パターンである。有力な理論としてリカードの比較優位の原理がある。Dornbusch, Fischer, and Samuelson (1977) はリカードモデルを一般化することで特化パターンの決定をモデル化し、交易条件・為替レートの決定要因を明らかにした。リカー

¹ 伊藤 (1985) は交易条件と為替レートの関係が消費・生産構造という本源的要因からまったく独立ではないことを指摘している。

² 戦後の対ドル 360 円レートをめぐる議論においては、PPP とともに「世界各国の経常収支を完全雇力でゼロにする世界全体の為替レート体系」(藤野; 1990) も有力とされた。

³ PPP をめぐる議論のサーベイとして、Dornbusch (1987)、Froot and Rogoff (1995)、Rogoff (1995)、宇南山・本西 (1999) 等を参照。

ドモデルにおいて重要な役割を果たすのが各国の生産性である。つまり、為替レートを考察するにせよ、交易条件を考察するにせよ一つの重要なファクターは生産性であると言える。Unayama (1999) は B-S モデルと Dornbusch-Fischer-Samuelson モデルを拡張することで、生産性が為替レート・交易条件を同時に決定するモデルを構築した。その上で、自国の生産性の上昇は為替レートを増価させるとともに交易条件を悪化させる要因であることが論じられ、実証的にも支持されている。

本稿では、先行研究を踏まえ、特に生産性に注目して交易条件・為替レートがともに内生変数であるマクロモデルを構築する。その上で、実際のデータを用いて日本の交易条件の長期的な決定要因を明らかにする。日本の均衡為替レートを論じた吉川 (1987; 1992 第 6 章)、Yoshikawa (1990) では、加工貿易構造を捉えるために原料輸入をモデル化していた。しかし小国を仮定し、交易条件に関しては外生変数であった。また吉川 (1999) は理論的に為替レートと交易条件がともに内生変数であることを示したが、簡単のために原料輸入は捨象された。ここでの目的は日本の交易条件・均衡為替レートの決定にあるので、この 2 つのモデルを接合することで為替レートと交易条件がともに内生であり、なおかつ加工貿易という日本の貿易構造を考慮したモデルを構築した。また構築されたモデルを用いて、実際の日本の為替レート・交易条件がどのような要因で決定されてきたかを実証的に見た。

主要な結果は次のようにまとめられる。第 1 に、日本における生産性の上昇は(外国の生産性を一定として) 為替レートを増価させる要因であり、一方で、生産性の上昇は日本の生産する財の価格を低下させ、交易条件を悪化させるということである。生産性の上昇による価格の低下は需要の価格弾力性が 1 より大きいとすれば、支出シェアを増加させ輸出の増加圧力となる。これが為替レートが増価させるのである。実際に日本の 1975 年以降における円の増価トレンドは、名目的な物価上昇を除けば、大部分がこの相対生産性によって説明されることが示される。一方で、この要因は趨勢的には交易条件を悪化させる圧力となってきたのである。

第 2 に、原料価格の上昇は為替レートを減価させるとともに交易条件を悪化させる要因になるということである。原料価格の上昇はコストの上昇から日本の輸出財の価格を上昇させる。しかし、輸出財価格は原料の価格上昇ほどには上昇しないため、交易条件が悪化する。一方、輸出財の価格の上昇は輸出財への支出シェアを下げ、原料価格の上昇による輸入増加圧力とともに為替レートを減価させる。この要因は実際には 80 年の第 2 次オイルショックの時期を除き為替レートには大きな影響を与えていないが、交易条件の短期的な変動の大部分を説明する。しばしば、日本

の交易条件はオイル価格で決定するといわれるが、それはオイル価格そのものの変動のみならず、為替レートの変動を通じた影響も加味されるからである。

第3に、本稿で考察する長期的な為替レート・交易条件の均衡水準と現実のデータとの乖離を見てみると、円高方向に均衡から乖離している時には交易条件が均衡水準よりも高く、逆は逆になるという観察が得られた。短期的な為替レートの動きが長期的な水準から乖離した時に、財の価格が資産価格でもある為替レートよりも硬直的であるなら、交易条件もやはり均衡から乖離する。これは短期的には交易条件が名目為替レートによって決定されるという見方と整合的である。

論文の以下の構成は次の通りである。第2節では、日本の交易条件の、データの基本的な情報を紹介する。交易条件は理論的には注目されているものの、実際のデータの計算方法や出所は意外と知られていない。そこで、日本の交易条件のデータの概観とそこから得られる観察をまず見ることとした。特に日銀と大蔵省から発表されている2つのデータの違いに着目して、考察を進める。そこで、本稿において極めて重要な役割を果たす生産性の上昇を、単価の上昇と数量の増加に分解することで日本の輸出財産業における生産性上昇の特徴を明らかにした。

第3節では交易条件の決定モデルが構築される。その上で、モデルに基づいて理論的な「均衡」為替レート・交易条件を計測し、実際にどのような要因が交易条件を規定してきたかを明らかにした。第4節は結論である。

2. 日本の交易条件

現実の経済においては輸出財・輸入財は多様であり、その価格体系は「物価指数」として捉えられる。理論的な考察を行う前に現実のデータを概観し、日本の貿易財産業の特徴を捉える。

2.1 データとその性質

現在、日本の輸出財・輸入財の物価指数は主要なものとして日本銀行（調査統計局物価統計課）が公表している「卸売物価指数」内の「輸出・輸入物価指数」と、大蔵省関税局が公表している「通関統計」内の「貿易価格指数」が存在している⁴。

⁴ IMFの *International Financial Statistics* に輸出入の価格指数が掲載されているが、*Unit Value of Export/Import* は大蔵省データであり、*Export/Import Prices* は日銀データであるので、結局この2つのみが通常利用可能なデータである。

1974年以後の交易条件、輸出・輸入の価格指数（日銀データでは物価指数）のデータを示したのが図1、2、3である。原データの季節性を取り除くため12ヶ月の移動算術平均をとっている。また交易条件は輸出物価指数を輸入物価指数で除したもののとして定義される。

図1において、交易条件の大蔵省データと日銀データの動きをみると、1970年代および90年代に大きく乖離していることがわかる。この2つのデータの主な違いは、

1. 指数算式
2. 商品分類
3. 調査品目数
4. 単価計算の方法

である。

指数算式については、日銀データは基準年の輸出入金額でウェイトづけした固定基準ラスパイレズ指数を用いているのに対し、大蔵省データは同様に輸出入金額でウェイトした固定基準フィッシャー指数を用いている。しかし両者ともに5年毎に基準改訂を行っており、なおかつ基準改訂の際に類別以下の階層では、リンク法を用いて接続しているため指数算式の違いによるバイアスはそれほど大きくないと考えられる。

また商品分類については日銀は「日本標準産業分類」（総務庁統計局）などに準拠しているが、大蔵省は「国際統一商品分類システム」（*The Harmonized Commodity Description and Coding System*）に従っている。そのため調査分類・品目も異なる。この点に関するバイアスは先験的には判断できないが、両調査ともにカバレッジは十分に広く、バイアスはそれほど大きくないことは十分に予想できる。

以上で論じた論点に比べ、4番目の単価計算方法の違いはより本質的である。日銀データは各品目ごとに代表性のある銘柄を指定し、銘柄を固定した上で単価をとっている。さらに銘柄の仕様、調査銘柄に変更があった場合には質の調整を行っている⁵。つまり、（質の調整が適切であるとして）同一の性質を持った財の価格の変化を捉えていると言える。

⁵ 基本的には、品質の変更に要したコストが品質差に対応する価格差であるとの前提に立つ「コスト評価法」を用いて品質差に起因する価格差を特定している。しかし、コンピュータのように技術革新のテンポが早い一部品目については1990（平成2）年基準指数からヘドニック法を導入している。品質調整については例えば白塚（1999）などを参照。

図1 交易条件の推移

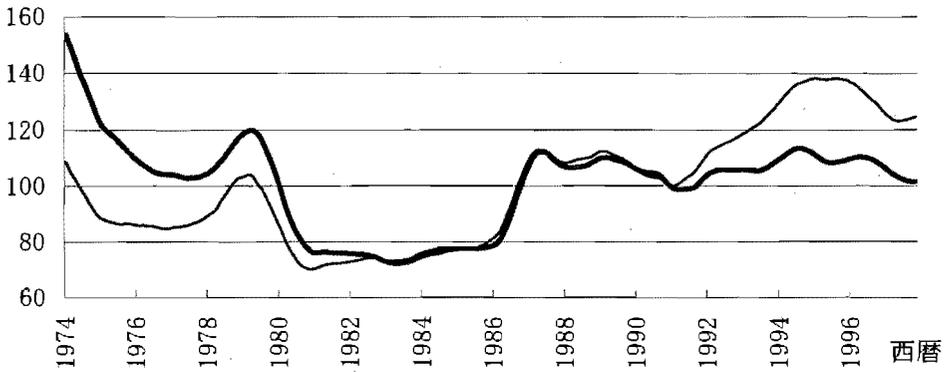


図2 輸出価格（物価）指数の推移

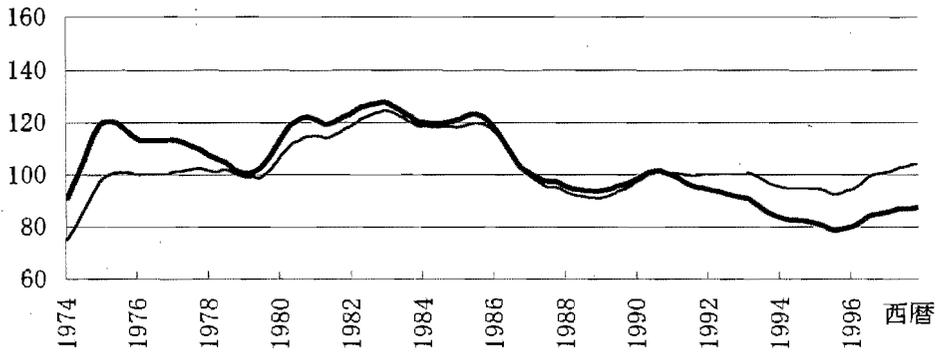
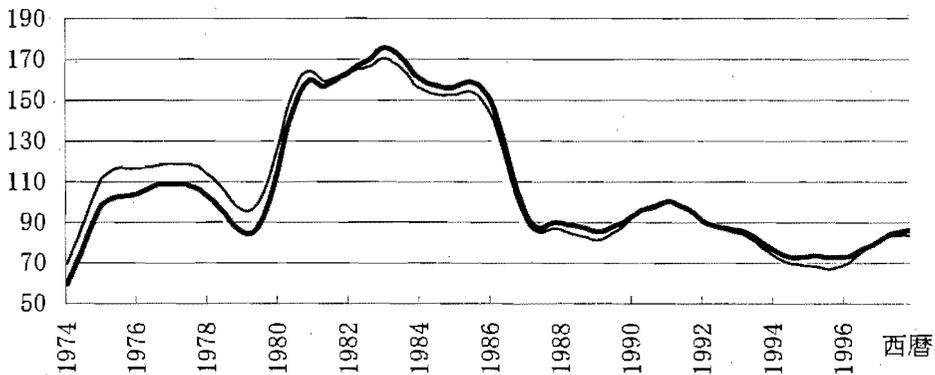


図3 輸入価格（物価）指数の推移



—— 大蔵省データ

—— 日銀データ

(1990年=100)

大蔵省データ： 通関統計（貿易価格指数）（出所：『海外貿易概況』）

日銀データ： 卸売物価指数（輸出・入物価指数）（出所：『物価指数年報』）

* 交易条件 = 輸出価格（物価）指数 / 輸入価格（物価）指数

一方、大蔵省データは各品目の単価を、品目内全銘柄の単価の単純平均と定義し、計算している。すなわち、数量単位（例えば自動車「1台」）当たりの平均的な単価を指数化しているのである。そのため質の調整は行われず、計算される指数は純粋な価格変化とともに質の変化をも包含することになる。

つまり、品目の質が変化すると日銀データと大蔵省データが乖離することになるのである。品目の質が変化する場合に2つの可能性が存在する。1つは、個々の銘柄の質は変化せず、同一品目内の異なった質の銘柄間でシェアが変化する場合である。これは、日銀の指定する銘柄が十分な代表性を持たない場合であり、指定された銘柄がその品目全体の質の変化を十分に代表できていないことに起因する。もう1つは、品目内でのシェアが変化せずに個々の銘柄の質が変化する場合である。この場合日銀の指定する銘柄が十分に代表性を持っていても、大蔵省データは質の調整を行わないので両者は乖離することになる。

言い換えると、大蔵省データは通関業務の業務統計としてのニーズに一致した「単価」指数であるのに対し、日銀データはデフレーターとしての性質を重視し「同一の質」に換算した「物価」指数であるという性質の違いが存在し、乖離を生んでいるのである。結局、質の調整を行うかどうか両者を区別することになるが、経済学的には日銀データの概念がより適切であると考えられる。そこで、まず日銀データに注目し時系列の動向を追うこととする。

2.2 データの概観

73年以降の交易条件の動きは3つの時期に分けて見ることができる。まず81年までの時期である。この時期には2つの大きな交易条件の悪化が見られる。図2によれば輸出物価指数は相対的に安定している。しかし、74年から75年にかけておよび80年前後に輸入物価指数が急上昇している。これは明らかに第1次および第2次オイルショックの影響である。つまり、この時期の交易条件は原油価格に大きく左右されていたのである。

80年以降86年頃までは交易条件はほぼ安定しており、輸出・輸入物価も緩やかな変動となっている。しかし、86年から87年にかけて大幅な交易条件の改善が見られる。この時期は輸出・輸入物価がともに下落しているが、輸入物価の下落がより急激なため交易条件は改善しているのである。これには2つの要因が影響している。1つは85年のプラザ合意による大幅な円高の進行である。もう1つは86年の原油価格の暴落である。この2つはいずれも（少なくとも短期的には）交易条件の

改善要因である。

その後は、直近までほぼ安定した動きを見せている⁶。もし、86年前後の改善を経済外の特異要因と見なすなら、80年頃から日本の交易条件が安定していたと考えることも可能かもしれない。しかし、輸出・輸入各物価指数はそれぞれ定性的にも違った動きをしており、結果としての交易条件が安定していることをもって外生的な取り扱いが適切であるとは言えない。

ところで、日銀データと大蔵省データの、交易条件の違いの源泉は何であるか。輸入価格指数に関する限り、日銀データと大蔵省データはそれほど大きな乖離を示していない。70年代後半に多少の乖離は見られるが、79、80年頃の日銀データの急激な上昇を除けば、動きとしてはほぼ重なる。一方、輸出物価指数は70年代後半および90年代に乖離が大きくなっている。それらの期間では、大蔵省データが安定的であり、日銀データが大幅に下落するという傾向が見られる。こうした観察から、交易条件が両データで異なるのは輸出物価指数の動きが両データで異なるからだと言える。この観察を前節のデータの性質に基づき考察を行う。

2.3 製品差別化と単価

日銀データと大蔵省データは、70年代後半および90年代に乖離している。しかも、その乖離は主に輸出価格指数の違いによって発生している。データの特徴として取り上げたように2つのデータの主な違いは単価計算の方法、すなわち質の調整を行うかどうかである。ここで注意が必要なのは、両期間における日銀データ（輸出物価）下落は名目的な変化ではないと考えられることである。なぜなら、実質的な変化を含まない完全に名目的な変化であるなら、質の調整の有無に関わらず各品目の価格を変化させ、両データに乖離は生じないはずである。

この時期の輸出が増加していたことを考え合わせると、日本の輸出産業における付加価値生産性の向上による変化であると考えられる。上で述べたように日銀データは品質調整を行っており、いわば「同一製品」の価格低下を示しているのである。一方で、大蔵省データは品質調整を行っていないので、指数の変化には価格の変化と質の変化も含まれる。日銀データが下落し、大蔵省データが比較安定していたという事実は輸出品の単位当たりの品質が向上してきたことを示している⁷。

⁶ 小宮（1999；第4章）では90年代に交易条件が改善していると述べられているが、小宮（1999；第4章）が大蔵省データに基づいているための違いである。

⁷ 90年代におけるこうした観察は、通産省（1997；pp. 107-108）によって次のように指摘されている。

「質の向上」とは生産する数量単位（例えば自動車1台）当たりの「付加価値量の増加」である。日銀データの輸出物価は付加価値量を一定に換算した価格であるので、数量単位当たりの付加価値量の変化は指数を変化させない。一方、大蔵省データは物理的な数量単位当たりの価格を捉えているので数量単位当たりの付加価値が増加すれば物価指数も上昇することになる。この視点に立てば輸出物価指数は、可視的な「単価」と経済学的な「価格」の両者を捉えることができる貴重なデータであると言える。

70年代後半から82年頃までに輸出財の大部分を生産する製造業の労働の付加価値生産性はおよそ30%上昇している。この間に「価格（＝日銀データ）」は20%低下し、「単価（＝大蔵省データ）」はほとんど変化していない。また90年代には労働生産性が10%以下程度しか上昇していないのに、価格と単価は20%近い乖離が生まれている。こうした点を考慮し労働の付加価値生産性の上昇を、単価の上昇と生産数量の変化に分解して考えると次のような観察が導ける。

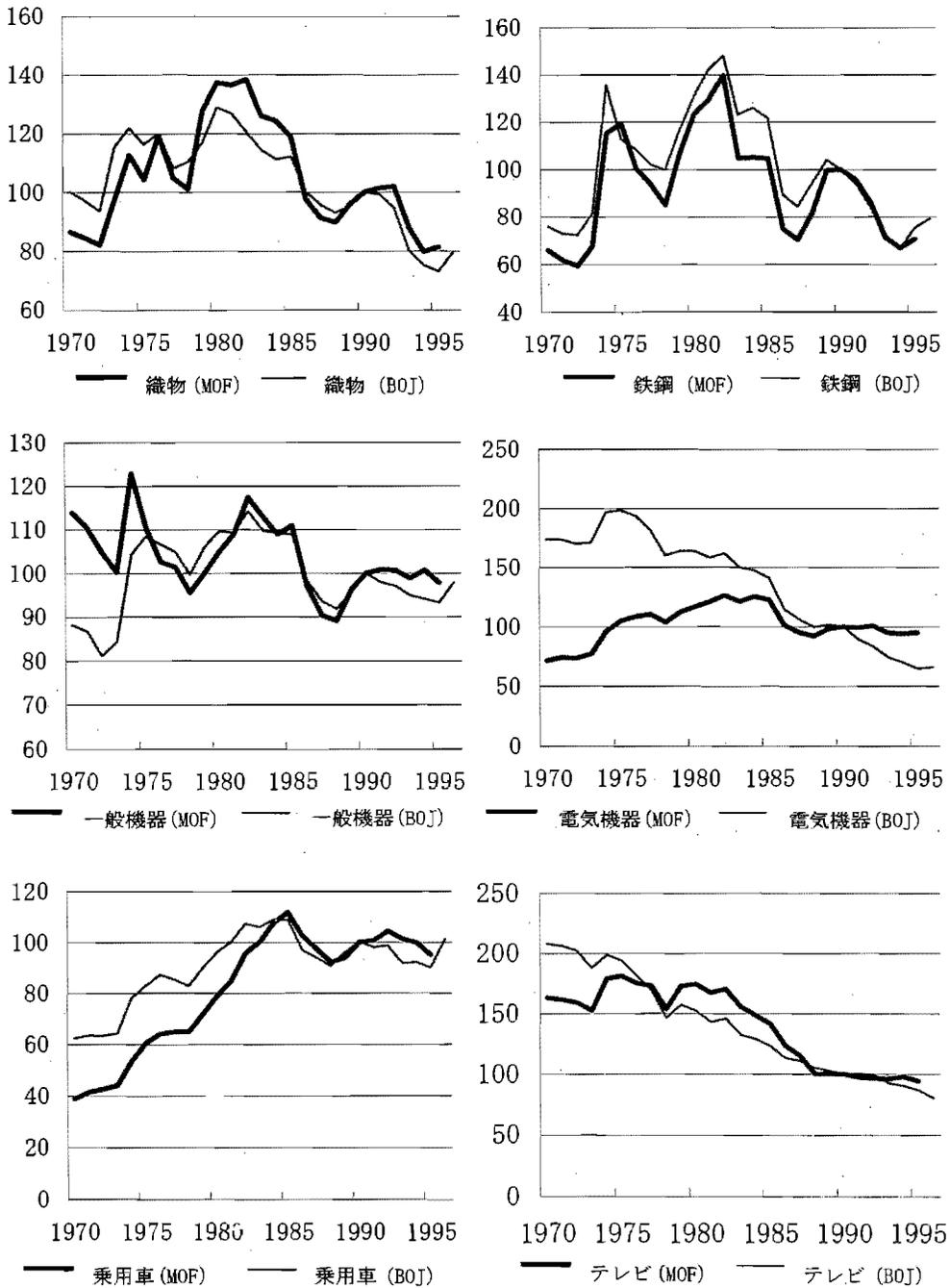
観察 1 日本の輸出財産業の付加価値生産性上昇は、物理的な数量の増加よりも製品の単位当たりの付加価値を高めるものであった。

経済学的には単位当たり製品の付加価値は「製品の差別化」によって増加する。その意味で、日本の輸出財産業は自らの製品の差別化に成功してきたと言えるだろう。ここで興味を引くのが、果たしてこの製品差別化の成功はすべての輸出財産業に一般に言えることなのであろうか、という問題である。この問題を見るために、日本の輸出を考える上で重要と思われるいくつかの類別および小類別、品目レベルで日銀・大蔵省の各データの動きを見たのが図4である。ただし、分類の名称は日銀データで統一した。

最も乖離が大きいのは電気機器（基本分類）であり、乗用車（品目）も85年前後までは比較的大きな乖離を示している。一方で、一般機器（基本分類）、鉄鋼（小類別）、織物（小類別）、テレビ（品目）などはそれほど大きな乖離を示していな

「90年代以降の輸出価格における変化としては、高付加価値化による価格上昇が顕著である。……90年までは輸出価格指数（大蔵省データ）と輸出物価指数（日銀データ）がほぼ平行に推移してきたのに対し、90年代以降は輸出価格指数が輸出物価指数を上回る部分が拡大していることがわかる。」
（カッコ内引用者）

図4 各分類における大蔵省データと日銀データ



(1990年=100)

MOF: 通関統計 (貿易価格指数) (出所: 『海外貿易概況』)

BOJ: 卸売物価指数 (輸出・入物価指数) (出所: 『物価指数年報』)

い⁸。

鉄鋼などの素材産業、織物などの構造の単純な製品は、物理的な単位が重要な意味を持っており、差別化が難しい。よって、価格の変化と単価の変化がパラレルなのは予想できる。一般機器については意外な結果が出たが、より詳しい考察は今後の課題としたい。

さて、電気機器のうち、輸出においてかつては大きなシェアを占めていたテレビの指数を見てみると、必ずしも「高付加価値化」の傾向は見られない。その他に電気機器として分類される品目は、例えば電子計算機、メモリ部品、半導体・集積回路（商品群）などである。これらの製品は質の変化が大きく、物価統計の分野では常に取り上げられる品目である⁹。乗用車の高付加価値化については86年前後で止まっていると言える。一般に「81年の輸出自主規制以後高付加価値化が進んだ」とする議論が多いが、データで見る限りその動きはすでに70年代後半から顕著であった。80年代前半の乗用車、および電気機器は日本の主要な輸出品であり、また産業別に見て、特に労働生産性の高い産業であった点は注目される¹⁰。ここまですとめると次のような観察を導ける。

観察2 日本の輸出財産業における製品の単位当たりの付加価値向上は主に乗用車、電気機器（とりわけ半導体などの分野）などの分野で顕著である。

以上の日銀データと大蔵省データの比較から得られた結論は、日本の輸出産業における付加価値生産性の上昇は製品単位当たりの付加価値の上昇に依るところが大きいということである。

3. 日本の為替レート・交易条件の長期的決定要因

この節では、簡単なマクロモデルを構築し実際にデータに適用することで日本の為替レート・交易条件の決定要因を明らかにする。ここで長期的には為替レート・

⁸ 日銀データは、基本分類・小類別・商品群・品目に階層分けされている。上に述べられたように大蔵省データと分類は必ずしも一致しないが、ほぼ同等と考えられる分類を用いて比較した。品目以上の階層では質の調整の問題が集計されているが、分類に含まれる各品目ごとでまったく乖離がなければ上の階層においても乖離が発生しない。つまり、集計された分類において日銀データと大蔵省データが乖離することは、その分類内の品目で高付加価値化が起きたことの必要条件なのである。

⁹ 物価統計をめぐる議論に関しては白塚（1998）を参照。

¹⁰ 電気機器、乗用車で例えば90年には輸出の40%を占める。

交易条件がともに内生変数であるとし、モデルの均衡を長期的に為替レート・交易条件が収束する先であると考え。特にモデルの均衡は次のように特徴づけられる。

- ・消費財の相対価格が需要と供給を一致するように決定している
- ・貿易収支均衡が達成される

この均衡の概念は新しいものではなく、各財に関しては一物一価が成立しており、貿易財の差別化を明示的に取り入れた PPP と言える。一般に動学モデルで考えると、貿易（経常）収支は異時点間の資源配分に関わる IS バランスで決定すると考えられるため、各時点で収支が均衡する必要はない。特に生産性が変化し国民所得が変化すれば、経常収支も変化することになる¹¹。しかし、ここでは長期的な均衡として定常状態を考え、貿易収支の均衡を「長期均衡」の条件とした。

3.1 モデル

モデルは吉川（1987；1992 第 6 章）、Yoshikawa（1990）および吉川（1999）を基礎とした 2 国経済モデルである。前者は日本の貿易構造が原料を輸入し製品を輸出する「加工貿易」であることに着目し、為替レートの決定理論を論じたものであった。しかしそのモデルは小国を仮定しており貿易財の相対価格は外生的に扱われていた。一方、後者は 2 国モデルで、互いの生産する財を貿易しその相対価格が内生的に決定する。交易条件と為替レートは共に内生変数であり、両者の関係が主要な論点であった。

ここでの目的は、日本の交易条件の決定要因の分析にあるので交易条件が内生的に決定できる 2 国モデルを採用し、日本の重要な特徴である「加工貿易」の構造を考慮するため原料輸入もモデル化した。

経済には 2 国が存在し、消費財として第 1 財、第 2 財の 2 種類が存在し、および原料が 1 種類存在する。第 1 国は第 1 財を生産・輸出して原料および第 2 財を輸入する。第 2 国は逆に第 2 財・原料を輸出して第 1 財を輸入する。便宜上以下では第 1 国を日本と呼び、第 2 国を外国と呼ぶことにする。

両国の消費行動は代表的個人の効用最大化として表現できるとする。また両国の効用関数を同一の CES 関数として次のように定式化する。

$$U = [\alpha C_1^\theta + \beta C_2^\theta]^{1/\theta} \quad 0 < \theta < 1 \quad (1)$$

ただし、 C_1 、 C_2 はそれぞれ第1財、第2財の消費とする。この時日本および外国の予算制約式は

$$P_1 C_1 + P_2 C_2 \leq I \quad (2)$$

$$P_1^* C_1^* + P_2^* C_2^* \leq I^* \quad (3)$$

P_1 、 P_2 は第1財、第2財の日本の通貨（以下では円と呼ぶ）建ての価格であり、*のついたものは外国通貨（以下ドル）建てである。 I 、 I^* はそれぞれの通貨建てのGDPである。効用最大化問題より各財への支出関数は次のように書くことができる。

$$P_1 C_1 = \frac{\alpha^\varepsilon P_2^{\varepsilon-1}}{\beta^\varepsilon P_1^{\varepsilon-1} + \alpha^\varepsilon P_2^{\varepsilon-1}} I, \quad P_2 C_2 = \frac{\beta^\varepsilon P_1^{\varepsilon-1}}{\beta^\varepsilon P_1^{\varepsilon-1} + \alpha^\varepsilon P_2^{\varepsilon-1}} I \quad (4)$$

$$P_1^* C_1^* = \frac{\alpha^\varepsilon (P_2^*)^{\varepsilon-1}}{\beta^\varepsilon (P_1^*)^{\varepsilon-1} + \alpha^\varepsilon (P_2^*)^{\varepsilon-1}} I^*, \quad P_2^* C_2^* = \frac{\beta^\varepsilon (P_1^*)^{\varepsilon-1}}{\beta^\varepsilon (P_1^*)^{\varepsilon-1} + \alpha^\varepsilon (P_2^*)^{\varepsilon-1}} I^* \quad (5)$$

ただし、 $\varepsilon = 1/(1-\theta)$ であり、第1財と第2財の代替の弾力性である。

次に消費財の生産構造を考察する。日本の生産する第1財には労働と原料が必要であるとする。一方、外国の生産する第2財は労働のみで生産されるとする。単純化のため生産関数は固定係数型のものとし、生産関数は次のように特定化する。

$$Y_1 = \min\left[\frac{L}{a}, \frac{R}{b}\right] \quad (6)$$

$$Y_2 = \frac{L^*}{a^*} \quad (7)$$

Y_1 、 Y_2 は各財の生産量、 L 、 L^* は日本と外国の労働投入量とする。ただし労働投入量は所与で定数であるとする。また、 R は原料の投入量である。この時、生産の構造は a 、 a^* 、 b の3つのパラメータで決定される。 a 、 a^* は日本、外国での労働投入係数であり、 b は原料の投入係数である。つまり、これらのパラメータは小さいほど生産性が高いと言える。

こうした生産構造のもとで完全競争を仮定し、各財の価格は生産コストに等しいとする。つまり、

$$P_1 = aW + bP_r \quad (8)$$

¹¹ Obstfeld and Rogoff (1996) は経常収支の決定に関しミクロ的な基礎を持ったマクロモデルを多く取り上げているので参照。

$$P_2^* = a^* W^* \quad (9)$$

が成立すると仮定する。ただし、 W 、 W^* 、 P_R は、順に日本、外国でのそれぞれの通貨建ての賃金率、円建ての原料の価格である。

また、原料については簡単のためコストなしで需要量と等しいだけ外国で生産されるとする。するとこの経済においては、 $R = (b/a)L$ が成立することが容易に確かめられる。ここでは原料として原油のような鉱物性燃料を念頭に置き、日本にとってドル建ての外国の賃金と原料の相対価格、 P_R^*/W^* が外生的に決定すると考える。

各財の価格は完全な裁定によりそれぞれの通貨建てで一物一価が成立することを仮定する。言い換えれば、

$$P_1 = eP_1^*, \quad P_2 = eP_2^*, \quad P_R = eP_R^* \quad (10)$$

が成立することを仮定するのである。 e はいわゆる邦貨建ての為替レートであり、この数字が大きいほど日本にとって通貨安、つまり円安であることを意味する。

この時、日本および外国のそれぞれの通貨建てのGDPは次のように決定する。

$$I = P_1 Y_1 - P_R R = WL \quad (11)$$

$$I^* = P_2^* Y_2 + P_R^* R = W^* L + \frac{b}{a} P_R^* L \quad (12)$$

ここで、金融市場を最も簡単な貨幣数量説でモデル化する。

$$M = kI = kWL \quad (13)$$

$$M^* = kI^* = kW^* L \left(1 + \frac{b}{a} \frac{P_R^* L}{W^* L}\right) \quad (14)$$

ただし M 、 M^* は名目貨幣数量を表し外生、いわゆるマーシャルの k も一定であるとする。さらに単位を適当に取ることで $k=1$ で不変とする。

以上のような経済の均衡において、日本と外国の生産・貿易構造はどのように決定するであろうか。ここでは長期均衡を考察するという目的のために貿易収支均衡を前提として為替レート・交易条件などの動きを考察する。為替レートは貿易収支の均衡条件から決定する。貿易収支均衡条件は、

$$P_2 C_2 + P_R R = P_1 C_1 \quad (15)$$

すなわち、

$$\frac{\beta^\varepsilon P_2^{\varepsilon-1}}{\beta^\varepsilon P_1^{\varepsilon-1} + \alpha^\varepsilon P_2^{\varepsilon-1}} WL + e P_R^* \frac{b}{a} L = \frac{\alpha^\varepsilon P_1^{\varepsilon-1}}{\beta^\varepsilon P_1^{\varepsilon-1} + \alpha^\varepsilon P_2^{\varepsilon-1}} e W^* L^* \left(1 + \frac{b P_R^* L}{a W^* L^*}\right) \quad (16)$$

と書ける。この (16) を変形し同一通貨での日本と外国の相対賃金が得られる。相対賃金を ω とすると、

$$\omega = \frac{W}{e W^*} = \left(\frac{\alpha}{\beta}\right) A^{\varepsilon-\gamma_\varepsilon} S^{\gamma_\varepsilon} - B p_R \quad (17)$$

となる。ただし、 $S(=L^*/L)$ 、 $A(=a^*/a)$ 、 $B(=b/a)$ 、 $p_R^*(=P_R^*/W^*)$ はそれぞれ順に、外国の相対的なサイズ、日本の相対的な労働生産性、日本の労働 1 単位当たりの原料必要量、原料の外国の賃金に対する相対価格である。日本の生産性上昇は、 $\varepsilon > 1$ ならば、日本の生産財の価格低下を通して支出シェアを引き上げ、相対賃金を上昇させることがわかる¹²。

相対賃金を変形するとモデルにおける均衡為替レートが得られる。

$$e = \frac{1}{\omega} \times \frac{W}{W^*} = \frac{M}{M^*} \times \frac{S + B p_R}{\left(\frac{\alpha}{\beta}\right) A^{\varepsilon-\gamma_\varepsilon} S^{\gamma_\varepsilon} - B p_R} \quad (18)$$

で決定される。この式は吉川 (1987; 1992 第 6 章)、Yoshikawa (1990) の結論と本質的に同じものである¹³。均衡為替レートは、PPP が唯一の説明変数とする名目的な貨幣数量によっても影響を受けることが分かる。しかし、単純な PPP とは異なり、名目貨幣量のみならず生産性、原料の相対価格、国のサイズなどの影響も受けるのである。

第 1 財と第 2 財、原料の相対価格 (t, t_R) は ω を用いると簡単に表記することができ、

$$t \equiv \frac{P_1}{P_2} = \frac{1}{A} (\omega + B p_R) \quad (19)$$

$$t_R \equiv \frac{P_1}{P_R} = \frac{a^*}{A p_R} (\omega + B p_R) \quad (20)$$

となる。日本にとって第 1 財は輸出品であり、第 2 財・原料は輸入品であるので、

¹² $\varepsilon < 1$ の場合には生産性上昇が相対賃金を下げる「窮乏化成長」をもたらすことになる。しかし、そもそも利潤最大化・完全競争の仮定と整合的でないためここでは考慮しない。

¹³ 吉川 (1987; 1992 第 6 章)、Yoshikawa (1990) は小国の仮定を置いていたため、需要の弾力性、国のサイズなどは考慮されていない。

交易条件 (TOT) はこの 2 つの相対価格の加重平均になる¹⁴。(17) を代入すると次のように書ける、

$$TOT \equiv (1-\phi)t + \phi t_r = \left(\frac{\alpha}{\beta}\right) A^{-\gamma/\epsilon} S^{\gamma/\epsilon} \left\{ (1-\phi) + \frac{a}{p_r} \phi \right\} \quad (21)$$

ただし、 ϕ は原料の輸入シェアであり、貿易収支均衡条件を代入すれば、

$$\phi \equiv \frac{P_r M}{P_2 C_2 + P_r M} = \frac{P_r M}{P_1 C_2^*} = \frac{1 + \frac{S}{(\alpha/\beta) A^{(\epsilon-1)/\epsilon} S^{1/\epsilon}}}{1 + \frac{S}{B p_r}} \quad (22)$$

となる。このモデルの想定するように、原料が日本にとって非代替的な投入物であるなら原料投入係数の上昇や原料価格の上昇は原料の輸入シェアを引き上げる要因なのである。

3.2 交易条件と為替レート

このモデルにおいては為替レート、交易条件はそれぞれ (18)、(21) で決定される内生変数である。両者を規定する重要な要因は、

1. 日本の相対的な生産性 (A)
2. 日本の労働 1 単位当たりの原料必要量 (B)
3. 原料の外国の労働に対する相対価格 (p_r^*)
4. 相対的な貨幣供給量 (M/M^*)

である。日本の相対的な生産性の上昇は、完全競争を通じて日本の生産する財の相対価格を引き下げる効果を持つ。しかし相対価格の低下は、消費財間の代替の弾力性が 1 より厳密に大きいならば日本の財への支出シェアを高める。そのため日本の労働への需要が高まり為替レートの増価を通じて相対賃金が上昇する。よって相対生産性の上昇ほどには相対価格は下がらないのである。結局新たな均衡においては、日本の生産する財の価格が低下し、相対賃金が上昇するという結果となる。日本の生産する財の価格の低下は他の状況を一定とすれば、交易条件を悪化させる¹⁵。

¹⁴ 第 2 財は消費財であり、原料との集計に加重算術平均を用いる経済学的な根拠はない。しかし、実際のデータは金額シェアウエイトのラスパイレス指数を採用しており、それとの整合性を保つことにした。

¹⁵ マッキノン・大野 (1998; 第 4 章) では、外国の生産する財の価格、交易条件、為替レートの変動、自国通貨建ての生産財の価格が与えられ、均衡では「国内の賃金」が決定するというメカニズムを想定している。しかし少なくとも長期的には国内の賃金が海外の経済状態のみで決定されるというのは

吉川 (1987; 1992 第 6 章)、Yoshikawa (1990) では、小国の仮定を設けることで、消費財に関して相対価格が変化しないものとして取り扱った¹⁶。しかし、実際には日本の生産する消費財の相対価格は大きく変動してきている。この相対価格と均衡為替レートの関係を見るために (18) を変形し、 $t_R = t \times (P_2^*/P_R^*)$ の関係を用いると、

$$e = \frac{M}{M^*} \times \frac{\frac{S}{A} + b \frac{t}{t_R}}{t(1 + b \frac{1}{t_R})} \quad (24)$$

となる。特に t/t_R (すなわち P_2^*/P_R^*) は外国の要因のみで決定するので、日本の生産財の相対価格 (t) の下落は為替レートの減価要因であることが明確である。相対的な生産性 (A) の上昇は、直接は為替レートの増価要因であるが、相対価格の低下を通して減価する要因にもなっているのである。代替の弾力性が 1 より大きい場合には前者の効果が後者を上回るために、結果的には為替レートを増価させるが相対価格を不変とした場合に比べその効果は小さくなるのである。

原料の相対価格の上昇に関しては、交易条件を悪化させるとともに為替レートの減価要因である。労働 1 単位当たりの原料の必要量 (B) の改善は、実質的に原料価格の低下と同じ働きをする。原料価格の上昇は日本の生産する財のコストを引き上げるが、それが日本の生産財に対する需要を減退させ日本の相対賃金を低下させる。結局 (19) より明らかなように、第 1 財と第 2 財の相対価格は原料価格には依存せず、相対的な労働生産性のみで決定するのである。そのため、第 1 財と原料の相対価格は日本にとって外生的な第 2 財と原料の相対価格で決定する。つまり原料価格の変化は消費財同士の相対価格には影響を与えず、日本の生産する財に対する原料の相対価格のみが上昇するのである。しかも、その時日本の輸入に占める原料の割合が高まるので、交易条件に関しては 2 つの経路から悪化要因となるのである。

石油危機時など原料価格が上昇した時期には為替レートが減価することが観察される。そのため、円安が交易条件悪化の「原因」であると考えられてきた。しかし、ここまでで見たように、両者は独立な内生変数であり、どちらかが他方を説明するような一方的な「因果」関係にはないことに注意すべきであろう。

現実性を欠く仮定である。

¹⁶ 小宮 (1999; 第 4 章) ではこの点に関して、「導き出すべき答えの大部分をはじめから捨てて」(p. 220) いると批判している。

最後に、名目的な変数の効果を考察する。われわれは数量方程式を用いて貨幣の中立性を「仮定」している。しかし為替レートは名目変数であり古典派の2分法が成立するとしても貨幣量のような名目変数の影響を受ける。古典的なPPPにおいては物価水準が為替レートの唯一の決定要因であったが、ここでも見たように為替レートは名目的な変化のみならず実物的な要因によっても影響を受けるのである。深尾他(1999)ではアセットアプローチで現実の為替レートの動きを追っているが、本稿では利子裁定式の想定する「均衡水準」の決定を論じたものであると言える。

一方、交易条件は財と財の相対価格であり名目的な変数の影響は受けない。しかし、ここで想定する均衡交易条件は為替レートが均衡水準にあることを前提としているので、短期的にアセットアプローチなどが指摘するように為替レートが均衡水準から乖離する場合には、為替レートに対する名目的なショックが交易条件に影響を与える可能性はあるだろう。

3.3 均衡交易条件・為替レートの計測

上で見たように、モデルにおける交易条件・為替レートは、日本の相対的労働投入係数(A)、日本の労働1単位当たりの原料投入係数(B)、原料の外国の賃金率に対する相対価格(P_r^*)、相対的な貨幣量(M/M^*)によって決定される。ここでは、こうした要因が実際の各変数の動きをどの程度説明しうるかを実際のデータを用いて検証する。そのために、まず理論の想定する各変数を実際のデータで構築することにする。ここでは、1973年から96年のデータを用いて均衡水準の推移を計算する。

まず、労働投入係数を求める。日本の投入係数は経済企画庁が発表している「SNA産業連関表」を用いて計測した。単純化のためモデルにおいては「非貿易財」は取り上げなかったが、B-Sモデルにおいては為替レートは貿易財の価格のみで決定するので本質的には影響を受けない。そこで、日本の生産する財のうち輸出産業もののみを「日本の生産する財」とみなす。具体的には24分類の産業のうち日本の輸出財産業として、繊維、化学、一次金属、一般機械、電気機械、精密機械の7産業をピックアップし、各産業の投入係数を輸出額でウェイト付けした加重平均を「日本の投入係数」と見なした。ウェイトの計算は、大蔵省『外国貿易概況』より各産業のドル建て通関輸出額を採り、そのシェアをウェイトとして用いた。各産業の労働投入係数はSNA就業者/産出額を用いている。

また、外国についてであるが簡単化のためにここではアメリカのみを「外国」で

あるとする。ちなみに95年における日本の輸入に占めるアメリカのシェアは約25%である。アメリカの労働投入係数は直接計算できないが、われわれのモデルにおいては労働の付加価値生産性の逆数になっている。そこで、アメリカの輸出財として農業、鉱業、製造業の3産業に特定し労働生産性を計測する。データはOECDの*International Sectoral Data Base*を用いて計測した。この3産業の労働生産性の加重平均を「外国の付加価値生産性」とみなし、その逆数を投入係数とした。

原料投入係数としては各産業の「石油・天然ガス」（89分類の1項目）の投入係

図5 均衡為替レート（1975年基準）

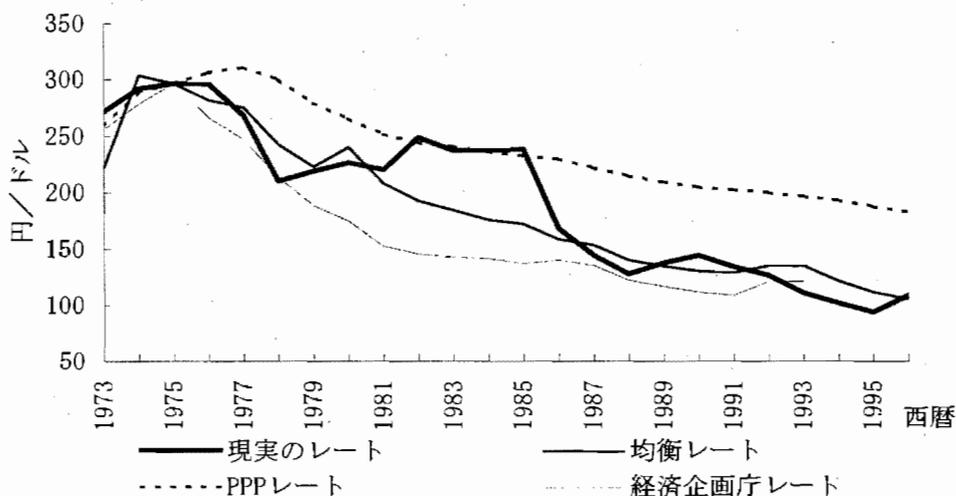
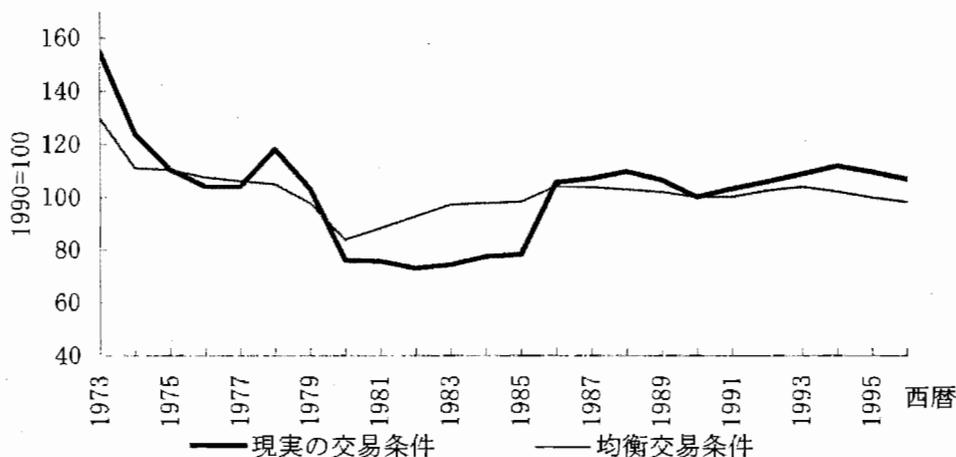


図6 均衡交易条件（1975年基準）



数を用いた。しかし、石油・天然ガスは直接投入されずに「石油・石炭製品」として投入される分も無視しえないのでその分も考慮した。つまり、

$$b = \text{「石油・天然ガス」の投入係数} \\ + \text{「石油・石炭製品」の投入係数} \\ \times \text{「石油・石炭製品」の「石油・天然ガス」の投入係数}$$

として計測した。原料の相対価格については、日本経済新聞社の「通関原油価格」を ILO の *Labor Statistics Year Book* から採ったアメリカ製造業の男子の賃金（ドル/時間）に為替レート（年平均値）をかけたもので除した。

以上のデータを用いて、1975 年を基準時点としたモデルの示唆する均衡為替レートと均衡交易条件の動きを示したのが図 5 および図 6 である¹⁷。また為替レートには比較のために消費者物価指数で計算した単純な PPP レート、経済企画庁（1994）で推計されている吉川（1992；第 6 章）に基づいて計算された均衡為替レートも併せて示した¹⁸。グラフの数値は表 1 に記載されている。

本稿のモデルの示唆する均衡為替レート・交易条件は、現実の動きをかなりうまくフォローしている。マネタリーな要因を反映した単純な PPP も趨勢的には円高傾向を捉えているが、一貫して上方に乖離している。この時期に日本の相対的な生産性が上昇していたので、実物的な要因による増価圧力が重要な役割を果たしていたのである。一方、経済企画庁の推計はわれわれの推計に比べ円高方向に計測されている。その大きさは最大で 80 年前後の約 40%、93 年時点でも約 10%の乖離を示している。上で見たように生産性の上昇は交易条件の悪化を通して減価圧力ももつが、経済企画庁の推計は交易条件を外生としたために円高傾向が強調されたのである。表 2 は均衡為替レートの変化を要因別に分解した結果である。名目的な要因に加え、相対的な生産性の上昇が均衡為替レートを長期的に増価させてきたことが分かる。生産性の変化が大きいと、消費財の相対価格も大きく変化するので、交易条件と為替レートを同時体系で考慮することの重要性が増すとと言える。

交易条件についても、トレンドはうまく捉えている。実際の貿易構造は Product Life Cycle（プロダクトライフサイクル）理論などでも強調されるように、新製品

¹⁷ パラメータとして、日本と外国の消費財間の代替の弾力性（ ϵ ）、外国のサイズ（ S ）および α/β が必要であるが、それぞれ 4、10、4 とした。ただし、同様の水準の範囲において変化させても定性的な結論は維持できる。

¹⁸ 経済企画庁の計測では 1973 年が基準年になっているので、1975 年に現実値と等しくなるように基準の変更を行っている。

表1 均衡為替レートの水準 (円/ドル)

	現実値	推計値	PPP	経企庁推計
1973	271.7	222.1	258.6	255.7
1974	292.1	303.8	289.5	278.3
1975	296.8	296.8	296.8	296.8
1976	296.6	281.8	306.6	266.6
1977	268.5	275.7	311.2	247.4
1978	210.4	242.8	300.2	213.8
1979	219.1	223.0	279.6	188.8
1980	226.7	240.4	265.4	175.1
1981	220.5	208.6	252.0	152.6
1982	249.1	192.9	244.3	145.8
1983	237.5	184.7	240.8	142.9
1984	237.5	176.1	236.4	141.7
1985	238.5	172.3	232.8	137.4
1986	168.5	158.8	229.8	140.3
1987	144.6	153.9	222.0	135.8
1988	128.2	140.4	215.0	122.5
1989	138.0	134.7	209.5	116.9
1990	144.8	130.5	205.0	111.7
1991	134.5	129.3	203.2	108.8
1992	126.6	135.6	200.4	121.5
1993	111.2	135.3	197.2	121.6
1994	102.2	121.8	193.6	-
1995	94.1	111.8	188.1	-
1996	108.8	105.4	183.1	-

の投入などダイナミックな変化をしている。しかし、ここで見たような単純な生産・需要構造でも長期的な変化は捉えられるのである。

さらに、モデルで想定される「均衡」原料の輸入シェアが、現実の鉱物性燃料の輸入シェアの変動をどの程度説明しているかを見たのが図7である。これを見るとモデルのシェアがうまく現実をフォローしているようである。モデルの仮定に立ち戻って考えてみると①少なくとも短期的には原料の投入係数は固定的であり②原料に対する日本の価格弾力性がきわめて小さい、と言えるであろう。国内に鉱物資源を持たず加工貿易を行う日本にとって、原油などの原料品の価格変動は重要性が非常に高く、原料に関しては受動的な貿易構造なのである。

また為替レートと同様に均衡交易条件の動きを要因別に分解したものが表3である。交易条件に関して、短期的な変動は主に原料価格の変動によっており、日本の

交易条件は原料が決定していると言う議論をサポートするようである。しかし、長期的にトレンドを決定しているものは相対的な生産性なのである。言い換えるならば、短期的には外生的な要因で変化しているように見える交易条件も、長期的には経済的な要因で決まる内生変数なのである。

最後に現実の為替レート・交易条件と本稿での均衡水準との関係を考える。長期的な動きを捉えている均衡水準も、短期的は十分に動きを捉えられていない。短期的な為替レートに関しては、アセットアプローチが有力な議論であり、深尾他（1999）でもアセットアプローチが為替レートの動きをうまく捉えていると主張されている。

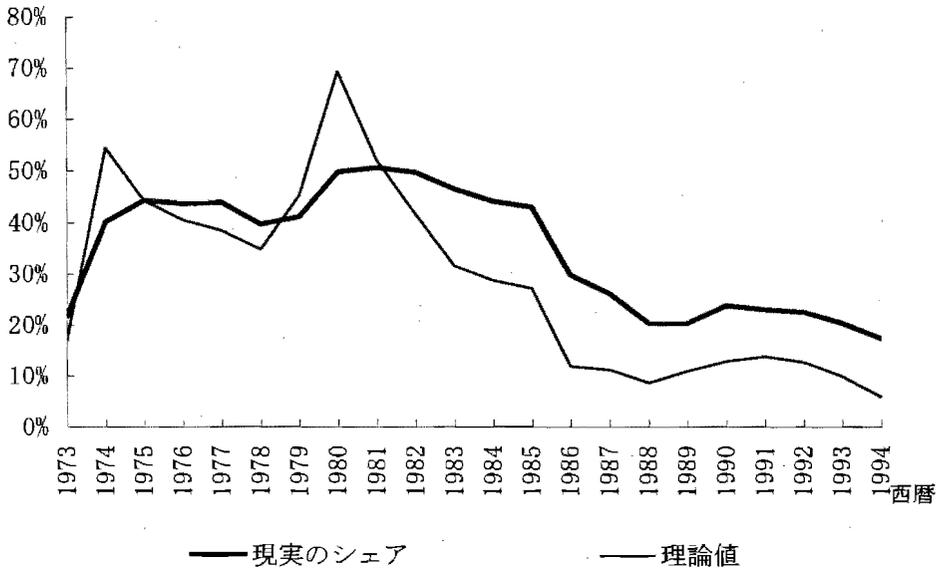
為替レートが長期的な均衡から乖離している場合、交易条件はどのように動くであろうか。

交易条件は同一通貨に換算した輸出財と輸入財の相対価格であり、実物的な要因に変化がなく為替レートのみが均衡水準から乖離するなら、交易条件も均衡水準から乖離する。実際の為替レートは80年以後86年頃まで均衡レートと比較して大幅に円安に乖離している。同時期に交易条件も均衡から悪化する方向に乖離している。

表2 均衡為替レートの変化の要因別寄与度分解

	生産性格差	燃料装備率	オイル価格	名目物価水準	合計
1975	-6.79%	-1.25%	-0.23%	3.32%	-5.05%
1976	-2.70%	-0.89%	-0.07%	1.49%	-2.18%
1977	-7.55%	-0.14%	-1.20%	-3.52%	-11.93%
1978	-8.26%	2.07%	5.15%	-6.88%	-8.14%
1979	-4.38%	0.97%	17.45%	-5.06%	7.81%
1980	4.11%	-12.77%	1.40%	-5.07%	-13.26%
1981	2.33%	-3.56%	-3.71%	-3.02%	-7.49%
1982	3.72%	-3.47%	-3.36%	-1.44%	-4.26%
1983	-1.37%	-0.14%	-1.38%	-1.85%	-4.64%
1984	0.24%	0.08%	-0.96%	-1.53%	-2.17%
1985	1.64%	-3.89%	-5.95%	-1.28%	-7.82%
1986	0.68%	-0.68%	0.31%	-3.41%	-3.14%
1987	-4.67%	-0.35%	-0.91%	-3.15%	-8.75%
1988	-2.78%	1.13%	0.13%	-2.53%	-4.03%
1989	-2.04%	-0.17%	1.29%	-2.16%	-3.14%
1990	-0.56%	1.15%	-0.52%	-0.86%	-0.90%
1991	7.21%	-0.39%	-0.47%	-1.38%	4.81%
1992	3.03%	-0.96%	-0.67%	-1.60%	-0.19%
1993	-6.53%	-1.61%	-0.50%	-1.83%	-9.96%
1994	-5.98%	0.29%	0.19%	-2.84%	-8.20%
1995	-3.69%	0.12%	0.43%	-2.65%	-5.72%

図7 鉱物性燃料の輸入シェア (1975年基準)



そこで、短期的な均衡値からの乖離がどのような関係を持つかを見る。各年の為替レートと交易条件の均衡水準からの乖離をプロットしたものが図8である。さらに、異常値と思われる73年を除く22年間で、交易条件からの乖離を為替レートの均衡水準からの乖離に回帰してみると、

$$\text{均衡交易条件からの乖離} = 1.12 - 0.35 \times \text{均衡為替レートからの乖離}$$

(0.99) (-8.59)

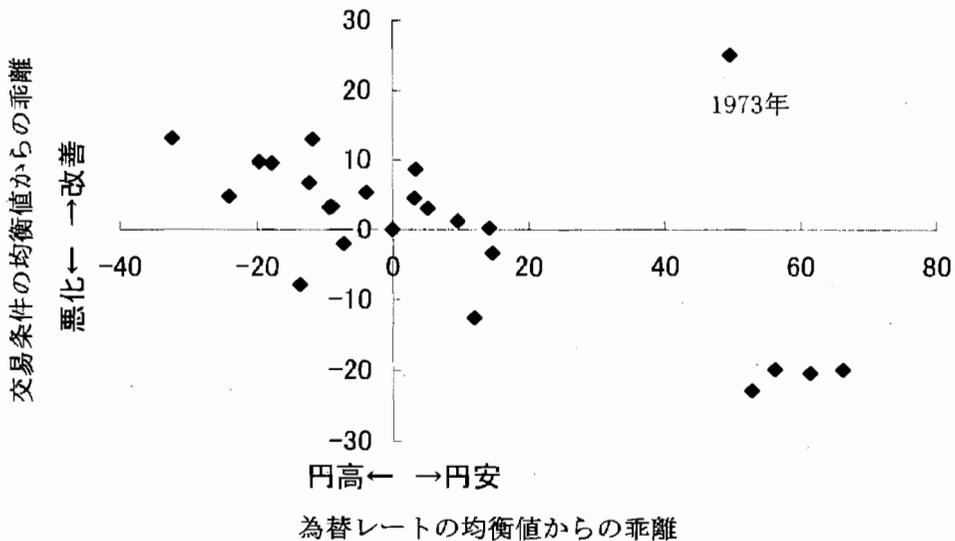
となる。ただしカッコ内はt値である。これはほぼ原点をとおる負の効果が有意に見られるということである。為替レートが均衡よりも円高であれば交易条件は均衡より良好な方向に乖離し、逆は逆になる。短期的に為替レートがアセットアプローチなどの論理で決定しているなら、短期的には為替レートから交易条件へという因果関係があると言える。

均衡交易条件の動きを見ると、80年の第2次石油危機で大幅に悪化して以後、85・86年までの間に急激に改善していることが読み取れる。現実のデータが86年まで石油危機のショックを維持しているのと対照的である。一方で、為替レートが同時期に均衡水準より円安方向に乖離が見られる。プラザ合意以後急激に為替レート・交易条件が均衡水準へ回帰している事実と考え合わせ、この時期の均衡からの乖離によって80年代の前半は日本の輸出産業にとって有利な状況が作り出されていたと考えられる。この時期に輸出が急激に拡大した事実と考え合わせると興味深い。

表3 均衡交易条件の変化の要因別寄与度分解

	生産性格差	燃料装備率	オイル価格	外国生産性	合計
1975	-2.00%	0.00%	0.20%	-0.82%	-2.57%
1976	-0.79%	0.02%	0.06%	-0.59%	-1.27%
1977	-2.25%	0.01%	1.08%	0.10%	-1.15%
1978	-2.56%	0.01%	-4.40%	0.34%	-6.71%
1979	-1.20%	-0.14%	-13.19%	0.37%	-14.15%
1980	0.72%	5.61%	-1.20%	-0.61%	5.14%
1981	0.49%	1.63%	3.52%	-0.36%	5.04%
1982	0.89%	1.45%	3.23%	-0.48%	4.83%
1983	-0.37%	0.05%	1.31%	-0.45%	0.52%
1984	0.07%	-0.03%	0.92%	-0.39%	0.57%
1985	0.46%	1.31%	6.00%	-0.20%	6.12%
1986	0.22%	-0.06%	-0.30%	-0.36%	-0.43%
1987	-1.53%	0.01%	0.89%	-0.13%	-0.83%
1988	-0.92%	0.15%	-0.13%	-0.03%	-0.97%
1989	-0.67%	-0.02%	-1.23%	-0.14%	-2.00%
1990	-0.18%	-0.14%	0.51%	-0.15%	0.10%
1991	2.24%	0.03%	0.46%	-0.28%	2.45%
1992	0.96%	0.05%	0.65%	-0.19%	1.42%
1993	-2.17%	-0.04%	0.49%	0.08%	-1.84%
1994	-2.02%	0.04%	-0.19%	0.00%	-2.17%
1995	-1.23%	0.01%	-0.42%	0.00%	-1.65%

図8 為替レート・交易条件の均衡からの乖離



4. 結論

本稿では日本の為替レート・交易条件について決定メカニズムに関して簡単なモデルを提示することで考察を行った。そこで繰り返し主張してきたことは、交易条件と為替レートは独立な経済変数であるということであった。本稿で特に注目したのは、生産性要因である。生産性が為替レート、交易条件の相互依存関係を規定しているのである。

交易条件のデータの概略を紹介した中で重要なファインディングは、生産性上昇の重要な要因が製品差別化、高付加価値化にあるという事実であった。モデル分析による結論は、日本の為替レート・交易条件の長期的な決定要因の一つは日本の生産性向上であるという点であった。この両者を踏まえると、製品差別化の成否が今後の為替レート・交易条件の変動の大きな決定要因であると言える。

為替レートを考える際には短期・中期・長期の視点が重要であると古くから指摘されてきた（伊藤 1985；小宮 1999）。しかし、特に長期においては、為替レート・交易条件は相互依存的な関係を持っており、より本源的な要因に議論を掘り下げる必要がある。

われわれのモデルは静学モデルであり貿易均衡を前提にして議論を進めてきた。しかし、伝統的な交易条件の議論はいわゆるトランスファー問題と呼ばれる問題を中心に進められてきている。今後の課題として、貿易収支が均衡しない動学的な経済における為替レート・交易条件の決定要因を探ることとしたい。その際には資本移動などの要素も十分に考慮することになるだろう。

参考文献

- 伊藤元重（1985）「貿易構造と為替レート：長期の為替レート決定メカニズム」、『経済学論集』（東京大学）51巻1号、62-75。
- 宇南山卓・本西泰三（1999）「実質為替レート理論と実証：展望」、『フィナンシャルレビュー』48号、13-29。
- 経済企画庁編（1994）『年次経済報告 平成6年版』大蔵省印刷局。
- 小宮隆太郎（1999）『日本の産業・貿易の経済分析』東洋経済新報社。

- 白塚重典 (1998) 『物価の経済分析』東京大学出版会.
- (1999) 「物価指数の計測誤差と品質調整手法: わが国のCPIからの教訓」、*IMES Discussion Paper Series No. 99-J-26*.
- 通商産業省編 (1997) 『通商白書 平成9年版』大蔵省印刷局.
- 深尾光洋 他 (1999) 「為替レート変動と企業のバランスシート調整」、*日本経済研究センター金融研究班報告書 日本金融研究 No.1*.
- マッキノン R・大野健一 (1998) 『ドルと円』日本経済新聞社.
- 吉川洋 (1987) 「均衡円・ドルレートについて」『フィナンシャルレビュー』5号、20-37.
- (1992) 『日本経済とマクロ経済学』東洋経済新報社.
- (1999) 「均衡為替レート」『フィナンシャルレビュー』48号、1-12.
- Balassa, Bela (1964) "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal," *Journal of Political Economy* 72, pp. 584-96.
- Canzoneri, Matthew B., Robert E. Cumby, and Behzad Diba (1996) "Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in Long-run: Evidence for a Panel of OECD Countries," *NBER Working Paper* No. 5677.
- De Gregorio, Jose and Holger Wolf (1994) "Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate," *NBER Working Paper* No. 4807.
- Dornbusch, Rudiger (1987) "Purchasing Power Parity," in John Eatwell, Murry Milgate, and Peter Newman eds., *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, London: MacMillan; New York: Stockton Press pp. 1075-85.
- , Stanley Fischer, and Paul A. Samuelson (1977) "Comparative Advantage, Trade, and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods," *American Economic Review* 67, pp. 823-39.
- Edwards, Sebastian (1989) *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment*, Cambridge, Mass.
- Froot, Kenneth A. and Kenneth Rogoff (1995) "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates," in G. Grossman and K. Rogoff, eds. *The Handbook of international Economics* Vol. 3, Amsterdam: Elsevier Press.
- Ito, Takatoshi, Peter Isard, and S. Symansky (1999) "Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis in Asia," in T. Ito and A. O. Kruger eds. *Changes in Exchange Rates in Rapidly Developing Countries*, Chicago: The University of Chicago Press.

- Mendoza, Enrique G. (1995) "The Terms of Trade, Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations," *International Economic Review* 36, pp. 101-37.
- Obstfeld, M. and Kenneth Rogoff (1996) *Foundations of International Macro Economics*, Massachusetts: MIT Press.
- Rogoff, Kenneth (1996) "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature* 34, pp. 647-68.
- Samuelson, Paul A. (1964) "Theoretical Notes on Trade Problems," *Review of Economics and Statistics* 46, pp. 145-54.
- Unayama, Takashi (1999) "Terms of Trade and Real Exchange Rates: The Balassa-Samuelson Model Reconsidered," *mimeo*.
- Yoshikawa, Hiroshi (1990) "On the Equilibrium Yen-Dollar Rate," *American Economic Review* 80, pp. 576-83.