

# 人民元の均衡実質為替レートの推計

しみず さとし  
清水 聡

はじめに  
先行研究  
モデル  
説明変数の選定  
データ  
推計方法と推計結果およびその解釈  
結論  
補論 被説明変数を変更した場合の分析

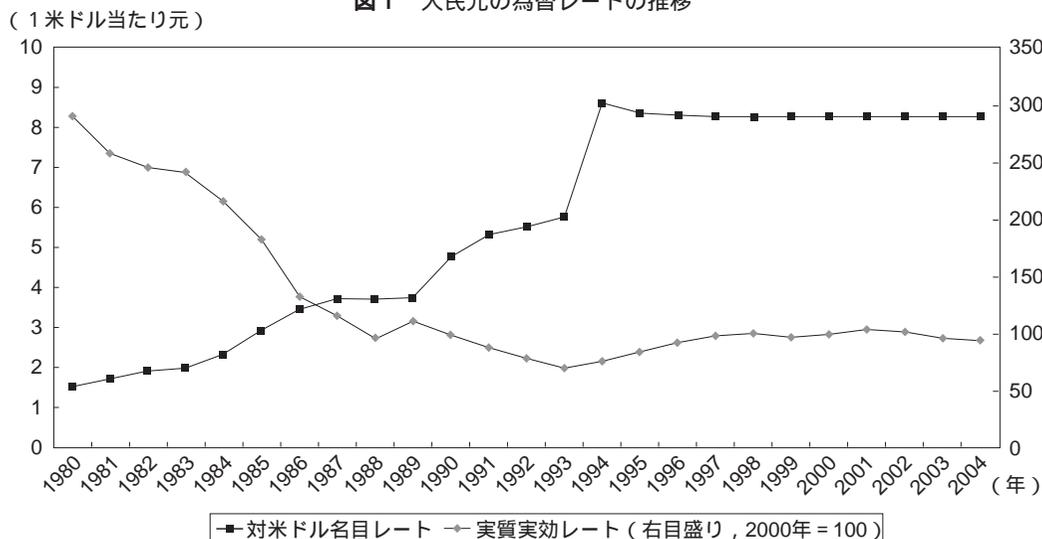
てきた(図1)。この間、中国では年平均10パーセント近い高成長が続き、世界経済におけるプレゼンスは急速に拡大した。また、経常収支と資本収支の和が黒字である状態が継続し、外貨準備が大幅に増加している(表1)。

このような状況を背景に、人民元は割安であり、将来の切り上げは不可避であると主張されるようになった。例えば、黒田(2004, 46)は以下のように述べている。「過去10年にわたって中国が9パーセントの高度成長を続け、1996年以来物価も安定していることが、通貨の大幅な過小評価につながっていることは間違いない。

## はじめに

中国の為替レートは、1995年半ば以降、2005年7月に約2パーセントの切り上げが実施されるまで、1米ドル=約8.3元に固定され

図1 人民元の為替レートの推移



(出所) IMF( various issues )。

表1 国際収支と外貨準備の推移

(百万ドル)

|        | 1998年   | 1999年   | 2000年   | 2001年   | 2002年   | 2003年   | 2004年   |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 経常収支   | 31,472  | 15,667  | 20,518  | 17,405  | 35,422  | 45,875  | 68,659  |
| 貿易収支   | 46,614  | 36,207  | 34,474  | 34,017  | 44,167  | 44,652  | 58,982  |
| 輸出     | 183,529 | 194,716 | 249,131 | 266,075 | 325,651 | 438,270 | 593,393 |
| 輸入     | 136,915 | 158,734 | 214,657 | 232,058 | 281,484 | 393,618 | 534,410 |
| サービス収支 | 2,777   | 7,510   | 5,600   | 5,931   | 6,783   | 8,573   | 9,699   |
| 所得収支   | 16,644  | 17,974  | 14,666  | 19,173  | 14,945  | 7,838   | 3,523   |
| 経常移転収支 | 4,279   | 4,944   | 6,311   | 8,492   | 12,984  | 17,634  | 22,898  |
| 資本収支   | 6,322   | 7,641   | 1,923   | 34,775  | 32,341  | 52,774  | 110,660 |
| 直接投資   | 41,117  | 36,978  | 37,483  | 37,356  | 46,790  | 47,229  | 53,131  |
| 流出     | 2,634   | 1,775   | 916     | 6,884   | 2,518   | 152     | 1,805   |
| 流入     | 43,751  | 38,753  | 38,399  | 44,241  | 49,308  | 47,077  | 54,936  |
| 証券投資   | 3,732   | 11,234  | 3,991   | 19,405  | 10,343  | 11,427  | 19,690  |
| 流出     | 3,830   | 10,535  | 11,307  | 20,654  | 12,095  | 2,983   | 6,486   |
| 流入     | 98      | 699     | 7,317   | 1,249   | 1,752   | 8,444   | 13,203  |
| その他投資  | 43,660  | 18,077  | 31,534  | 16,879  | 4,106   | 5,882   | 37,908  |
| 流出     | 35,041  | 24,394  | 43,864  | 20,813  | 3,077   | 17,922  | 1,980   |
| 流入     | 8,619   | 3,854   | 12,329  | 3,933   | 1,029   | 12,040  | 35,928  |
| 誤差脱漏   | 18,902  | 14,656  | 11,748  | 4,856   | 7,504   | 18,422  | 27,045  |
| 総合収支   | 6,248   | 8,652   | 10,693  | 47,325  | 75,217  | 117,023 | 206,364 |
| 外貨準備残高 | 144,959 | 154,675 | 165,574 | 212,165 | 286,400 | 403,250 | 609,932 |

(出所) 国家統計局(2005)

その過小評価の程度についてのエコノミストたちの考え方は分かれているが、30～40パーセントのオーダーで過小評価されている可能性がある。また、Goldstein(2003)は、中国の外貨準備が増加していることを根拠に、人民元は過小評価であると判断している。その程度は15～25パーセントであり、この数値は、貿易モデルを用いて中国の国際収支が均衡するような為替レートを求める、あるいは米国の経常収支の赤字が維持可能なレベルまで減少するような為替レートを求めることにより得られるという。しかし、この計算結果が一致すると主張している点に疑問が残る。

このように、人民元の適正水準については、計算根拠を明確に示すことなく議論している例が散見される。そこで本稿では、為替レートの水準が適正かについて、均衡実質実効レートを推計することにより検証を試みる。為替レートの水準を評価する方法の中で、本稿では誘導式モデル(Estimated Reduced-Form Exchange Rate Models)を用いる。これは、実質為替レートの動きを複数の経済ファンダメンタルズ要因によって説明しようとする手法である。この手法による先行研究はいくつかあるが、そのなかには説明変数の選択の根拠を十分に説明していないものもあるため、本稿では背景となる経

済モデルを詳細に示した上で、説明変数とモデルの対応を明確にすることを心がけた。また、本稿の説明変数の組み合わせは先行研究とは異なっており、その意味でも本稿は新たな研究成果と位置付けられる。さらに、先行研究には対外均衡のみを考慮したものも多いが、本稿のモデルは国内均衡と対外均衡の双方を考慮に入れた一般均衡モデルであり、より包括的な分析枠組みになっているといえる。

加えて、中国の均衡実質為替レートに関する研究成果は必ずしも多いとはいえない。したがって、先行研究に本稿の分析結果を付け加える意義は大きいと考えられる。

まず、中国の為替政策の推移を概観しておく<sup>(注1)</sup>。中国は、1981年に、自主貿易に適用するレートと計画貿易に適用する公定レートを併用する二重レート制に移行した。1985年に前者は廃止されたが、外貨留保制度(企業が輸出で獲得した外貨を政府に売却せず、一部保有することを認める制度。貿易取引の拡大を目指して1979年に導入された)の適用拡大とともに、主要都市に設立された「外貨調整センター」において企業間の外貨売買が行われるようになった。この市場レートと公定レートの二重レート制が存続し、1980年代後半には、貿易赤字の拡大などにより市場レートはほぼ一貫して下落した。

計画貿易の縮小により公定レートの意義が失われたこともあり、1994年初めに、公定レート(93年末1ドル=5.8元)を市場レート(93年末1ドル=8.7元)に合わせる形で為替レートが統一された。形式的には公定レートを33パーセント切り下げたが、公定レートでの取引は全体の2割程度に縮小しており、実質的には7パーセント程度の切り下げであった。

同時に、外貨留保制度が廃止され、外貨集中制度に移行した。また、1994年中に、人民銀行傘下の外貨取引センター(China Foreign Exchange Trading System)が全国統一の外国為替市場として上海に設立された。この結果、外貨調整センターは存在意義を失い、1998年に閉鎖された。

1995年半ば以降、為替レートは1ドル=約8.3元に固定された状態が続いたが、2005年7月に約2パーセント切り上げられて1ドル=8.11元となった。また、1996年12月のIMF8条国移行により経常取引は自由化されたが、資本取引には多くの規制が残されている。

本稿の構成は以下の通りである。第 節においては、為替レートの適正水準を評価する方法について述べた後、先行研究のレビューを行う。第 節においては、分析の枠組みとなるモデルを示す。第 節では均衡実質為替レートの説明変数となるファンダメンタルズ要因について述べ、第 節ではデータの入手方法を説明する。第 節では、推計方法と推計結果およびその解釈を示す。第 節では、結論とそのインプリケーション、今後の課題などについて述べる。本稿の分析から、近年、人民元の実質実効レートが10～15パーセント程度過小評価となっている可能性があるという結論が得られた。この結論を前提とすれば、現在よりも柔軟な為替制度を採用することにより、資本取引自由化の前提条件を整備することができるだけでなく、為替レートの適正水準を実現することも可能となると考えられる。したがって、外国為替市場や短期金融市場の整備を推進し、対ドルレート変動幅の拡大を早急に実現することが望まれる。

## 先行研究

### 1. 為替レートの適正水準を評価する方法

為替レートの適正水準を評価することは容易ではなく、Wang (2004) はこの点につき以下のようにコメントしている。「為替レートの決定要因は複雑であり、その変動をモデル化することは難しい。均衡為替レートを決定することは、さらに難しい。途上国では、経済の構造変化により変数間の関係が不安定になることが困難を増幅させる。中国の場合も、推定方法により異なる結果が得られる上に、いずれの結果も不確実性をともなっている。」

為替レートの水準を評価する際に利用されるもっとも一般的な概念は、購買力平価 (PPP: Purchasing Power Parity) である。これには、絶対的購買力平価と相対的購買力平価がある。前者は、貿易財 (国際的に取引される財) について一物一価の法則が成り立つ (同じ商品は世界中で同じ価格で取引される) と仮定し、名目為替レートが各国の物価水準の比率に等しくなるとするものである。

しかし、絶対的購買力平価の算出は困難であるため、この関係を変化率に置き換えた相対的購買力平価の概念が用いられる。これは、名目為替レートの変動が各国の物価上昇率を正確に反映するという考え方であり、これによれば「 $1 + \text{自国通貨建て名目為替レートの減価率}$ 」=「 $1 + \text{自国の物価上昇率}$ 」/「 $1 + \text{外国の物価上昇率}$ 」となる。名目為替レートが均衡水準にある年を基準年として算出した各年の名目レートを、均衡レートと考える。

相対的購買力平価が成り立つ場合には、実質

為替レートは一定となる<sup>(注2)</sup>。しかし、実際には、実物経済を含めたさまざまな要因から、実質為替レートは変化する。長期的には購買力平価が成り立つとしても、短期的、中期的には乖離が発生すると考えられる。したがって、均衡レートについて考える場合にも、購買力平価の概念に加えて、実質為替レートに影響を与える要因を考慮に入れるべきである。

実物経済の要因を考慮して均衡為替レートを求める手法として、第1にマクロ経済均衡アプローチ (Macroeconomic Balance Approach) がある。この手法では、経済の国内均衡と対外均衡を同時に満たす均衡為替レート (FEER: Fundamental Equilibrium Exchange Rate と呼ばれる) を求める。

具体的には、国内均衡に対応した経常収支と、対外均衡を決定する長期的なISバランスが等しくなるような実質実効為替レートを、均衡レートとみなす。この場合、経常収支の説明変数は、国内均衡 (完全雇用、低インフレ) を反映した各国の国民所得と実質実効為替レートであり、ISバランスの説明変数は、経済の発展段階、人口構成、財政収支、需給ギャップ、世界金利などである。

この手法によって求められる均衡レートは一時点の「望ましい」為替レートであり、静態的な分析手法である。また、経常収支の算出において、輸出入の為替レートに対する弾力性など、多くの仮定を置く必要がある。長期的なISバランスの算出においても同様である。したがって、推計にはかなりの手間がかかり、均衡レートの推計値にもある程度の誤差が生じる可能性がある。

実物経済の要因を考慮する手法として、第2

に誘導式モデルがある。これは、実質為替レートと、それに影響を与える複数のファンダメンタルズ変数の間に存在する長期的な関係を時系列分析によって導出し、単一の式（誘導式）で表す手法である。この式において、長期的に安定した（sustainableな）ファンダメンタルズ変数の値に対応する為替レートを、均衡レート（BEER：Behavioral Equilibrium Exchange Rate と呼ばれる）と考える。

この手法による研究成果は、多数存在する。実際の実質為替レートの推移から均衡レートを導出する点で若干の問題はあるが、開放マクロ理論における長期均衡関係を時系列分析の代表的な手法である共和分分析によって直接実証することができるため、ある程度有効な方法とみなされる。そこで、本稿では誘導式モデルを用いた分析を行う。具体的な分析枠組みは、Hinkle and Montiel（1999）の6章および10章で説明されているモデルを3財モデルとした上で、資本の不完全移動を考慮して修正したものに従う。

なお、為替レートの短期的な適正水準を決定する方法として、アセット・アプローチがある。これは、自国通貨建て資産への投資の収益率と、外貨建て資産への投資の自国通貨建ての収益率との比較により、為替レートの水準を判断しようとするものである。これらの収益率の間にある関係を典型的な形で示すと、自国通貨建て金利 = 外国通貨建て金利 + 為替レートの期待変化率 + リスク・プレミアム、となる。内外資産が完全に代替的であれば、リスク・プレミアム = 0 となり、カバーなしの金利平価が成立することになる。しかし、中国の場合には、国内の金利の自由化が完了していないことや厳格な資本

取引規制が存在することなどを考慮すれば、自国通貨建て資産と外貨建て資産の間で裁定取引が行われる環境が整備されているとはいえず、アセット・アプローチの適用は不適當であろう。

## 2．先行研究のレビュー

均衡為替レートの算出方法については、上記のほかにもいろいろな方法が考案されており、それらの紹介を行っている文献としてWilliamson（1994）、Hinkle and Montiel（1999）などがある。多様な算出方法を紹介した上で、前者はマクロ経済均衡アプローチを、後者は誘導式モデルをより有効な手法と考えているように思われる。また、Edwards and Savastano（1999）はこれら2つの手法を用いた論文のサーベイを行っているが、いずれの手法も不完全であり、改善の余地があるという認識を示している。

MacDonald（1997）およびClark and MacDonald（1998）は、誘導式モデルにより米ドル、日本円、ドイツマルクの水準に関する分析を行ったものである。アジア諸国に関しては、Montiel（1997）がインドネシア、マレーシア、フィリピン、シンガポール、タイの5カ国について、1960～94年の年次データによる分析を行っている。Kasajima（2003）も、タイに関する分析である。

中国に関する分析は、多いとはいえない。これは、データの入手が困難であることによると思われる。いくつかの例をみてみたい。第1に、Xiaopu（2002）は、説明変数として世界銀行のデータに基づく交易条件（輸出価格指数 / 輸入価格指数）、開放度（輸入 / GDP）、政府消費 / GDP、の年次データを用いた分析（1980～99年）と、GDP（生産性上昇の代理変数）、マネーサプライ、対外純資産（IMFのIFS [Inter-

*national Financial Statistics* ] による), 貿易黒字 ( 交易条件の代理変数 ) の季節調整済み四半期データをを用いた分析 ( 1984 年第 1 四半期 ~ 99 年第 4 四半期 ) を行い, 2 つの分析から相互に類似した均衡為替レートの推移が得られたことや, 分析結果が実際に起きたこと ( 為替レートの過大評価あるいは過小評価とその背景にある経済事象 ) に合致すると考えられることを述べている。ただし, 四半期データの入手方法は十分に明らかにされていない。この分析によれば, 最新の分析期間である 1997 ~ 99 年頃には, 10 パーセント前後の過大評価が生じていることになる。

第 2 に, Zhang ( 2001 ) は, 説明変数として実質投資 ( 技術進歩の代理変数 ), 名目政府消費 ( 財政政策の効果を示す ), 輸出増加率 ( 交易条件の代理変数 ), 開放度 ( [ 輸出 + 輸入 ] / GDP ) の年次データを用いた分析 ( 1952 ~ 97 年 ) を行い, 改革開放以前は過大評価であった実質為替レートが, 1978 年以降はしばしば過小評価になっていると指摘している。

第 3 に, Wang ( 2004 ) は, 説明変数として中国の「消費者物価指数 / 生産者物価指数」を貿易相手国の同様の変数で割ったもの ( 生産性上昇の代理変数 ), 対外純資産, 開放度 ( [ 輸出 + 輸入 ] / GDP ) の年次データを用いた分析 ( 1980 ~ 2003 年 ) を行い, 1994 ~ 98 年の実質実効レートはほぼ均衡水準にあったが, 99 年以降, やや過小評価となったことを示している。ただし, 過小評価の程度は小さく, 概ね 5 ~ 7 パーセント程度である。また, この分析では, 1987 年以降に構造改革や貿易自由化が本格化したことを考慮して, ダミー変数を用いている。

第 4 に, Funke and Rahn ( 2004 ) は, 説明変数として中国の「消費者物価指数 / 卸売物価

指数」を貿易相手国の同様の変数の加重平均で割ったもの ( 生産性上昇の代理変数 ) と対外純資産 ( 経常収支を累積することにより算出 ) の四半期データを用いた分析 ( 1994 年第 1 四半期 ~ 2002 年第 4 四半期 ) を実施した<sup>(注3)</sup>。彼らが示したいいくつかの分析結果によれば, 近年の人民元の過小評価の程度は, 概ね 5 ~ 15 パーセント程度となっている。この結果に基づき, 筆者は, 当面の望ましい制度変更を 8 ~ 12 パーセント程度の切り上げ, 3 ~ 5 パーセント程度の変動幅の採用, 米ドル・円・ユーロの 3 通貨によるバスケットベッグの採用であるとしている。ただし, 中国は豊富な労働力を有するため, 人民元の切り上げが対外競争力に及ぼす影響は短期的なものにとどまると付け加えている。

第 5 に, 白井 ( 2004 ) は, 誘導式モデルによる分析を含む多くの先行研究の検討や自らの分析に基づき, 最近の実質実効為替レートの水準は「適正レートと大きく乖離していない」, 「大幅な乖離が発生していない以上, 人民元を切り上げる必要はない」としている。為替制度の変更は時期尚早であり, 当面は現在の制度を維持すべきであると述べている。

以上の先行研究の結果は必ずしも相互に一致しないが, 2000 年以降に関しては, 人民元は若干過小評価されているという認識である程度共通しているといえよう。

## モデル

本節では, 本稿が依拠するモデルについて説明する<sup>(注4)</sup>。均衡実質為替レートとは, このモデルにおいて国内均衡と対外均衡が同時に達成

されるような実質為替レートである。

### 1. 供給側

経済は貿易財部門（輸出財 [ exportables ] および輸入財 [ importables ]）と非貿易財部門から構成され、輸出財、輸入財、非貿易財の生産量はそれぞれ  $y_X$ ,  $y_M$ ,  $y_N$  で表される。輸出 = 「輸出財生産 - 輸出財消費」、輸入 = 「輸入財消費 - 輸入財生産」である。

各部門の生産は、その部門に固有の生産要素と、移動可能な労働によって行われ、労働の限界生産性は逓減すると仮定する。労働需要は、企業の利潤極大化行動の下で実質賃金が労働の限界生産物に等しくなるように決定される。したがって、輸入財で測った実質賃金を  $w$ 、輸入財の非貿易財に対する相対価格として測った実質為替レートを  $e$  とすれば、労働市場の均衡は以下の式で表される。左辺が各部門における労働需要、右辺が労働の供給を示す。

$$L_X(w/\eta) + L_M(w) + L_N(we) = L$$

$\phi$  は交易条件（輸出価格 / 輸入価格）、 $\eta$  は貿易政策を表す変数であり、次のように定義される。

$$\phi = \frac{P_X^w}{P_M^w}, \eta = \frac{1 + t_M}{1 - t_X}$$

ただし、 $\phi$  の分子は輸出財の世界価格、分母は輸入財の世界価格であり、また  $t_M$  は輸入財にかかる税率、 $t_X$  は輸出財にかかる税率（補助金の場合は負の値となる）を示す。国内における輸出財価格を  $P_X$ 、輸入財価格を  $P_M$  とすれば以下の関係が成り立つ。

$$\frac{P_X}{P_M} = \frac{\phi}{\eta}$$

労働市場の均衡に基づき、輸入財で測った実

質総生産  $y$  は、以下の式で表される。

$$\begin{aligned} x(e, \frac{\phi}{\eta}, \xi) &= \frac{\phi}{\eta} y_X \left[ L_X(w(e, \frac{\phi}{\eta}) / \frac{\phi}{\eta}, \xi) \right] \\ &+ y_M \left[ L_M(w(e, \frac{\phi}{\eta}), \xi) \right] \\ &+ y_N \left[ L_N(w(e, \frac{\phi}{\eta})e, \xi) \right] / e \dots \end{aligned}$$

ここで、 $w$  は  $e$  の減少関数、 $\phi/\eta$ （輸出財の輸入財に対する相対価格）の増加関数である。また、 $y$  は  $e$  の減少関数であり、 $\phi/\eta$  の上昇は  $y_X$  の増加と  $y_M$  および  $y_N$  の減少をもたらす。さらに、 $\xi$  は生産性に関するパラメータであり、貿易財部門と非貿易財部門の生産性上昇率の違いを示す。 の増加は、貿易財部門の生産性上昇率の方が高いことを意味する。 の増加に伴い、貿易財の生産は増加し、非貿易財の生産は減少する。

### 2. 需要側

家計部門の予算制約

モデルの需要側は、家計部門と公共部門の行動を反映したものである。家計部門は、生産活動によって得た所得を消費、貯蓄、納税のいずれかに充てる。

まず、貯蓄行動についてみると、家計部門は自らの純資産  $a$  を、債券の保有  $f_H$  または貨幣の保有  $m$  に充てる（いずれも輸入財で測ったもの）。

$$a = f_H + m$$

このうち、債券の保有  $f_H$  は、国内債券（自国通貨建て）と外国債券（外国通貨建て）に分けられる。国内債券の金利は  $i$ 、外国債券の金利は  $i^*$  であり、資本の不完全移動を仮定すると、両者の間には次の関係が成立する。

$$i = i^* + \varepsilon + x$$

$\varepsilon$  は自国通貨の減価率、 $x$  はアンカバーの金

利平価が成立しないために存在する内外金利差を示す<sup>(注5)</sup>。

ここで、 $f_H$ に関する仮定を加える。本稿では、モデル設定の過程で、家計部門と公共部門（政府と中央銀行を合わせたもの）の予算制約式を統合し、経済全体の予算制約を考える。このことは、国内債券の投資主体と発行主体の予算制約式を統合することを意味するため、国内債券の保有に関する項目は打ち消し合うことになる。したがって、以下では単純化のために $f_H$ はすべて外国債券であると仮定する<sup>(注6)</sup>。公共部門の保有する債券（ $f_c$ ）に関しても、同様の仮定を置く。

次に、 $m$ で表された貨幣の保有は、消費活動に要するコストを減らすために行われる。消費活動に要するコスト $T$ は、消費1単位あたりのコスト $\tau$ と消費支出額 $c$ の積として、以下のよう表される。

$$T(m, c) = \tau(m/c) \cdot c; \quad \tau' < 0, \tau'' > 0$$

ただし、 $c$ は輸入財で測った消費支出の総額である。

家計部門の純資産 $a$ の増加額は、貯蓄額と、資産保有から得られる実質収入（または損失）の合計額に等しい。したがって、家計部門の予算制約式は以下の通りとなる。

$$\dot{a} = y + (i^* + \varepsilon) f_H - t - (1 + \tau) c - \pi^* a$$

右辺の第1項は生産によって得た所得、第2項は債券投資に伴う利息収入、第3項は実質納税額、第4項は取引コストを含めた消費支出の金額、第5項は国内の物価上昇による資産の目減り分を示す。ただし、 $\pi^*$ は、輸入財の自国通貨建て価格の上昇率（すなわち国内の物価上昇率）である。

家計部門の効用最大化行動

この予算制約の下で、家計部門は、輸入財の消費 $c_M$ および非貿易財の消費 $c_N$ から得られる効用を最大化しようとする。単純化のため、輸出財は国内では消費しないとする。効用の将来のフローは、一定の時間選好率 $\rho$ によって割り引かれる。

ここで、将来にわたる効用関数がCRR A (constant relative risk aversion) 型となっており、かつ2財の代替の弾力性が1であると仮定すれば、効用関数は以下のように表すことができる。

$$u(c_M, c_N) = \frac{[c_M^\theta c_N^{1-\theta}]^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

$\theta$ は消費支出全体に占める貿易財の割合を示すパラメータであり、 $\sigma$ は異時点間の代替率の逆数である。2財の代替関係がコブ=ダグラス型で定式化されることを前提とすれば、 $c_M$ と $c_N$ の比率は のように一定となり、 は のように書き替えられる。

$$c_M = \theta c, \quad c_N = (1 - \theta) c$$

$$u(c_M, c_N) = u(e, c) = \frac{\kappa [e^{1-\theta} c]^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

ただし $\kappa$ は定数である。

したがって、家計部門は、上記 の予算制約の下で、以下の式で示される生涯効用を最大化するように、消費支出額 $c$ および貨幣保有額 $m$ の経路を決定することになる。

$$\begin{aligned} & \int_0^\infty u(c_M, c_N) \exp(-\rho t) dt \\ & = \int_0^\infty \frac{\kappa [e^{1-\theta} c]^{1-\sigma}}{1-\sigma} \exp(-\rho t) dt \end{aligned}$$

この条件付き最大化問題におけるpresent-value Hamiltonianは以下のように表される。

$$H = \left( \frac{\kappa [e^{1-\theta} c]^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \lambda \dot{a} \right) \exp(-\rho t)$$

最大化問題の解を求めるには、以下の一階の条件を解く必要がある。

$$\frac{\partial H}{\partial c} = 0, \quad \frac{\partial H}{\partial m} = 0, \quad \frac{d\lambda_t \exp(-\rho t)}{dt}$$

$$= -\frac{\partial H}{\partial a_t} \lim_{t \rightarrow \infty} a_t \lambda_t \exp(-\rho t) = 0$$

このうち、2つ目の式から、 $-\tau\left(\frac{m}{c}\right) = i - x$ となる。この逆関数をとることによって、 $c$ と $m$ の間に以下のような関係があることがわかる。

$$m = h(i - x)c, \quad h' < 0$$

この式は、貨幣需要 $m$ が金利 $i - x$ と消費支出額 $c$ に依存することを示す。一方、 $c$ の時間経路は以下ようになる。

$$\dot{c} = \sigma^{-1} \left[ r + (1 - \sigma)(1 - \theta)\dot{e} / e - \frac{(i - x)h(i - x)}{1 + \tau(h(i - x)) + (i - x)h(i - x)} - \rho \right] c$$

$r$ は国内の居住者が債券を保有することから得られる実質金利であり、輸入財で測ったものである。名目金利との関係を示せば、 $r = (i^* + \varepsilon) - \pi^* = (i - x) - \pi^*$ となる。

#### 公共部門の行動と予算制約

ここでは、公共部門は政府と中央銀行を合わせたものを指す。中央銀行の機能は、予め定められた為替レートを維持するために無制限の為替介入を行うことと、政府に対して信用を供与することである。政府は、中央銀行から供与された信用と家計部門からの税収を、貿易財（輸入財）と非貿易財の購入に充てる。購入額は、それぞれ $g_M$ および $g_N$ で示される。以上の前提に基づいて、公共部門の予算制約式は以下ようになる。

$$\dot{f}_c = t + rf_c + (\dot{m} + \pi^* m) - (g_M + g_N / e)$$

左辺は公共部門が保有する債券残高の変化額であり、右辺の第1項は税収、第2項は保有する債券からの利息収入、第3項は貨幣の発行に伴う所得の増加額、第4項は政府による消費支出額を示す。

### 3. 均衡条件

均衡実質為替レートとは、国内均衡と対外均衡を同時に達成するような実質為替レートであり、これを求めるには国内均衡と対外均衡のそれぞれについて考える必要がある。

#### 国内均衡

国内均衡は非貿易財の需給均衡であり、以下の式で示される。

$$y_N(e, \frac{\phi}{\eta}, \xi) = c_N + g_N = (1 - \theta)ec + g_N$$

#### 対外均衡

この国が外国から借入れを行う場合の支払金利は、以下のように世界金利とリスク・プレミアムとの和で示される。

$$i^* = i_W + f(f) \quad f(0) > 0, \quad f' < 0$$

ただし、 $f$ は対外純債権者ポジション（international net creditor position）である。 $f$ が増加すれば $p$ は減少し、 $i^*$ が低下するという関係にある。

次に、モデルを解くために、家計部門と公共部門の予算制約式を統合する。家計部門の予算制約式は、を用いて以下のように書き替えられる。

$$\dot{f}_H = y - t + rf_H - (\dot{m} + \pi^* m) - (1 + \tau(m/c))c \quad (5')$$

これを公共部門の予算制約式と合わせ、さらに国内均衡を示すを考慮することにより、が得られる。この式は経済全体の予算制約を示すことになる。

$$\dot{f} = \frac{\phi}{\eta} y_X \left( e, \frac{\phi}{\eta}, \xi \right) + y_M \left( e, \frac{\phi}{\eta}, \xi \right) + r f - (\theta + \tau (m/c)) c - g_M$$

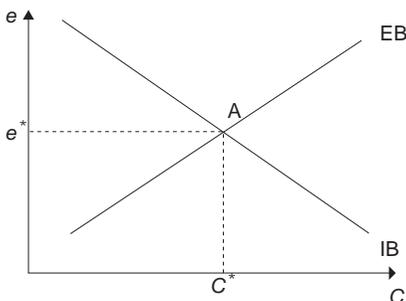
において、左辺は実質対外純債権者ポジション  $f$  の変化額を、また右辺は、輸入財で測った、インフレーション調整後の経常収支黒字額を表している。公共部門において為替介入が考慮されているため、左辺には、資本収支赤字額に加えて外貨準備増減が含まれることになる。この式は、 $f$  が時間とともにどのように変化するかを決定する。

ここで、において長期均衡では  $\dot{c} = \dot{e} = \dot{i} = \dot{x} = 0$  となることを考慮すると、 $r = \rho$  が得られる。したがって、 $i = r + \pi^* + x = \rho + \pi^* + x$  となる。これらの関係を に代入することにより、長期均衡においては以下の が成立する。この式が、長期的な対外均衡条件を示すことになる(注7)。

$$0 = \frac{\phi}{\eta} y_X \left( e, \frac{\phi}{\eta}, \xi \right) + y_M \left( e, \frac{\phi}{\eta}, \xi \right) + \rho f^* - (\theta + \tau [k(\rho + \pi^*)]) c - g_M$$

は、実質対外純債権者ポジションが均衡値に達するためには、インフレーション調整後の経常収支額がゼロにならなければならないこと

図2 長期均衡実質為替レートの決定



(出所) Hinkle and Montiel (1999, 278)  
 (注)  $e$  の上昇は、実質為替レートの減価を示す。

を示している(注8)。

国内均衡 および対外均衡 は、 $c$  と  $e$  の関係として示すことができる(図2)。国内均衡は右下がりの曲線  $IB$  により、また対外均衡は右上がりの曲線  $EB$  により示される。そして、2本の曲線の交点  $A$  において内外の長期均衡が同時に成立することになり、この点に対応する実質為替レート  $e^*$  が均衡実質為替レートとなる。

## 説明変数の選定

### 1. モデルと説明変数の関係

次に、均衡実質為替レートの説明変数となるファンダメンタルズ要因について述べる。前項のモデルにおいて、国内均衡 と対外均衡 を連立させて解くことにより、均衡実質為替レート  $e^*$  が求められる。その結果、以下のよう、と に含まれるファンダメンタルズ要因が  $e^*$  の説明変数となる。

$$e^* = e^*(g_M, g_N, \rho f(\rho + \pi^*), \xi, \phi, \eta)$$

### 2. 説明変数の変化が均衡実質為替レートに与える影響

次に、それぞれの説明変数の変化が均衡実質為替レートに与える影響について述べる。説明変数の変化がもたらす影響については、 の比較静学を行うことによって確認することができる。

政府支出 ( $g_M$  および  $g_N$ )

政府支出の構成の変化は、内外の均衡に影響をもたらす。政府の貿易財に対する支出が増加した場合には、貿易赤字が増加することになり、均衡を維持するためには実質為替レートが減価

する必要がある。(  $\frac{de^*}{dg_M} > 0$  )

一方、政府の非貿易財に対する支出が増加した場合、非貿易財の需給均衡を維持するにはその相対価格が上昇する必要がある。これは実質為替レートの増価を意味する。 $(\frac{de^*}{dg_N} < 0)$

所得収支 ( $\rho f$ )

より、所得収支 ( $\rho f$ ) が増加した場合に均衡を維持するためには  $y_T$  が減少しなければならず、実質為替レートは増価する必要がある。

$$(\frac{de^*}{dpf} < 0)$$

名目金利 ( $\rho + \pi^*$ )

名目金利の上昇は貨幣保有の機会費用を増加させるため、家計部門の貨幣保有  $m$  が減少する。これによって家計部門の消費のコスト  $\tau$  は上昇するが、前項のモデルでは、 $\tau$  の上昇は輸入財の総供給の減少として認識されることになる。したがってこの場合、均衡を維持するために実質為替レートは減価する必要がある。

$$(\frac{de^*}{d(\rho + \pi^*)} > 0)$$

生産性 ( $\xi$ )

貿易財部門の生産性上昇率が非貿易財部門を上回る場合、貿易財部門の労働需要が高まり、均衡実質賃金が上昇するとともに、貿易財の生産が増加し、非貿易財の生産が減少する。したがって、内外の均衡を維持するためには、実質為替レートが増価する必要がある。この効果は、バラサ = サミュエルソン効果と呼ばれる。

$$(\frac{de^*}{d\xi} < 0)$$

交易条件 ( $\phi$ )

交易条件が改善した場合 (=  $\phi$  が増加した場合) には、輸出財の生産が増加し、輸入財と非貿易

財の生産が減少する。このことにより、実質賃金は上昇する。

非貿易財の生産減少の影響は、貿易財部門の生産性が相対的に上昇した場合と同じであり、均衡実質為替レートは増価する。一方、交易条件の改善により、輸入財で測った貿易財の生産 (輸出財の生産と輸入財の生産の合計) は増加することになる。これも均衡実質為替レートの増価をもたらすので、交易条件の改善が全体としてもたらす影響は均衡実質為替レートの増価となる。 $(\frac{de^*}{d\phi} < 0)$

貿易政策 ( $\eta$ )

貿易政策の変更の影響は、交易条件の変化の場合と同様に考えられる。輸入税率の引き下げまたは輸出税率の引き下げ (あるいは輸出補助金の増加) によって  $\eta$  が小さくなった場合には、交易条件の改善と同じ効果があることになり、均衡実質為替レートは増価する。逆に、輸入税率の引き上げまたは輸出税率の引き上げ (あるいは輸出補助金の削減) を実施した場合には、均衡実質為替レートは減価する。 $(\frac{de^*}{d\eta} > 0)$

### 3. 資本取引規制について

中国の資本取引規制の現状

第 2 節でみたように、中国では経常収支と資本収支の和が黒字である状態が続いているが、これには資本取引規制が重要な役割を果たしていると考えられる。中国は流入を促進する一方で流出を厳しく規制した資本取引規制を続けており、このことが外貨需給バランスの供給超過をもたらす重要な要因となっているからである。したがって、均衡実質為替レートの水準を考える際にも、資本取引規制の存在を考慮すること

が必要であると思われる。しかしながら、本稿では、後述するようにサンプル数の制約から説明変数を増やすことが難しいこともあり、資本取引規制を考慮することはできなかった。また、資本取引規制を示す説明変数を作ることが容易でないことも、分析に際して障害となる。ここでは、中国の資本取引規制の現状と、これを分析に組み入れる方法について述べておく。

中国は1996年12月にIMF 8条国となり、経常取引に関する交換性 (convertibility) を実現したが、資本取引については多くの規制が残されている。対内直接投資は1970年代末から段階的に自由化され、現在では中国は世界有数の直接投資受け入れ国となった。対外直接投資についても、企業の海外進出を促進する政策が採られ始めている。

しかし、直接投資以外の資本取引の自由化は、限定的にしか行われていない。第1に、人民元建ての資本取引は原則として認められていない。金融・資本市場において、居住者と非居住者は明確に区別されており、非居住者が、国内株式市場や債券市場において人民元建ての投資や資金調達を行うことは出来ない。外貨建てのB株への投資が認められているのみである。ただし、2002年12月よりQFII (適格外国機関投資家制度) が導入され、人民元建てのA株への投資が限定的に認められることとなった。

第2に、居住者による海外での株式や債券発行および非居住者からの借り入れなどの資本流入に対しては規制が比較的緩やかであるのに対して、居住者による対外証券投資や、非居住者に対する貸し出しなどの資本流出に対する規制は厳しい。人民元によって外貨を購入し、これらの取引を行うことは認められていない。また、

人民元によって外貨を購入し、外貨預金をすることも認められていない。これらの取引は、手持ちの外貨の範囲内でしか行うことが出来ない。2006年4月、QDII (適格国内機関投資家制度) の導入が発表され、国内機関投資家による海外証券投資が認められることになった。

このように、中国の資本取引規制は資本流入よりも資本流出に対して厳しく、また非居住者による人民元の購入、および居住者による人民元の売却を伴う資本取引は制限されている。これらの規制は、資本収支の悪化の防止や、非居住者および居住者による人民元の売却に伴う為替レートの下落の防止を意図したものである。

このような規制により、資本取引は本来の姿よりも流入に偏ったとみられる。すなわち、資本取引規制が存在しなければ、資本収支の赤字が拡大し、外貨の供給超過が軽減されていたはずである。したがって、資本取引規制は均衡実質為替レートに影響を与える要因であると考えられる。

#### 資本取引規制を考慮する方法

資本取引の自由化の状況を評価する方法は、大きく分けて2つある<sup>(注9)</sup>。第1は、資本取引規制の内容を何らかのルールに基づいて数値化する方法である。各国の資本取引規制の詳細は、IMFの定期刊行物であるAnnual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (AREAER) によって把握することができる。しかし、これを数値化する方法は確立されていない<sup>(注10)</sup>。また、得られた数値を計量分析においてどのような形で取り扱うかも問題である。さらに、AREAERでは、1996年以降掲載方法が変更されており、データの連続性の点でも問題がある。

第2は、資本取引の自由化の指標として、対外資産・負債残高を用いる方法である。残高を用いるのは、資本取引のフローに比較して、ストックの方が短期的な変動に影響されにくいと考えられるためである。しかし、対外資産・負債残高を把握することは容易ではない<sup>(注11)</sup>。また、大きな問題となるのは、資本取引の大きさを決定する要因が資本取引規制のみではないことである。中国においては、経常収支に加えて資本収支も黒字が続いているが、資本収支と資本取引規制の関係を判断することは難しい。このように、資本取引規制を説明変数とするためには、多くの困難が伴うといわざるを得ない。

## データ

次に、説明変数および被説明変数の入手・算

出方法とデータソースについて述べる(表2)。改革開放により経済構造が大きく変化したと考えられるため、分析対象期間は改革開放後に限定し、1980年から2003年までとした。また、四半期データを得ることが難しいため、データはすべて年次データを用いた。

政府支出( $g_M$ および $g_N$ )

政府支出を貿易財への支出( $g_M$ )と非貿易財への支出( $g_N$ )に分けることは難しいが、政府支出あるいは投資が「個人消費+政府支出+投資」に占める比率を算出することは可能である。

政府支出は、個人消費や投資に比較して、非貿易財への支出の比率が高いと考えられる。そのような想定に基づくと、政府支出が「個人消費+政府支出+投資」に占める比率が上昇することにより、政府支出に占める $g_N$ の比率が上昇するのと同様の効果が得られると考えること

表2 被説明変数および説明変数の内容

|       |                | 変数の内容   | 情報源                           |
|-------|----------------|---|-------------------------------|
| 被説明変数 | <i>LREER</i>   | 人民元の実質実効レート(2000年=100)  | IMF ( various issues )        |
|       | <i>LOPEN</i>   | 開放度(貿易自由化の代理変数)。輸入額/名目GDP。  | IMF ( various issues )        |
|       | <i>LISHARE</i> | GDP統計ベースの投資/(個人消費+投資+政府消費)。「政府消費に占める貿易財への支出の比率」の代理変数。                                   | IMF ( various issues )        |
| 説明変数  | <i>INCOME</i>  | (サービス収支+所得収支+経常移転収支)/名目GDP。   | IMF ( various issues )        |
|       | <i>LTOT</i>    | 工業製品出荷価格指数/消費者物価指数。交易条件の代理変数。   | 国家統計局(各年)                     |
|       | <i>LHBS</i>    | 中国の1人当たり実質GDP/G7諸国の1人当たり実質GDPの平均値。各国の1人当たり実質GDPは、各年の購買力平価によって評価したもの。バラサ=サミュエルソン効果の代理変数。 | World Bank ( various issues ) |
|       | <i>KINRI</i>   | 預金金利。家計の貨幣保有の機会費用であり、消費のコストに影響する変数。   | IMF ( various issues )        |

(出所)筆者作成。

(注) *INCOME* および *KINRI* 以外は対数をとっている。すべての変数は1980年~2003年の年次データ。

ができ、実質為替レートは増価することになる。これに対し、投資は輸入品を多く用いて行われるため、個人消費や政府支出に比較して貿易財への支出の比率が高いと考えられる。したがって、投資が「個人消費 + 政府支出 + 投資」に占める比率が上昇することにより、政府支出に占める  $g_M$  の比率が上昇すると同様の効果が得られることになり、均衡実質為替レートは減価すると考えることができよう。

以上の考え方にに基づき、本稿においては *IS-HARE* (名目ベースの投資 / [個人消費 + 政府消費 + 投資]) を算出して、政府支出における貿易財への支出の比率の代理変数として用いた。

#### 所得収支 ( $pf$ )

対外均衡条件を示す  $pf$  を改めて参照すると、 $pf$  の部分を考慮する際には、経常収支の中で貿易収支以外のすべての部分を含めることが望ましいと考えられる。本稿では、「ドル建ての「サービス収支 + 所得収支 + 経常移転収支」を年間平均為替レート (名目) で人民元建てに換算し、名目 GDP で割ることにより *INCOME* ([サービス収支 + 所得収支 + 経常移転収支] / 名目 GDP) を求め、説明変数とした。

#### 名目金利 ( $\rho + \pi^*$ )

モデルに基づいて考えれば債券金利を採用することが望ましいが、データが得られないため、本稿では IFS から得られる預金金利を説明変数 (*KINRI*) として用いた。

#### 生産性 ( $\xi$ )

Hinkle and Montiel (1999) では、バラサ = サミュエルソン効果を反映する指標として、国際的に比較可能な実質 GDP が用いられている。すなわち、分析対象国の労働者 1 人当たりの実質 GDP (購買力平価ベース) を、OECD 諸国の

同様の数値で割ったものが説明変数とされている<sup>(注12)</sup>。

本稿においては、世界銀行の *World Development Indicators* を利用し、中国の 1 人当たり実質 GDP (各年の購買力平価により評価した値) を G 7 諸国の同様の数値の平均値で割ったものを説明変数 (*HBS*) とした。

#### 交易条件 ( $\phi$ )

交易条件は輸出品価格を輸入品価格で割ったものであるが、中国にはそれらのデータが存在しないため、本稿においては出荷価格指数を消費者物価指数で割ったものを説明変数 (*TOT*) とした。それぞれの指数は 1995 年 = 100 としたものを作成または入手した<sup>(注13)</sup>。

#### 貿易政策 ( $\eta$ )

貿易政策を直接測ることは難しく、貿易額に関する何らかの数値の対 GDP 比率を代理変数とする場合が多い。本稿においては、ドル建ての輸入額を年間平均為替レート (名目) で人民元建てに換算し、名目 GDP で割ったものを説明変数 (*OPEN*) として用いた<sup>(注14)</sup>。

#### 実質為替レート ( $e^*$ ) (被説明変数)

本稿では、IFS から得られる実質実効為替レート (2000 年 = 100) を被説明変数 (*REER*) として用いた。したがって、被説明変数の増加は為替レートの増価を意味する。*REER* は、人民元の名目為替レートを内外の消費者物価指数を用いて実質化したものである。実効レートを求めるための各国比率は貿易ウェイトに基づいており、中国の場合、表 3 の通りである。また、名目レートは基本的には公式レートであるが、1988 ~ 93 年に関しては、二重相場制度の存在を考慮した加重平均レートとなっている。

前述した理論モデルでは、 $e$  は「輸入財の非

表3 人民元の実効レート算出における相手国比率（IMFによる）

(%)

| 1989年以前  |       | 1990～95年 |       | 1996年以降 |       |
|----------|-------|----------|-------|---------|-------|
| 日本       | 28.85 | 香港       | 23.03 | 米国      | 27.26 |
| 米国       | 12.68 | 日本       | 19.68 | 日本      | 22.41 |
| 香港       | 9.54  | 米国       | 15.26 | ドイツ     | 7.57  |
| ドイツ      | 7.68  | ドイツ      | 8.40  | 韓国      | 7.42  |
| フランス     | 4.82  | 台湾       | 4.71  | 台湾      | 5.33  |
| イタリア     | 4.72  | フランス     | 4.67  | フランス    | 3.61  |
| 英国       | 4.23  | イタリア     | 4.29  | 香港      | 3.35  |
| オランダ     | 3.26  | 英国       | 3.68  | 英国      | 3.22  |
| ベルギー     | 2.89  | カナダ      | 2.77  | イタリア    | 3.01  |
| 韓国       | 2.83  | 韓国       | 2.65  | カナダ     | 2.74  |
| オーストラリア  | 2.57  | オランダ     | 2.29  | シンガポール  | 2.24  |
| ブラジル     | 2.19  | ベルギー     | 2.00  | オランダ    | 1.73  |
| 台湾       | 2.04  | シンガポール   | 1.93  | マレーシア   | 1.57  |
| デンマーク    | 2.00  | オーストラリア  | 1.78  | タイ      | 1.55  |
| カナダ      | 2.00  | スイス      | 1.59  | オーストラリア | 1.47  |
| シンガポール   | 1.95  | スペイン     | 1.28  | ロシア     | 1.46  |
| スペイン     | 1.38  |          |       | メキシコ    | 1.39  |
| スイス      | 1.37  |          |       | スペイン    | 1.38  |
| ニュージーランド | 1.60  |          |       | ベルギー    | 1.29  |
| アルゼンチン   | 1.41  |          |       |         |       |

（出所）IMF Statistics Department（StatisticsQuery@imf.org）への問い合わせにより入手。

貿易財に対する相対価格」と定義されており、輸入財の対内的実質為替レート（internal RER for imports）となっている。しかし、名目為替レートを内外の物価指数で調整した対外的実質為替レート（external RER）の方がより一般的である。Hinkle and Montiel（1999）の実証分析では、国内物価指標により非貿易財と輸入財を区別することが困難であるため、名目為替レートを分析対象国の消費者物価指数と（その国にとっての）外国の卸売物価指数によって調整した対外的実質為替レートが用いられている。

中国に関しては、国内の多様な物価指数のデータを入手することが難しいこともあり、本稿でも対外的実質為替レートをを用いた分析を行うこととした。一般に、対外的実質為替レートを

求める際にどのような物価指数を用いるべきかについて、コンセンサスはない。Hinkle and Montiel（1999, 72）は、「本国と外国で同種類の物価指数を用いるべきである」と述べている。

本稿では、国際機関が作成したデータであり、多くの人が入手可能であるという意味で信頼性が高いことを重視して、REERを優先して用いた。ただし、一般に実質実効レートを算出する際には、外国の卸売物価指数がしばしば用いられる。これは、消費者物価指数が非貿易財価格の代理変数と考えられるのに対して、外国の卸売物価指数は輸入財価格の代理変数と考えられるためであろう。このことを考慮し、REERの算出過程で外国の消費者物価指数の代わりに卸売物価指数を用いた被説明変数（REER2）を作

成し、補足的な分析を実施した<sup>(注15)</sup>。詳細は補論において述べる。

なお、被説明変数に対外的実質為替レートをを用いた場合、前節第2項で述べた被説明変数が対内的実質為替レートである場合と異なり、貿易政策( $\eta$ )に関し、輸入税の場合と輸出税の場合とで、その変更が均衡実質為替レートにもたらす影響は食い違うことになる。詳細は省略するが、次節の実証分析では、輸入税率の引き下げを意味する *OPEN* の増加があった場合、均衡実質為替レートは減価する。

## 推計方法と推計結果およびその解釈

### 1. 推計方法

前出の で示した均衡実質為替レート  $e^*$  と複数の説明変数の間にある長期的な関係を、以下のように線形の関係で示せると仮定する。

$$\ln e_t^* = \beta' F_t^P$$

ただし、 $F^P$  はファンダメンタルズ変数の長期的な値 (sustainable values) のベクトルである。また、 $\beta'$  は、先に示した比較静学による微係数からなるベクトルに対応する。 $e^*$  を求めるには、 $\beta$  を推計することが必要である。

説明変数の各年の値は長期的なものではなく、各年の値をさらに加工する必要があるという考え方がとられる場合もある。本稿も、このような考え方を考慮に入れた分析を併せて示した (ホドリック・プレスコット・フィルターを用いた分析、後述)。

観察されたデータに基づいて  $\beta$  を推計するには、さらに2つの仮定が必要となる。第1に、

$$\ln e_t = \beta' F_t + \omega_t \quad (21)$$

において、誤差項  $\omega_t$  が平均ゼロの定常な確

率変数であることを仮定する。第2に、均衡からの乖離をもたらすショックが発生した場合、の均衡に戻る力が働くことを仮定する。このことを  $\gamma_j$  と整合的な形で定式化すると、以下のような一般的なエラーコレクションモデルで表現される。

$$\begin{aligned} \Delta \ln e_t = & \alpha (\ln e_{t-1} - \beta' F_{t-1}) + \sum_{j=1}^p \mu_j \Delta \ln e_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^p \gamma_j' \Delta F_{t-j} + v_t \end{aligned} \quad (22)$$

ただし、 $F_t$  はファンダメンタルズ変数のベクトルであり、 $v_t$  は互いに独立した同一の分布を持つ、平均ゼロの定常な確率変数である。

以上の仮定を前提とした具体的な推計方法は、以下の通りである。被説明変数およびすべての説明変数に対して単位根検定を実施し、定常性に関する確認を行う。共和分検定により、これらの変数の間に共和分関係が何個存在するかを確認する。これらの変数によるベクトルエラーコレクションモデル (Vector Error Correction Model) を推計する。そこで得られた Cointegrating Equation を、で示された変数間の長期的な関係であると解釈する。ただし、推計におけるサンプル数の少なさを考慮し、本稿では2段階推計 (まず最小2乗法によって共和分方程式を推計し、その結果を利用してエラーコレクションモデルを推計する方法) を補完的に実施する<sup>(注16)</sup>。

すでに述べたように、被説明変数は *REER* または *REER2* であり、説明変数の候補は *OPEN*, *ISHARE*, *INCOME*, *TOT*, *HBS*, *KINRI* である。分析に際し、*INCOME* および *KINRI* 以外のすべての変数 (被説明変数を含む) については対数をとる、名称の頭に *L* を付けた<sup>(注17)</sup>。

サンプル数が少ないため、説明変数は最大5個までしか入れることができない。本稿では、できるだけ多くの説明変数を用いることを原則とした上で、説明変数のさまざまな組み合わせによる推計を実施し、係数の符号が理論通りかつ有意となることなどを条件に、望ましい組み合わせを選択した。詳細は次項で述べる。

## 2. 推計結果

### 単位根検定

まず、変数の定常性を確認する必要がある。そこで、すべての被説明変数および説明変数について単位根検定 (Augmented Dickey-Fuller Test) を実施したところ、表4のような結果が

得られた。レベル変数に対しては定数項のみを含むテストを、また階差変数に対しては定数項を含まないテストを実施した。レベル変数においては、どの変数についても「単位根を持つ」という帰無仮説を10パーセントの有意水準で棄却できない。したがって、どの変数も単位根を持つ (= 非定常である) と判断される。

一方、階差変数においては、「単位根を持つ」という帰無仮説が、*LREER2* 以外の変数については1パーセントの有意水準で、また*LREER2* については5パーセントの有意水準で棄却される。したがって、すべての変数の和分次数は1と判断される。

表4 単位根検定 (ADFテスト) の結果

### (1) レベル

|                | t 値        | 閾値         |            |            | p 値    |
|----------------|------------|------------|------------|------------|--------|
|                |            | 1 %        | 5 %        | 10%        |        |
| <i>LREER</i>   | - 2.555585 | - 3.752946 | - 2.998064 | - 2.638752 | 0.1163 |
| <i>LREER 2</i> | - 1.967949 | - 3.769597 | - 3.004861 | - 2.642242 | 0.2976 |
| <i>LOPEN</i>   | - 1.094942 | - 3.752946 | - 2.998064 | - 2.638752 | 0.6998 |
| <i>LISHARE</i> | - 1.308253 | - 3.769597 | - 3.004861 | - 2.642242 | 0.6068 |
| <i>INCOME</i>  | - 1.594545 | - 3.752946 | - 2.998064 | - 2.638752 | 0.4692 |
| <i>LTOT</i>    | - 1.370508 | - 3.752946 | - 2.998064 | - 2.638752 | 0.5785 |
| <i>LHBS</i>    | - 2.235093 | - 3.752946 | - 2.998064 | - 2.638752 | 0.2001 |
| <i>KINRI</i>   | - 0.785801 | - 3.752946 | - 2.998064 | - 2.638752 | 0.8043 |

### (2) 階差

|                | t 値        | 閾値         |            |            | p 値    |
|----------------|------------|------------|------------|------------|--------|
|                |            | 1 %        | 5 %        | 10%        |        |
| <i>LREER</i>   | - 2.702035 | - 2.674290 | - 1.957204 | - 1.608175 | 0.0094 |
| <i>LREER 2</i> | - 2.659507 | - 2.674290 | - 1.957204 | - 1.608175 | 0.0104 |
| <i>LOPEN</i>   | - 3.227777 | - 2.674290 | - 1.957204 | - 1.608175 | 0.0026 |
| <i>LISHARE</i> | - 3.601098 | - 2.674290 | - 1.957204 | - 1.608175 | 0.0010 |
| <i>INCOME</i>  | - 5.196405 | - 2.674290 | - 1.957204 | - 1.608175 | 0.0000 |
| <i>LTOT</i>    | - 4.008176 | - 2.674290 | - 1.957204 | - 1.608175 | 0.0003 |
| <i>LHBS</i>    | - 4.360593 | - 2.674290 | - 1.957204 | - 1.608175 | 0.0001 |
| <i>KINRI</i>   | - 3.634806 | - 2.674290 | - 1.957204 | - 1.608175 | 0.0009 |

(出所) 筆者作成。

共和分検定

以下では、*LREER* を被説明変数とした場合の分析について述べる。次に、これらの変数の間に、変数間の長期的な関係を示すと考えられる共和分が何個存在するかを確認する必要がある。そこで、ヨハンセンの共和分検定 (Johansen Cointegration Test) を実施し、共和分の個数を確認した。

説明変数が5個のケース

すでに述べた通り、説明変数の個数は最大5個である。説明変数の候補は *LOPEN*, *LISHARE*, *INCOME*, *LTOT*, *LHBS*, *KINRI* の6個であるから、説明変数が5個のケースは6通り考えられる。これらのケースについてヨハンセンの共和分検定を実施したところ、いずれも共和分が2個以上存在するという結果が得られた (検定の詳細は省略する)。

共和分が2個以上の場合には、長期均衡式

(Cointegrating Equation) が複数となり、これらは識別不能であるため、何らかの制約を与えなければ推計することができず、このような推計は恣意的なものとならざるを得ない。Maddala and Kim (1998, 237-239) では、共和分が2個以上となった場合の難しさについて、長期貨幣需要関数の例をあげて以下のように説明している。「共和分が2個以上となった場合、我々は深刻な解釈上の問題に直面する」「共和分分析は純粋に統計的な手法に過ぎないので、貨幣需要関数を特定するには何らかの外部からの (extraneous) 情報が必要である」「このような選択は恣意的なもの (the arbitrary way) とならざるを得ない」。そこで、本稿においても、共和分が2個以上の場合には分析対象から除くこととした<sup>(注18)</sup>。

説明変数が4個のケース

次に、説明変数が4個のケースは15通り考

表5 ヨハンセン共和分検定の結果

(最大固有値検定)

| 共和分の数 |  | 固有値      | 検定量      | 5%有意水準の閾値 | p値     |
|-------|--|----------|----------|-----------|--------|
| ゼロ    |  | 0.949745 | 65.79440 | 33.87687  | 0.0000 |
| 1     |  | 0.660253 | 23.75020 | 27.58434  | 0.1437 |
| 2     |  | 0.590724 | 19.65402 | 21.13162  | 0.0794 |
| 3     |  | 0.445429 | 12.97032 | 14.26460  | 0.0792 |
| 4     |  | 0.024593 | 0.547801 | 3.841466  | 0.4592 |

(トレース検定)

| 共和分の数 |  | 固有値      | 検定量      | 5%有意水準の閾値 | p値     |
|-------|--|----------|----------|-----------|--------|
| ゼロ    |  | 0.949745 | 122.7167 | 69.81889  | 0.0000 |
| 1     |  | 0.660253 | 56.92233 | 47.85613  | 0.0056 |
| 2     |  | 0.590724 | 33.17214 | 29.79707  | 0.0197 |
| 3     |  | 0.445429 | 13.51812 | 15.49471  | 0.0971 |
| 4     |  | 0.024593 | 0.547801 | 3.841466  | 0.4592 |

(出所) 筆者作成。

(注) は5%有意水準で帰無仮説が棄却されることを示す。

えられる。すべてのケースに関してヨハンセンの共和分検定を実施したところ、共和分が1個と判断されるケースが9通り、2個以上と判断されるケースが6通りとなった(検定の詳細は省略する)。そこで、共和分が1個と判断された9通りのケースについて、ベクトルエラーコレクションモデルを推計した。

ベクトルエラーコレクションモデルの推計9通りの推計のうち、長期均衡式の説明変数の係数の符号が4個とも理論通りとなったものは2通りであった。説明変数の組み合わせは、

$LOPEN, INCOME, LTOT, LHBS, LISHARE, INCOME, LTOT, KINRI$ となった。しかし、 $LTOT$ の係数が有意とならないため、 $LHBS$ を選択した。

これに対応するヨハンセンの共和分検定の結果は、表5の通りである。ヨハンセンの共和分検定には最大固有値検定とトレース検定があるが、最大固有値検定では、「共和分の個数はゼロである」という帰無仮説が5パーセントの有意水準で棄却されるのに対し、「共和分の個数は最大でも1個である」という帰無仮説は5パーセントの有意水準で棄却されないため、共和分の個数は1個と判断される。一方、トレース検定では、同様の判定方法により、共和分の個数は3個と判断される。最大固有値検定とトレース検定の比較に関しては多様な議論があるが、Maddala and Kim (1998, 211)では、最大固有値検定がよりよいとする研究が紹介されている。本稿では、これらの議論を踏まえ、また共和分検定のパワーの低さを考慮して、最大固有値検定の結果を採用した。

エラーコレクションモデルの推計結果は表6の通りである。長期均衡式は以下のようになっ

ている。

$$LREER = -0.474646 LISHARE \quad (-2.05685) \\ + 19.13288 INCOME + 6.774594 LTOT \quad (5.99492) \quad (22.5593) \\ - 0.159204 KINRI + 5.634153 \quad (-23.7597)$$

(括弧内は係数のt値)

説明変数の係数の符号はすべて理論通りであり、その有意性も十分に高い。ただし、エラーコレクションモデルにおいてCointegrating Equation(エラーコレクション項)の係数はマ

表6 エラーコレクションモデルの推定結果

| Cointegrating Equation |                             |
|------------------------|-----------------------------|
| <i>LISHARE</i>         | - 0.474313<br>< - 2.05685 > |
| <i>INCOME</i>          | 19.132880<br>< 5.99492 >    |
| <i>LTOT</i>            | 6.774594<br>< 22.5593 >     |
| <i>KINRI</i>           | - 0.159204<br>< - 23.7597 > |
| C                      | 5.634153                    |
| Error Correction       |                             |
| Cointegrating Equation |                             |
| <i>LREER</i>           | - 0.138775<br>< - 0.95586 > |
| <i>LISHARE</i>         | 0.536333<br>< 2.05456 >     |
| <i>INCOME</i>          | - 0.003388<br>< - 0.00550 > |
| <i>LTOT</i>            | - 2.984004<br>< - 0.70833 > |
| <i>LTOT</i>            | - 1.033742<br>< - 0.78757 > |
| <i>KINRI</i>           | 0.007803<br>< 0.38711 >     |
| C                      | - 0.028506<br>< - 0.95093 > |
| R-squared              | 0.255089                    |

(出所)筆者作成。  
(注) < >内はt値。*LREER*以外のError Correctionの推定結果は省略する。

イナスとなったが、有意にはならなかった。

本稿の分析枠組みでは、推計によって得られた上記の長期均衡式に説明変数の各期の値を代入して得られた被説明変数の推計値 (fitted value) を、均衡実質実効為替レートとみなす。その推移を実際の実質実効レートの推移と比較したものが、図3である。両者の推移の差がミスアラインメントを示すと考えられ、実際のレートが均衡レートよりも上方に位置している場合は過大評価、下方に位置している場合は過小評価と解釈することができる。図3の分析を行う前に、2段階推計の結果を示しておく。

#### 2段階推計

ベクトルエラーコレクションモデルの推計から得られた長期均衡式と同じ説明変数の組み合わせで最小2乗法による推計を実施すると、以下の通りとなる。

$$\begin{aligned}
 LREER = & -2.087794 \text{ LISHARE} \\
 & \quad (-4.643378) \\
 & -1.901216 \text{ INCOME} + 4.098675 \text{ LTOT} \\
 & \quad (-0.358603) \quad (4.269961) \\
 & -0.105715 \text{ KINRI} + 3.384825 \\
 & \quad (-6.165149) \\
 & \quad \text{(括弧内は係数の t 値)} \\
 & \quad \text{Adj. R}^2 = 0.788060
 \end{aligned}$$

*INCOME*に関しては係数の符号が逆となり、有意性も失われるが、その他の説明変数については係数の符号および有意性が維持される。この結果をみると、ベクトルエラーコレクションモデルによる推計結果はかなり頑健なものであると思われる。

この推計式の残差に関して単位根検定(定数項のみを含むADFテスト)を行うと、5パーセント有意水準の閾値 - 3.004861 に対して t 値が - 3.083952 となり、残差は定常と判断される。

このことから、共和分関係の存在が確認される。

なお、被説明変数を *LREER2* に変更した場合にも、推計結果は大きくは変化しなかった。この点については補論で述べる。

### 3. 推定結果の解釈

図3から、以下のことが読み取れる。

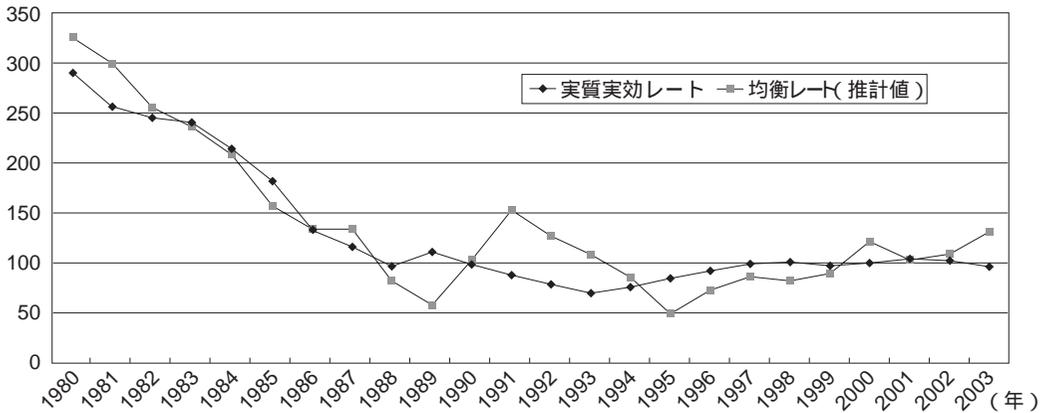
人民元の実質実効レートは、1980年から93年まで低下傾向が続いた。これは、経済の对外开放の進展に伴って公定レートが次第に切り下げられたこと、1980年代前半に国有企業の貿易決済に用いられていた内部決済レート(1ドル=28元に固定)が85年に廃止されたことなどによるものである。また、1988年以降、企業の外貨留保比率の引き上げと、外貨調節市場における外国為替取引の拡大が政策的に行われたが、これらの取引は公定レートよりも低いレートで行われることが多かった。このことも実質実効レートの引き下げに寄与したとみられる。

一方、均衡実質実効レート(以下では「均衡レート」と表記する)も1989年まで低下したため、80年代の実質実効レートは概ね過大評価気味に推移した。説明変数の動きをみると、均衡レートが大幅に低下した主な要因は、交易条件の悪化と名目金利の上昇であったと考えられる。

1990年から95年にかけて均衡レートは大きく上下し、実質実効レートは過小評価傾向となった。1991年までの均衡レートの上昇は、主に交易条件の改善と名目金利の低下によるものであり、その後の低下には、投資の対GDP比率の上昇、所得収支の悪化、名目金利の反転上昇などが影響した。

図3 人民元の実質実効レートと均衡レート（その1）

（実質実効レートは2000年 = 100）



（出所）筆者作成。

1994年1月、公定レートの切り下げによる為替レートの一歩化が実現した。その後まもなく、事実上のドル・ペッグ政策がとられるようになり、実質実効レートは米ドルの実質実効レートとともに上昇し、2001年末には1993年末比49.4パーセントの上昇となった。1990年代半ばに中国の消費者物価上昇率が高かったことも、実質実効レート上昇の一因となった。しかしその後は低下に転じ、2003年末には01年末比7.6パーセントの低下となった。

一方、均衡レートは、ほぼ趨勢的に上昇した。その結果、1990年代後半には過大評価に転じた実質実効レートが、最近、再び過小評価となっている。均衡レートの上昇には、名目金利の急激な低下が寄与しており、投資の対GDP比率の上昇や交易条件の悪化などの引き下げ要因の影響を上回っている。

以上の分析から、近年の人民元の実質実効レートはやや過小評価されているという結論が得られる。過小評価の程度は、1999～2003年の平均で10.8パーセントとなっている。

ただし、説明変数の推移には短期的な変動が

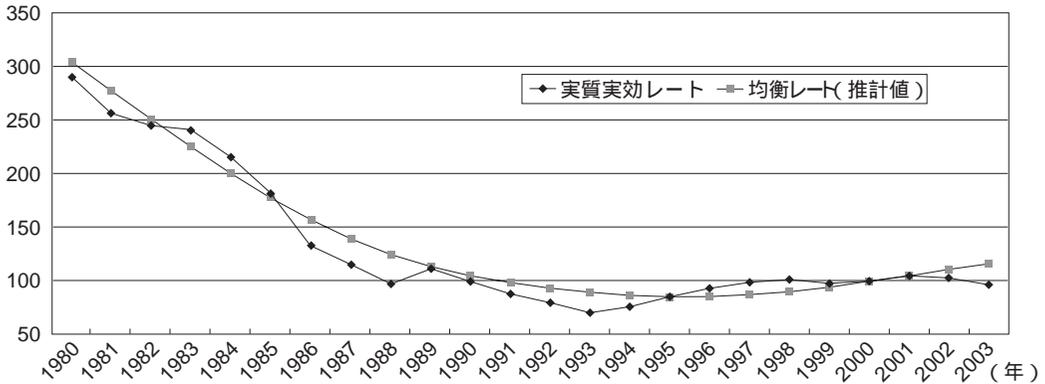
含まれている可能性もあるため、このことを考慮に入れ、すべての説明変数をスムージングしてトレンド成分を取り出した上で、その値に基づいて均衡レートを推計する手法がとられる場合もある。このような手法として、説明変数にホドリック・プレスコット・フィルター（Hodrick=Prescott Filter）を施した上で推計したものが図4である<sup>（注19）</sup>。これによれば、近年、人民元の実質実効レートはほぼ適正水準で推移していたが、実質実効レートの低下によって2002年以降過小評価となり、その程度は2002年と2003年の平均で13.6パーセントとなった。

## 結論

図3の分析によれば、近年、人民元の実質実効レートはやや過小評価で推移しており、その程度は1999～2003年の平均で10.8パーセントであった。他方、図4の分析によれば、近年、人民元はほぼ適正水準で推移してきたが、2002年以降過小評価となり、その程度は2002年と2003年の平均で13.6パーセントとなった。こ

図4 人民元の実質実効レートと均衡レート（その2）

（実質実効レートは2000年 = 100）



（出所）筆者作成。

これらの結果を総合すると、人民元は短期的にやや過小評価となっており、中長期的にも次第に過小評価となりつつあると考えられる。人民元の近年の実質実効レートは、平均で10～15パーセント程度の過小評価となっている可能性がある。

この結論を前提とすれば、対ドルレート変動幅の拡大などの段階的な手段によって為替制度の変更を継続的に実施することは、きわめて有意義な政策であることになる。現在よりも柔軟な為替制度を採用することにより、資本取引自由化の前提条件を整備することができる上に、為替レートの適正水準を実現することも可能となるからである。したがって、外国為替市場や短期金融市場の整備を推進し、対ドルレート変動幅の拡大をなるべく早く実現することが望まれる。ただし、人民元は30～40パーセント以上割安であり、大幅な切り上げが必要であるという主張には十分な根拠がないと判断することができよう。

また、現状では為替需給が外貨の大幅な供給超過となっているため、対ドルレート変動幅の

拡大を実施すれば、人民元には上昇圧力がかかるであろう。しかし、現状の為替需給には資本取引規制の存在や投機的な資本流入が影響している部分もあるため、人民元が割高な水準にまで上昇してしまう可能性がある。これを防ぐには、貿易の自由化や資本取引の自由化などを推進し、為替需給バランスのある程度の改善を図った上で、対ドルレート変動幅の拡大を実施すべきである。本稿の分析からも明らかなように、貿易の自由化による輸入の増加は、均衡レートを引き下げる効果を持つのである。為替レートの上昇期待あるいは低下期待が存在しない状態が、為替制度の変更のためには最適といえる。

最後に、本稿の今後の課題として2点あげておきたい。第1に、サンプル数が十分でないため、説明変数の個数が制約されるだけでなく、推計結果が不安定となっている。2段階推計はひとつの対処法であるが、サンプル数が多い方が望ましいことに変わりはない。中国の統計資料の整備状況に依存する部分が大いとはいえ、何らかの方法により改善を図る必要がある。また、データに関する問題として、説明変数の多

くが代理変数となっている点にも改善の余地があると考えられる。

第2に、資本取引規制を考慮した説明変数を含まない点である。また、これに関連して、説明変数のひとつである名目金利の説明力が比較的大きいと考えられるにもかかわらず、モデルの中での位置付けが十分に行われていない。中国でも内外金利差に基づく資本取引は発生しており、名目金利と資本取引を関連付けることを検討する必要がある。

### 補論 被説明変数を変更した場合の分析

ここでは、被説明変数を *LREER* から *LREER2* に変更した場合の分析を行う。2つの被説明変数の推移はかなり類似しているが、変数の水準は異なる（図5）。

*LREER2* を被説明変数とした場合、共和分が1個と判断されるケースは説明変数が5個の場合で1通り、説明変数が4個の場合で7通り存在する（共和分検定の詳細は省略する）。これらについてベクトルエラーコレクションモデルを

推計すると、長期均衡式の説明変数の係数の符号がすべて理論通りとなるのは、*LREER* を被説明変数とした場合に採用した説明変数の組み合わせのみであった。推計結果は以下のようになった。

$$\begin{aligned} LREER2 = & -0.274774 LISHARE \\ & (-1.16033) \\ & + 15.02343 INCOME + 5.642960 LTOT \\ & (4.62587) \quad (18.2971) \\ & - 0.147883 KINRI + 5.631685 \\ & (-21.4005) \end{aligned}$$

（括弧内は係数の t 値）

*LISHARE* の係数の有意性が失われるものの、それ以外の係数の符号および有意性は維持されている。このように、被説明変数を変更した場合にも、推計結果は大きくは変化しなかった。

係数の符号および有意性がすべて満たされる推計結果を得るために説明変数を3個とした場合、共和分が1個と判断されるケースは13通り存在する（共和分検定の詳細は省略する）。このうち、長期均衡式の説明変数の係数の符号がすべて理論通りとなる組み合わせは、

図5 2つの被説明変数の比較

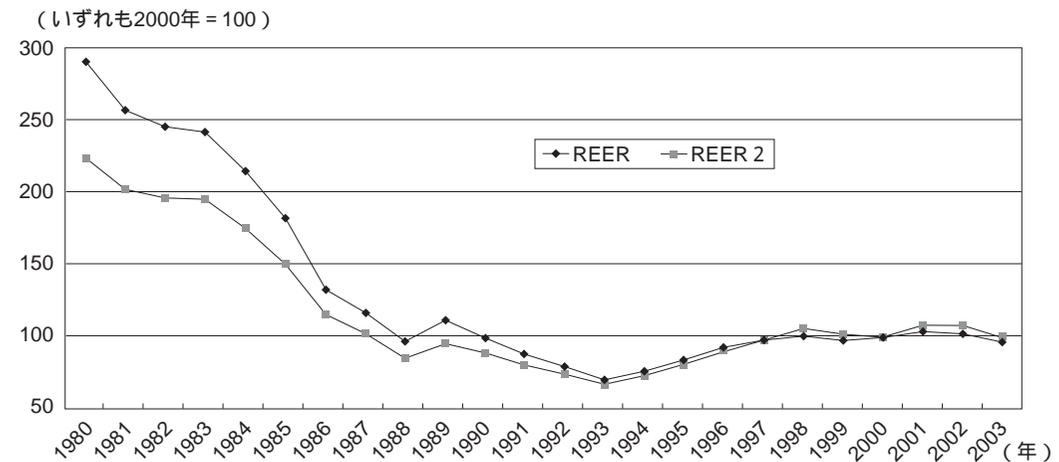


表7 エラーコレクションモデルの推定結果  
(被説明変数を変更した場合)

|                        |                             |
|------------------------|-----------------------------|
| Cointegrating Equation |                             |
| <i>LISHARE</i>         | - 1.189313<br>< - 6.47447 > |
| <i>LTOT</i>            | 5.080151<br>< 12.4492 >     |
| <i>KINRI</i>           | - 0.135624<br>< - 19.6919 > |
| C                      | 4.501070                    |
| Error Correction       |                             |
| Cointegrating Equation |                             |
| <i>LREER2</i>          | - 0.252053<br>< - 1.51358 > |
| <i>LISHARE</i>         | 0.594394<br>< 2.52684 >     |
| <i>LTOT</i>            | - 0.076729<br>< - 0.16397 > |
| <i>LTOT</i>            | - 1.099968<br>< - 0.90867 > |
| <i>KINRI</i>           | 0.021624<br>< 1.12763 >     |
| C                      | - 0.017883<br>< - 0.70337 > |
| R-squared              | 0.319761                    |

(出所) 筆者作成。

(注) < >内はt値。*LREER2*以外のError Correctionの推定結果は省略する。

*LOPEN*, *INCOME*, *LHBS*, *LOPEN*, *LTOT*, *KINRI*, *LISHARE*, *LTOT*, *KINRI*であった。

この中で、既出の分析結果との組み合わせの類似性等から総合判断し、 を選択した。ベクトルエラーコレクションモデルの推計結果は表7の通りであり、長期均衡式は以下のようになる。

$$LREER2 = - 1.189313 LISHARE$$

( - 6.47447 )

$$+ 5.080151 LTOT$$

( 12.4492 )

$$- 0.135624 KINRI + 4.501070$$

( - 19.6919 )

(括弧内は係数のt値)

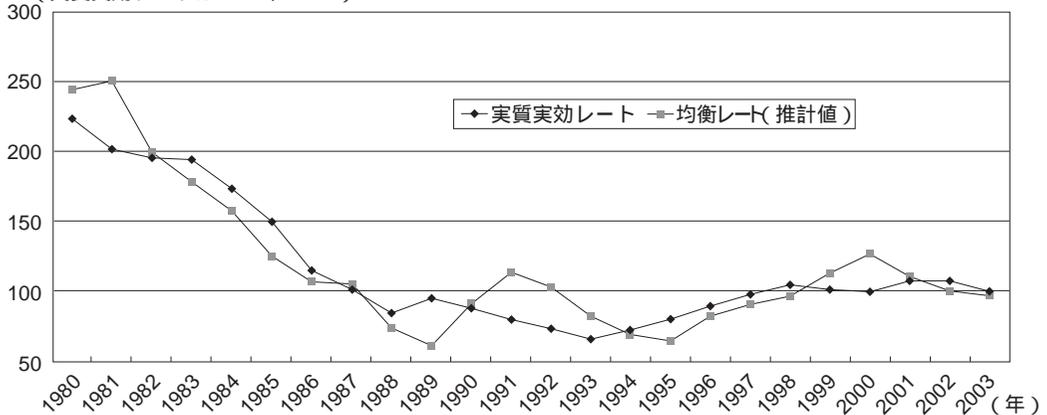
説明変数の係数の符号はすべて理論通りであり、その有意性も十分に高い。ただし、エラーコレクションモデルにおいてエラーコレクション項の係数はマイナスとなったが、有意にはならなかった。

この結果に基づいて均衡レートを算出すると、図6のようになる。これを図3と比較すると、かなり類似していることがわかる。

また、これと同じ説明変数の組み合わせで最小2乗法による推計を実施すると以下の通りと

図6 人民元の実質実効レートと均衡レート(被説明変数を変更した場合)

(実質実効レートは2000年 = 100)



(出所) 筆者作成。

なり、すべての説明変数について係数の符号および有意性が維持される。

$$LREER2 = -1.463047 LISHARE \\ (-4.430564)$$

$$+ 3.280206 LTOT \\ (4.017962)$$

$$- 0.101773 KINRI + 3.914196 \\ (-6.948410)$$

(括弧内は係数の t 値)

$$Adj. R^2 = 0.772235$$

(注1) 以下の内容については、赤間・御船・野呂(2002)を参考とした。

(注2) 相対的購買力平価が成り立つ場合には、 $(1 + \text{自国通貨建て名目為替レートの減価率}) / (1 + \text{自国の物価上昇率}) / (1 + \text{外国の物価上昇率})$  となるので、 $(1 + \text{実質為替レートの変化率}) = (1 + \text{自国通貨建て名目為替レートの減価率}) \times (1 + \text{外国の物価上昇率}) / (1 + \text{自国の物価上昇率}) = 1$  となるため。

(注3) 四半期データは、年次データに基づき、optimal interpolation procedure と呼ばれる手法により算出している。詳しくは Funke and Rahn (2004, 18) の注19を参照。

(注4) このモデルは、Hinkle and Montiel (1999) 6章のモデルを3財モデルに変更するとともに、資本の不完全移動を考慮して修正したものである。

このようなマクロ動学モデルを用いた分析、特に賃金などの硬直性を仮定した「新しい開放マクロモデル」では、ショックにより長期均衡から乖離した場合の動学分析や、動学モデルの解を数値的に解いたカリブレーション分析などが行われているが、本稿の実証分析では、長期均衡における均衡実質為替レートの誘導式を導くことのみを目的とする。

本稿では、被説明変数に現実の為替レートのデータを用いており、分析対象期間における「平均的な」長期均衡の成立を仮定している。これとは別に、構造方程式のパラメータを推計して被説明変数を求めることも考えられるが、この方法では各方程式の推定が困難なため、推定誤差が蓄積して非常に大きな誤差が生じ

る可能性があり、実証的には必ずしも優れた手法とはいえないと思われる。なお、一般に「長期均衡状態」が存在しうるかは重要な論点であるが、それに関する議論は本稿の関心の範囲を超えている。

(注5) Hinkle and Montiel (1999) 6章では、アンカバーの金利平価の成立が仮定されており、 $i = i^* + \varepsilon$  となっている。しかし、中国では現在も厳格な資本取引規制が実施されているため、金利平価は成立せず、内外金利差が存在すると考えられる。本稿では、この点を考慮してモデルを修正した。

(注6) 家計のポートフォリオ選択は、[貨幣, 国内債券, 外国債券]ではなく[貨幣, 外国債券]となるが、モデルの本質的な動きには影響はない。

(注7) より  $m/c = h(i-x)$  であるから、 $\pi(m/c) = \pi(h(i-x))$  となる。そして、長期的な均衡においては  $i = \rho + \pi^* + x$  となるため、 $\pi(h(i-x)) = \pi(h(\rho + \pi^*))$  のように示せる。

(注8) なお、は別の表現では以下ようになる。この式は、長期均衡において実質経常収支額が維持可能な資本収支額に等しくなることを示している。

$$\pi_w f^* = \frac{\phi}{\eta} y_k^k(e, \frac{\phi}{\eta}, \xi) + y_k^k(e, \frac{\phi}{\eta}, \xi) + (\rho + \pi_w) f^*$$

$$- (\pi [h(\rho + \pi_w + \varepsilon)] + \theta) x - g_M$$

ただし、 $\pi_w$  は世界インフレ率であり、 $\pi^* = \varepsilon + \pi_w$  である。

(注9) この点については、IMF (2001) に詳しい。

(注10) Miniane (2004) は、この点に関する新たな試みを行っている。

(注11) Lane and Milesi-Ferretti (2001) は、対外資産・負債残高の算出方法に関する詳細な検討を行っている。

(注12) Hinkle and Montiel (1999) では、実質GDPが需要側の要因にも影響されることを考慮し、このようにして求めた値についてさらに移動平均を取る方法が実施されている。

(注13) 野田 (2005) では東アジア諸国・地域の貿易指数の試算が行われており、中国に関して1985~2003年の試算が示されているが、分析期間をすべてカバーすることはできないため、採用しなかった。

(注14) 分析期間の平均輸入関税率(単純平均)の

推移を把握することは可能であり、これを用いた説明変数も作成したが、輸入額対GDP比率を説明変数として用いた場合の推計と比較すると、良好な推計結果は得られなかった。また、この説明変数には、輸入関税率の加重平均ではなく単純平均を用いていること、輸出税は考慮していないことなどの問題もあるため、最終的には採用しなかった。

(注15) この際、香港とアルゼンチンに関しては、卸売物価指数の全期間のデータが得られないため、消費者物価指数を用いた。また、統合以前のドイツに関しては、西ドイツの卸売物価指数を用いた。

(注16) Hinkle and Montiel (1999, 419) は、変数間の内生性等の問題を考慮すればベクトルエラーコレクションモデルの方がより一般的な推計方法であるが、サンプル数が少ない場合には問題が生じるとしており、本稿の分析はこの考え方に依拠している。なお、(22)を一般的なベクトルエラーコレクションモデルの形で示せば、以下ようになる。

$$\Delta x_t = \Gamma x_{t-1} + \sum_{j=1}^p A_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$$

ただし、 $x_t$ は被説明変数および説明変数からなるベクトルである。

また、Maddala and Kim (1998) や森棟 (1999) で指摘されているように、2段階推計による共和分ベクトルの推定では、説明変数の階差のリードとラグを加えたダイナミック最小2乗法がよりよい推定法であるが、サンプル数が少ないため、通常最小2乗法により推定した。

(注17) INCOME は、負の値をとる場合があるため対数をとることができない。KINRIに関しては、連続複利 ( $e^i$ ) を仮定して金利の対数をとらない慣例に従った。

(注18) Hinkle and Montiel (1999, 431) も、「分析の対象を共和分が1個の場合に限定する」としている。

(注19) ホドリック・プレスコット・フィルターは時系列データをトレンド成分 ( $T_t$ ) と循環(サイクル)成分 ( $C_t$ ) に分解する手法であり、 $\sum (C_t) + \lambda \sum (\Delta T_t - \Delta T_{t-1})$  が最小になるように  $T_t$  および  $C_t$  を求める。

はスムージング・パラメータと呼ばれ、年次データの場合の標準値は100である。本稿の分析でも100と

している。

## 文献リスト

### < 日本語文献 >

- 赤間弘・御船純・野呂国央 2002. 「中国の為替制度について」『日本銀行調査月報』(5月).
- 黒田東彦 2004. 『元切り上げ』日経BP社.
- 白井早由里 2004. 『人民元と中国経済』日本経済新聞社.
- 野田容助編 2005. 『東アジア諸国・地域の貿易指数 作成から応用までの基礎的課題』アジア経済研究所統計資料シリーズ第88集.
- 森棟公夫 1999. 『計量経済学』東洋経済新報社.

### < 英語文献 >

- Clark, Peter B. and Ronald MacDonald 1998. "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs." IMF Working Paper, May.
- Edwards, Sebastian and Miguel A. Savastano 1999. "Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know?" NBER Working Paper No.7228, July.
- Funke, Michael and Jorg Rahn 2004. "Just How Undervalued is the Chinese Renminbi." Bank of Finland Institute for Economies in Transition Discussion Papers No.14.
- Goldstein, Morris 2003. "China's Exchange Rate Regime." Testimony before Subcommittee on Domestic and International Monetary Policy, Trade and Technology, Committee on Financial Services, U.S. House of Representatives, Oct.1.
- Hinkle, Lawrence E. and Peter J. Montiel 1999. *Exchange Rate Misalignment*. Oxford and New York: Oxford University Press.
- International Monetary Fund 2001. "International Financial Integration and Developing Countries." *World Economic Outlook* (Oct.) various issues. *International Financial Statistics*.
- Kasajima, Shuji 2003. "Nominal Anchor Exchange Rate

- Policy and Equilibrium Real Exchange Rate: The Case of Thai Baht before the Currency Crisis." In Proceedings of the 4th Spring Study Meeting, The Japan Society for International Development, June.
- Lane, Philip R. and Gian Maria Milesi-Ferretti 2001. "The External Wealth of Nations: Measures of Foreign Assets and Liabilities for Industrial and Developing Countries." *Journal of International Economics* (55) 263-294.
- MacDonald, Ronald 1997. "What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It." IMF Working Paper, Jan.
- Maddala, G.S. and In-Moo Kim 1998. *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Miniane, Jacques 2004. "A New Set of Measures on Capital Account Restrictions." *IMF Staff Papers* 51 (2)
- Montiel, Peter J. 1997. "Exchange Rate Policy and Macroeconomic Management in ASEAN Countries." In *Macroeconomic Issues Facing ASEAN Countries*. ed. J. Hicklin et al. IMF.
- Wang, Tao 2004. "Exchange Rate Dynamics." In *China's Growth and Integration into the World Economy*. ed. Eswar Prasad. IMF Occasional Paper No.232.
- Williamson, John ed. 1994. *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Washington, D.C.: Institute for International Economics.
- World Bank various issues. *World Development Indicators*.
- Zhang, Xiaopu 2002. "Equilibrium and Misalignment: An Assessment of the RMB Exchange Rate from 1978 to 1999." Working Paper No.127. Center for Research on Economic Development and Policy Reform, Stanford University.
- Zhang, Zhichao 2001. "Real Exchange Rate Misalignment in China: An Empirical Investigation." *Journal of Comparative Economics* 29 (1) 80-94.
- < 中国語文献 >
- 国家統計局編 2005 . 『中国統計摘要』 .  
各年 . 『中国統計年鑑』 各年版 .
- 【付記】本稿の作成にあたっては、法政大学経済学部田村晶子教授より多岐に亘るご指導を受けた。同学部の絵所秀紀教授、霧見誠良教授、胥鵬教授からも、多くのご助言を賜った。また、2006年度日本金融学会春季大会において、本稿と同様の分析枠組みにより東アジア6カ国（中国、韓国、マレーシア、タイ、フィリピン、インドネシア）の均衡為替レートについて分析した論文「アジア諸国の為替レートの適正水準について」を発表した際には、討論者の一橋大学大学院商学研究科小川英治教授から、貴重なコメントを頂戴した。この論文は、一橋大学経済研究所講師岩壺健太郎氏にもお読みいただいた。さらに、本稿執筆の過程で、神戸大学大学院国際協力研究科三重野文晴助教授ならびに（株）日本格付研究所国際格付部シニア・アナリスト入村隆秀氏に、様々な形でご協力いただいた。最後に、2名の本誌匿名レフェリーから、詳細なコメントをいただいた。以上、記して感謝申し上げたい。ただし、本稿のありうべき誤りはすべて筆者の責任である。
- （株式会社日本総合研究所調査部環太平洋戦略研究センター主任研究員，2005年11月16日受付，2006年8月28日レフェリーの審査を経て掲載決定）