慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	中国における実質実効為替レートの動向とミスアライメントの分析
Sub Title	
Author	白井, 早由里(Shirai, Sayuri)
Publisher	慶應義塾大学湘南藤沢学会
Publication year	1999.3
Jtitle	リサーチモノグラフ
JaLC DOI	
Abstract	本論文は、1981-98年の期間における実質為替レートの動向に注目し、長期的な動向は実質的なファンダメンタルズで説明できることを明らかにした。実際の実質実効為替レートと共和分方程式による推定値との乖離を、実質実効為替レートのミスアライメントと定義した。中国の実質実効為替レートの均衡水準の測定を行い、ミスアライメントの判定と均衡水準への調整速度を検討しながら必要とされる経済政策を吟味する。
Notes	
Genre	Technical Report
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=0302-0000-0642

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

ISBN 4-87762-029-X

中国における実質実効為替レートの動向とミスアライメントの分析

慶応大学　総合政策学部

白井　早由里

90600065006
慶應義塾藤沢

040
KEI
4.26

中国における実質実効為替レートの動向と
ミスアライメントの分析

1999年4月1日

慶応大学　総合政策学部

白井　早由里

図

概要

本論文は、1981-98年の期間における実質実効為替レートの動向に注目し、長期的な動向は相対的なPPP仮説ではなく、実質的なファンダメンタルズで説明できることを明らかにした。そして、実際の実質実効為替レートと共和分方程式による推定値との乖離を、実質実効為替レートのミスアライメントと定義した。この定義にもとづくと、中国の実質実効為替レートは1998年に入ると過大評価となっていることが示された。

次に、ベクトル・エラー・コレクション・メカニズム（VECM）モデルに基づく短期的なダイナミックスの分析を行った。分析結果として、実質実効為替レートの均衡水準からの乖離は（調整速度がきわめて緩慢ではあるが）自動調整メカニズムが機能して次第に修正していくことが明らかとなった。また、実質的なショックに対する実質実効為替レートの変化に関するベクトル自己回帰（VAR）によるインパルス・リスポンス分析を行った。この分析結果は、実質実効為替レートは最長でも11ヶ月の内に実質的ショックを相殺するように反応してから均衡水準に収束することを示した。この結果はVECMモデルから得られる結果にくらべて実質為替レートの調整速度が比較的速いことを示したものの、ミスアライメントは比較的長く持続することから何らかの経済政策の必要性を示唆していると考えられる。

本論文は、中国に必要な経済政策として中期的にはドル連動制を放棄して人民元を切り下げること、政府による投資政策を改善すること、国有企業の構造改革を促進することなどの政策手段を検討した。また、同論文では中国がこうした政策を早急に実行することで、実質実効為替レートのミスアライメントを修正するべきであることを主張する。

1．イントロダクション

1997年中旬から東アジア地域を中心として発生した経済・金融危機と長期にわたる日本経済の低迷は、現在中国経済に深刻な影響を及ぼしている。特に、危機の影響が最も深刻であるインドネシア、韓国、タイなどの諸国が通貨を大幅に切り下げたことにより中国の通貨は相対的に増価している。またこれらの国や日本の景気低迷により中国からの輸出や対中国直接投資は伸び悩んでいる。こうした状況の下で、中国政府は近い未来に人民元を切り下げるであろうという予想が内外の投資家によって幾度となく形成されている。つい最近では1999年1月中旬にブラジルが通貨攻撃の対象となりついに変動相場制へ移行したことによって人民元切り下げをめぐる観測が再発し、一部東アジアの株価指数が低下した。また同年の1月27日には中国の銀行関係者が人民元の切り下げによる十分な輸出促進効果を生み出すためには、30%程度の大幅な切り下げが必要であるという見解を表明した。これに対して、中国人民銀行（中央銀行）の戴相竜総裁は同日の記者会見で人民元を切り下げない政策の堅持を表明するとともに、20－30%の切り下げは輸出関係業界に社会全体の利潤が偏って赤字の国有企業や輸出に無関係な業界の経営悪化を招くことから人民元の維持が中国経済にとって最も有利であると主張した。

こうして度重なる切り下げ観測を経験しつつも、中国経済は比較的安定的な経済成長を維持して1997年度には8.8%、1998年度には7.8%という高度経済成長を達成した。とりわけ、1998年度は政府の主要な経済目標である「8%実質GDP成長率の達成」と「人民元の為替レートの維持」を実現した。さらに中国共産党の戴乗国対外連絡部長は、1999年度の成長率は7%台を目標としたいとの意思を表明した。しかしながらこのように高度な経済成長の実現は、中国を取り巻く国際経済環境を考慮すると従来のように輸出と海外からの直接投資の拡大に依存するだけでは達成は困難となってきている。従って今後はインフラを中心とする固定資産投資などの国内需要が経済成長の牽引役になると予想されている。それと伴に、上記のような高いGDP成長率を確保するには輸出部門の回復が早急に必要とされている。

近年の中国における輸出部門の低迷は、「実質実効為替レート（中国の価格を貿易取引国の価格を貿易額で加重平均した価格で割った比率）」の増価（上昇）傾向と深い関連性がある。実質実効為替レートの増価は、中国の貿易財の生産が貿易取引き諸国に比べて以前よりも非効率的に生産していること、すなわち生産費用の上昇を表している。従って実質実効為替レートの増価は財・サービスの国際市場において中国の国際競争力が低下することを意味する。しかし仮に実質実効為替レートが増価傾向を示しているとしても、技術進歩、交易条件、税制、貿易や国際資本取引の自由化の程度などで導出される「実質実効為替レートの均衡水準」がほぼ同比率で増価している、あるいは均衡水準の増価に反応して実際の

レートも上昇する傾向が観察されるのであれば問題にはならない。なぜならこの場合には、現行の実質実効為替レートの増価は単に均衡水準に向けて収束している均衡現象を反映しているに過ぎないからである。

他方、現行の実質実効為替レートの増価が均衡水準からの乖離を促している場合には「ミスアライメント（misalignment)」と呼ばれ、経済政策の見地から重要な問題となる可能性がある。この場合には、均衡水準からの乖離が一時的なものなのか、比較的持続的なものなのかを判断する必要がある。前者のケースは、例えば交易条件の一時的な悪化などの要因で実質実効為替レートの均衡水準が減価する場合に相当し、近いうちに交易条件が改善することが予想されている。あるいは一時的な金融・財政政策の緩和により現行の実質実効為替レートが均衡水準を上回ることで乖離が生じることがある。これらの場合には、政策当局者は外貨準備を取り崩したり、IMF・世界銀行など国際金融機関や他の諸国の政府からの一時的な借入れで対処することができる。これに対して後者のケースは、現行の実質実効為替レートの均衡水準からの乖離が比較的長期にわたって持続している状態を指している。この場合には、乖離を引き起こしている原因に応じて適切なマクロ経済政策、例えば名目実効為替レートの変更、所得政策（income policy, 政策当局者の直接介入により賃金・価格の上昇を抑制する政策）などの何らかの抜本的な政策を実行することが要請される。

こうして、現行の実質実効為替レートが均衡水準からみて過大評価（あるいは過小評価）されているのか、それとも均衡水準に位置しているのかを判定することは極めて重要である。この論文では、「ベクトル自己回帰（vector auto-regression)」モデルと呼ばれている関連する全ての変数を確率変数として扱う同時方程式モデルで共和分ベクトル（cointegrating vector）を導き、実質実効為替レートとその他の経済変数との長期的な関係を明らかにする。そしてこの実質実効為替レートの動向の中で長期的な（または永続的な）構成部分によって導かれる時系列項を「均衡実質実効為替レート」と定義する。こうして、現行の実質実効為替レートがこの均衡レートを上回る（下回る）場合に為替レートは「過大評価（過小評価）している」と判定する。さらにこの論文は、実質実効為替レートの短期的な動向に注目し、ミスアライメントが生じるとしても自動調整メカニズムが機能するのか否か、また機能する場合でも調整にどれだけの時間がかかるのかという問題を検討する。そして、実質実効為替レートの最近の動向を分析し、ミスアライメントが発生している場合には必要とされる経済政策を検討する。

本論文は 6 章から構成されている。第２章では中国の国際競争力の動向に焦点を当てる。また、購買力平価仮説が weak form で成立しているのか否かについて実証分析を通じて検証する。第３章は、実質実効為替レートの均衡水準の決定に関する誘導型モデルを紹介す

る。また、同章ではモデルの測定方法、データについて論じ、実証分析結果を提示する。第 4 章では、実質実効為替レートのミスアライメントに関する最近の動向とその主要な要因について検討する。第 5 章は、ミスアライメントを修正することを目的として、幾つかの経済政策を検討する。第 6 章は本論文のまとめとする。

2．中国の国際価格競争力の動向

ある国の国際競争力を測定する一つの指標として、実質実効為替レートという概念が頻繁に用いられている。名目実効為替レートがある国とそれ以外の諸国の通貨に関する相対価格を表すのに対して、実質実効為替レートはある国とそれ以外の諸国の相対価格を表す「実質的」な概念である。一般的には、t 時点の実質実効為替レート（$REER_t$）は迅速に入手が可能で且つ月次データが得られる消費者価格指数に基づいて測定されている（第 1 式を参照)。

$$REER_t = P_t \ / \ (P_t^* \times NEER_t) \qquad (1)$$

P_t は t 期の自国（ここでは中国）の総合物価、P^*_t は t 期の中国の主要な貿易対象諸国の消費者物価指数を貿易額で加重平均した外国の総合物価、$NEER_t$ は t 期の外国通貨に対する自国通貨の名目為替レートを同様に加重平均したレートである。NEER は「名目実効為替レート」と呼ばれている。

中国の貿易取引諸国に適用する貿易額のウエイトは、IMF が実質・名目実効為替レートを算出する際に用いている 14 カ国のウエイトを参考にしている。このウエイトでは香港が全体で 23%、日本が 20%、米国が 15%、ドイツが 8%のシェアを占めている。台湾は IMF の IFS（International Financial Statistics）データベースに含まれていないことから、実質実効為替レートの計測に含めていない。東アジア地域では、韓国とシンガポールがウエイトに含まれているがこれらの占めるシェアはそれぞれ 3%、2%と極めて小さい。

データは 1981 年 1 月から 1988 年 8 月までの月次データを用いた。データは次のようにして得られた。名目実効為替レートに用いられる名目為替レートは、IMF の IFS データベースから入手した月次レベルのレートを用いた。中国の物価水準は、まず年次データを入手してから月次データを推計する 2 段階の手順をとった。年次データは、1981—86 年については中国統計年鑑から、それ以降の期間に関しては IFS から入手した。次に月次データを推計するために、IFS から得られる 1987-98 年の月次レベルの前年同月比にもとづく価格上昇率から季節変動パターンを導き、それを年次データに適用した（IFS からは価格指数自体を

入手できないため、このような手法を採用した)。

中国の貿易対象諸国の物価指数は、IFS から月次データを入手した。香港は 1981 年からの一貫した物価データが入手できなかったため、IFS から入手が可能な輸入価格を一般物価の代わりに用いた（香港は貿易が自由化されており、GDP に占める輸入の割合が 100%を超えているのでこの方法は正当化されると思われる)。

1981 年 1 月から 1998 年 8 月までの月次レベルの実質実効為替レートは、大きな変動を経験している。図表 1 は指数化して対数表示にした実質実効為替レート、L（REER)、を示している。実質実効為替レートは 1987 年まで大幅に減価した後、1989 年まで増価傾向を示した。そして 1990 年に大幅に減価した後は、実質実効為替レートは 1993 年末まで比較的安定していた。その後 1994 年 1 月 1 日に人民元の公式レートを市場ベースでレートが決定されていたスワップレートに一元化し事実上 45%の切り下げを行ってからは、実質実効為替レートは 1995 年中旬から増価傾向を示している。とりわけ実質実効為替レートは 1994-98 年までに累積で約 60%増加し、最近の中国の国際価格競争力は大幅に低下している。このような経済改革の初期に実質実効為替レートが大幅に減価し、マクロ経済状態が政府によって適切にコントロールされるようになると実質実効為替レートが増加傾向に転じるというパターンは、市場主義経済に移行したクロアチア、スロバク共和国、チェック共和国、ポーランド、ルーメニア、ロシアを始めとする多くの旧社会主義諸国で見られる現象である（Halpman and Wyplosz, 1997)。

次に、この実質実効為替レートを名目実効為替レート（NEER）と相対価格比率（P/P^*）に分類する（図表 1 を参照)。対数表示の相対価格は 1987 年から趨勢的に上昇している。これは、1980 年代中旬に実施された価格規制の緩和による物価上昇を反映している。またこの相対価格の趨勢的な上昇は、1980 年代中旬から 1995 年中旬までの期間においては名目実効為替レートの減価傾向を下回った。その結果、1980 年代末を除いた同期間において実質実効為替レートは減価傾向を示した。1980 年代末については、価格規制の緩和によって物価が急速に上昇（インフレ率は 1988 年に 18.5%、1989 年に 17.8%）したが、名目実効為替レートがほぼ一定であったことから実質実効為替レートは増価した。そして 1995 年中旬以降の実質実効為替レートは、相対価格の上昇と名目実効為替レートの増価により増価傾向に転じている。また図表から、1980-98 年の期間における実質実効為替レートの変動は主として名目実効為替レートの変動に依存していたことが分かる。

実質実効為替レートの変動が名目実効為替レートの変動に大きく依存しているという事実は、REER と NEER の相関係数が－0.81 と極めて高い値を示していることからも明らかである。これに対して、REER と P/P^* の相関係数は－0.67 と符号が期待される正の符号と逆

になっている。この理由は、中国では1994年に入るまで多くの消費財、農業品、工業品が政府の管理価格下にあったこと、サービス価格や戦略的に重要な原料、食料、石油の価格は依然として政府の管理下にあること、従ってREERの変動はP/P^*の動向とほぼ独立しているという理由に起因すると考えられる。そこで価格改革が進展した1990－98年の期間のみを対象にすると、REERとNEERの相関係数は－0.49となりREERとP/P^*の相関係数は0.014と正の符号に転じている。このことは、REERに対する相対価格の説明力が価格改革により若干なりとも高まっていることを示している。

そしてNEERをさらに1米ドル当たりの人民元の価値（Yuan/$）とそれ以外の通貨1単位に対する人民元の価値に分ける。この結果,（米ドルを除く）NEERとREERの相関係数は－0.82という値を示し、REERの変動は米ドル以外の通貨に対する人民元の名目為替レートの変動に大きく依存していることが分かる。またこの事実は図表2からも明らかである。とりわけ1994年以降は人民元の対米ドルレートはほぼ一定であるのに対して、米ドル以外の通貨に対する為替レートは顕著な増価傾向を示している。人民元の対米ドルレートが1994年に管理変動相場制に移行した後にも、殆ど一定であることは中国が米ドル連動制を採用していることを反映している。

また、図表3から人民元は香港ドルに対しても安定的な為替レートを維持している。これは香港が米ドルに対して固定相場制の一種であるカレンシーボード制を採用していることから、人民元と香港ドルの間の為替レートが事実上固定していることに起因する。同図表より1995年中旬から発生した人民元の名目実効為替レートは、日本円が米ドルに対して減価したこと、並びに比較的緩やかではあるがドイツマルクが同様に米ドルに対して減価したことによる日本円とドイツマルクに対する人民元の増価に起因するものであることが分かる。1997年7月に発生した東アジア地域の経済･金融危機を背景に、人民元は韓国のウオンに対して1998年2月までに累積で約55%増価し人民元の名目実効為替レートの増価に寄与した。しかし、それ以降は韓国政府がIMF支援の経済調整プログラムを積極的に実行するようになって市場関係者によるウオンに対する減価期待が修正されてからは、ウオンが米ドル対して増価するようになっている。これに対して東アジア地域の経済・金融危機が比較的緩やかではあるが同様に影響を受けたシンガポールに対しては、1998年2－4月を除いて人民元は依然として増価傾向を示している。

<u>購買力仮説の検定</u>

こうして、1995年中旬からの人民元の名目実効為替レートは価格格差が拡大しているにも関わらず増価しており、購買力平価（PPP）仮説は成立していないように思われる。PPP仮説は、名目為替レートの決定理論における為替レートの均衡状態を示す1つの見解を表

している。通常、短期的には名目為替レートの調整速度が財価格の調整速度を上回ることが多いので名目為替レートがオーバーシュートし、相対的 PPP は短期的には成立しないことがある。また一時的な実質的ショックが発生することにより実質実効為替レートの均衡水準が一時的に変化することにより PPP が短期的に成立しないこともある。いずれの場合も一時的な不均衡現象であり、長期的には PPP は成立する可能性がある。

PPP 仮説は一物一価の法則に基づいている。即ち、いかなる貿易財も輸入数量制限、関税、その他の貿易障壁がないならば、財市場において裁定が働き各国間の価格は同一通貨建で等しくなる（第 2 式参照)。

$$P_a = E \cdot P_a^* \tag{2}$$

P_a は a 財を自国通貨で表した価格、P_a^* は a 財を外国通貨で表した価格、E は自国通貨表示の 2 国間の名目為替レートである。次に、第 2 式を全ての貿易財に対して集計すると一物一価の法則は PPP 仮説と呼ばれる（第 3 式参照)。

$$P = E \cdot P^* \tag{3}$$

P は自国の総合物価水準、P^* は外国の総合物価水準を表している。第 3 式は「絶対的な PPP」仮説が成立している状態を表している。しかし実際には、輸送費、関税、非関税障壁が存在することから財市場の分断化が発生し、各国間の物価水準の間に格差が生じることが多い。もしこれらの分断化要因（B）が長期にわたって一定であるならば、PPP は B を含めれば成立することになる（第 4 式参照)。

$$P = B \cdot E \cdot P^* \tag{4}$$

通常、P と P^* には消費者ベースの物価水準を用いることが多い。第 4 式を E で書き換えて, P^* を自国の貿易対象諸国とし、E を NEER で表す。そしてこれらの変数を対数表示（L）で表すと第 5 式となる。

$$L(NEER) = L(P) - L(P^*) \tag{5}$$

第 5 式のように対数表示あるいは変化率で表した PPP 仮説は「相対的 PPP」仮説と呼ばれている。相対的 PPP 仮説が存在する場合には、第 5 式の L(P) と $L(P^*)$ が同じ比率で上昇する場合には L(NEER)は変化しないという同次性条件（homogenity condition)、並びに L(P) と $L(P^*)$ の係数が絶対値は同じだが逆の符号をもつという対称性条件（symmetry

condition）を充たしていると考えられる。これに対して、相対的 PPP の weak-form として、これらの条件を緩和して L(NEER),L(P), L(P*)の関係を共和分方程式で表せる場合に PPP が成立すると考える見解もある。実証分析では、後者の見解にもとづいて PPP 仮説の検証を行うことが多い。その理由は、各国の総合物価水準の中に含まれる財の性質、種類、各財に適用するウエイトが異なっていたり、財の相対価格が変化したり、測定誤差により、第５式は必ずしも成立しないからである。

そこで PPP が相対的 PPP の weak-form として成立しているか否かを制約なしの VAR アプローチを用いて、第６のようにｔ期の各変数をモデルに含まれる全変数のラグに回帰する。右辺のラグ変数は定義より撹乱項と相関していないので、決定係数が過大になったりｔ値が過大となってき帰無仮説が正しくても棄却されやすいといった見せかけの回帰（spurious regression）の問題を憂慮することなく重回帰分析が可能となる。VAR アプローチは、変数間の関係について先験的な仮定やどの変数が内生変数あるいは外生変数であるかを決めておく必要がないという利点がある。この手法は、誘導型システムを操作して潜在的に内生変数であると思われる一連の変数の間に見られる共同の動きを特定化するものである。

$$Z_t = \Sigma \; A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (6)$$

Z_t:　モデルで用いられている全変数に関する観測値の３×１の行列ベクトル。
　　$Z_t' = [L(NEER_t)、L(P_t)、L(P^*_t)]'$

ε_t:　系列相関のない撹乱項の３×１の行列ベクトル、非対角共分散行列を持つ。

A：　行列A_iはゼロ要素を含まない３×３のベクトル。

ここでZ_tが１次に和分され、Z_t ~I(0)でZ_t は単位根（unit root）をもつと仮定する。

$$\Delta Z_t = \Sigma \; \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (7)$$

$\Gamma_i = -I + A_1 + A_2 + \ldots\ldots + A_i$　（Ｉは単位行列）

$\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \ldots\ldots - A_k)$

Γは短期係数行列、Πは長期係数行列を表す。

ＶＡＲモデルは、第７式のように変形しｒで表すΠ行列の階数（rank）に注目する。ここでは３変数を用いているので、階数は最大で３となる。Granger Representation Theorem によると、階数が 3 より少ない場合にはΠはΠ＝α×β´と表すことができ、αとβはそれぞれ３×ｒの行列である。このとき、β行列は共和分行列（cointegrating matrix）と呼ばれβ´Z_t ~I(0)となる。この場合、モデルの確立変数、L(NEER$_t$)、L(P_t)、L(P^*_t)

は共和分ベクトルβ_1、β_2、β_3で共和分されている。この共和分ベクトルを標準化（normalize）したベクトルは、変数間の長期的な関係を表すパラメーターとして解釈できる。αは調整行列（adjustment matrix）と呼ばれ、エラー＝コレクションメカニズムとして左辺に長期関係を表す関係式の誤差項のラグ変数として含まれる値の均衡水準への調整速度を表す。このモデルにさらに定数項、トレンド、季節ダミーなどを含めて Johansen 手法を用いて計測を行う。

まず購買力仮説のモデル化を行う前に、$L(NEER_t)$、$L(P_t)$、$L(P^*_t)$が単位根をもっているか否かを拡張型 Dickey－Fuller（ADF）検定で行う。表１は、これらの変数が単位根をもつという帰無仮説を棄却できないことを示しており、全変数が I(1)で１次和分されていることが明らかである。次に、$L(NEER_t)$、$L(P_t)$、$L(P^*_t)$を VAR モデルで測定をおこない、Πの階数を判定した。共和分判定は、ゼロでない要素をもつ行ベクトルが少なくとも１つ存在するか否か、すなわち少なくともΠの階数が１つ存在するか否かを判定することにある。判定は、Johansen によって提示されて２つの統計量、１つはトレース（Trace）と呼ばれる最大で$r \leq n$の共和分ベクトルが存在するという仮説に対する統計量、もう１つは$r+1$の共和分ベクトルが存在するという対立仮説に対して多くても r の共和分ベクトルが存在するという帰無仮説を検定する最大固有値統計量（maximum eigenvalue statistics）を用いた。共和分ベクトルが存在する場合のパラメータの推定はΠの線型的に独立した行の値から得られる。同時推定法に起因するバイアスや残差の系列相関の問題は VAR の特定化により排除することができるので、標準誤差はバイアスがかからず標準仮説の検証を可能とする。

Πの階数に関する仮説の検定に用いる２つの統計量の分布や共和分ベクトルのパラメーターの推定は定数項やトレンド項の（ここでは３×１のベクトル）の特定化、自己回帰項に含まれるラグ数などに依存する。従って共和分検定を行うには、ジェネラルからスペシフィックに降りていく手法をとる。すなわち、まず第３式に定数項とトレンドを含め１次に和分されている変数を全て含め、十分なラグととって計測する。そして、統計的に優位でないラグをまず段階的に排除して計測し、次に統計的に優位でないファンダメンタルズを段階的に排除して計測し、さらにトレンドや定数項を排除して計測するプロセスを踏むのが適切である。そして最終的な共和分方程式は、それらの変数がなければ共和分関係がデータによって棄却されるか否か、各共和分ベクトルのパラメーターの符号が理論的な見地から判断して適切か否か、パラメーターの値が統計的にゼロと異なるか否かという基準に基づいて推計する。

トレンド項を含めた共和分分析の推定結果は、Πは階数がゼロでありこれらの変数が長期的な関係において共和分していないことが分かる（表２を参照）。しかし符号に関しては、

中国の価格水準は正の符号を外国の物価水準は負の符号をとり、理論的に期待される符合と一致している。PPP が成立しないという推定結果はとくに市場主義経済へ移行している諸国で多く見られ、これらの諸国では実質実効為替レートの均衡水準が変動しており実際の実質実効為替レートの変化は均衡水準への調整過程を表すことが多い。従って、PPP にもとづいた実質実効為替レートのミスアライメントの判定は適切ではないという指摘が多くなされている (Halpern and Wyplosz, 1977)。

III. 実質実効為替レートの均衡分析

第 2 章では、相対的な PPP が短期だけでなく中・長期的な関係として成立していないことが明らかとなった。相対的な PPP が成立しない理由として、実質実効為替レートの均衡水準自体が永続的な実質的ショックを経験する場合と名目的なショックに反応する場合とある。中国は 1978 年に開放化政策を採用して以来、数々の構造改革を経験しており大規模でかつ永続的な実質的・名目的ショックを経験している。名目的ショックは実際の実質実効為替レートの均衡水準からの乖離を促し、不均衡現象を発生する。実質的ショックは実質実効為替レートの均衡水準自体を変化させ、物価の調整または名目実効為替レートの調整が緩慢な場合には実際の実質実効為替レートから乖離し不均衡現象を発生する。しかし、実質実効為替レートの変化は均衡現象への調整経路を反映している場合もある。不均衡現象が発生している場合にはなんらかの政策的対応が必要であるが、均衡現象を反映している場合には問題とはならない。この章では、まず実際の実質実効為替レートの長期的な動向、すなわち均衡経路を明らかにする。

実質実効為替レートは、第 8 式のように総合物価の相対比率として表すことが多い。この自国と外国の一般物価、P と P^*は、それぞれ貿易財価格 (P^T, P^{T*}) と非貿易財価格 (P^N, P^{N*}) の加重平均として表すことができる (第 9 式と第 10 式を参照)。自国と外国の貿易財価格に適用されるウエイトをそれぞれ $1-a_t$, $1-a_t^*$, 自国と外国の非貿易財価格に適用されるウエイトをそれぞれ a, a_t^*で表す。それぞれの変数を対数表示する。貿易財価格に基づく実質実効為替レートを $REER^T$ で表す (第 11 式を参照)。

$$L(REER_t) = L(P_t) - L(P_t^*) - L(NEER_t) \quad (8)$$

$$L(P_t) = (1 - a_t) \times L(P_t^T) + a_t \times L(P_t^N) \quad (9)$$

$$L(P_t^*) = (1 - a_t^*) \times L(P_t^{T*}) + a_t^* \times L(P_t^{N*}) \quad (10)$$

$$L(REER_t^T) = L(P_t^T) - L(P_t^{T*}) - L(NEER_t) \quad (11)$$

第 9 式と第 10 式を第 8 式に代入し、第 11 式を用いると実質実効為替レートは第 12 式のよ

うに表すことができる。

$$L\ (REER_t) = L\ (REER_t^T) + a_t \times [L\ (P_t^N) - L\ (P_t^T)\ ] - a_t^* \times [L\ (P_t^{N*}) - L\ (P_t^{T*})\ ] \qquad (12)$$

第 11 式をもとにして、実質実効為替レートの長期的な均衡レートを決定する要因を検討する。均衡における実質実効為替レートとは「国内均衡（完全雇用と非貿易財市場の均衡が成立している状態)」と「対外均衡（持続可能な資本収支に支えられた経常収支の状態、または現在の経常収支と将来の経常収支の割引現在価値を加えた総額がゼロとなるような経常収支の状態)」を同時に成立させるレートであると定義することができる。

図表 4 は（外国の非貿易財と貿易財の相対価格を所与とした場合の）実質実効為替レートの均衡水準を示している。小国経済のもとで財を貿易財と非貿易財（輸出価格と輸入価格は外的に与えられ所与とする）に大別し、縦軸に貿易財の生産量と需要量を横軸に非貿易財の生産量と需要量をそれぞれとったものである。QQ'曲線は貿易財と非貿易財の生産可能性曲線を表し、UU'曲線はこれら 2 財の効用曲線を表している。QQ'曲線と UU'曲線に接している負の勾配をもつ直線は非貿易財価格を貿易財価格で割った比率であり、実質実効為替レートを表している。図表では、非貿易財市場は需要と供給が一致して均衡しており、貿易財市場は貿易収支の赤字が持続可能な資本流入で維持されていると仮定する。従って、図の実質実効為替レートは均衡水準にあるといえる。

<u>均衡実質実効為替レートのファンダメンタルズ</u>

こうして均衡における実質実効為替レートは対外均衡と国内均衡の定義に伴う「望ましいパーフォーマンス」に関する基本的な見解に基づいており、この見解は一連の明確に定義された変数によって表される経済状態における為替レートを反映している。従って均衡における実質実効為替レート（$REER_f$）の測定には、ファンダメンタルズと呼ばれるある観察期間に中心的に存在する考えられる一連の重要な経済変数を識別することを伴う（第 13 式を参照)。

$$REER_{f,\ t} = a_1X_{1,\ t} + a_2X_{2,\ t} + \ldots + a_nX_{n,\ t} \qquad (13)$$

実質実効為替レートの評価は、実際のレート（$REER_a$）がそれを決定する要因（ファンダメンタルズと呼ぶ）と整合性があるか否かの判定に基づいている。もちろん、実際の実質実効為替レートは循環的または一時的な要因（$T_{1,\ t}$、$T_{2,\ t}$、…、$T_{n,\ t}$）または確率的な撹乱要因（e）によって中･長期的な均衡為替レート（$REER_f$）と異なることがある（第 14 式)。

$$REER_{a,t} = REER_{f,t} + a_1T_{1,t} + a_2T_{2,t} + \dots + a_nT_{n,t} + e_t \qquad (14)$$

実質実効為替レートが短期的な要因に反応してシステマチックに変動する場合には、実質実効為替レートは短期的決定要因と整合していると考えられる。従ってこのような場合には、短期的均衡状態にあるといえる。このことから、観察される実質実効為替レートとファンダメンタルズで決定される均衡実質実効為替レートとの比較は一時的な要因をコントロールして実行する必要がある。

ファンダメンタルズは、以下のように国内的な要因、対外的な要因、その他の要因に分類できる。すなわち、均衡実質実効為替レートは対外均衡と国内均衡の両方に影響を与える幾つかの変数の関数であり、単一の値ではなく時系列的な均衡値の軌跡であると考えられる。

1．国内的な決定要因

Balassa-Samuelson 効果：(+)

貿易部門の生産性の増加率が非貿易部門の生産性の増加率を趨勢的に上回る場合に、生産性の増加による輸出の増加と（輸入可能財の生産の増加による）輸入の低下による貿易収支の改善、並びに正の所得効果による非貿易財の超過需要により非貿易財価格が相対的に上昇する。また貿易部門の生産性の改善にともなう賃金の上昇が、非貿易財部門の賃金の上昇ももたらし非貿易財の価格を上昇させる。従って、生産性の増加率の格差が拡大（縮小）することにより均衡における実質実効為替レートは増価（減価）する。Balassa-Samuelson 効果は、第 12 式の非貿易財の相対価格（P^N/P^T）を上昇させることで実質実効為替レートの均衡水準は増価する。

財政政策：(＋または－)

政府が貿易財に比べて非貿易財に対する支出を増やす（減らす）等の構造的な支出構成の変化は、非貿易財に対する需要を増大（低下）することで非貿易財価格を相対的に上昇（下落）させる。従って、より非貿易財（貿易財）に傾斜した財政支出に転換することは P^N/P^T を上昇（下落）させることで、均衡における実質実効為替レートを増価（減価）させる。一般的に、政府の固定資本投資は貿易財が占める比重が大きいと考えられることから、投資の拡大（縮小）は均衡における実質実効為替レートを減価（増価）させる。また、政府の経常支出はサービスなどの非貿易財が占める比重が大きいと考えられるので、経常支出

の拡大（縮小）は均衡実質実効為替レートを増価（減価）させる。

また財政収支の構造的な悪化（改善）は、Mundel=Flemming モデルに基づくと IS 曲線を右下（左上）にシフトすることで金利を上昇（低下）させる。国際資本取引きが自由に行える場合には、内外金利格差の拡大により資本流入が発生し名目実効為替レートは増価する（減価する）。これを Mundel=Flemming モデルに基づく効果と呼ぶ。価格が硬直的な短期では実質実効為替レートも増価（減価）するし、生産要素が完全に利用されていない状態では長期的にも実質実効為替レートは増価（減価）する。他方、財政収支の悪化（改善）は経常収支が悪化（改善）することで純対外資産が減少（増加）する。この結果、対外投資からえられる利子や配当等の収入が減少（増加）し経常収支は悪化（改善）する。そしてこの対外不均衡を改善するために、名目実効為替レート（ならびに短期では実質実効為替レート）は減価（増価）する。これは、ストック＝フロー効果と呼ばれている。生産要素が完全に利用されていない状態では長期的にも実質実効為替レートは減価（増価）する。従って、財政収支の悪化はこの２つの相反する効果の大きさに依存する。

輸入関税、輸入割当、輸出税（＋）

輸入関税率の上昇（低下）や輸入割当の拡大（縮小）は、輸入財の国内価格を高める（下げる）。このことから非貿易財は超過需要（超過供給）を発生し、非貿易財価格を相対的に上昇（下落）させる。また輸出税の上昇（下落）は輸出が減少することから輸出財の超過供給（超過需要）を発生し、非貿易財の価格を上昇（下落）させる。いずれの場合も、均衡における実質実効為替レートは増価（減価）する。

技術進歩：(＋)

経済全体における技術進歩による所得の増大は、非貿易財の需要の所得弾力性が１を上回る場合には非貿易財価格の上昇を促す。従って、均衡における為替レートは増価する。とくに市場経済体制に移行している諸国は、非効率な資源配分システムから価格ベースの資源配分システムへ、生産･雇用最大化から利潤最大化へ移行することにより経済構造が大きく転換することから、この効果は極めて大きいと考えられる。また金融部門、経営管理コンサルテングやマーケテング部門の発展が経済全体に与える外部効果も大きい。これらの要因により包括的な経済改革を開始した当初や抜本的な改革の過程においては、生産性の著しい上昇がおこると考えられる。

2．対外的な決定要因

交易条件：(＋または－)

交易条件の上昇（低下）は、輸出財の価格が輸入財の価格に比べて上昇（下落）することを意味する。これにより輸入財に対する需要が増えて（減って）非貿易財に対する需要が低下（増加）することから、均衡実質実効為替レートは減価（増価）する（代替効果）。しかしその一方で、交易条件の上昇（低下）は所得の上昇（減少）をもたらす。この結果、貿易財と非貿易財の需要を拡大（低下）することから貿易財部門の貿易収支の悪化（改善）と非貿易財部門の需要超過（供給超過）が発生する。従って、均衡実質実効為替レートは増価（減価）する（所得効果）。このことから、交易条件の上昇（低下）は代替効果と所得効果の大きさにより均衡における実質実効為替レートの増価または減価をもたらすと考えられる。多くの実証分析は、所得効果が代替効果を上回るという結果を示している（例えば、MacDonald,1997）。

移転（トランスファー）収支：(＋)

純移転収支の改善（悪化）は所得効果を通して貿易財と非貿易財に対する需要を高める（減らす）。この結果、経常収支は改善（悪化）し、P^N/P^Tは上昇（低下）する。そして非貿易財市場の不均衡を解消するために、均衡における実質実効為替レートは増価（減価）する。

世界実質金利：(＋または－)

世界の実質金利が低下（上昇）することは自国との金利格差を生じることから、資本流入（資本流出）を誘発する。この結果、自国の対外的な純債権者としてのポジションが低下する（高まる）。このことは長期的には自国の外国からの利子・配当収入を減らし（増やし）経常収支を悪化（改善）させる。そして経常収支を持続可能な状態に戻すために、均衡における実質実効為替レートは減価（増価）する。

しかし短期的に資本流入額が債務支払額を上回（下回）る場合には、実質実効為替レートの動向が上記と反対になることがある。多額の資本流入は財・サービスへの支出を増やし（減らし）、移転収支の改善と同様にP^N/P^Tを上昇（低下）させからである。このような状態は、2国間のアンカバーの金利平価（uncovered interest parity）にFisher効果を代入して表すことができる。アンカバーの金利平価をｔ期の名目国内金利$R_{d,t}$、ｔ期の名目外国金利$R_{f,t}$、ｔ期に期待されるｔ＋ｉ期の名目為替レートの変化$E_t[\Delta E_{t+i}]$で表す（第15式を参照）。

$$R_{d,t} = R_{f,t} + E_t[\Delta E_{t+i}] \tag{15}$$

E_tは条件付期待オペレーター、Δは第一次差分オペレーターを表している。第15式にt期の名目金利をt期の実質金利とt+i期に期待される2国間の名目為替レートの総和で表した自国と外国のそれぞれのFisher方程式、$R_{d,t} = r_{d,t} + E_t[\Pi_{d.t+i}]$ と $R_{f,t} = r_{f,t} + E_t[\Pi_{f.t+i}]$を代入すると、第16式として表わせる。

$$E_t[\Delta E_{t+i}] = (r_{d,t} - r_{f,t}) + (E_t[\Pi_{d.t+i}] - E_t[\Pi_{f.t+i}]) \tag{16}$$

第16式は、2国間の実質為替レート（RER）で書き換えて第17式として表せる。

$$RER_{d.t} = E_t[RER_{d.t+i}] + (r_{d,t} - r_{f,t}) \tag{17}$$

$E_t[RER_{d.t+i}]$ を金利格差以外で説明できるt期のファンダメンタルズを表すと仮定する。そして均衡における実質為替レートは、第18式第1項の金利格差以外のファンダメンタルズと第2項の実質金利格差とに区分して表すことができる。この結果、その他のファンダメンタルズを所与として、自国の実質金利が外国のそれを上回る（下回る）場合には、実質為替レートは増価（減価）する。

$$RER_{d.t} = RER_{f,t} + (r_{d,t} - r_{f,t}) \tag{18}$$

3．その他の要因

貿易財の不完全代替　（＋または－）

その他の要因として貿易財が差別化されていて不完全代替であったり、不完全競争の下で生産されている場合が考えられる。この場合には貿易財のPPP仮説は必ずしも成立しない。従って、第8式の$REER_t^T$が変動する可能性がある。符号は正負どちらもとりうる。

実質実効為替レートの均衡の測定方法

時系列データを用いて均衡における実質実効為替レートを測定する。実質実効為替レートの長期的な値（または均衡値）は、ファンダメンタルズの長期的な価値に依存する。従って、実際の実質実効為替レートの長期均衡値からの乖離は一時的な性質をもつ傾向がある。それは、通常時間が経過するにつれてこうした乖離を排除するような自動調整メカニズム

が存在しているからである。従って実質実効為替レートの時系列的な性質は、ファンダメンタルズの時系列的な性質に依存しているのである。

もしファンダメンタルズが（トレンド項を含めると）定常的つまり単位根をもたないのであるならば、実質実効為替レートも（トレンド）定常的である可能性が高い。この場合には、トレンド項を中心に相対的な PPP 仮説が成立する可能性がある。つまり均衡における実質実効為替レートは、実際の実質実効為替レートに定数項とトレンド項を含めて PPP 仮説に基づいた変数をフィットさせることで推計することができる。トレンド項は通常 Balassa-Samuelson 効果を反映していると考えられ、生産性増加率の格差で修正したうえで相対的 PPP が成立すると考えられる。しかし第 2 章より、トレンドを含めた相対的な PPP は成立しないことが明らかとなっている。もしファンダメンタルズが 1 次和分された時系列であるならば、ファンダメンタルズは永続的なショックを受けていると考えられ、実質実効為替レートも 1 次和分している可能性が高い。従って、実際の実質実効為替レートの永続的な変化はファンダメンタルズの永続的な変化によって引き起こされていると考えられ、相対的な PPP は成立していないという第 2 章で得られた結論を裏付けることになる。

もし実質実効為替レートをファンダメンタルズと結びつける理論が正しいのであれば、実質実効為替レートとファンダメンタルズの間に共和分の関係が存在していることになる。そしてこの共和分方程式から得られる残差は、実際の実質実効為替レートとファンダメンタルズによって推定される長期的な値との乖離を表している。従ってこの乖離は定常的プロセスとなるはずである。共和分方程式は静態的（static）な性質を持ち、この方程式のパラメーターの最小自乗法による推定は、サンプル数が増えるにつれて通常よりも急速に真の値に収束することから super－consistent である。すなわち共和分関係が存在することが明らかとなれば、調整のダイナミックスに関する先見的な知識がなくても長期的な均衡実質実効為替レートの consistent な推定が得られることを意味する（Montiel,1997）。

均衡実質実効為替レートの推定には、まず実際の実質実効為替レートと各ファンダメンタルズがそれぞれ単位根をもっているか否かを検定する。そしてこれらの変数の間に共和分関係が成立しているか否かを検定する。さらに共和分関係が成立していることが明らかになった場合には、共和分方程式によってフィットした値を長期的な均衡実質実効為替レートを推定しているとみなし、その残差が実際と長期均衡値の乖離を表していると考える。

<u>データについて</u>

均衡における実質実効為替レートの推定にファンダメンタルとして利用が可能な変数は、米国の実質金利(USINT)、政府の消費支出額の対 GDP 比（GCON）、政府の固定資本投資

額の対 GDP 比（GINV）、実質石油価格（ROIL）、中央銀行の外貨保有額の対 GDP 比（FOREX）、そして輸出額と輸入額の総計の対 GDP 比（OPEN）であった。上記で説明した全てのファンダメンタルズを表す指標を用意することは、データの制約上不可能であった。

データは 1981 年 1 月から 1998 年 8 月までの月次データを用いた。GCON, GINV, FOREX, OPEN 変数の構築に必要な GDP の月次データは、次のような手順で推計した。第 1 に、IFS から GDP の年次データを入手し、中国統計年鑑から農業、工業、サービスの年次データを入手してそれぞれの GDP に占める割合を導びいた。第 2 に、月次ベースの農業部門の付加価値データは、中国月刊統計から入手可能であった月次データの農業の全人民所有部門における仕事数のデータから季節要因を推計した。そして、この季節要因を年次ベースの農業の付加価値データに適用して年次ベースの付加価値のデータを推計した。第 3 に、月次ベースの工業部門の付加価値データは、月次ベースの全人民所有部門による全工業生産額データを中国月刊統計から入手して季節要因を推計した。そしてこの季節要因を工業部門の付加価値データに適用して年次ベースの付加価値データを推計した。第 4 に、月次ベースのサービス部門の付加価値データは、中国月刊統計から月次ベースの小売販売額データを入手して季節要因を推計した。そして、この季節要因を年次ベースのサービス部門の付加価値データに適用して月次ベースの付加価値データを導出した。第 5 に、これらの月次ベースの産業別付加価値データを集計して月次ベースの GDP を導出した。

政府の消費支出額と固定資本投資額のデータは、まず中国年鑑統計から年次データを入手して対 GDP 比をもとめた。そして、上記で算出した GDP の月次データをそれぞれの GDP に占める比率に適用して、月次データの政府の消費支出額と固定資本投資額のデータを算出した。米国金利は、IFS より月次データを入手しこれを米国の消費者物価でデフレートして実質金利を算出した。石油価格は、IFS よりスポットの原油価格の月次データを入手しこれを中国の消費者物価でデフレートして実質石油価格を算出した。輸出額と輸入額の月次データは IFS から入手した。

<u>実質実効為替レートの共和分分析</u>

単位根の検定にあたり USINT 以外の全ての変数は、対数（記号は L で表示）を取った。L(REER)を含むこれらの変数に対する定数項を含む拡張型 Dickey-Fuller 検定による結果は、表 3 に示したように L(OPEN)以外は単位根を持ち、1 次に和分されていることが明らかである。L(REER)が非定常的であるという事実は、日本、米国、ドイツ、インドネシア、タイ、フィリピン、マレーシア、東欧諸国など他の多くの諸国でも実証されている（Laszlo et. al., 1997; MacDonald,1997 ; Montiel,1997; Stein,1995）。貿易の自由化の指標と

して一般的に用いられている L(OPEN)は、定常的であることが明らかとなったことから共和分方程式を推計するのに必要なファンダメンタルズから取り除くことにした。図表 5 はファンダメンタルズとして用いた変数（対数表示）をプロットしたものである。

次に、第 3 式の Z_t を $REER_t$, $USINT_t$, $GCON_t$, $GINV_t$, $ROIL_t$, $FOREX_t$ として VAR アプローチを適用する。共和分ベクトルの符号は、米国の実質金利に関しては上記で説明したように正負どちらの符号もとりうる。政府の支出は非貿易財に傾斜している場合には正の符号をとり、貿易財に傾斜している場合には負の符号をとる。通常、消費支出は非貿易財に、投資支出は貿易財が大きく占めると考えられるので、前者は正の符号を後者は負の符号をとると期待される。実質石油価格に関しては、中国は石油を輸出していることから石油価格が上昇することは交易条件が改善することを意味する。従って、所得効果が大きい場合には正の符号をとると期待される。中央銀行の外貨保有額は、輸出額と資本流入額の両方を反映している。現在、国営貿易会社を通じた貿易取引額は全体の 50%を上回っており、また現在のところ輸出の自由化が輸入の自由化にはるかに先行している。従って、貿易の自由化の進展は輸出の増加となって中央銀行の外貨保有額を増大させていると考えられるので、FOREX は貿易の自由化の代替変数とみなすことができる。中国の場合、輸出の自由化は輸出の増加による資源の制約状況を悪化させることがあり、貿易財生産費用が上昇する可能性がある。この場合には、貿易財価格は相対的に上昇することから FOREX のパラメーターは負の符号をとる。しかし輸出の増加により経常収支が改善し、均衡を回復するために実質実効為替レートが増加する必要がある場合には符号は正となる。また FOREX は資本流入とも深く関連しており、上記で説明したようにパラメーターは正負どちらのの符号もとり得る。

検定結果はΠの階数は 1 つであることを示している（第 4 表）。全ての変数に関して第 3 次までのラグを付けて計測した共和分方程式は以下のように表せる（第 19 式）。

$$\begin{aligned} L(REER) = {} & 4.3776 + 0.219\ USINT + 0.75854\ L(GCON) - 1.3939\ L(GINV) \\ & -0.69755\ L(FOREX) + 0.87848\ L(ROIL) + 0.0030933\ Trend \qquad (19) \end{aligned}$$

階数が 1 つであるということは、共和分方程式の残差が定常的であること、従って REER の共和分方程式が存在することを意味する。実証結果から得られた主要な結論は以下のようなものである。

第 1 に、トレンド項は Balassa-Samuelson 効果を反映していると考えられ、トレンド項の上昇は工業部門の労働生産性の上昇による産業間の生産性増加率の格差を生じ、均衡における実質実効為替レートを増価している。測定結果は、1981－98 年の期間に労働生産性の

上昇が実質実効為替レートの上昇に寄与したことを示している。また、トレンド項はその国の技術進歩も表していると考えられる。IMF(1998a)は、中国の労働生産性が 1960－94 年の間に平均 4.5%上昇していること、さらに労働生産性は 1960－73 年の 2.2%から 1973－84 年には 4.3%へ、1984－94 年には 8%へ大きく上昇していることを指摘している。また全要素生産性（total factor productivity)は、1960－94 年の期間に平均 2.6%上昇し、さらに全要素生産性は 1960－73 年の 1.4%から 1973－84 年には 2.2%、1984－94 年には 4.6%へと上昇していることを指摘している。

第 2 に、財政政策は長期実質実効為替レートの動向に対して、重要な説明変数であることが明らかとなった。政府の消費支出の GDP に占める割合の増大は、理論から期待されるように非貿易財への需要を高めて実質実効為替レートを増価することが示された。政府の投資支出の GDP に占める割合の増大は、理論と整合的に貿易財の需要を高めて長期実質実効為替レートの減価に寄与していることを示している。

第 3 に、USINT の上昇は均衡における実質実効為替レートの増価に寄与している。中国の資本流入は元来直接投資が中心であり、また主として香港や台湾が主要な投資家であることから USINT がそれほど重要な変数であるとは思われない。また、中国は直接投資以外の資本流入に関しては、比較的厳しい資本取引規制を導入している。それにも関わらず USINT が REER の共和分関係を説明するうえで重要な変数であるということは、USINT が中国のファンダメンタルズとしての変数の中でデータの制約から測定に含めることができなかった変数の代替変数である可能性が高いことを示唆している。

第 4 に、実質石油価格で表される交易条件は長期の実質実効為替レートの動向を説明するうえで重要な変数である。中国は石油を輸出していることから、石油価格の上昇は交易条件の改善を意味する。石油価格のパラメータが正の符号を持つことは、所得の増加による非貿易財の需要増加という所得効果が、輸入価格が相対的に安価になったことによる貿易財の需要増加という代替効果を上回っていることを示している。しかし、中国の石油生産は最近では全国で最も大きい生産量をもつ大慶油田の生産費用が上昇して伸び悩んでいる。従って、タリム盆地などの西北の油田の開発を急がない限り、石油の輸入は増価することになる。

第 5 に、中央銀行の外貨保有額のパラメーターは負の符号をもち長期における実質実効為替レートの減価に寄与することが明らかとなった。このことは、中国では輸出の増加が中間財などの不足による輸出財の供給に対する制約を高めて貿易財価格を相対的に高めていること、資本流入による対外純債権者ポジションが悪化していることなどを反映していると考えられる。また中国では品質の高い輸入品に対する需要が高いことから、輸出の増加

による所得の上昇によって輸入財への需要が高まり貿易財価格が相対的に高まっているとも考えられる。

第IV章　実質実効為替レートのミスアライメント

ミスアライメントは、実際の実質実効為替レートの均衡水準からの乖離と定義する。ミスアライメントを測定するために頻繁に用いられている手法として、実質実効為替レートをトレンド項に回帰させて得られた残差の大きさを測定する方法がある。この手法はトレンド項を含めた修正された形式において相対的 PPP が成立しているという仮定に基づいている。図表 6 は、対数表示の実際の実質実効為替レートとトレンド項で回帰して得られた実質実効為替レートをプロットしたものである。これによると実質実効為替レートは 1996 年から過大評価となっており、ミスアライメントの規模は平均して 1996 年は 13%、1997 年は 31.9%、1998 年には 42%に達している。とくに 1998 年 8 月になるとミスアライメントは 56%にも達している。しかしこれまでの実証分析から明らかなように、トレンド項を含めたとしても相対的な購買力仮説は長期的にも存在せず、PPP 仮説を前提とするこうしたアプローチは適切でない。

そこで実質実効為替レートのミスアライメントを実際の値と共和分方程式から推計される値との格差と定義する。図表 7 は、共和分方程式により推計される実質実効為替レート（対数表示）と実際の実質実効為替レート（対数表示）をプロットしたものである。図表より以下の特徴がみられる。第 1 に、長期の実質実効為替レートは変動が激しいことを示しており、PPP から予測される実質実効為替レートとは極めて異なっていることが明らかである。

第 2 に、1984－87 年の実質実効為替レートの減価は均衡への調整過程を表していた。しかし、1987－89 年には実質実効為替レートの均衡水準がさらに減価したにも関わらず、実際の実質実効為替レートは増価に転じ、為替レートの過大評価というミスアライメントが生じた。その後は均衡水準が増価に転じ実際の為替レート以上に増価したことから、実質実効為替レートは過小評価となった。

第 3 に、1991—97 年の期間は若干の乖離はあるものの、実際の為替レートは比較的均衡水準の近くに位置しており、大きなミスアライメントは見られなかった。実際の実質実効為替レートは、1994 年から 1997 年まで大幅に増加している。しかしこの手法にもとづくと、この増価傾向はミスアライメントではなく、均衡現象を表していることになる。また同期間における経常収支の GDP に占める割合は、平均して 1%とほぼ均衡していた。このことはタイを発端として 1997 年 7 月から発生した経済・金融危機がインドネシアや韓国に甚大な

影響を及ぼしたのとは対照的に、1997 年の中国は通貨攻撃を回避し為替レートは比較的安定的で高い経済成長を維持したことと深い関係があると思われる。

第 4 に、1998 年に入ってからは実質実効為替レートの均衡水準が減価しているにも関わらず実際の為替レートは増価しており、為替レートの過大評価というミスアライメントが発生している。ミスアライメントの規模は、1998 年 1 月から 8 月まで平均で 36.7%、とくに 8 月には 42%に達していることが分かる。このような最近のミスアライメントの拡大傾向は、100 億ドルにも達するといわれている最近の海外への不法送金や外貨の密輸などの違法な外貨流出の拡大に反映されている。また、ミスアライメントは輸出の停滞にも寄与していると考えられる。中国政府はこうした状況に対して、人民元の為替レートの安定を維持するために幾つかの対策を施している。例えば、1998 年後半には外貨借入れの期限前返済の禁止、10 万米ドル超の輸入決済に対する税関の事前許可の義務づけ、保税区の商社による人民元の外貨への交換停止などを実施して外貨管理を強化している。また 1999 年 1 月からは偽の輸出入申告書を瞬時に判別できるコンピューターシステムを稼動させている。

第 5 に、この実証結果と修正した PPP 仮説に基づく上記の実証結果との大きな相違は、PPP が成立するか否かを判定しないままに従来の手法でミスアライメントに関する結論を導くことは、きわめて misleading であることを示唆している。

ミスアライメントの調整速度

実質実効為替レートがファンダメンタルズと共和分関係にあることは、実際の実質実効為替レートの均衡水準からの乖離、すなわちミスアライメントが永続化することはないことを意味している。すなわち、やがて実質実効為替レートが均衡水準に収束していくメカニズムが存在していることを示唆している。図表８の上図はミスアライメントをプロットしたものである。図表からミスアライメントが定常的であることが明らかである。また 1998 年に入ると実質為替レートは過大評価されていることが明らかであるが、乖離の規模は過去と比較して必ずしも大きいとはいえない。次に、ミスアライメントから季節要因が寄与している部分をとりのぞいてみたところ、ミスアライメントの動向は修正しない場合とほとんど変わっていない（図表８の下図を参照）。従って、ミスアライメントは循環的な季節要因以外の理由で発生していると思われる。

ミスアライメントは大きく分けて 2 つの短期的な要因によって発生していると思われる。ひとつは、ファンダメンタルズなどの実質的な撹乱要因（ショック）への対応プロセスを表しているとみるもので、もうひとつは価格や賃金が短期的に硬直的であることによる名目的なショックへの対応プロセスを表しているとみることができる。ここでは実質的なシ

ョックへの対応プロセスに焦点を当てることにする。そこで実際の実質実効為替レートの短期的な変動をファンダメンタルズによって説明するモデルとして、ベクトル・エラー・コレクション・メカニズム（VECM）モデルを構築し調整速度を検討する。

VECM モデルは、第 7 式から parsimonious（倹約型）VECM モデルに誘導化する。手順としては、第 1 に第 19 式で表される長期的な関係をもとにしたベクトル自己回帰を I(0) システムに写像してリカーシブ最小自乗法（recursive least squares）を用いて推計する。例えば、$L(REER_t)$、$L(REER_{t-1})$、$L(REER_{t-2})$、$L(REER_{t-3})$ は $\Delta L(REER_t)$、$\Delta L(REER_{t-1})$、$\Delta L(REER_{t-2})$ に差分として写像させ、変数の第 1 次ラグ、$L(REER_{t-1})$ のみがレベルとしてシステムに含まれる。第 3 章で共和分方程式を導出する際にラグは第 3 次まで用いたので、ここでは第 1 次差分、第 2 次差分、ならびに第 3 次差分を用いる。そして、全ての変数の第 1 次差分から第 3 次差分まで、ならびにトレンド項を含めて回帰分析する。第 2 に、Regressor に対する F 検定結果にもとづいて統計的に優位でない変数をシステムから排除する。そして $\Delta L(REER_t)$ 方程式の $L(REER_{t-1})$ のパラメータはエラー・コレクション・パラメーターであることから、このパラメータの符号と統計的優位性に注目する。このパラメータが負の符号をとる場合には、乖離が縮小するメカニズムが存在することを意味する。L(REER) のエラー・コレクション方程式の推定結果は以下の通りである。

$$
\begin{aligned}
\Delta L(REER) = & +0.315 + 0.251\Delta L(REER_{-1}) - 0.00004\Delta(USINT_{-1}) + 0.587\Delta L(GCON_{-2}) \\
& \quad (1.605) \qquad (3.587*) \qquad (-0.007) \qquad (2.968*) \\
& + 0.078\Delta L(ROIL_{-1}) - 0.089\Delta L(ROIL_{-2}) - 0.05L(REER_{-1}) - 0.08L(GCON_{-1}) \\
& \quad (2.354**) \qquad (-2.599*) \qquad (-2.191**) \qquad (-1.286) \\
& + 0.004USINT_{-1} - 0.003L(FOREX_{-1}) + 0.007L(GINV_{-1}) + 0.017L(ROILT_{-1}) \\
& \quad (1.283) \qquad (-0.367) \qquad (0.247) \qquad (1.366) \\
& -0.0003Trend \\
& \quad (-1.544)
\end{aligned}
\tag{20}
$$

( )は t 値を表す。

L(REER)方程式の標準誤差: 0.038

Log likelihood = 3541.2

Log | Ω | = -34.2

第 20 式より、実質実効為替レートが均衡水準にくらべて 100%増価するようなショックに対して、実質実効為替レートは次の月に 5%減価することが分かる。このエラーコレクション項のラグのパラメーターは負の符号をもっており、統計的にも優位である。同様に、政府の消費支出、投資支出、トレンドなどのショックに対して、実質実効為替レートは次の

月に均衡値との乖離を縮小するように変化する。しかし、実質実効為替レートは実質米国金利、中央銀行の外貨保有額、実質石油価格のショックに対しては、統計的に優位でないものの符号が正しくない。また実証結果は、統計的に優位ではないが政府の消費支出のインパクトは実質為替レートのインパクトよりも大きいことを示している。

こうして実証結果は長期均衡の実質為替レートが実際の実質為替レートに対して統計的に優位でかつ比較的大きな影響を及ぼしていること、すなわちある程度政策的に決定されるNEER を所与として相対価格が REER を均衡における REER に収束するように調整する傾向があることを示している。しかし調整速度はけっして速いわけではないことは強調すべきである。

実質ショックに対するインパルス・リスポンスについて

ここでは、実質的なショックが発生して実質実効為替レートが均衡水準から乖離した場合に、実質実効為替レートがこれらのショックに反応して均衡水準に戻るまでにどれだけの時間が経過するのかという短期的なダイナミックスを検討する。この手法の利点は、あるファンダメンタルズの一単位のショックが実質実効為替レートに影響を及ぼす場合に、このショックが他のファンダメンタルズにも影響を及ぼす場合も VAR アプローチを通して考慮していることにある。これによりファンダメンタルズに対する実質実効為替レートの短期的なダイナミックな反応を描くことが可能となる。またこの手法は、ショックが全くない状態を t=0 期として、t=1 期にあるファンダメンタルズが変化してショックが発生した場合にどれだけの月数を経て実質実効為替レートがゼロの状態に収束するのかに注目する。

図表９は、（対数表示の）実質実効為替レートとファンダメンタルズの変化に対する実質実効為替レートの変化についての VAR のインパルス・リスポンスを示している。これによると、各ショックが実質実効為替レートに与える影響は政府の投資支出を除いては優位であり、かつショックの影響は比較的短期間で収束していることが分かる。実質実効為替レートの反応は、実質実効為替レートのショック、米国実質金利に対して大きく反応することが明らかである。例えば、ｔ=0 期に実質実効為替レートが 1%増価すると、次の月には実質実効為替レートは 4%増価してオーバーシュートしてから、t=2 期から t=3 期まで減価している。完全に均衡水準に戻るのには８ヶ月ほど経過している。次に、t=0 期に米国の実質金利が 1%上昇すると、実質実効為替レートは t=1 期では変化せずに t=2 期から t=3 期にかけて 4%近くまで減価して反応する。そして t=4 期から t=7 期まで増価傾向に転じてからは、t=11 期まで徐々に均衡水準に収束する。

そして政府の消費支出ショックに対しては、実質実効為替レートは t=2 期に 1%増価し、t=3

期には0.5%ほど減価して均衡水準に収束している。さらに、実質石油価格の上昇ショックに対して、実質実効為替レートはt=2期からt=3期にかけて1%ほど増価してからt=6期まで減価している。対照的な反応は中央政府の保有する外貨保有額ショックに対して見られる。実質為替レートはt=0期の外貨保有額が1%上昇に対してt=2期からt=3期にかけて1.25%減価し、t=4期に増価して均衡水準へ収束する方向に向かっている。どちらも均衡水準に復帰するのに8ヶ月ほど経過している。全体として、実質実効為替レートは実質的なショックに対しては最長でも11ヶ月というVECMから得られた結論と比べると比較的短期間に均衡水準を回復していることが分かる。

実質実効為替レートの最近の過大評価について（サンプル期間以降の分析）

第4章の初めに示した分析結果より中国の実際の実質実効為替レートは、1998年に入ると過大評価されていることが明らかとなった。図表7よりこの過大評価は均衡における実質実効為替レートが減価したことにより乖離が生じたことが分かる。またこの実質実効為替レートの均衡水準の減価傾向は、米国の実質金利の下落、実質石油価格の低下傾向、中央銀行の外貨保有額の上昇傾向に起因することが分かる（図表5を参照）。近年の中央銀行の外貨保有額は、主として輸出の増加、ポートフォリオやそのほかの形態による対外債務の増加による資本流入によって増えている（表5を参照）。1998年度の詳細なデータは現在のところ入手できないが、中央銀行の外貨保有額の蓄積は、増加率は低下しているものの輸出に起因していると思われる。

こうした実質実効為替レートの過大評価を修正するためには、価格水準を引き下げるか、あるいは名目実効為替レートを引き下げるかのどちらかの政策を採用する必要がある。しかし政策的な結論を導く前に、実証分析に用いられたサンプル期間（1981年1月から1998年8月）以降に実際の実質実効為替レートがどのような動向を示しているのかを検討する必要がある。1998年8月以降にみられるファンダメンタルズの変動の中で、とくに明記すべきことは1999年2月中旬現在で人民元が日本円、韓国のウオン、シンガポールドルに対してそれぞれ26%、14%、3.6%減価したことである。このことは、人民元が米ドルやドイツマルクに対してはほとんど変化がないことから、名目実効為替レートは1998年8月から1999年当初までに約7.5%減価したことを意味する。

また中国の物価指数は、現在、低下傾向にあり、1998年度のインフレ率はマイナス0.7%であった。これに対して、同時期の物価は米国が3%、日本が0.4%、ドイツが1%、香港が3%と推定されている（IMF,1998b）。中国の物価水準の上昇率は1996年から低下傾向にあり、とりわけ1998年当初からマイナスとなっている（図表１０を参照）。これは中国経済が1993-94年にかけて平均13%の高度経済成長を実現し、経済の加熱状態に起因するイ

ンフレ圧力の上昇に直面したことで、1995－97年に政府が経済安定化政策を採用したことを反映している。採用された主要な緊縮政策は、投資許可数の抑制、中央銀行による銀行への信用貸し出しの制限、中央銀行債を用いた売りオペレーションの実施、財政支出の抑制などを含んだ。この結果、表 6 で明らかなように貨幣供給量の増加率は低下しインフレ率は急速に低下した。

以上のこと考慮すると、実際の実質実効為替レートは1998年8月から1999年当初までに10%近く減価していると推計される。しかしながらミスアライメントの程度は現在ではかなり改善しているのの、依然として25%ほどの乖離が存在している。

ミスアライメントが1999年全体を通して縮小するか否かは実質実効為替レートの動向と均衡における実質実効為替レートの変動に依存している。実際の実質実効為替レートの動向は、財やサービス価格よりも短期的には調整速度の速い名目為替レートの変動に大きく左右される。人民元が香港ドルと米ドルに対して連動制を維持している限り、それ以外の通貨、とくに日本円とドイツマルクに対する為替レートの変動が大きく左右する。今後日本の長期金利が上昇あるいは日米間のベースマネー増加率の格差が一層拡大することにより日米間の金利格差が縮小する場合には、日本円はさらに米ドルに対して増価する可能性がある。この場合には中国の名目実効為替レートはさらに減価しミスアライメントの縮小に寄与すると考えられる。

しかしその一方で、中国の相対的な物価水準は1999年度全体を通して上昇方向に転ずる可能性がある。その理由は、第 1 に現在の中国は輸出の不振、内需の低迷、構造的な生産過剰による商品の値崩れなどのデフレ状態が強まっており、中国政府が金融・財政緩和政策をさらに促進する可能性が高いことである。中国政府は1999年1月当初に7%以上の経済成長を達成するため、国債発行による一段と積極的な（過去最大の）財政出動に踏み切る方針を明らかにしている。第 2 に、国営企業や金融部門の構造改革にかかわる財政支出が期待されるからである。中国政府は現在のところ金融機関の不良債権処理に財政資金を直接投入していくことには否定的な方針を表明している。しかし、金融機関の不良債権の増価を抑えることを目的の一つとして中国人民銀行は1998年度に国内商業銀行の預金金利と貸し出し金利を 3 度にわたって引き下げ、金融緩和政策を実施した。また、国営企業のリストラにともなう失業の増大に対して、中国政府は失業者に対する福利厚生、職業訓練などの政策を実行する必要に迫られる可能性がある。第 3 に、最大貿易取引国である香港の物価水準は低下傾向にあり1999年度のインフレ率はマイナス2%に転換すると予想されている（IMF,1998b)。また、同時期の日本のインフレ率はゼロ%、米国のインフレ率は 2%と予測されている。このことから、中国の相対的物価水準は今後上昇すると予想される。

従って、日本円の対米ドル名目為替レートが現状からそれほど変化しない場合には、実際の実質実効為替レートは中国の相対的な物価水準が上昇することで増価に転ずる可能性が高いと考えられる。更に、均衡における実質実効為替レートは、今後増価することが予想される。その理由は、第1に、米ドル建の石油価格は1999年度には8.4%増加すると予測されていることから（IMF,1998b)、石油価格の上昇は実質実効為替レートの均衡水準の増価に寄与すると思われるからである。第2に、中国の中央銀行が保有する外貨の対GDP比は、直接投資を中心とする資本流入の減少と輸出部門の不振により現状を上回ることは期待できない。従って、中国政府が7％台の実質経済成長率を実現する場合、この比率は低下し実質実効為替レートの均衡水準の増価に寄与すると思われる。しかしその一方で、政府が固定資本投資を中心とする内需拡大に努めるならば実質実効為替レートの均衡水準は減価し、これらの効果を相殺する可能性がある。中国政府は、1998年に景気刺激を目的としたインフラ投資を拡大し、財政赤字を予算ベースの460億元から960億元まで増加した。同政府は、1999年度の重点投資対象として長江流域での堤防新増設、鉄道、高速道路、都市下水道などを検討している。

結論としては、実証結果に用いられたサンプル期間である1998年8月から1999年初旬までにミスアライメントは縮小しているものの、ミスアライメントの規模は依然として大きい。1999年全体としての動向は、日本円とドイツマルクの対米ドルレートの動向と中国の相対的な物価水準の変化に依存する。さらにもし石油価格の上昇、外貨保有額の減少など予測されている通りにファンダメンタルズの変化が実現するならば、ミスアライメントはさらに改善する可能性が高い。しかし予測されている状況が成立しない場合には、中国政府は米ドルに対する連動制の維持を放棄するか、価格水準を引き下げてデフレ政策を採用するかどちらかの政策を選択する必要性に直面することになる。

Ｖ．政策の選択可能性について

この章では、実質実効為替レートのミスアライメントを修正することを目的として幾つかの政策について検討する。実質実効為替レートの過大評価を修正するには、名目実効為替レートを切り下げるか、中国の物価水準を引き下げる必要がある。そこで中国の現在の経済状況をまずスワン・ダイアグラムを通して把握し、経済の均衡状態を達成するのに必要な経済政策を検討する。

名目為替レートの切り下げについて

現在の中国は、非貿易財の供給過剰と失業の増加による国内不均衡と輸出の低迷を上回る

輸入の低迷による経常収支の黒字超過という状態にある。この不均衡の状態を、小国を対象とし、価格が短期的に硬直的な仮定に基づいた基本的なモデルで表すことにする。このモデルは、調整可能な固定相場制を仮定する。均衡における名目（短期的には実質）為替レートとは、第 2 章で指摘したように「対外均衡（持続可能な資本収支に支えられた経常収支の状態、または現在の経常収支と将来の経常収支の割引現在価値を加えた総額がゼロのなるような経常収支の状態)」と「国内均衡（完全雇用と非貿易財市場の均衡が成立している状態)」を同時に成立させるレートで非貿易財価格を（自国通貨建てで表示した）貿易財価格で割った比率と定義することができる。

1. 基本的なモデルの紹介

対外均衡に関しては、単純化して対外均衡を政府による何らかの経常収支水準に関する目標あるいは持続可能な経常収支水準があると考え、政府はそれを達成するように財政政策（資本取引規制がある場合には金融政策も有効である）と為替レートを決定する。ここでは自国と外国の 2 国を想定する。自国の経常収支は、2 国間の名目為替レート、自国の所得水準、外国の所得水準の関数である。従って、名目為替レートの切り下げは短期的には実質為替レートを切り下げて経常収支を改善する。また、財政政策の緩和は総需要を増大することで経常収支を悪化させる。いま X 軸に財政（または金融政策）の規模をとり、原点から離れるにつれて財政政策が拡大することを表すことにする。Y 軸には名目（同様に実質）為替レートをとり、原点から離れるにつれて為替レート（E）の切り下げの程度が大きくなることを表すことにする（図表 11 を参照。）対外均衡を表す曲線は図表のように右上がりの曲線となる。この理由は、 E が上昇すると経常収支を目標水準以上に改善し不均衡が拡大するので、目標水準を達成するために財政政策を拡大して経常収支を悪化させる必要があるからである。従って、この曲線より上方は金融政策を所与として E が大きいので経常収支が目標水準を上回り黒字超過の状態となっている。

国内均衡に関しては、単純化して労働や資本などの生産要素を完全に利用している状態を指すことにする。具体的には、ある産業における生産量の増大は他の産業にとって利用可能な資源が減少するような状態、すなわち財・サービスの総需要が総供給と等しい状態を指している。国内均衡を表す曲線は、図表 11 のように右下がり曲線となる。この理由は、財政政策を緩和すると総需要が拡大して生産要素の需要超過あるいは財の需要超過となり不均衡が拡大するので、名目為替レートを切り下げて経常収支を悪化させることで総需要が低下する必要があるからである。従って、この国内均衡を達成する曲線より上方は、財・サービスの超過雇用の状態となっている。

こうして対外均衡を表す曲線と国内均衡を表す曲線より、４つの不均衡の領域に区分する

ことができる。領域1は、経常収支の赤字超過と生産要素の雇用超過（同様に財・サービスの需要超過）の状態を表す。領域 2 は、経常収支の赤字超過と生産要素の雇用不足（同様に、財・サービスの供給超過）の状態を表す。領域3は、経常収支の黒字超過と生産要素の雇用不足の状態を表す。領域 4 は、経常収支の黒字超過と生産要素の雇用超過の状態を表す。そしてこの2つの曲線の交点が、対外均衡と国内均衡が同時に成立している状態を表している。この交点における名目（同様に実質）為替レート（E^*）は、図表 4 で表された均衡実質為替レートの概念と基本的には同一である。

このような区分に基づくと、中国は現在において財・サービスの超過供給または生産要素の雇用不足という国内不均衡状態、並びに内需の不足による経常収支の黒字超過と名目（同様に実質）為替レートが均衡水準を下回る（過大評価）という対外不均衡の状態にあると判断できる。図表 11 を用いると、中国の現在の経済状態は斜線で示した部分に位置すると思われる。いま中国の経済状態が図表の A 点にあると仮定する。ここで中国政府が、現在も実施しており今後さらに強化する予定の財政政策の拡大（ならびに金利引下げによる金融政策の緩和）を採用するケースを検討する。この結果、経済状態は図表の A 点から B 点に移動することになる。B 点では財・サービスの総需要の拡大により国内は均衡を達成している一方で、輸入が増加することで経常収支は赤字超過となっている。従って、B の状態から対外均衡と国内均衡を同時に達成する C の状態に経済状態を移行するには、名目為替レートを減価して経常収支を改善するとともに経常収支の改善による財・サービスの超過需要を抑制するために財政政策または金融政策を緩和する必要がある。あるいは中国政府は A 点の不経済状態から直接 C 点の均衡状態に到達するために、名目為替レートの切り下げと財政・金融政策の拡充を同時に実行することも可能である。

こうして対外均衡と国内均衡を同時に達成するためには、財政・金融政策の拡大と為替レートの切り下げを同時に行い A 点から C 点に直接移行する政策を検討する必要がある。またこのことは、現在の中国において価格水準を引き下げることを目的としたデフレ政策は適切でないことを示している。名目為替レートの切り下げは、小国の仮定より貿易財の価格が世界で決められているため、貿易財の国内価格は上昇し輸出財に対する価格が非貿易財に対する価格よりも上昇し、輸出財の生産が増加し非貿易財の生産は低下する。また輸出財の価格が上昇することで、貿易財への需要が減って国内財の需要が増加する。こうして、輸出は供給の増加と国内需要の低下により拡大する。輸入は国内需要の低下により減少する。この結果、名目為替レートの減価は経常収支を改善する。

上記の考察は価格が硬直的な短期を前提にした。従って、名目為替レートの切り下げは実質為替レートの同率の減価を伴った。しかし価格が調整可能な中期では名目為替レートの切り下げは、物価の上昇をもたらして実質為替レートの切り下げが実現しない可能性があ

る。そこで中国における名目為替レートに対する物価水準のパススルーの規模を過去のデータから検討する。そではまず中国の為替制度を簡単にふりかえる。

2. 中国の為替制度

中国は1980年に人民元を貿易取引諸国の貿易額で加重平均した名目為替レートのバスケットに連動する為替制度を採択した。1981 年には、「国内決済レート（internal settlement rate）とよばれる単一為替レートを設立し、貿易取引に従事する全ての国内企業は中国銀行（Bank of China、BOC）からこのレートで外貨を購入しなければならないと規定した。国内決済レートは、非貿易関連の取引きに用いられる公式レートに equalization price と呼ばれる一定の価格を付加して算出される。例えば、1981 末の公的な購入・販売レートはそれぞれ 1 米ドル＝1.7411 人民元、1 米ドル＝1.7499 人民元であり、国内決済レートは 1 米ドル＝2.8 人民元であった。1981 年には、BOC によって北京、上海などの都市に実験的な外貨の決済システムが設立された。また、留保割り当て（retention quota）の形式で外貨を保留することを許可された国内企業が外貨購入を許可されている他の国内企業に国内決済レートで販売することが可能となり、BOC が両サイドの取引きに 0.1-0.3%の手数料を徴収してブローカーとして機能した。1985 年当初に、国内決済レートの使用は停止され、全ての取引きが国家外貨規制管理局（State Administration for Exchange Control）によって発行される公式レートで実施されることになった。1986 年始めには、中国政府はバスケット連動制から管理変動相場制へ移行した。

中国政府は、1986 年末には Shantou, Shenzhen, Xiamen, Zhuhai などの特別経済地区に位置する中国企業と外国投資会社は外貨を通称スワップセンターと呼ばれる外貨調整センター（Foreign Exchange Adjustment Centers）で外貨の購入者と販売者の間で合意したレートで取引きすることを許可した。これにより中国は 2 重為替レートを維持することになった。1988 年初期には外貨収入の保留が許可されている全ての国内企業もスワップセンターで外貨を売買することが許可され、スワップセンターの数も増加した。公式レートは 1986 年 7 月から 1989 年 12 月までは 1 米ドル＝3.72 人民元で固定されていたが、1989 年 12 月末に人民元は 21.2%切り下げられ 1 米ドル＝4.72 人民元となった。スワップレートは 1993 年に投資や輸入の拡大による米ドル高を反映して 1 月の 1 米ドル＝7 人民元から 2 月には 8.4 人民元にまで減価した。これにより国家外貨規制管理局は 2 月から 5 月まで 1 米ドル＝8.2 人民元に上限を課した。この結果、かえって闇市場が発展し、闇レートは 1 米ドル＝11 人民元まで減価した。中国政府は、1993 年 6 月にはスワップレートの上限を解除し、その結果スワップレートは 1 米ドル＝10 人民元まで減価し闇市場レートに近づいた。

1994 年 1 月には、中国政府は公式レートを現行のスワップレートに一元化する形で統合、

留保割り当ての発行を停止、外貨や規制された市場へのアクセスの提供で優先順位が与えられたリストの廃止、国内企業に対して貿易・非貿易関連の取引きに関わる外貨の購入に関して事前に国家外貨管規制理局への届け出を課してきた義務の撤廃を実行した。国内企業は外貨売買の認定を受けた金融機関を通して外貨取引きを行い、外貨の売買用に銀行によって使われている為替レートは中国人民銀行によって発行されている前日の基準相場（上海に位置する総スワップセンターと14の都市のセンターとコンピューターで接続した中国外貨取引きシステムを通じた取引きの加重平均）の上下最大0.3%までの範囲内で決定されている。香港ドルと日本円に対する人民元の売買レートは、基準相場から上下1%以上（その他の通貨については上下0.5%）乖離することは許可されていない。外国資本の企業は外貨収入の100%まで中国にある銀行の外貨預金口座に留保することが許可され、銀行を介さずに（従って、現行レートで）スワップセンターと直接取引きすることができる。また国内企業は銀行からの外貨購入に対して最大 0.25%の手数料を賦課されるのに対して、外国資本の企業はスワップセンターを通すことでわずか 0.15%の手数料を払うだけで済む。まだ中国政府は、人民元が唯一の法定準備平価（legal tender）とし、国内消費には人民元のみが用いられると規定した。

3. 名目為替レートの切り下げの価格に与えるパススルー効果

中国では1981-98年の期間において米ドルに対する大きな切り下げは1989年12月の21%、1990年1月の９%、1994年1月の45%の３回あった。ここで各時期の名目為替レートの減価率とインフレ率を前月比で比較する。その結果、1989年における人民元の切り下げの場合には、インフレ率はマイナス2%となっており切り下げの影響は殆ど見られない。1990年における人民元の切り下げの場合も、インフレ率はマイナス3%に達し切り下げの影響は殆ど見られない。しかし1994年における人民元の切り下げの場合には、1月のインフレ率は 17%に達しており切り下げの影響は見られる。しかし、パススルー効果はそれほど大きくないように思われる。また、1994年2月のインフレ率はわずか1%となっており、切り下げによる物価水準の上昇効果は持続していないことが分かる。

このことから、中国では人民元の切り下げによるパススルー効果は、近年になってみられるものの極めて小さい。この理由は、第 1 に中国では輸入のＧＤＰに占める比率が極めて小さく、切り下げによる輸入財価格の上昇が国内物価に波及する効果はそれほど大きくないからである。中国の輸入額の GDP に占める比率は、サンプル期間において平均 14%、1990年代のみを対象とすると 17%と極めて低い。第2に、一部の価格は依然として政府によって固定または政府のガイダンスの対象になっている。中国政府は管理価格を市場ベースの価格へ移行し価格改革を実施しており、現在では小売り価格の 90%以上、農産物や中間財価格の 89-90%以上が市場で決定されている。しかし、価格の自由化は大きな地域格差

があり、輸送・通信・都市住宅などのサービス価格は依然として価格規制の対象となっている。また、1994 年にはインフレを抑制するために食料穀物を中心に幾つかの価格規制を再導入した（しかし、金融・財政引き締め政策を開始した 1995-96 年にはほとんどの価格規制を緩和している)。

こうして名目為替レートの切り下げは、上記の結果に基づくと必ずしも比例的な価格の上昇を伴ってはいないことが分かる。従って、ミスアライメントを修正するために人民元を切り下げる政策は、比較的有効であると思われる。勿論、中国が米ドルに対する連動制を放棄することは、短期的には適切でないという見解が多く聞かれる。その主な理由は東アジア地域の切り下げ競争を再燃させデフレスパイラルを増幅する、香港の米ドル連動制が崩壊する恐れがある、切り下げ回避の公約を破れば国際社会での政治的な発言権が低下する、対米黒字がさらに増えれば米中関係の悪化を招きかねない、などがあげられる。中国政府はこれらの理由から短期的には切り下げを選択するとは思われない。しかし、ミスアライメントが一定期間持続する場合には、いずれ切り下げを検討する必要性が高まると考えられる。

生産性を高める投資政策

工業部門の生産性を高めたり、経済全体の技術進歩を促進する政策は、実質実効為替レートの均衡水準を増価することを促す。これによりミスアライメントの修正に寄与すると考えられる。1978 年に開放化政策が採択される以前の中国は、競争という概念はほとんど存在しなかった。国有企業による生産と投資は中央・地方レベルの関係政府当局を通して管理され、国有企業の利潤は政府に提供し、投資資金は政府予算を通して政府によって配分された。また、地域的な自給自足を優先順位することから地域的な比較優位は二の次とされ、重工業と軍事産業の発展が軽工業、消費財産業に優先された（Mina et. al., 1997)。

しかし 1978 年以来、政府は幾つかの抜本的な改革を試みている（IMF, 1994)。第 1 に、中国政府はほとんどの産業に対して国内・外国企業の参入障壁を引き下げ、1995 年には工業生産に占める国有企業の割合は 33%にまで低下した。第 2 に、中央政府はある一定の金額以下の投資決定権限は地方政府に委譲し、投資をファイナンスするためにグラントとして予算配分する金額を減らして、中央政府の投資決定プロセスに与える影響を低下させた（IMF, 1994)。1984 年には地方政府に権限が与えられる金額の上限を設定し、エネルギー、輸送、原料などの優先産業への投資に対しては 5 千万人民元とし、それ以外の部門に対しては 3 千万人民元と規定した。また、企業がこの上限以上に投資資金を調達することができる場合には、中央政府の承認は必ずしも必要ではないと規定した。第 3 に、政府は国有企業が投資の減価償却費用を予算外費用として留保することを許可した。こうして内部留

保が可能となったことで、国有企業が既存の施設を拡充・改善するのに重要な投資資金源となった。これらの政策の結果、工業部門の利益率はかなり増加している。しかし依然として政府介入の対象となる企業は多く、特に流通部門、公益事業，化学・鉄鋼生産部門では国有企業が独占している。

今後生産性をさらに改善させるためには、中国政府は次のような問題点を改善し、政府の投資配分における役割を非国営部門の成長や経済全体の外部効果を高めるインフラ投資などに限定するような政策を実行する必要がある。第 1 に、現在の国有企業によるプロジェクト案件の認可システムは、固定資本投資の水準と構成に影響を与えるだけでなく、プロジェクトリスクや投資費用を政府当局が考慮するインセンテイブが欠如している。この結果、投資案件の金額をむやみに拡大することを助長している。第 2 に、既存の投資システムは、中央政府が各国家専業銀行（specialized banks）が信用計画に基づいて集計としての貸出し割り当てを行い、各銀行は政策的に優先される分野に優先的に貸出しを決定しながら支店間に配分することになっている。しかし、現実にはこれらの銀行の預金ベースが小さいことから、銀行はまず非優先的な商業分野に資金を配分した後に中国人民銀行から政策金融のための融資をうけている。従って、資金が不動産や株式等の非生産的な投資に集中する傾向があり、必ずしも生産性の上昇に寄与していない。第 3 に、この政策金融の一部は必ずしも採算が合わないものでも政府の強制により実行されており、銀行の貸出し債権の質を低下させるとともに投資配分に歪みを起こしている。

国営企業の改革による生産性の改善

国有企業のパーフォーマンスは、工業生産に占める比率や利益水準が低下し悪化している。しかしその一方で、都市地域での雇用に占める比率は約半分と高く、信用計画を通して銀行と深い関連があり、政府の歳入の重要な構成要素であり、補助金の主要な受け手でもあることから、国有企業は中国経済にとって重要な存在となっている。国有企業の構造的な問題は、国有企業の生産している石油、食料などの価格が政府管理下にあることに関係している。また、経営能力・経営責任の不明確さ、賃金や雇用の硬直性による過剰雇用、福利厚生への負担の増加などの問題にも深く関連している。従って、政府が国営企業の構造改革を進めることで生産性が上昇するならば、実質実効為替レートの均衡水準を増価しミスアライメントの縮小に貢献すると考えられる。

中国政府は、国営企業の利益水準を改善するために一連の対策を打ち出した。第 1 に、1984 年に「国家生産企業を拡大するための暫時的規制（Provisional Regulations on the Enlargement of State Industrial Enterprises)」を発令し、生産目標以上の部分に関しては価格設定、生産販売、投入財購入に関して自主性を拡大し、経営の改善を目指した。ま

た 1984-85 年には国有企業の所得税がこれまでの上納利潤にとって替わり、税引き後の利益は企業に留保することが許可された。第 2 に、1986 年に中・大規模企業を対象に「生産責任制（contract responsibility system)」を導入した。この制度により、企業と政府は生産、利益送金、税金に関する契約を結ぶことが可能となった。1988 年には「企業法」を発令し国有企業に与えられた自治権を合法化し、生産責任制を全国殆どの国有企業に適用した。第 3 に、1985-90 年には、国有企業の株式会社化への試みが実施され、1990 年末には上海とシンセンに株式市場を設立し、1992 年にはこれらの地方政府による証券の発行が許可された。1993-94 年には株式システムが更に整備された。今後は、企業の経営と所有の分離をさらに明確にし、経営の改善に努める必要がある。

VI. 結論

本論文から得られた結論は、以下の８つにまとめられる。

第 1 に、本論文は、実質実効為替レートの長期的な決定要因を検討し、均衡モデルを提示した。この結果、実質実効為替レートは米国の実質金利、政府の消費支出、政府の固定資本投資支出、石油の実質価格、中央銀行の外貨保有額と統計的に優位な長期的な関係が存在していることが明らかになった。また、このモデルは相対的購買力平価仮説に基づく相対価格に比べて、実質実効為替レートの長期的動向を説明するのに極めて有力であることを示した。

第 2 に、実質為替レートは 1998 年に入ると約 36%ほどの規模のミスアライメントが発生した。実証分析に用いられたサンプル期間（1981 年 1 月—1998 年 8 月）以降から 1999 年当初までに、ミスアライメントは約 10%ほど縮小したと推測できるが、ミスアライメントは依然として存在している。1999 年全体としては、中国政府が総需要の拡大政策を強化すると予測されることから中国の相対的な物価水準は上昇する可能性がある。その一方で、IMF が予測するように 1999 年度に石油価格の上昇と米国のインフレ率の低下(名目金利が変更しなければ米国の実質金利は上昇）が実現するならば、実質実効為替レートの均衡水準は増価しミスアライメントの修正に寄与する可能性がある。

第３に、本論文では、実質実効為替レートの短期的なモデルとしてベクトル・エラー・コレクション・メカニズムモデル（VECM）を構築した。この実証結果は、実質実効為替レートは実質実効為替レートのショックに対して自動調整メカニズムが存在していることを明らかにした。しかしながら、ある時点で均衡水準から 100%乖離するような実質実効為替レートのショックがある場合に、実際の実質実効為替レートの均衡水準からの乖離は次の

月には平均してわずか５％しか縮小しない。従って、実質実効為替レートの調整速度はきわめて緩やかであることが明らかである。

第４に、実質実効為替レートの短期的な動向を、実質的ショックに対する実質実効為替レートのインパルス・リスポンスを測定することで検討した。この結果、実質的なショックに対して実質実効為替レートは最長でも 11 ヶ月以内に均衡水準に収束していることが明らかになった。この結果は、VECM モデルでえられた結論に比べると、実質実効為替レートは比較的短期間の内に実質的ショックに対して調整が行われていることを示している。

第５に、ミスアライメントは長期的には自動調整メカニズムが機能して修正するものの調整に長い時間（インパルス・リスポンス分析では、11 ヶ月程度）がかかることから、短期的に何らかの経済政策が必要とされる。中国の現在の経済状態は、生産要素の過少雇用（または財・サービスの超過供給）という国内不均衡状態、並びに輸入の低迷が輸出の低迷を上回ることによる経常収支の黒字が超過し名目（そして実質）為替レートが過大評価されている対外不均衡状態にあると考えられる。こうした経済の不均衡の状態から均衡状態に移行するためには、中国政府は総需要を刺激する財政・金融政策の緩和と（米ドルに対する）名目為替レートの切り下げを実行する必要がある。とくに名目（そして実質）為替レートのミスアライメントを修正するために、名目為替レートの切り下げは大変重要な政策であると思われる。

第６に、名目為替レートの切り下げは物価水準の上昇を伴うという懸念は現在のところそれほど問題になるとは思われない。中国で過去 3 回行われた比較的大規模な切り下げが物価水準に与えたパススルー効果を計測した結果、パススルーは極めて低く人民元の切り下げが必ずしも物価水準の比例的な上昇をともなっていないことが分かる。この理由は、中国の GDP に占める輸入額の比率が 20%以下と低水準であること、一部の価格が依然として政府の管理下で固定されていることにある。従って、こうした状況が変わらない限り為替レートの切り下げによる必ずしも急激なインフレを招くとは思われない。

第７に、中国が米ドルに対して為替レートを切り下げることは、他の東アジア諸国に為替レートの切り下げ競争を再発し、香港のカレンシーボード制度の崩壊につながり、中国政府の政治的交渉力が低下する可能性があり、短期的には実行が困難であると考えられる。しかしファンダメンタルズや日本円やドイツマルクの対米ドルレートが変化せずミスアライメントが一定期間持続する場合には、いずれ対米ドルレートを切り下げる必要性が高まると思われる。

第８に、実質実効為替レートのミスアライメントを修正するためのその他の方法として、

中国政府の投資政策の改善や国営企業の構造改革による生産性の上昇により実質実効為替レートの均衡水準を増価する政策が考えられる。

参考文献

ジェトロ、1994、開かれる中国－投資・貿易のポイント、日本貿易振興会。

世界経済情報サービス、1998、中国－経済・貿易の動向と見通し、ARC レポート。

Asea, K. Patrick and Enrique G. Mendoza, 1994, "Do Long－Run Productivity Differentials Explain Long－run Real Exchange Rates?, "IMF Working Paper WP／94／60.

Balassa, Bela, 1964, "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, "*Journal of Political Economy*, Vol. 72, pp. 584－596.

Bell, Michel W., Hoe Ee Khor, and Kalpana Kochhar, 1993, "China at the Threshold of a Market Economy, " Occasional Paper 107, International Monetary Fund.

Cerra, Valerie, and Sweta Chaman Saxena, 1998, "Contation, Monsoons, and Domestic Turmoil in Indonesia : A Case Study in the Asian Currency Crisis, " mimeo.

Chang, Gene Hsin, 1988、"The Chinese Economy in the Asian Financial Crises: The Prospect of Stability of RMB, " Development Discussion Paper No. 669, Harvard Institute for International Development.

Corden W. Max, 1994, *Economic Policy, Exchange Rates, and the International System,* The University of Chicago Press.

Dickey, David and W. A. Fuller, 1979,"Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association,* Vol.74, pp.427-431.

Doornik, jurgen A. and David F. Hendry, 1994, *PC Fiml 9.0, Interactive Economcetric Modelling of Dynamic Systems*, London: InternationalThomson Publishing.

Dornbush, Ridiger, 1976, "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, 84, pp.1161-1176.

Edward, Sebastian, 1988 "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries," Occasional Paper Number 2/New Series, the World Bank.

Engel, Robert F. and Clive W. J. Granger, 1987, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica,* Vol. 55, pp. 251-276.

Goldfajn, Ilan and Taimur Baig, 1998 "Monetary Policy in the Aftermath of Currency Crises:The Case of Asia, " mimeo., International Monetary Fund.

Halpern, Laszlo and Charles Wyplosz, 1997、"Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies," IMF Staff Papers, Vol. 44, No. 4, pp. 430-461.

IMF, 1998a, World Economic Outlook, International Monetary Fund, Part I and II.

----------, 1998b, World Economic Outlook and International Capital Markets: Interim Assessment, International Monetary Fund.

Johansen, Soren, 1988,"Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control,*" Vol.12,pp. 231-55.

----------, 1991, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in a Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica,* pp. 1551-1580.

Johansen Soren and Katarina Juselius, 1992, "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics,* pp.211-244.

---------- and ----------, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration —With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 52, 2, pp. 169-210.

Kalra, Sanjay, 1998, "Inflation and Money Demand in Albania, IMF working paper, June.

Krichene, Noureddine, 1998, "Purchasing Power Parities in Five East African Countries: Burundi, Kenya, Rwanda, Tanzania, and Uganda," IMF Working Paper WP/98/148.

Krugman、Paul P. and Maurice Obstfeld, 1997、*International Economics : Theory and Policy*, 1997、New York : Harper Collins Publishers.

MacDonald, Ronald, 1988,"Purchasing Power Parity: Some Long Run Evidence from the Recent Float," De Economist, Vol. 136, pp.239-252..

----------, 1997, "What Determines Real Exchange Rates ? The Long and Short of It," IMF Working Paper WP/97/21, Internatinal Monetary Fund.

Mehran, Hassanali, Marc Quintyn, Tom Nordman, and Bernard Laurens, 1996, "Monetary and Exchange System Reforms in China : An Experiment in Gradualism," Occasional Paper 141, International Monetary Fund.

Mina, George and Frances Perkins, 1997, "China's Transitional Economy—Between Plan and Market, Department of Foreign Affairs and Trade, Australia, Briefing Paper Series No. 5, July.

Montiel, Peter J., 1997, "Exchange Rate Policy and Macroeconomic Management in ASEAN Countries," pp. 253-296, in *Macroeconomic Issues Facing ASEAN Countries*, (ed.) John Hicklin, David Robinson, Anoop Singh, International Monetary Fund.

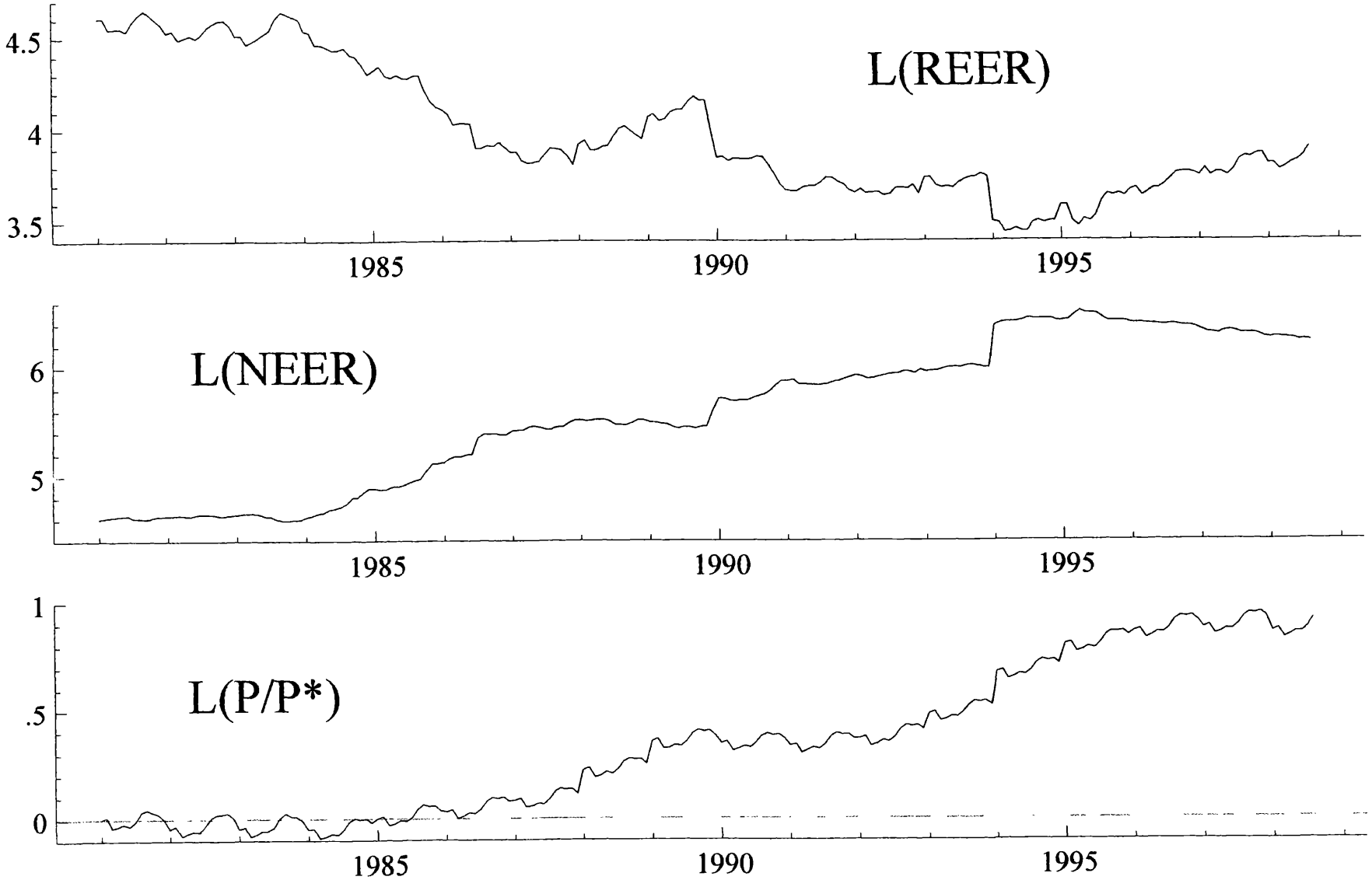
Samuelson, Paul A., 1994, "Theoretical Notes on Trade Problems, "*Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, pp. 145—154.

Stein, Jerome L., 1995, "The Fundamental Determinants of the Real Exchange Rates of the U. S. Dollar Relative to Other G-7 Countries," IMF Working Paper WP/95/81.

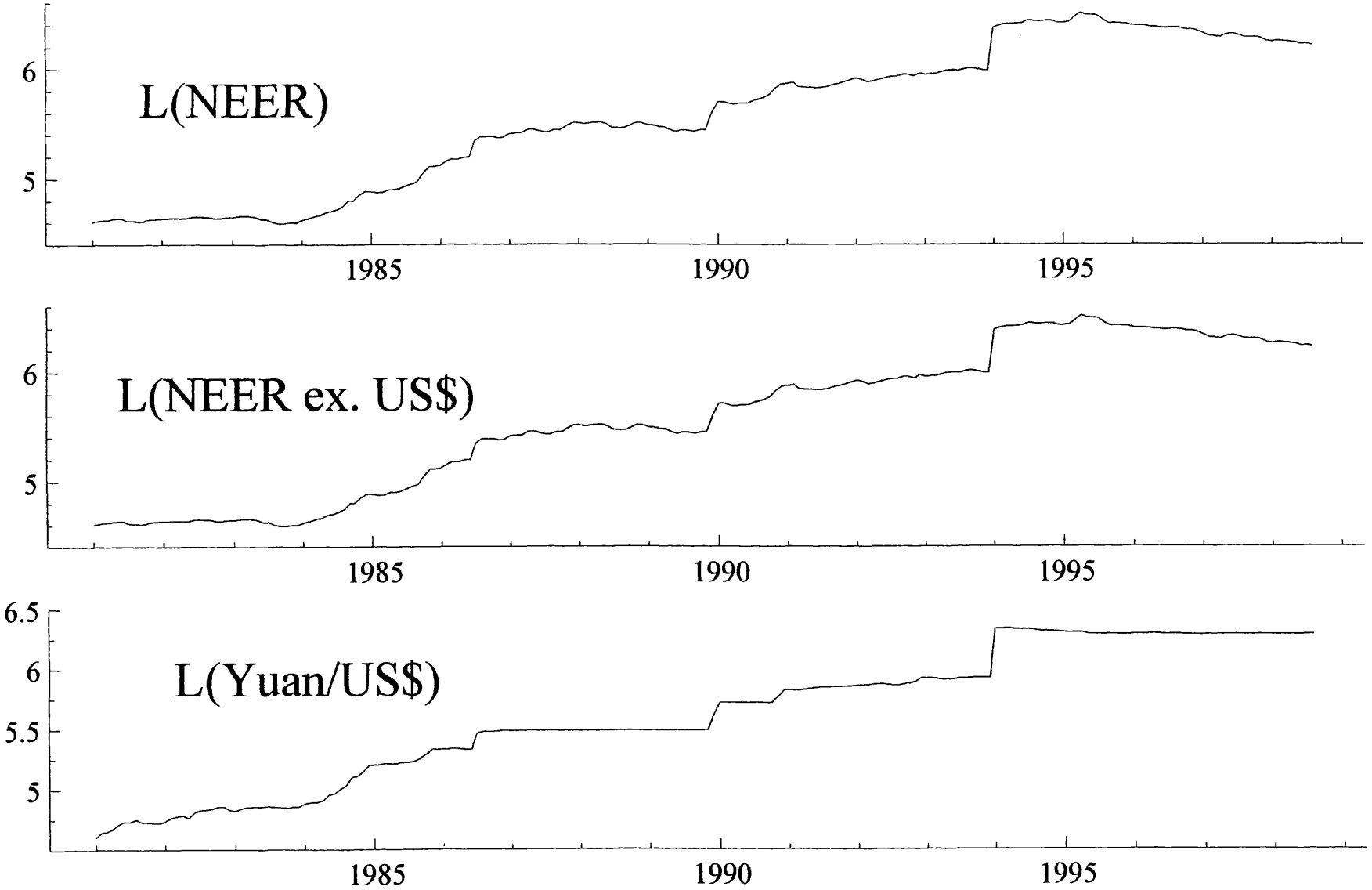
Tian, George L., 1998, "Possibility for China to Devalue RMB under Reduced Capital Inflow—Comments on the recent Chinese Government Speeches," mimeo., July.

Tseng, Wanda, Hoe Ee Khor, Kalpana Kochhar, Dubravko Mihaljek, and David Burton, 1994, "Economic Reform in China: A New Phase," Occasional Paper 114, International Monetary Fund.

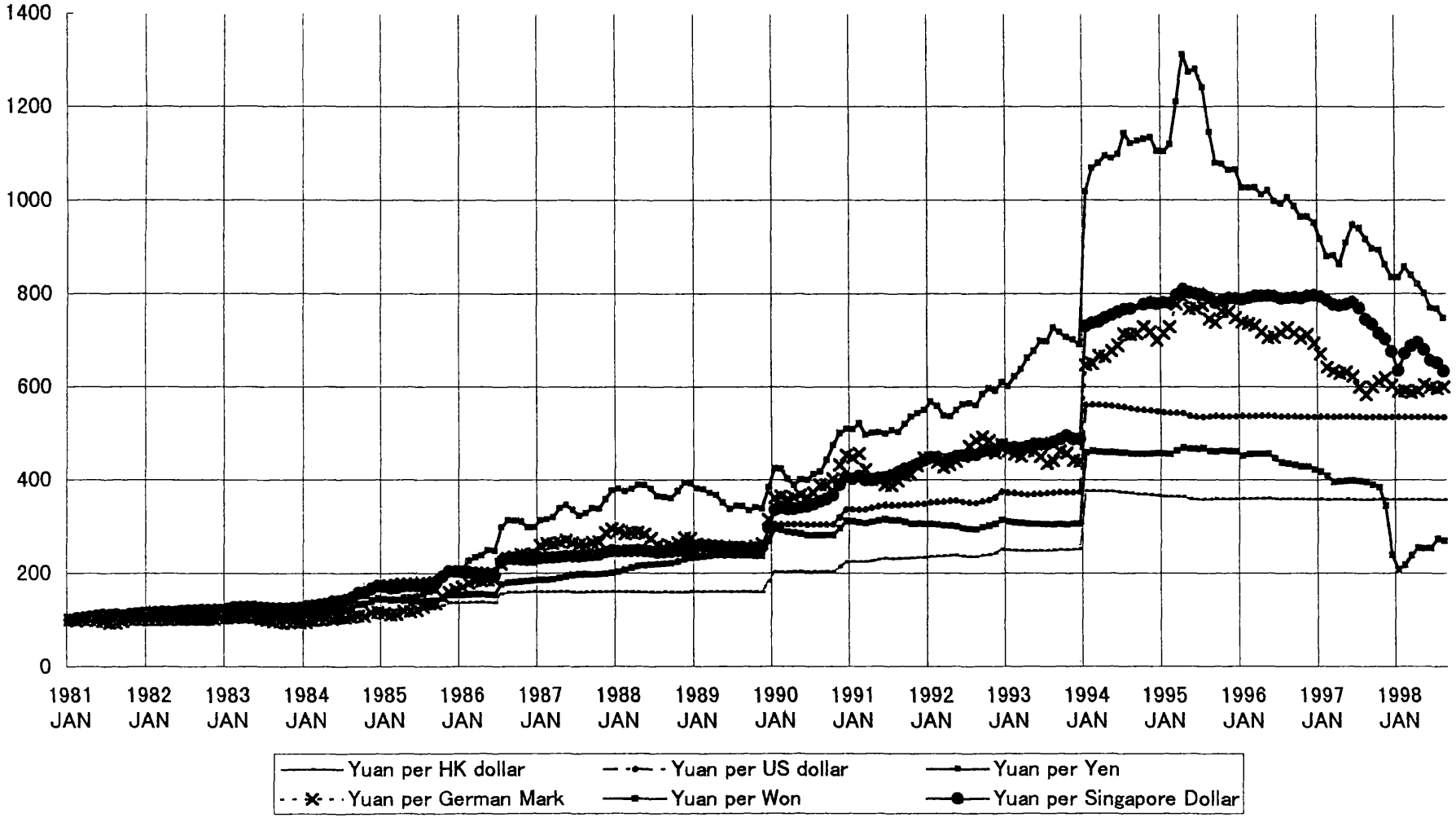
図表１　実質実効為替レート、名目実効為替レート、相対価格の動向
（対数表示、サンプル期間:1981.1-1998.8）



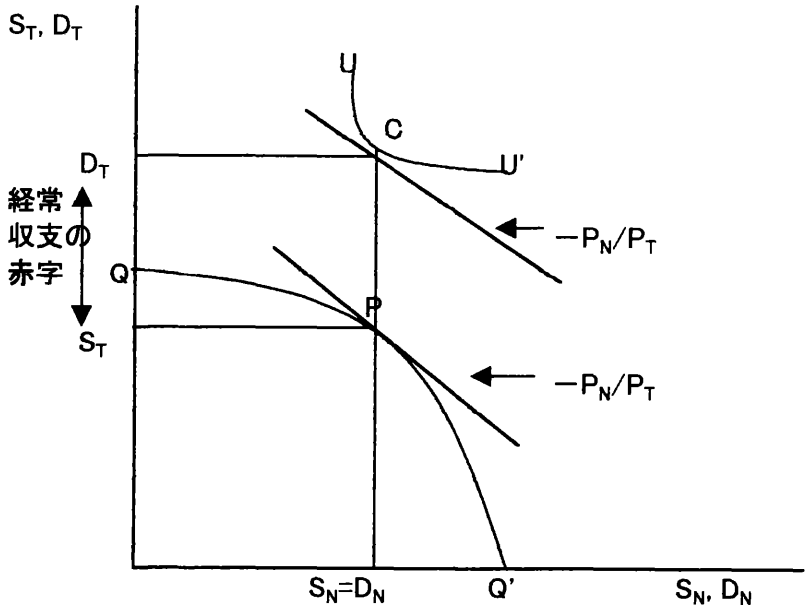
図表２　名目実効為替レートの構成
（対数表示、サンプル期間:1981.1-1998.8）



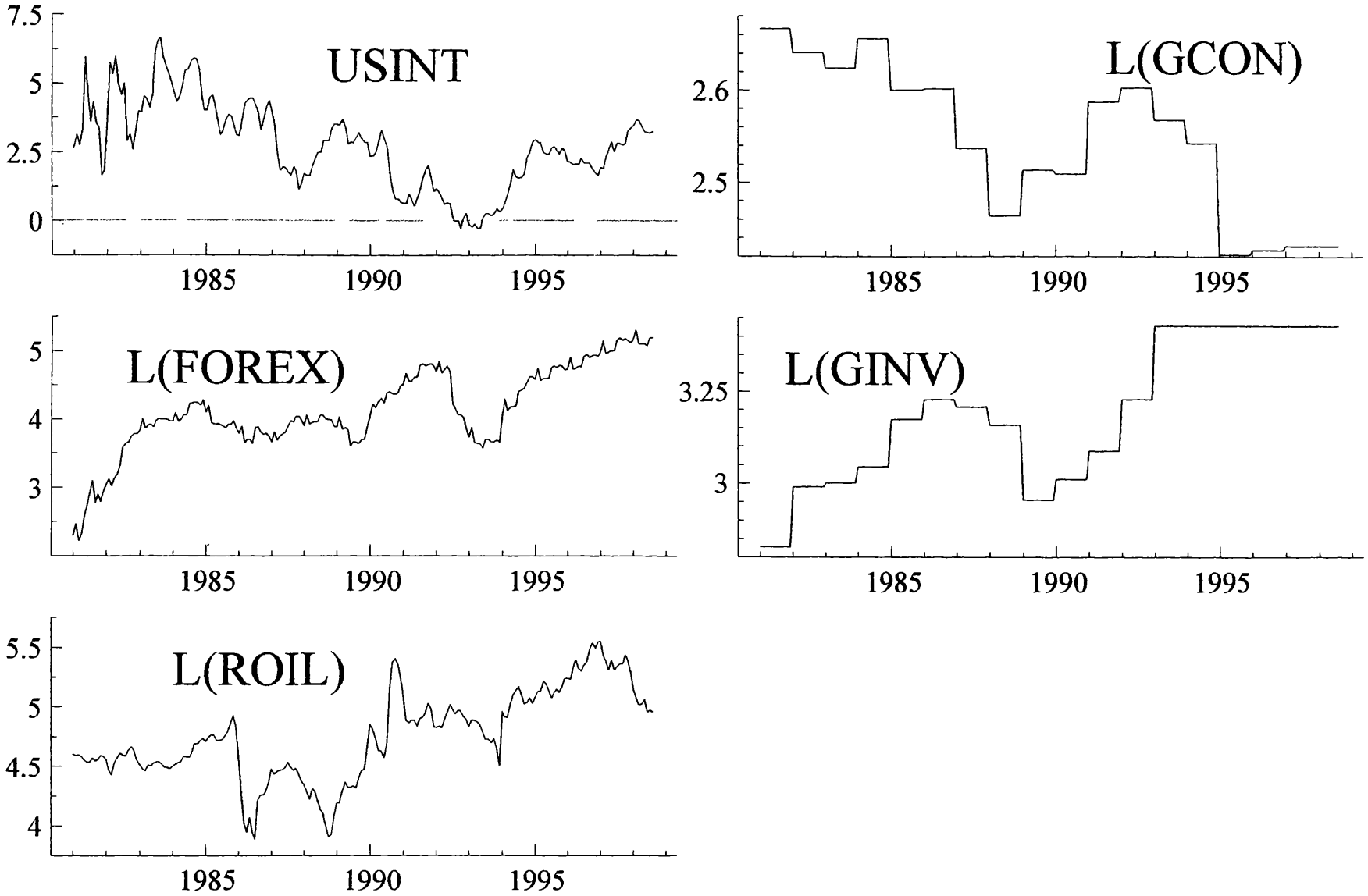
図表3　人民元の名目為替レート(1981.1—1998.8月)



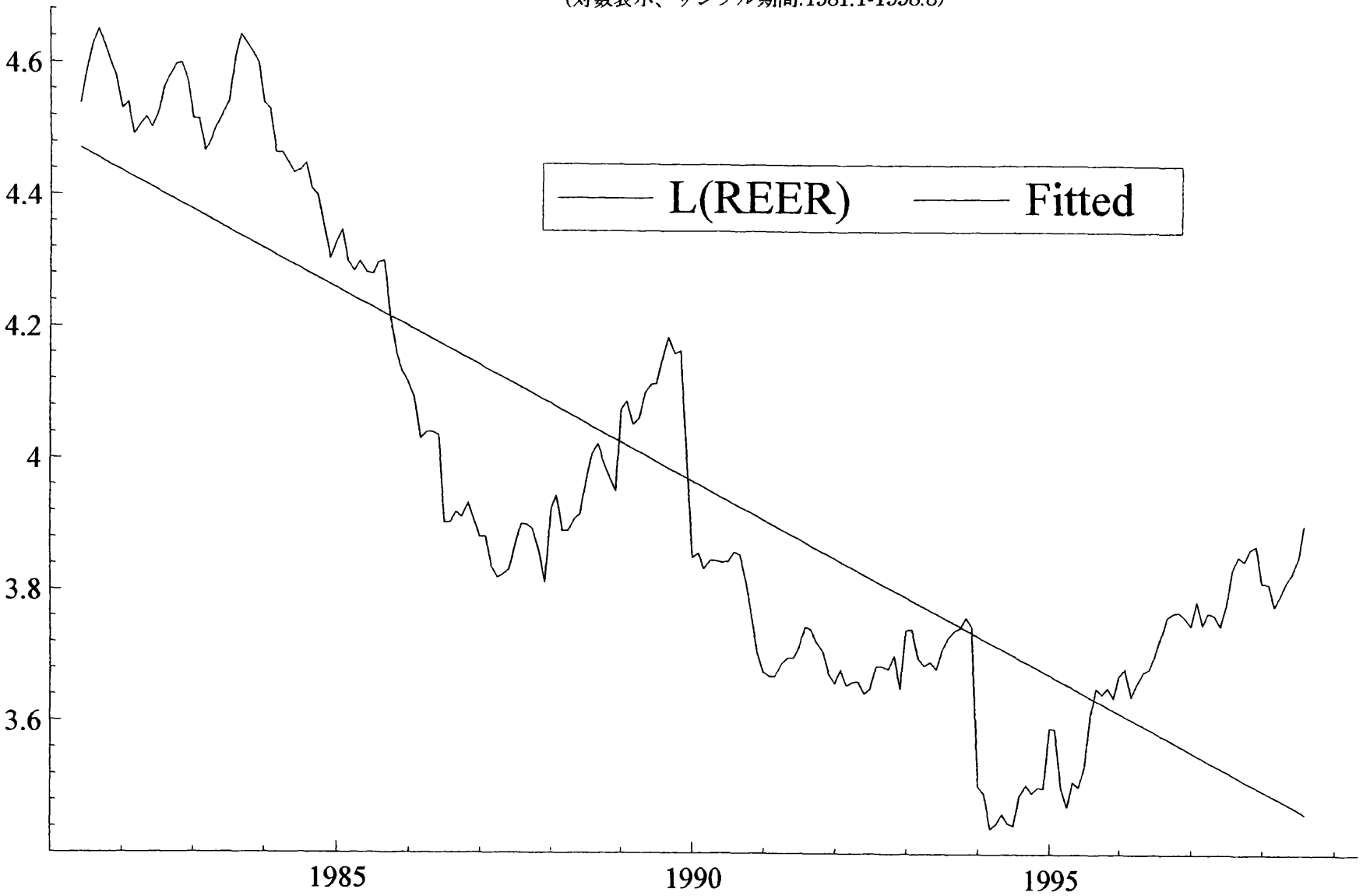
図表4 対外均衡、国内均衡、均衡実質為替レート



図表５　ファンダメンタルズの動向
（対数表示、サンプル期間:1981.1-1998.8）

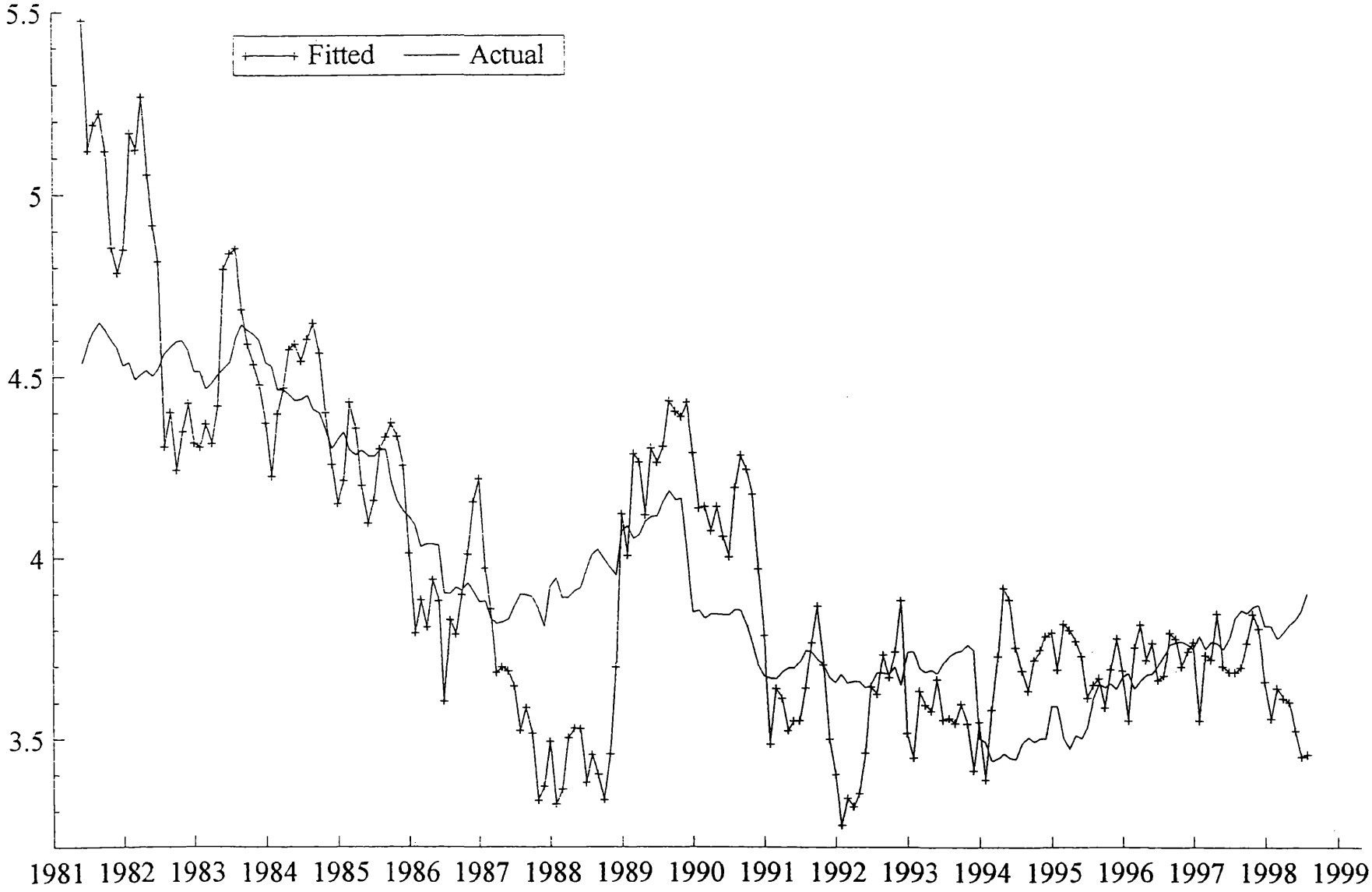


図表 6　実質実効為替レートとトレンド
（対数表示、サンプル期間:1981.1-1998.8）

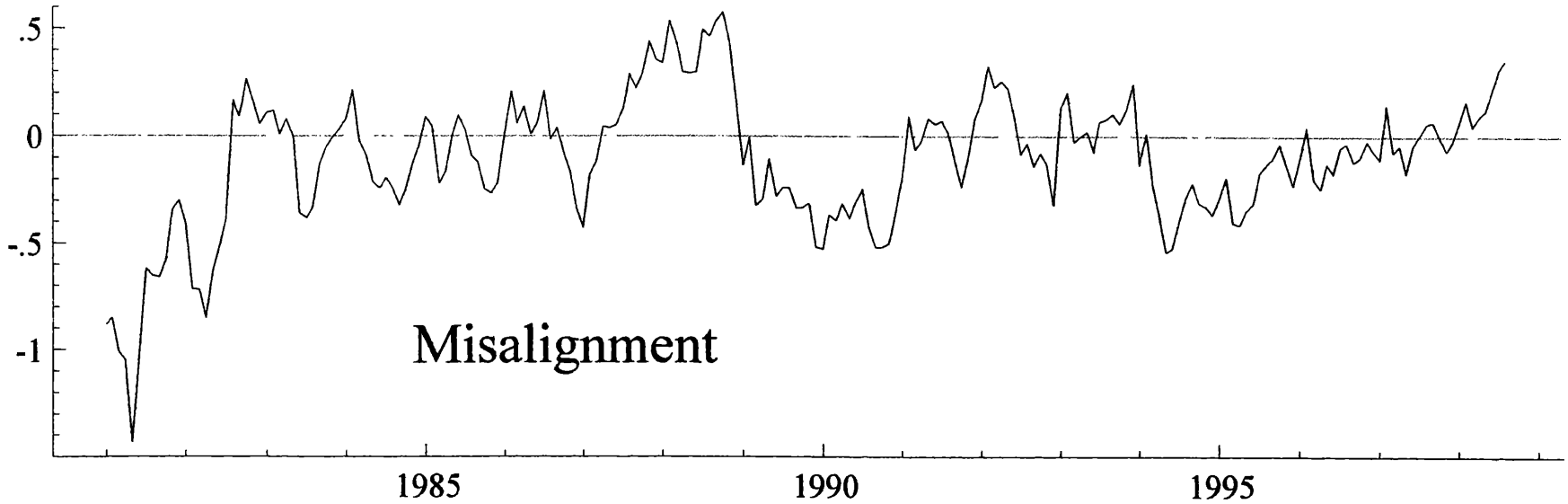


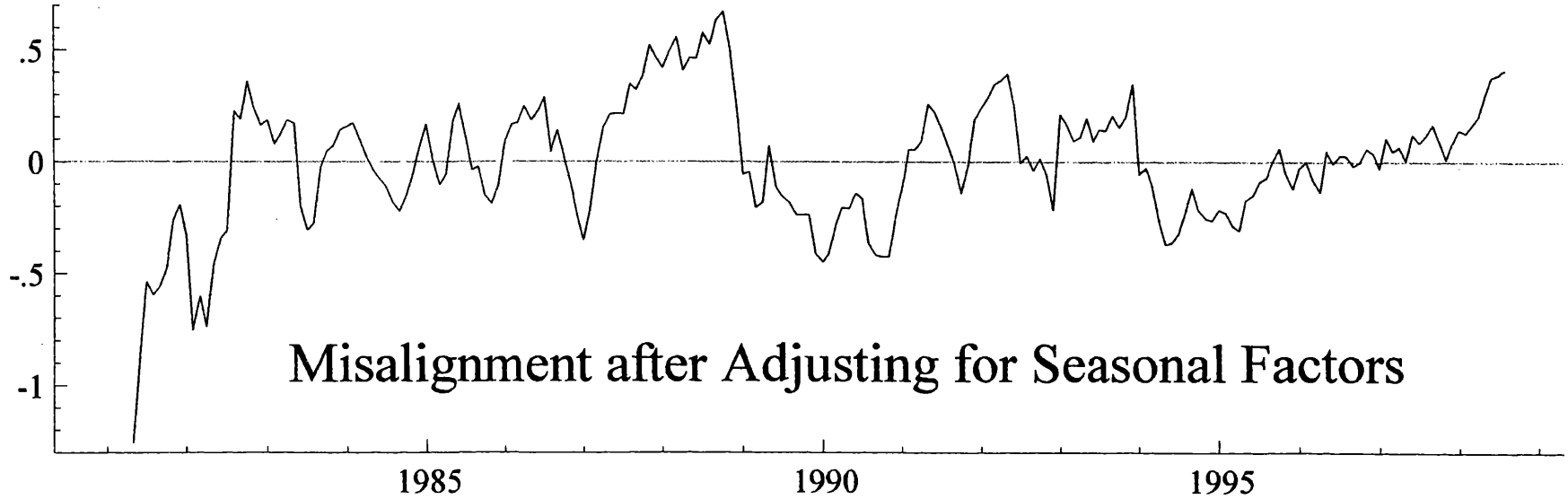
図表 7　実質実効為替レートの共和分方程式による推定値と観測値

（対数表示、サンプル期間:1981.1-1998.8）

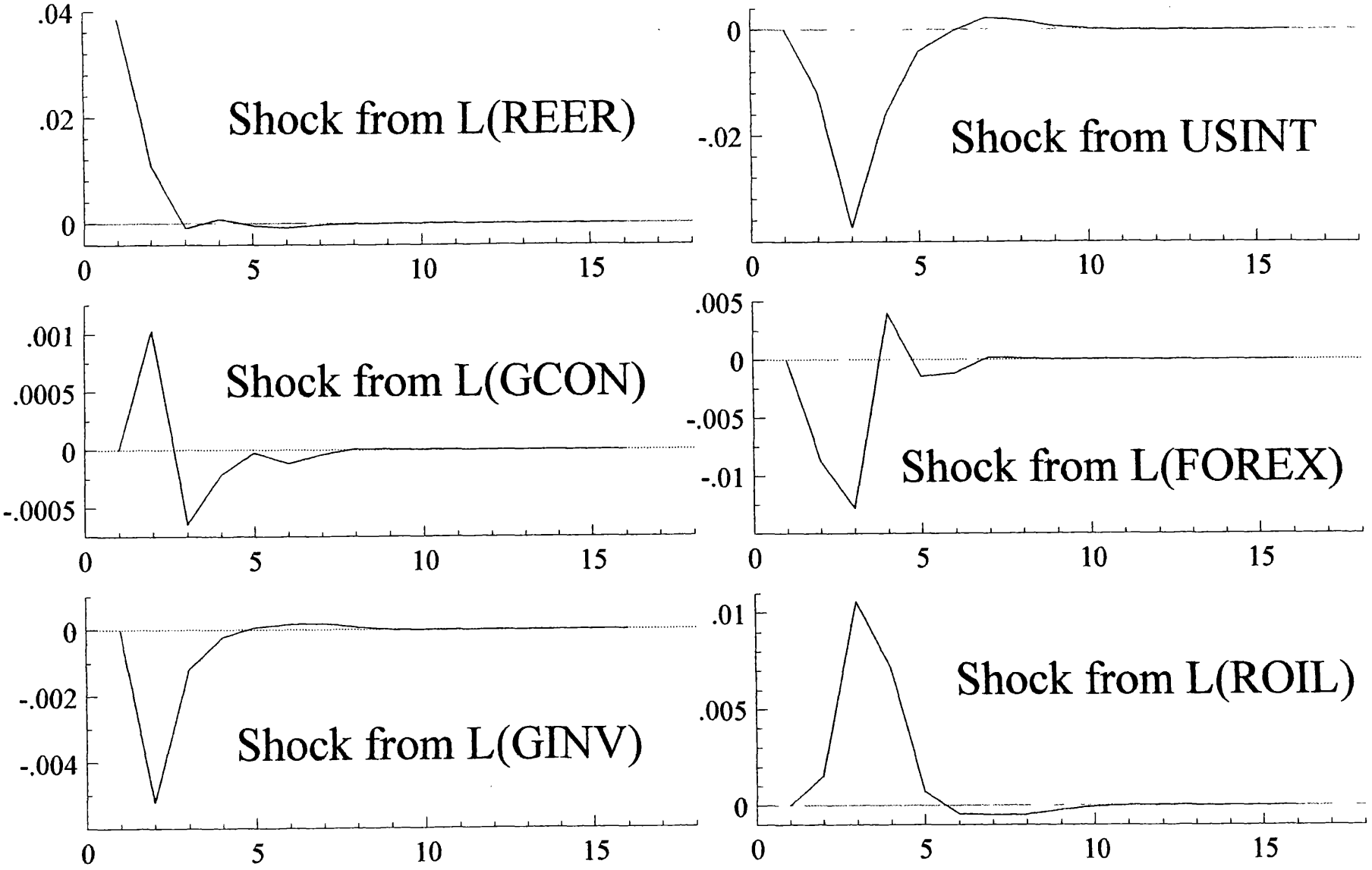


図表 8　実質実効為替レートのミスアライメント
（対数表示、サンプル期間:1981.1-1998.8）

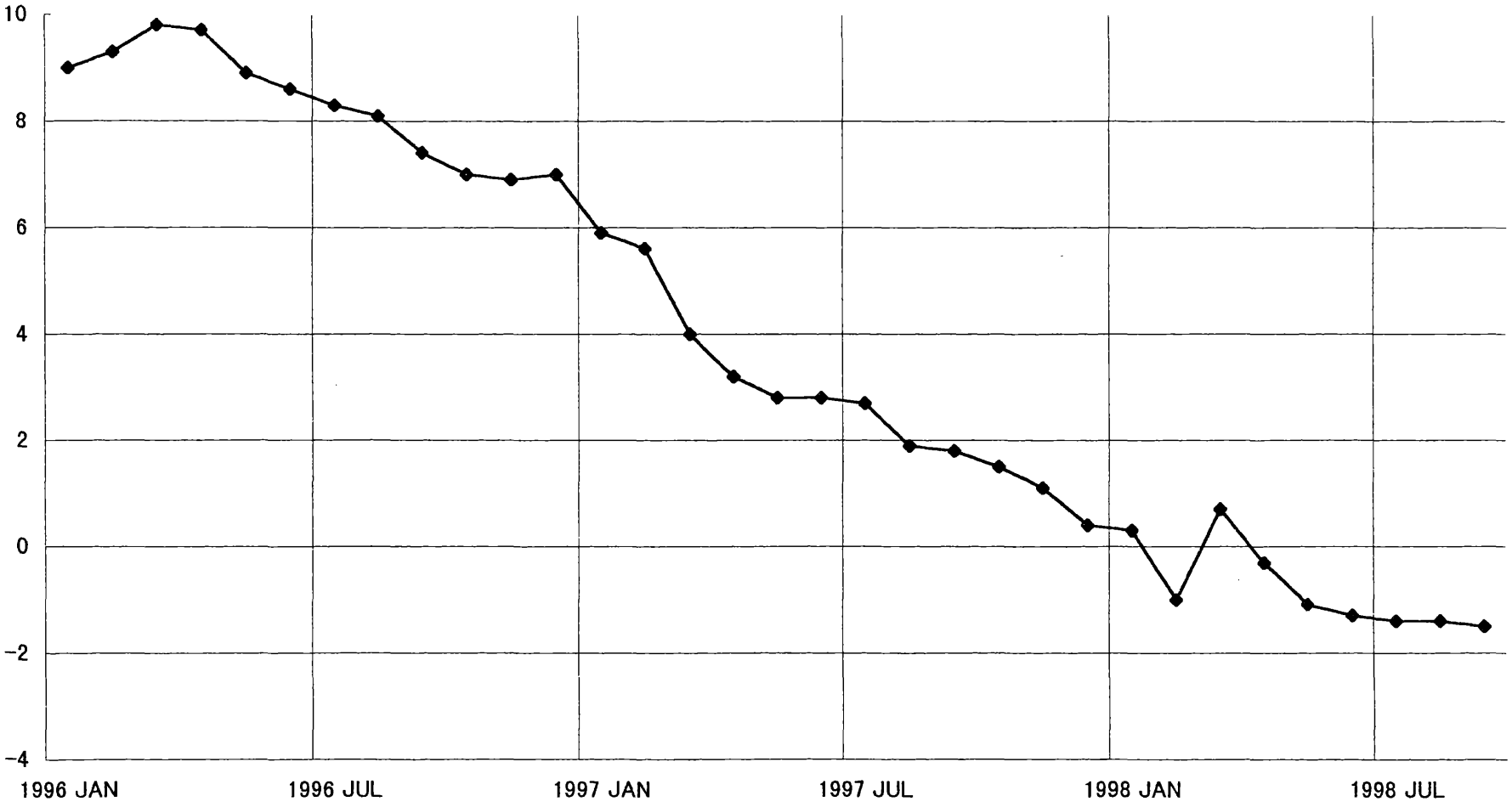




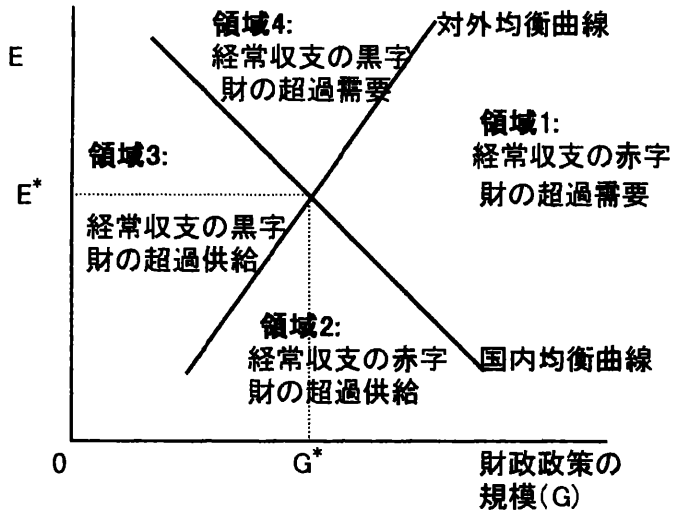
図表９　実質実効為替レートのインパルス・リスポンス
（対数表示、サンプル期間:1981.1-1998.8)



図表10　消費者物価の上昇率(1986.1-1998.8)



図表11　均衡名目（実質）為替レートと財政政策の規模



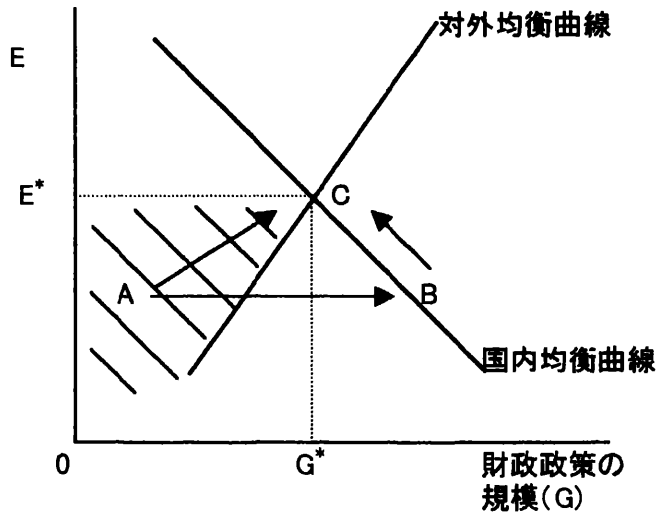


表1　単位根を検定するためのADF統計量

（サンプル期間：1981(6)－1998(8)）

	L(NEER)	L(P)	L(P*)
I(1)	−1.399	0.360	−2.050
I(2)	−7.696 **	−5.966 **	−8.859 **

注：定数項を用いて計測。ラグの長さは最も短いラグから初めて各
のもっとも高いラグのt値をみて、もっとも大きいt値を示すラグの長
選択。I(1)に関する帰無仮説は該当する変数が単位根を持ってい
対立仮説は変数が定常的であるとする。I(2)に関する帰無仮説は
当する変数の差分が単位根をもっている、対立仮説は変数の差分
定常的である。 **は1%の優位水準で棄却される。

表2　共和分分析による階数の判定結果

（サンプル期間：1981(6)－1998(8)）

帰無仮説	検定量(1)	検定量(2)
r＝0	28.04	12.05
r＝1	15.99	9.872
r＝2	6.12	6.12

検定量(1)はトレース、検定量(2)は最大固有値統計量を表す。

表3　単位根検定に用いられるADF検定量

（サンプル期間：1981(6)－1998(8)）

L(REER)		L(ROIL)	
I(0)	−1.6872	I(0)	−1.8407
I(1)	−4.134 **	I(1)	−4.3173 **
USINT		L(FOREX)	
I(0)	−2.0635	I(0)	−1.7251
I(1)	−5.7684 **	I(1)	−3.7263 **
L(GCON)		L(OPEN)	
I(0)	−1.22	I(0)	−3.473 **
I(1)	−9.9339 **	I(1)	−6.4933 **
L(GINV)	−1.0577		
ΔL(GINV)	−14.066 **		

注：定数項を用いて計測。ラグの長さは最も短いラグから初めて各々のもっとも高いラグのt値をみて、もっとも大きいt値を示すラグの長さを選択。I(1)に関する帰無仮説は該当する変数が単位根を持っている、対立仮説は変数が定常的であるとする。I(2)に関する帰無仮説は該当する変数の差分が単位根をもっている、対立仮説は変数の差分が定常的である。 **は1%の優位水準で棄却される。

第4表 共和分分析による階数の判定結果と共和分ベクトル(サンプル期間:1981(6)－1998(8))

固有値		検定量(1)		95%優位水準における critical value	検定量(2)		95%優位水準における critical value
(ラグが4つの場合)							
	H_0: r=p						
0.2023	r=0	118.50	*	114.90	46.79	*	44.00
0.1251	r≤1	71.68		87.30	27.65		37.50
0.0996	r≤2	44.03		63.00	21.72		31.50
0.0472	r≤3	22.31		42.40	10.00		25.50
0.0437	r≤4	12.31		25.30	9.25		19.00
0.0146	r≤5	3.05		12.30	3.05		12.30

標準化されたβ'固有ベクトル

L(REER)	USINT	L(GCON)	L(FOREX)	L(GINV)	L(ROIL)	Trend
1.0000	-0.1932	-0.7270	0.5643	1.1931	-0.8088	-0.0016
-4.4103	1.0000	6.6140	-0.7912	0.1747	-2.4515	0.0159
0.0752	-0.0017	1.0000	0.0478	-0.2269	-0.0886	0.0019
-1.8377	0.1547	-3.5527	1.0000	-2.6986	0.3658	-0.0109
-0.4792	0.0115	1.4395	0.1784	1.0000	0.2754	-0.0057
-19.7520	-0.4139	17.3570	-7.9147	-20.6370	1.0000	0.1268

標準化されたα調整係数

L(REER)	-0.0057	0.0013	-0.1216	0.0063	0.0148	0.0004
USINT	0.6263	-0.0644	-0.2937	-0.0631	-0.0366	0.0028
L(GCON)	0.0011	-0.0018	-0.0151	0.0028	-0.0115	0.0000
L(FOREX)	-0.0872	-0.0001	-0.2994	-0.0235	-0.0594	0.0002
L(GINV)	-0.0252	-0.0043	0.1137	-0.0009	0.0048	0.0001
L(ROIL)	0.0240	0.0182	0.2477	-0.0049	-0.0487	0.0003

(ラグが3つの場合)							
	H_0: r=p						
0.2020	r=0	110.90		114.90	46.72	*	44.00
0.1168	r≤1	64.20		87.30	25.70		37.50
0.0889	r≤2	38.50		63.00	19.28		31.50
0.0411	r≤3	19.21		42.40	8.69		25.50
0.0392	r≤4	10.52		25.30	8.27		19.00
0.0108	r≤5	2.25		12.30	2.25		12.30

標準化されたβ'固有ベクトル

L(REER)	USINT	L(GCON)	L(FOREX)	L(GINV)	L(ROIL)	Trend
1.0000	-0.2145	-0.5461	0.6655	1.3687	-0.8654	-0.0026
-4.2156	1.0000	4.4992	-0.7866	1.0112	-2.1849	0.0119
0.0398	0.0032	1.0000	0.0316	-0.1787	-0.0808	0.0018
0.6808	0.1466	-14.8470	1.0000	-14.5610	-2.4515	0.0337
5.0454	-0.2770	-0.7000	-1.9837	1.0000	-1.7313	0.0359
18.5320	0.5202	-21.5560	11.5800	20.5020	1.0000	-0.1872

標準化されたα調整係数

L(REER)	-0.0054	0.0016	-0.1174	-0.0003	-0.0044	-0.0002
USINT	0.5019	-0.0586	-0.4406	-0.0079	0.0246	-0.0024
L(GCON)	0.0007	-0.0018	-0.0283	0.0012	0.0001	0.0000
L(FOREX)	-0.0986	-0.0016	-0.2888	-0.0005	0.0129	-0.0003
L(GINV)	-0.0186	-0.0046	0.1106	-0.0003	-0.0007	-0.0001
L(ROIL)	0.0051	0.0153	0.2227	0.0037	0.0063	-0.0003

表5 外貨準備の増大に寄与する対外部門の動向

（単位：億米ドル）

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
財の輸出額	515.2	589.2	695.7	756.6	1,025.6	1,281.1	1,510.8	1,826.7	1,990.9
（%変化率）	19.2	14.4	18.1	8.8	35.6	24.9	17.9	20.9	9.0
サービスの輸出額	585.5	697.9	924.9	111.9	166.2	191.3	206.0	245.8	—
（%変化率）	27.2	19.2	32.5	21.0	48.5	15.1	7.7	19.3	—
対内直接投資額	34.9	43.7	111.6	275.2	337.9	358.5	401.8	442.4	300.0
（%変化率）	2.8	25.2	155.5	146.6	22.8	6.1	12.1	10.1	(32.2)
ポートフォリオ負債額	—	5.7	3.9	36.5	39.2	7.1	23.7	77.0	26.0
（%変化率）	—	—	(30.4)	827.7	7.6	(81.9)	234.1	224.7	(66.3)
その他の対外負債額	10.7	45.0	(40.8)	(5.8)	(15.0)	51.2	12.8	84.3	—
（%変化率）	(29.6)	320.6	(190.7)	(85.9)	159.7	(442.0)	(74.9)	556.6	—

注：1998年度のデータはIMFによる推計。

表6 貨幣供給の増加率とインフレ率

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
ハイパワードマネー	6,387.3	7,931.4	9,228.0	13,147.0	17,217.8	20,759.8	26,888.5	31,454.5
(% 変化率)	30.1	24.2	16.3	42.5	31.0	20.6	29.5	17.0
中央銀行の純外国資産残高	796.0	1,399.6	1,330.4	1,549.5	4,451.3	6,669.5	9,562.2	13,229.2
(% 変化率)	119.8	75.8	−4.9	16.5	187.3	49.8	43.4	38.3
中央銀行の国内資産残高	6,525.6	7,841.6	8,918.5	12,401.4	13,203.2	13,892.6	16,877.6	18,184.0
(% 変化率)	19.4	20.2	13.7	39.1	6.5	5.2	21.5	7.7
この内:								
対中央政府への貸しつけ	801.1	1,067.8	1,241.1	1,582.7	1,687.7	1,582.8	1,582.8	1,582.8
(% 変化率)	17.0	33.3	16.2	27.5	6.6	−6.2	0.0	0.0
銀行部門の純外国資産残高	241.9	56.2	354.8	673.7	612.7	−299.7	−348.5	431.5
(% 変化率)	475.9	−76.8	531.3	89.9	−9.1	−148.9	16.3	−223.8
銀行部門の中央政府への貸しつけ残高	—	—	—	74.5	478.2	1,057.3	1,823.0	1,519.8
(% 変化率)	—	—	—	—	541.9	121.1	72.4	−16.6
銀行部門のその他への貸しつけ残高	15,861.8	18,995.6	22,954.8	32,944.8	41,042.8	50,987.0	63,571.8	76,893.3
(% 変化率)	22.9	19.8	20.8	43.5	24.6	24.2	24.7	21.0
貨幣供給量	14,681.9	18,598.9	24,327.3	30,075.7	46,920.3	60,744.0	76,090.0	89,752.0
(% 変化率)	28.9	26.7	30.8	23.6	56.0	29.5	25.3	18.0
インフレ率	3.1	3.5	6.3	14.6	24.2	16.9	8.3	2.8

出所:IMF, International Financial Statistics.

中国における実質実効為替レートの動向とミスアライメントの分析

発行日　1999年3月26日
著　者　白井　早由里
発行所　慶應義塾大学湘南藤沢学会
印刷所　ワキプリントピア