

中国人民元論考

岡田 義昭

- I はじめに
 - II 人民元の変遷
 - III 人民元レートの過小評価問題
 - IV 人民元安・人民元高の評価
 - V 人民元通貨制度：展望—結びにかえて—
- 参考文献

【要旨】

中国通貨当局の市場介入による人民元安維持が経常収支の黒字幅拡大・外貨準備増をもたらしており、こうした貿易不均衡を是正すべく中国為替制度の変更ならびに中国為替市場の改革を早急に押し進める必要があるとの国際的認識が今日顕著となった。しかしながら、中国の“趨勢的”な経常収支不均衡の是正は人民元レートの変動では困難なことを、本稿においてベクトル自己回帰モデル (VAR) に基づく実証分析により明らかにした。ただし、中国における上述為替制度・為替市場改革の議論は、経済厚生観点からそうした貿易不均衡の議論とは切り離して検討をしておくことの必要性もあわせて指摘した。

【キーワード】

社会主義市場経済, 人民元安, 貿易不均衡, ベクトル自己回帰モデル (VAR), 経済厚生

I はじめに

中国は、1970年代末に導入した改革開放政策の実施により、外国からの資本、技術、人材の導入で高い成長を遂げた。1992年には鄧小平は、東西冷戦の終結とともに天安門事件の残滓を清算し、中国経済の生き残りをかけて「社会主義市場経済」を導入したが、こうした西欧経済と“同位相”をもたらす市場メカニズムの有効な活用により、高成長を不動のものとした。その結果、今や中国の東アジアにおける政治経済的プレゼンスは急速に高まりつつある。

そうした状況下で、現在、中国人民元の動向に国際的な強い関心が集まっている¹⁾。最大のポイントは、中国の通貨当局が外国為替市場に大規模な介入を行って人民元レートの上昇を抑え、結果として経常収支の大幅な黒字を実現しているとの懸念である。中国に対して大幅な貿易赤字を記録している米国や欧州連合にとってみれば、人民元レートが中国当局によって不当に操作(manipulate)されることにより世界的な国際収支不均衡が生じていると受け止め、中国政府に対してその是正を激しく迫っている。実際、中国の経常収支は1990年代は平均125億ドル程度の黒字であったものが、2005年には1,608億ドル、2006年には2,499億ドル、2007年には3,718億ドルとその黒字幅は急増した。加えて、資本収支もこれまた2000年以降平均して400～500億ドル程度の黒字を記録している²⁾。かくして、中国の外国為替市場には毎年多額の外貨が流入し、外貨売り・人民元買いが活発化している。これに対し、人民元レートは2005年7月以降、通貨当局が為替相場制度の変更や為替市場の改革を実施したにもかかわらず、変更直前の1米ドルあたり8.276元から2008年5月末の6.945元と、この3年近くでおよそ16%程度しか増価していない³⁾。こうして、経常収支・資本収支が大幅な黒字となっているにもかかわらずそれに即応して人民元レートが上昇しないのは、中国通貨当局による市場への大規模な元売り・ドル買い介入によるものであると欧米諸国は捉える。たとえば、1990年代末の外貨準備は1,547億ドルであったが、2005年末には8,189億ドルとなり、2006年末にはついに1兆ドルを超えた。そして2008年5月末現在15,283億ドルと約10倍まで膨れ上がっている⁴⁾。中国は今日まさに世界最大の外貨準備保有国としてリストアップされるまでに至った。このことから、貿易不均衡是正のための人民元改革要求が合従連衡して湧き上がっているが、中国通貨当局がこれにどう応え、どういう点を“優雅”に無視するか、その対応は大いに関心の持てるところである。

そこで、本稿では、中国人民元の動向を検証することにより、国際通貨面から東アジアにおける中国の相対的地位と方向性とを展望した。

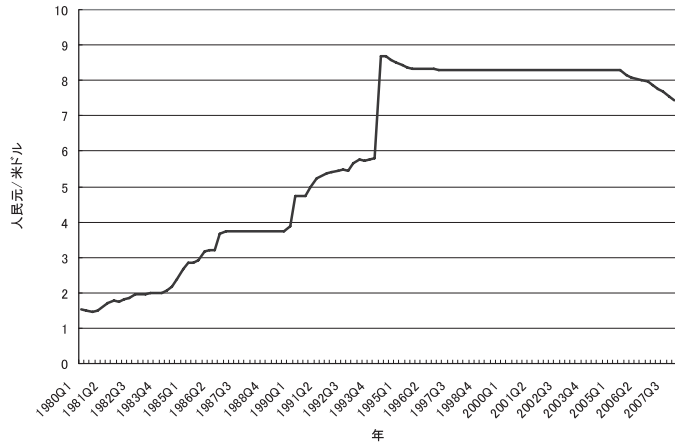
II 人民元の変遷

1 1980年～1994年年初：二重相場制⁵⁾

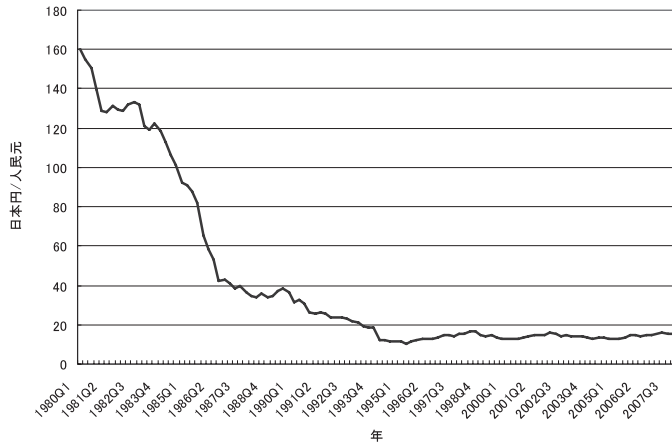
中国通貨当局は、改革解放政策の下で、1980年初頭より外国為替制度の改革に着手した。それ以前は、政府が国营貿易会社を通してすべての貿易を自らの手で行っており、また外貨は政府が集中管理していた。したがって、この時期、外国との貿易に際して人民元と外貨が交換されることはなく、為替レートは、政府が定める公定レートのみであった。しかしながら、改革開放政策の実施とともに段階的に自主貿易が拡大されるようになり、企業の採算性や内外の価格差を反映する為替レートの導入が必要となった。それゆえ、1981年以降は、計画貿易用の公定レートと自主貿易用のレートが並存する「二重為替相場制」に移行した。とくに自主貿易に対して適用される為替レートは、1986年以降主要都市に外貨調整センターが設立され、企業間の外貨売買がそこで行われるようになると (i.e. 「市場レート」)、ほぼ市場の需給ないしは貿易収支動向で決まるようになった。したがって、1980年代後半に至り、価格自由化の進展に伴ってインフレが昂進するや貿易赤字は拡大し、市場の為替レートは一貫して下落傾向を辿った。また公定レートも市場レートに追随して切り下げられた。たとえば、二重為替レートが統一される1994年初めに至るまでの間、対米ドルに対しては1980年平均1.5元から1994年初めには8.7元とおよそ83%下落した。また対日本円では同年151円から同じく1994年初めには13円と91%ほど、さらに実質実効為替レート・ベースでは76%ほど下落した⁶⁾。

1994年に至ると、中国の全貿易に占める計画貿易そのものが縮小したことで公定レートでの取引は全体の2割程度にまで減少し、その必要性が低下したことや、GATT加盟の条件として二重為替相場制の是正が求められたことにより、1993年末の公定レート1ドル=5.8元を市場レート1ドル=8.7元に鞅寄せして両者の統一が図られた。また、為替取引は全国統一の外国為替市場である外貨取引センターで行われることとなった。

第1図 人民元レート（対米ドル） 資料：IMF IFS



第2図 人民元レート（対日本円） 資料：IMF IFS



第3図 人民元レート（実質実効為替レート） 資料：IMF IFS



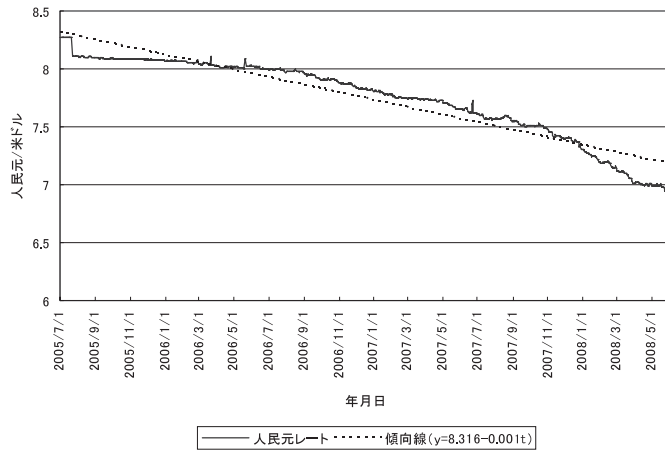
2 1994年～2005年7月：米ドル・ペッグ制

1994年以降、人民元は事実上米ドル・ペッグ制を採った。これは、1992年の鄧小平の南方講和を契機に、“社会主義市場経済体制”を導入したことにより、外国からの資本や技術、人材取り入れを容易にするべくドル元の為替リスク低減を企図したものであった。また、それまでの二桁インフレ抑制としてのノミナル・アンカーの役割も期待された。その結果、人民元相場は、対米ドルでは安定した推移を辿り、1994年1月の8.7元から2005年6月の8.3元と、その上昇率はわずか5%に止まった。他方、米国経済は、1990年代後半から2000年代初めにかけてICT（情報通信技術）関連投資に基づいた生産性上昇などから活況を呈した⁷⁾。かくして、米ドルは上昇し⁸⁾、人民元もそれに連動して1994年1月から2005年6月にかけて実質実効為替レート・ベースでは28%程度上昇した。

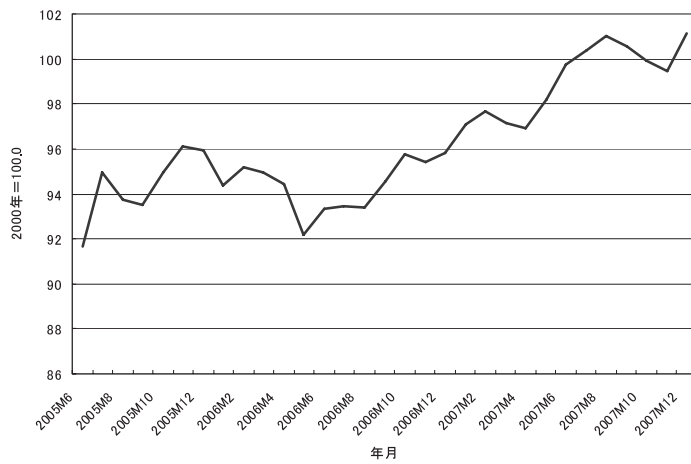
3 2005年7月～現在：管理相場（通貨バスケット）制

しかしながら、人民元レートが米ドルに対して割安水準で維持されているとの国際的な非難のなかで、中国人民銀行は、2005年7月に、それまで1米ドルあたり8.28元前後でペッグされてきた為替レートを対米ドルで2%切り上げると同時に、今後為替市場の需給に基づき、通貨バスケット値を参考にした管理相場制（人民銀行が発表する中間レートに対して上下0.3%の範囲内で変動させる）を採用すると発表した⁹⁾。それ以降今日まで、人民元は対米ドルで見てもまた実質実効為替レート・ベースで見ても、いずれも緩やかな上昇傾向を辿りつつある。例えば、2005年7月1日から2008年5月31日までの対米ドル人民元日次レートの傾向線は $y = 8.316 - 0.001t$ （標本期間：1086期間）となっており、また対前日変動率でみると、同期間平均が0.015%の元高、標準偏差が0.11%、最大値が1.4%の元高（2007年6月23日）となっている。さらに中国通貨当局は、こうした為替制度変更と同時に、①外貨の取得・保有に関する上限引き上げ、米ドル以外の通貨（円、ユーロ）に対する人民元変動幅の拡大（上下1.5%から上下3.0%の範囲内）、銀行間外為取引通貨に英ポンドを追加するなどの市場規制緩和、②銀行間における直接取引・決済方式の導入、同じく銀行間取引におけるマーケット・メイク制の導入、外為市場直物取引の参加者拡大などの市場育成、③外貨スワップ取引の容認、対顧客為替先物取引の対象範囲をすべての経常取引項目と一部の資本取引項目まで拡大、銀行間為替先物取引を容認するなどの新規市場創出、というように外為市場の改革整備を併せて推し進めている¹⁰⁾。

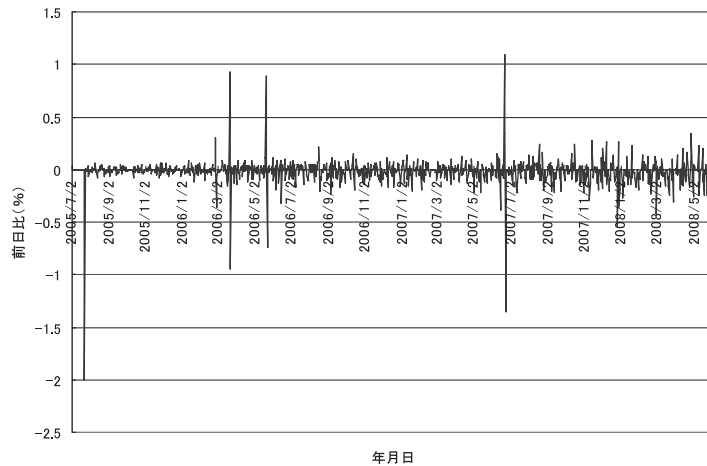
第4図 人民元レート (対米ドル, 日次) 資料: 中国情報局



第5図 人民元レート (実質実効為替レート, 月次平均) 資料: IMF IFS



第6図 人民元変動率 (対米ドル, 日次) 資料: 中国情報局



4 通貨バスケット

2005年7月の中国人民銀行による為替制度変更の発表において、参考レートとすべき通貨バスケットの詳細、すなわち、いかなる通貨をどのようなウエイトで基準値とするか、ということは一切明らかにされなかった。これに対して Frankel/Wei (2007) は、2005年7月22日から最近時点までの各国通貨との為替レート日次データによる OLS 推計を基に、第1表のような人民元インプリシット・ウエイトを得ている。それによれば、通貨バスケットの太宗はいぜんとして米ドルが中心的な位置を占めており (i.e. $0.904/0.927 = 0.975$)、ユーロや英ポンド、日本円等他通貨のウエイトは極めて小さなものとなっていることが窺える。したがって、為替制度変更後も少なくとも現在までのところは、従来の米ドルを平価

第1表 人民元インプリシット・ウエイト推計

	C RMB
US Dollar	0.904 (0.021)
Euro	-0.006 (0.014)
Jpn Yen	0.008 (0.009)
Kor Won	0.002 (0.009)
Spore Dollar	-0.018 (0.021)
Brit Pound	-0.004 (0.001)
M Ringgit	0.053 (0.015)
Rus Ruble	-0.018 (0.021)
A Dollar	-0.003 (0.008)
Thai Baht	0.006 (0.01)
Can Dollar	0.003 (0.008)
Const	0.00009 (0.00003)
Sum of Coefficients	0.927
Observations	382
R-squared	0.95

(・) : 標準偏差
 標本期間 : 7/25/05~1/8/07
 基準通貨 : SDR
 出所 : Frankel/Wei (2007) p. 53

としたベッグ制ないしはクローリング・ベッグ制の色彩が色濃く残っていると言えるであろう。合従連衡ともいえる外国からの激しい人民元為替制度改革要求にもかかわらず、中国通貨当局の為替制度に対する慎重な漸次的改革姿勢がそこに感じ取れるのである。

Ⅲ 人民元レートの過小評価問題

1 割安・割高の評価

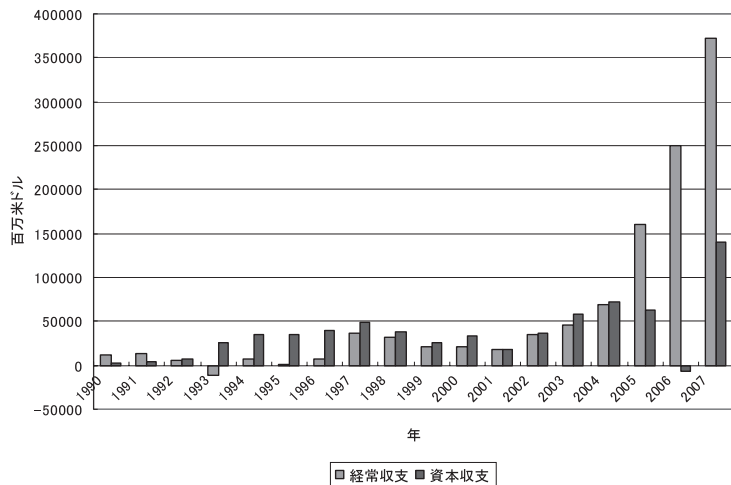
近年、人民元レートが中国マクロ経済のファンダメンタルズ（経済成長率、インフレ率、国際収支等）に比して過小評価されており、したがって主要通貨とりわけ米ドルに対して人民元レートを早急に切り上げ、あるいは／且つ、変動幅を大幅に拡大させるべきであるとの議論が急速に高まりつつある。しかしながら、一般に、為替レート水準が割安か割高かを正確に判別することは容易ではない。「一物一価の法則」をベースとした絶対的購買力平価説による直接的評価法では、両国間の貿易財全般に関する価格の詳細なサーベイが必要であるし、また相対的購買力平価説では、基準年次の選択に恣意性が入り、且つ貿易財物価指数の構成目も一様ではない。その他、郵送費、関税・非関税貿易障壁、不完全情報、pricing-to-market タイプ企業による価格転嫁率などの諸要因も加味する必要がある¹¹⁾。そこで本稿では、より簡便な方法として、教科書的な開放マクロ経済理論に基づき、①国際収支が循環的には変動するものの趨勢的には均衡しているか、②外貨準備／貿易額の比率が趨勢的に見て安定して推移しているか、の2点から人民元レートの割安・割高評価を“傍証”することとする。すなわち、変動相場制下にあつては、両国通貨の完全代替性を仮定すると、自国の経常勘定項目や直接投資・証券投資などの資本勘定項目に関する収支尻が黒字（赤字）であれば外貨が流入（流出）し、自国通貨が買われて（売られて）為替レートは増価（減価）する。しかしながら、通貨当局は自国通貨売り（買い）・外国通貨買い（売り）の市場介入操作により、こうした増価（減価）圧力をかわして為替レートを特定水準に誘導することが可能となる。かくして、経常収支・資本収支が趨勢的に黒字（赤字）で、且つ外貨準備が貿易額に比して趨勢的に増加（減少）している場合、為替レートは、国際収支の自動調整機能により本来あるべき水準より割安（割高）に誘導されていると考えることができる。

2 中国国際収支・外貨準備の推移

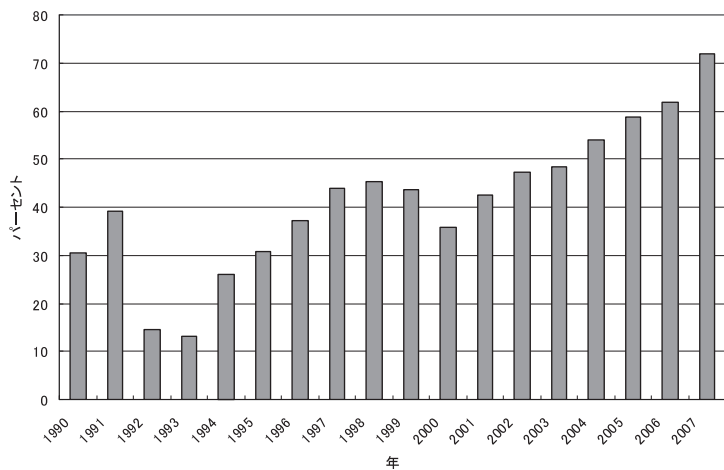
第7図は年ベースの中国経常収支ならびに資本収支（i.e. 直接投資＋証券投資）に関する推移を表したものである¹²⁾。第7図を見ると、経常収支は1990年以降、

1993年の赤字を除けば2007年に至るまで一貫して黒字となっており、しかもその額は2000年代に入ると年々拡大傾向にあることが分かる。加えて、資本収支はどうかと言えばこれもまた同じく同期間黒字基調となっている。さらに第8図は中国の貿易額（国際収支ベースの輸出額+輸入額）に対する外貨準備の比率を時系列的に表したものであるが¹³⁾、この比率も2000年以降同様に趨勢的に増大していることが見て取れる。こうしたことから、人民元の対米ドル為替レートは、2000年以降、国際収支の自動調整機能により本来あるべき水準より割安と判断することができるであろう。

第7図 中国国際収支 資料：IMF IFS



第8図 中国外貨準備比率（対貿易額） 資料：IMF IFS



IV 人民元安・人民元高の評価

1 メリット・デメリット

Ⅲ章と同様に、本章でも教科書的な開放マクロ経済理論に基づいて、人民元安・人民元高のメリット・デメリットを検討してみよう。

人民元が割安であることのメリットとしては、

- (1) 経常収支の黒字化ならびに外貨の獲得・対外債権増
- (2) 輸出増が国内経済成長に寄与
- (3) 外国資本の国内直接投資が促進

などが挙げられる。他方、人民元が割安であることのデメリットとしては、

- (4) 交易条件が不利となる
- (5) 元売り・ドル買いの市場介入により過剰流動性・バブル発生リスクが高まる
- (6) 輸入物価上昇による国内インフレ昂進

などが指摘し得る。次に人民元が割高であることのメリットとしては、

- (1) 外国資本の国内証券投資が促進
- (2) 中国資本の海外投資が有利
- (3) 輸入品が安く購入でき、国民生活水準が向上することにより経済厚生が増す
- (4) 輸入物価下落により国内インフレに対して抑制方向に働く
- (5) 交易条件が有利となる

などである。またそのデメリットとしては、

- (6) 経常収支の赤字化により対外債務が膨らむ
- (7) 輸出減が経済成長を妨げる（ただし為替レート増価に伴う輸出価格上昇は生産性向上で吸収することも可能）

などが考えられる。したがって、いずれにしても人民元安・人民元高にはメリット・デメリットの双方を有しており、中国通貨当局にとっては、その時々々のマクロ経済の局面ないしはより長期的観点に立った経済の発展段階（e.g. 揺籃期、成長期、成熟期）などに応じて政策目標の優先順位を考慮しつつ為替政策を展開していかざるを得ないと言えよう。

2 為替政策効果

a 政策効果

さらに重要なことは、中国政府がマクロ経済の現況に鑑みて上述メリット・デメリットを比較考慮のうえ仮に人民元安を選択したとして、為替レートを切り上げることにより経常収支の黒字が是正されるであろうか、ということである。一

一般的に主張されることは、為替レートの動きは貿易収支ないしは経常収支の“循環的”黒字・赤字の調整に対しては一定の効果があっても、“趨勢的”不均衡にはほとんど影響はなく、むしろ後者は国内の貯蓄・投資バランスで決定されるというものである¹⁴⁾。加えて、白井/唐(2004)によれば、中国経済は、①近隣東アジアとの間で加工貿易構造が形成されていること、②余剰労働力が無制限に存在し、且つ低賃金であること、③外資系企業への税制上およびその他の優遇措置が存在すること、など中国固有の構造的要因から、たとえ人民元を米ドルに対して切り上げても中米間の貿易不均衡は大幅には改善されないと結論付ける。そこで、以下まず中国の貯蓄投資バランスを確認してみる。ついで為替レートと輸出入との関連性をベクトル自己回帰モデル(VAR)で推計することにより、中国における為替レート切り上げの有効性を具体的に検証してみる¹⁵⁾。

b 貯蓄投資バランス

第2表は中国における国内総貯蓄、国内総投資ならびに海外経常余剰の対GDP比率(いずれも名目値)を採ったものである。GDP統計では、総貯蓄と総投資の差が海外経常余剰(=経常収支)であるから、この表より、2000年代に入り中国の国内総貯蓄率は国内総投資率に比べて増大し、結果として経常収支黒字幅の比率が拡大していることが見てとれる。ところで、このように中国で国内総貯蓄率が高いのは、一般に社会保障制度の整備が遅れ、家計の将来への不安感が根底にあるからとされている¹⁶⁾。したがって、家計への貯蓄動機調査で子供の教育費に充てる割合が高いのも、子供への投資が年金代わりになっている例証と見られている。他方、国内総投資率が低いのは、家計の貯蓄を効率良く仲介する金融システム整備の遅れに一因があるとされている¹⁷⁾。すなわち、国有金融機関は民営企業に信用創造を行わないことから、国民貯蓄の7割強が効率性の悪い国有企業に仲介され、その結果、マクロ経済全体への波及度が低く国内総投資の不活発さがもたらされる構図となっている。

第2表 中国貯蓄、投資、経常収支の対GDP比率

(Unit: %)

	1990	1995	2000	2002	2003	2004	2005	2006
Gross Domestic Saving	35.2	39.6	38.0	40.4	43.0	45.6	47.3	47.3
Gross Domestic Capital Formation	36.1	41.9	35.1	37.9	41.2	43.3	43.3	44.9
Net Exports of Goods & Services	2.7	1.6	2.4	2.6	2.2	2.6	5.6	7.7

Source: Asian Development Bank, *Key Indicator 2007*

c VARの推計

人民元レートの構造ショックに対する輸出入への動学的効果を推計するために、人民元実質実効為替レート（2000年=100.0）（*ER*）、中国通関ベース輸出額（*FOB*）（*EX*）、同通関ベース輸入額（*CIF*）（*IM*）の3変数を選び、さらにそれぞれ中国が二重相場制を廃止して市場レートによる事実上の米ドル・ペッグ制を採用した1994年1月より最近時点（2007年5月）までの月次データ（標本数：161期間）を採用する¹⁸⁾。これら *ER*, *EX*, *IM* の各対数変数に対し、拡張（augmented）Dickey-Fuller 単位根検定（定数あり・確定トレンドなし；ラグ次数はSchwartz 情報基準により自動的に決定）を施すと、第3表のごとくである。すなわち「 H_0 : 単位根あり」という帰無仮説は *EX*, *IM* については10%の有意水準で、*ER* に関しては1%の有意水準で棄却できない。さらに *ER* については1階の階差を、*EX*, *IM* については2階の階差を採ると、これら階差変数は1%の有意水準で帰無仮説を棄却できる。したがって、*EX* は $I(1)$ であり、*EX*, *IM* は $I(2)$ であるから、*ER*, *EX*, *IM* の階差変数は定常時系列と判断できる。

ここで、*ER*, *EX*, *IM* のレベル変数にJohansenの共相分検定（共相分関係式に定数を含むが確定トレンドは含まない、VARに確定トレンドを含む¹⁹⁾；ラグ次

第3表 ADF 単位根検定

Null Hypothesis: ER has a unit root Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented D-F test statistic	-3.39825	0.0124
Test cv: 1% level	-3.47172	
5% level	-2.87961	
10% level	-2.57648	

Null Hypothesis: D(ER) has a unit root Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented D-F test statistic	-9.5225	0
Test cv: 1% level	-3.47172	
5% level	-2.87961	
10% level	-2.57648	

Null Hypothesis: EX has a unit root Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented D-F test statistic	1.899451	0.9998
Test cv: 1% level	-3.47518	
5% level	-2.88112	
10% level	-2.57729	

Null Hypothesis: D(EX) has a unit root Lag Length: 11 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented D-F test statistic	-14.3747	0
Test cv: 1% level	-3.47518	
5% level	-2.88112	
10% level	-2.57729	

Null Hypothesis: IM has a unit root Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented D-F test statistic	0.799236	0.9938
Test cv: 1% level	-3.47518	
5% level	-2.88112	
10% level	-2.57729	

Null Hypothesis: D(IM) has a unit root Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented D-F test statistic	-9.14289	0
Test cv: 1% level	-3.47582	
5% level	-2.8814	
10% level	-2.57744	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

数は4期)を施すと、第4表で示されるごとく、トレース統計量ならびに最大固有値統計量から各変数とも共和分の関係にないことが5%の有意水準で判断される。

第4表 Johansen 共和分検定

Sample (adjusted): 1994M06 2007M05
 Included observations: 156 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: ER EX IM
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized	Trace		0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.089101	24.84481	29.79707	0.1671
At most 1	0.063751	10.2864	15.49471	0.2593
At most 2	6.45E-05	0.010069	3.841466	0.9198

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized	Max-Eigen		0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.089101	14.55841	21.13162	0.321
At most 1	0.063751	10.27633	14.2646	0.1944
At most 2	6.45E-05	0.010069	3.841466	0.9198

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

かくして為替レート (ER), 輸出 (EX), 輸入 (IM) の各変数に対して構造VARを,

$$B(L)X_t = \varepsilon_t$$

$$\text{但し } X_t = (\Delta ER_t, \Delta^2 EX_t, \Delta^2 IM_t)'$$

$$B(L) = B_0 - B_1L - B_2L^2 \dots - B_{12}L^{12}$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{ERt}, \varepsilon_{EXt}, \varepsilon_{IMt})'$$

$$\sum \varepsilon = I$$

と規定する。ラグ次数に関しては第5表の結果から12ヶ月期と仮定する。

次に、この構造VARに対応する誘導形VARを先のデータを用いて最小二乗法(OLS)で推計すると第6表のような結果を得る。さらにこれに「逐次的制約」を課してその誤差項推計値をコレスキー分解により直交化することで、上述構造

第5表 ラグ次数選択基準

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: D(ER) D(EX) D(IM)						
Exogenous variables: C						
Sample: 1994M01 2007M12						
Included observations: 147						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	508.0687	NA	2.08E-07	-6.871683	-6.810654	-6.846887
1	575.8923	131.956	9.35E-08	-7.672004	-7.427887	-7.572816
2	625.2714	94.05548	5.40E-08	-8.22138	-7.794175	-8.047802
3	644.0202	34.94668	4.73E-08	-8.354016	-7.743724	-8.106048
4	668.7614	45.10644	3.82E-08	-8.568182	-7.774802	-8.245823
5	681.8981	23.41365	3.62E-08	-8.624463	-7.647996	-8.227714
6	693.4631	20.14044	3.50E-08	-8.659362	-7.499806	-8.188222
7	702.042	14.59008	3.53E-08	-8.653633	-7.31099	-8.108103
8	723.5978	35.77967	2.98E-08	-8.82446	-7.298729	-8.204539
9	732.8746	15.01957	2.98E-08	-8.828226	-7.119408	-8.133915
10	758.1664	39.91622	2.40E-08	-9.049883	-7.157976	-8.28118
11	820.617	96.01256	1.17E-08	-9.777102	-7.702108	-8.93401
12	858.9086	57.30717*	7.90e-09*	-10.17563*	-7.917546*	-9.258144*

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

モデルを適度に識別することがここに可能となる。ところで、為替政策変数の“先決性”ないしは“外生性”を考慮すると、コレスキー順序 (Cholesky order) を (ΔER , $\Delta^2 EX$, $\Delta^2 IM$) の順とすることができるであろう。そこで、こうした手順を経て求められた構造 VAR を基に、為替レート・ショックを1標準偏差だけ増加させたときの各3変数のインパルス応答を計算すると、第9図～第11図のようにして計算結果を示すことができる。いずれの図でも実線は為替レート・ショックの各変数に対する単純インパルス応答であり、点線は各変数の±2標準偏差の値を示している。

第6表 誘導形 VAR の推計

Vector Autoregression Estimates			
Sample (adjusted): 1995M03 2007M05			
Included observations: 147 after adjustments			
	D(ER)	D(EX)	D(IM)
D(ER(-1))	0.262333	0.639995	-0.817151
D(ER(-2))	-0.074461	-1.374085	-0.873744
D(ER(-3))	0.134291	-0.037301	0.367672
D(ER(-4))	0.107262	-0.288916	-1.216119
D(ER(-5))	-0.072503	-0.600801	-0.513633
D(ER(-6))	0.031463	0.138627	-0.055458
D(ER(-7))	-0.091679	-0.450839	0.397959
D(ER(-8))	0.197586	0.197948	-0.736924
D(ER(-9))	0.12174	-0.88579	-0.074741
D(ER(-10))	-0.002481	-0.640408	-0.273602
D(ER(-11))	0.144857	0.207634	-0.088099
D(ER(-12))	-0.26943	1.005168	1.512725
D(EX(-1))	0.001509	-1.280872	-0.043146
D(EX(-2))	-0.017581	-1.177348	-0.008869
D(EX(-3))	-0.037865	-1.065332	0.074531
D(EX(-4))	-0.036647	-1.116346	0.09318
D(EX(-5))	-0.055677	-1.118046	-0.086383
D(EX(-6))	-0.050715	-0.974569	-0.118943
D(EX(-7))	-0.031922	-1.055363	-0.201912
D(EX(-8))	-0.035442	-1.015594	-0.2545
D(EX(-9))	-0.026004	-1.055114	-0.343278
D(EX(-10))	0.013975	-1.075387	-0.426574
D(EX(-11))	0.034098	-0.986919	-0.454511
D(EX(-12))	0.031059	-0.427887	-0.200504
D(IM(-1))	0.029824	-0.127186	-1.616374
D(IM(-2))	0.062965	-0.312758	-1.812903
D(IM(-3))	0.09894	-0.410026	-1.916609
D(IM(-4))	0.107412	-0.381229	-1.911349
D(IM(-5))	0.122233	-0.364344	-1.642952
D(IM(-6))	0.114613	-0.445558	-1.490043
D(IM(-7))	0.09234	-0.395206	-1.273699
D(IM(-8))	0.091432	-0.380465	-1.139148
D(IM(-9))	0.077077	-0.30254	-0.962056
D(IM(-10))	0.030217	-0.206945	-0.881079
D(IM(-11))	0.002353	-0.176052	-0.842017
D(IM(-12))	-0.003165	0.016904	-0.339362
C	0.000493	0.00116	0.002708
R-squared	0.329861	0.926654	0.93604
Adj. R-squared	0.110542	0.90265	0.915108
Sum sq. resids	0.015769	0.601208	0.886119
S.E. equation	0.011973	0.073929	0.089753
F-statistic	1.504027	38.60404	44.71732
Log likelihood	463.2179	195.6106	167.0993
Akaike AIC	-5.798883	-2.157968	-1.770058
Schwarz SC	-5.046189	-1.405274	-1.017364
Mean dependent	0.001061	-1.87E-05	-0.001429
S.D. dependent	0.012695	0.236946	0.308046
Determinant residcov (dof adj.)		4.03E-09	
Determinant resid covariance		1.69E-09	
Log likelihood		858.9086	
Akaike information criterion		-10.17563	
Schwarz criterion		-7.917546	

Chart9 Response of D(ER) to One S. D.
D(ER) Innovation

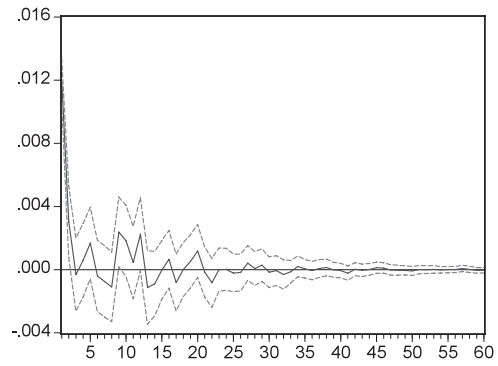


Chart10 Response of D(EX) to One S. D.
D(ER) Innovation

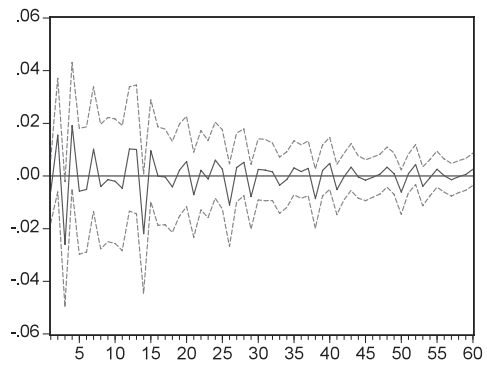
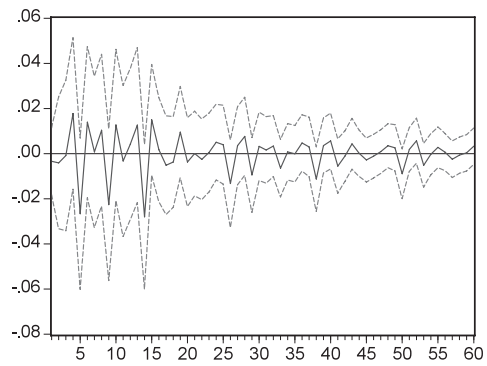


Chart11 Response of D(IM) to One S. D.
D(ER) Innovation



d 推計結果の解釈

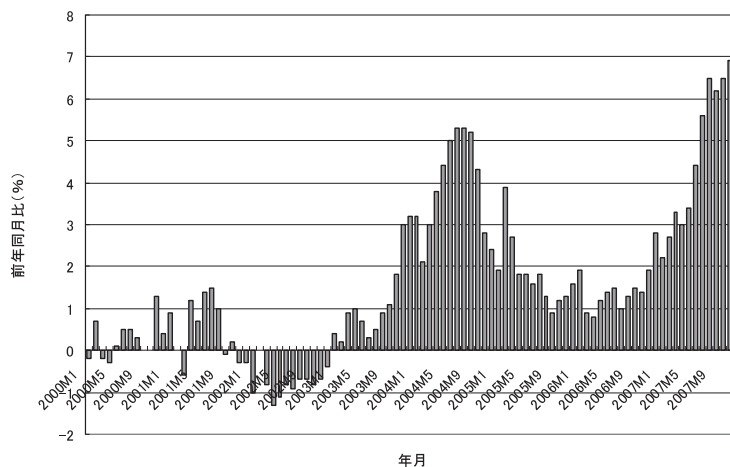
人民元為替レートに構造ショックが生じた場合、人民元レート自身に関してはおよそ2年（= 24ヶ月期）程度で初期時点における人民元レート・ショックの動学的効果は収束している。しかしながら、輸出入に関しては5年（= 60ヶ月期）を経過してもその動学的効果は収束せず、いぜんとしてインパルス応答を継続している。したがって、輸出入に関して為替レート以外の経済的要因が強く影響を及ぼしていることが統計的に確認され、このことから、たとえ人民元を他通貨に対して切り上げても、中国の貿易黒字は大幅には改善されないとの主張が支持される。

3 不胎化 (sterilized) 政策

a インフレ昂進

2008年4月に至ると、人民元の対米ドルレートは7.0元を切り、6.9元台まで上昇した。中国通貨当局が、元高スピードの加速を容認したものと解されている。こうした政策スタンスの変更は、最近の景気過熱・インフレ昂進に対し金融引き締め政策を優先せざるを得なくなった中国経済の現状が背景にあると思われる。

第12図 中国消費者物価上昇率 資料：IMF /FS



たとえば、消費者物価指数の対前年同月比を見ると、第12図に示されたごとく、近年上昇率は高まりつつある。一般に中国の物価上昇要因としては以下の点が指摘され得る²⁰⁾。

- (1) 中国政府にとって、ある程度の経済成長率確保は、失業・貧困問題、都市部と農村部の所得格差、年金・失業保険問題など、多様な問題解決のために必要とされており、したがって、中国政府当局は公共投資や国有企業の設備投資を

中心に需要刺激政策を採用せざるを得ない状況にある。

(2) 主に四大国有商業銀行（中国農業銀行、中国銀行、中国建設銀行、中国工商銀行）による不動産開発・大型ビル建設、個人住宅、個人消費を中心とした新規融資が拡大している。

(3) 中国では他の金融資産が十分に発達していないことから、銀行預金への集中度が高く、個人の金融資産のおよそ7割をしめている。これら銀行預金残高が近年増加しており、このことが銀行部門の融資拡大を支えている。

こうした国内要因に加え、さらに

(4) 不胎化政策の不徹底

という国際通貨要因も影響している。

b マクロモデル

ここで外国為替介入に対する不胎化政策の政策効果を検討するために、以下のような簡単な固定相場制下での小国開放マクロ経済モデルを想定してみよう。各記号を、

Y : 実質 GDP

C : 実質消費需要

I : 実質投資需要

NX : 実質経常収支

M : 名目マネーサプライ

P : 物価指数

L : 実質貨幣需要

D : 名目純国内資産（≡中央銀行保有の国内資産－政府の中央銀行預け金）

F : 名目外貨準備（米ドル建て）

r : 実質利子率

$\rho(>0)$: 信用乗数

e : 自国通貨建て対米ドル名目為替レート

とし、さらに Δ は増分を、*印は外国経済の変数を表すものとする。すると、当該国におけるマクロ経済の運行は、

$$Y = C(Y) + I(r) + NX\left(\frac{P}{e_0 P^*}, Y, Y^*\right) \quad \dots \text{財サービス市場の需給均衡式}$$

$$(C' > 0, I' < 0, NX_{P/(e_0 P^*)} < 0, NX_Y < 0, NX_{Y^*} > 0)$$

$$\frac{M}{P} = L(Y, r) \quad \dots \text{貨幣市場の需給均衡式}$$

$$(L_Y > 0, L_r < 0)$$

$$M = \rho [D + e_0 F] \quad \dots \text{マネーサプライの条件式}$$

$$(M \equiv M_0 + \Delta M, F \equiv F_0 + \Delta F)$$

$$\frac{\Delta F}{F_0} = \phi \left(\frac{\Delta e}{e_0} \right) \quad \dots \text{外貨準備増減式}$$

$$(\phi' < 0, \phi(0) = 0)$$

$$\frac{\Delta P}{P_0} = \psi \left(\frac{\Delta M}{M_0} \right) \quad \dots \text{インフレ率決定式}$$

$$(\psi' > 0, \psi(0) = 0)$$

なる5本の方程式で記述できる。ここで内生変数は、 Y, M, P, F, r の5個であり、外生変数は、 $Y^*, P^*, P_0, D, F_0, e_0, e, \rho$ の7個である。

かくして、なんらかの外的ショックより国際的資本移動が生じて為替レート(e)が変動した場合、通貨当局は為替レートを固定水準(*i.e.* $e=e_0$)に維持すべく市場介入するが、その結果、外貨準備(F)の増減によりベースマネーは変化し、信用乗数倍(ρ)だけマネーサプライ(M)は増減する。そのことは、物価水準(P)を決定すると同時に、貨幣市場ならびに財サービス市場の均衡条件式より均衡実質利子率(\bar{r})や均衡GDP(\bar{Y})を決定する。こうして、外生変数が所与のとき、すべての内生変数は一意的に決まる。

ところで、不胎化成策とは、上述したごとく、固定為替レート維持のために通貨当局が外国為替市場へ介入した結果マネーサプライは増減するが、それを中央銀行は公開市場操作などで売りオペ・買いオペを行うことによって市中におけるマネーサプライの増減を相殺するというものである。したがって、この場合物価変動には中立的となる。

c 中国人民銀行

中国の場合、中央銀行たる中国人民銀行のバランスシートは、

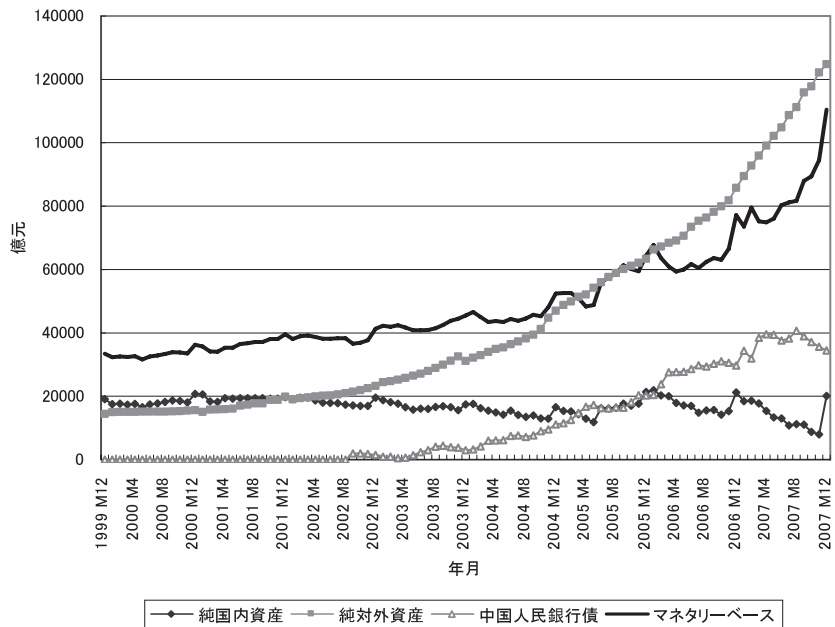
純国内資産 (中国人民銀行保有の国内資産 - 政府の同銀行預け金)

+ 純対外資産 (対外資産 - 対外債務) = マネタリーベース + 中国人民銀行債

と書ける²¹⁾。国内資産とは、政府、銀行、ノンバンク等への貸付残高から構成されており、他方、対外資産は、金(ゴールド)や外貨などの外貨準備から構成されている。たとえば、売りオペの場合、同行保有の国債保有額 (= 純国内資産) が減少し、同額だけ右辺のマネタリーベースが減少することになる。それゆえ、不胎化成策が有効に機能している場合には、純国内資産から中国人民銀行債²²⁾を差し引いたものの増減は純対外資産の増減と正反対の動きを示し、したがってマネタリーベースはほぼ一定となるはずである。しかるに、第13図に示されるごとく、中国人民銀行の最近のバランスシートを見ると、外貨準備の増加額が必ずし

も純国内資産の減少や人民銀行債の発行増により有効に相殺されておらず、とりわけここ2～3年は外貨準備の急増に引きずられてマネタリーベースは上昇基調を辿っていることが見てとれる。また、純国内資産から人民銀行債を差し引いた額の対前月増減額 (ΔD) と同じく純対外資産の対前月増減額 (ΔF) との相関係数 $R\left(=\frac{\text{cov}(\Delta D, \Delta F)}{\sqrt{\text{var}(\Delta D)\text{var}(\Delta F)}}\right)$ を求めると、2000年1月から2007年12月までの96ヶ月間では $R=-0.009$ となっている。本来不胎化成策が有効に機能したのであれば、 R は -1.0 (逆相関ないしは負の相関) に近い値になるはずであるから、両者は無相関と言うことができる。以上のことから、中国人民銀行は人民元レート高を抑制するために外国為替市場に介入して人民元売り・米ドル買いを大量に行っているが、その結果急速に増大しつつある外貨準備＝人民元の国内流通量を、保有国債の売却や人民銀行債の発行などの売りオペによって吸収することに必ずしも成功しているとは言い難い。そうした不胎化成策の不徹底さに、最近における景気過熱・インフレ昂進懸念の一因を見ることができる。

第13図 中国人民銀行貸借対照表構成項目 資料：中国人民銀行



d 不徹底の原因

中国の固定相場維持にともなう為替介入の不胎化政策が不徹底とならざるを得ない理由として、以下の点が指摘される²³⁾。

(1) 国債の売りオペを行うと、国債価格の下落＝金利上昇を招来しかねず、その

ことは政府の需要拡大政策＝低金利政策に反することになる。

- (2) 公開市場操作のための国債市場が未発達なために流通市場の厚みが薄く、また銀行間コール・債券市場では市場関係者の入札方式というよりは当事者間の相対取引が多いがために円滑な取引が実施され難い状況にある。さらに、マーケットが参照すべきベンチマーク金利が形成されてないことも債券全般の円滑な市場取引を妨げる一因となっている。
- (3) 金利の自由化が進展しておらず、したがって公開市場操作でたとえ銀行間市場たる短期金融市場の金利に影響を及ぼしても、それが金利全般の動向までには効果は至らず、したがって資金の需給関係には限定的にしか影響を及ぼし得ない。

かくして、現状では為替介入の不胎化政策が不徹底なために、最近のインフレ昂進に対する緩和を目的とすべく、中国通貨当局は市場介入手控え＝人民元高容認に政策スタンスを転じたものと推察される。

V 人民元通貨制度：展望—結びにかえて—

中国通貨当局の市場介入による人民元安維持が経常収支の黒字幅拡大・外貨準備増をもたらしており、こうした不均衡を是正すべく中国為替制度の変更ならびに中国為替市場の改革を早急に押し進める必要があるとの国際的認識が今日顕著となった。

ところで、中国の1990年以降今日まで平均10%の高成長は国内経済に深刻な課題を突きつけている。例えば、地方から都市部への大幅な人口移動にともない、都市部での雇用確保が焦眉の急となっている。さらには、貧富格差の拡大、腐敗・汚職の横行、環境破壊、食品・製品の安全性崩壊、資源・エネルギーの不足などの諸問題も近年深刻化している。高度経済成長を維持しながらこうした課題を解決していこうとするのが中国指導部の基本的考え方といわれており²⁴⁾、そのためにも輸出部門の不断の拡大は中国にとって必須なのである。

しかしながら、人民元為替レートの変動により中国の“趨勢的”な経常収支不均衡を是正することが困難であることは、すでに本稿でISバランス論やVARモデルに基づく実証分析により指摘した。ただし、中国における為替制度変更ならびに為替市場改革の議論は、そうした国際的な貿易不均衡の議論とは切り離して考えておく必要があろう。すなわち、人民元売り・米ドル買いという通貨当局の市場介入により、外貨準備が急増していることは紛れもない事実である。そのことが、不胎化オペレーションの不徹底より国内通貨のベース・マネー供給増を招来し、中国経済に過剰流動性をもたらしている。たとえば中国通貨当局は、金利

政策、商業銀行の預金準備率引き上げ、中央銀行による窓口規制、公開市場操作などベース・マネーを吸収する策をいろいろ実施してはいるが、M2ベースのマネー・サプライで見ると高い伸び率となっており、2000年以降、前年同月比が平均16.5%となっている²⁵⁾。その結果、全国70都市の不動産価格上昇や上海・深セン証券取引所の株価急騰をもたらしたことは、過剰流動性の典型例と言えよう。

為替レートも通貨という財に随伴した“価格”というマクロ経済変数の一つであり、本来他の財サービス価格同様、「市場メカニズム」によって決定されるべきものである。完備情報の下、多数の市場参加者により市場への参入・退出が自由であるという条件が確保された外国為替市場において、制約なき自由な為替取引の需給に応じて決まる人民元レートは、パレートの意味で最適な資源の配分を中国経済に保証する（厚生経済学の第1基本定理）²⁶⁾。かくして、中国国民の経済厚生を高めるためにも、今後とも“社会主義市場経済”体制の下、市場メカニズムに即した人民元為替レートの決定が確保される必要がある。それゆえ、「フリー・フロート制」実現を政策目標に、現在の為替変動幅を大幅に広げて事実上の変動相場制に近づけるとともに、為替変動のスピードと水準に問題がある場合以外は市場介入を抑制し、且つ外為取引制限の緩和・撤廃、国内金融システムの整備・強化を図ることが肝要であろう。

今日、東アジアにおける地域経済の統合促進に向けて、通貨バスケット制やアジア通貨制度（AMS）、アジア通貨同盟（AMU）など通貨金融統合の議論が活発化している²⁷⁾。そうした議論を具体化するため、人民元の完全変動相場制が早期に実現されなければなるまいし、中国は東アジアの重要メンバーとしてその責務を負っているのである。

（2008年5月：脱稿，2008年6月受理）

注

- 1) 関（2004）、行天（2007）、白井／唐（2004）pp.5-7、凌（2007）、Obstfeld（2006）。
- 2) IMF（2008）。ただし2007年の統計に関してはIMF（2008）では利用可能でないため、中国国家外貨管理局ウェブ・サイト『2007年中国国際収支報告』を参照した。
- 3) 本稿で採用した人民元「日次」統計データに関しては、Searchina Research Instituteウェブ・サイト（www.searchina.ne.jp）を参照した。
- 4) IMF（2008）、中国国家外貨管理局ウェブ・サイト。
- 5) 以下説明は、赤間／御船／野呂（2002）ならびに今井（2000）による。
- 6) IMF（2008）。
- 7) 斎藤克人（2000）「情報化関連投資を背景とした米国での生産性上昇」『日本銀行調査月報』2000年2月号。

- 8) 米ドルは、実質実効為替レート・ベースでは1995年の80.1から2002年の105.2まで31%ほど上昇している (IMF (2008))。
- 9) 『日本経済新聞』2005年7月22日, 第1面。
- 10) 王/長井 (2007) p. 26.
- 11) 岡田義昭 (2008) 「購買力平価: 理論と実証」『愛知学院大学論叢・商学研究』第48巻第2/3号。
- 12) IMF (2008), 中国国家外貨管理局。
- 13) *ibid.*
- 14) 小宮隆太郎 (1994) 『貿易黒字・赤字の経済学: 日米摩擦の愚かさ』東洋経済新報社, 河合正弘/通商産業省通商産業研究所編著 (1995) 『円高はなぜ起こる』東洋経済新報社。
- 15) VARの計算にあたっては、松浦/マッケンジー (2001), 宮尾 (2006), 森棟 (1999) を参照した。
- 16) 富士通総研 (2007)。
- 17) *ibid.*
- 18) 本計算時 (2008年1月) にはIMF *IFS* CD-ROM, September 2007を用いた。
- 19) 「共和分関係式に定数を含むが確定トレンドは含まない, VARに確定トレンドを含む」の他に, ①「共和分関係式に定数も確定トレンドも含まず, VARに確定トレンドを含まない」としても, あるいは②「共和分関係式に定数を含むが確定トレンドは含まない, VARに確定トレンドを含まない」としても, いずれも各変数には共和分の関係にないことが5%の有意水準で示された。
- 20) 白井 (2004) 第4章。
- 21) 中国人民銀行ウェブ・サイト (www.pbc.gov.cn/)。
- 22) 中国の場合, 不胎化成策に基づく公開市場操作で対象となる資産は国債が多いが, ときとして中国人民銀行が自ら発行する中央銀行債によって過剰流動性を吸収することもある (*ibid.*)。
- 23) 白井 (2004) *ibid.*
- 24) 行天 (2007)。
- 25) IMF (2008), 2000年1月~2007年12月の月次データ。最小値: 12.2% (2001年2月), 最大値: 21.6% (2003年8月)。
- 26) 岡田義昭 (2003) 『現代経済理論』成文堂, pp. 42-46。
- 27) 岡田 (2006) 第10章。

参考文献

- 赤間弘/御船純/野呂国央 (2002) 「中国の為替制度について」『調査月報』2002年5月号, 日本銀行

- 伊藤隆敏 (2007) 「中国の通貨政策とアジア通貨バスケット」 経済産業研究所セミナー
- 今井理之 (2000) 「中国の貿易と人民元レート」 青木健 / 馬田啓一編著 『ポスト通貨危機の経済学』 勁草書房
- 王紅 / 長井滋人 (2007) 「中国における金融市場調整：金融政策か為替政策か」 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』 No. 07-J-9, 日本銀行
- 岡田義昭 (2006) 『国際金融の新たな枠組み』 成文堂
- 関志雄編 (2004) 『人民元切り上げ論争』 東洋経済新報社
- 行天豊雄 (2007) 「人民元と中国経済の行方」 『Newsletter』 2007.8.21, 国際通貨研究所
- 白井早百合 (2004) 『人民元と中国経済』 日本経済新聞社
- / 唐成 (2004) 「中国の人民元の切り上げについて」 『総合政策学ワーキングペーパーシリーズ』 No. 39, 慶応義塾大学
- 谷内満 (2005) 「中国元問題の検証：歪んだ資金流入構造と脆弱な金融システムの課題」 『開発金融研究所報』 第22号, 日本国際協力銀行
- / 増井彰久 (2007) 「加速する中国金融改革の分析」 『開発金融研究所報』 第34号, 日本国際協力銀行
- 富士通総研経済研究所 (2007) 『中国の企業部門における資金調達状況についての分析調査』 株式会社富士通総研
- 松浦克己 / コリン・マッケンジー (2001) 『EViewsによる計量経済分析』 東洋経済新報社
- 宮尾龍蔵 (2006) 『マクロ金融政策の時系列分析』 日本経済新聞社
- 森棟公夫 (1999) 『計量経済学』 東洋経済新報社
- 凌星光 (2007) 「人民元の切り上げと中国の国際通貨戦略について」 『国際金融』 2007.12.1
- Frankel, J. A. (2005), “On the Renminbi: The Choice between Adjustment under a Fixed Exchange Rate and Adjustment under a Flexible Rate,” *Working Paper* 11274, National Bureau of Economic Research
- and S-J. Wei (2007), “Assessing China’s Exchange Rate Regime,” *Working Paper* 13100, National Bureau of Economic Research
- International Monetary Fund (2008), *International Financial Statistics*, CD-ROM, April 2008
- Obstfeld, M. (2006), “The Renminbi’s Dollar Peg at the Crossroads,” *mimeo*
- Wang L. and J. Whalley (2007), “The Impacts of Renminbi Appreciation on Trades Flows and Reserve Accumulation in a Monetary Trade Model,” *Working Paper* 13586, National Bureau of Economic Research