

■ 論文

中国人民元について

岡田 義昭

目 次

- I はじめに
 - II 人民元国際通貨制度の変遷
 - III 人民元レートの過小評価問題
 - IV 結び
- 注
参考文献

▶ 要 旨

本稿において、まず中国における1980年代以降の国際通貨制度に関してその変遷を跡付けた。ついで国際通貨制度の現状における問題点を統計的に検証し、今後の中国における外国為替相場政策を展望した。2005年7月以降今日までの人民元レートの動きを Frankel/Wei タイプの回帰式計算により検証すると、中国の外国為替制度改革は当初期待されたほどの成果が必ずしもあがっていないことが示された。また、ベクトル自己回帰モデル (VAR) によりシミュレーション分析すると、人民元高は外貨準備を大きく減少させ、その結果、マネーサプライは総じて減少傾向を辿り、したがって、国内インフレ率は漸次沈静化することが分かった。かくして、為替市場への中国通貨当局による人民元の売り介入によって人民元為替レートを安く誘導することにより生ずるマクロ経済への弊害が、ここに明白に除去されることが明らかとなった。

▶ キーワード

人民元の国際化, 中国人民銀行公告 (2005) 第16号, Frankel/Wei タイプ回帰分析, 人民元売り・米ドル買い介入, ベクトル自己回帰モデル (VAR),

I はじめに

逆水行舟 不进則退

(川の流れて逆らって舟を漕いでも、舟は前には進まず押し流されるのみである)

中国は、本年(2009年)建国60周年を迎えた。中国は近年に至り、急速に発展する経済力を背景に、政治、外交、軍事などの面でその存在感を大きく高めている。中国の経済力は実質GDP統計が利用可能な1978年以降、わずか数年を除き年率二桁ないしはそれに近い成長を遂げた¹⁾。さらに Angus Maddison の「マディソン長期経済統計」によれば²⁾、購買力平価で測った実質GDPは、2030年には日本を遥かに引き離し、米国と肩を並べるかあるいはそれ以上と予測している。

これら中国の多方面におけるプレゼンスの高まりに伴い、人民元の“国際化”に関する動きが最近加速した。すなわち通貨の国際化とは、通貨本来の有する①決済手段、②計算単位(=インボイス通貨)、③価値保蔵、の各機能に関し、国際的にそのシェアを増すことである³⁾。したがって、人民元が国際化するとは、具体的にはたとえば、①貿易取引における決済やインボイス上において人民元使用が高まる、②対中国証券投資や非居住者人民元預金等を通じ、非居住者による人民元資産保有が増加する、③中国の資本市場における人民元建て外債発行や中国為銀による人民元建て対外貸付等、国際的な費本金融取引に人民元が使用されるようになる、④各国通貨当局による外貨準備中の人民元保有割合が増加する、などを意味することになる⁴⁾。かくして、人民元の国際化が進めば、まず財サービスや金融資産の国際間取引が人民元によって計算・決済される割合が増すことから中国にとって為替リスクが軽減され、それに伴い財サービス取引や資本取引が拡大する。また通貨発行益も中国にとって享受できるし、介入目的の外貨準備も低減できる。さらに、中国元に対する内外金融資本市場が活発化し、資金の効率的配分を促進させる。加えて、国際金融制度の構築や国際的金融ルールの制定などにおいて中国の発言権は強まるし、人民元のいわゆる“国際的地位”は一層高まることとなる。もちろん人民元の国際化により、人民元通貨金融政策の自律性は制限されるし、国内金融資本市場の不安定性増というデメリットも同時に甘受する必要がある⁵⁾。

2009年7月に、中国政府は人民元の貿易決済に係わる取り決めを規定した「越境貿易人民元決済試行管理方式」を交付した。すなわち、従来貿易決済はほぼ米ドルに限定されていたが、國務院は珠江デルタ地域、長江デルタ地域、香港・マカオ地域他とASEANとの貿易に限って人民元建て決済を許すこととした⁶⁾。また、続く10月には総額60億元の人民元建て国債(満期が2年、3年、5年の3種類)を中国本土外(i.e. 香港)で初めて発行した。これまで、中国債券の購入可能な非居住者は、原則中国政府から許可を得た機関投資家に限られ、且つ購入限度額

も設けられていた。だが今回は個人投資家も含めて特別な許可は必要なく、しかも上限のないのが大きな特色である⁷⁾。

こうして中国政府は漸次人民幣の国際化を推し進めようとしているが、そこで喫緊の課題となるのが、人民幣の変動相場制への移行問題である。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2.1%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⁸⁾。それ以降今日まで、人民幣は通貨当局の実需原則を基本とした厳格な為替管理のもと、対米ドルに対し緩やかな増価傾向を辿りつつ極めて安定した動きを示している。しかしながら、人民幣の国際化には、経常取引・資本取引共に為替管理が撤廃され、人民幣の自由な使用が許された完全変動相場制への移行が不可欠であろう。

そこで本稿において、まず中国における国際通貨制度の変遷を跡付ける。ついで国際通貨制度の現状における問題点を統計的に検証し、今後の中国における外国為替相場政策を展望する。このことにより、近年議論の高まった「東アジア共同体」構想における中国の果たすべき役割が見えてくるであろう。

II 人民幣国際通貨制度の変遷

まず本章において、中国における1980年代以降の国際通貨制度に関する変遷を概観してみよう⁹⁾。

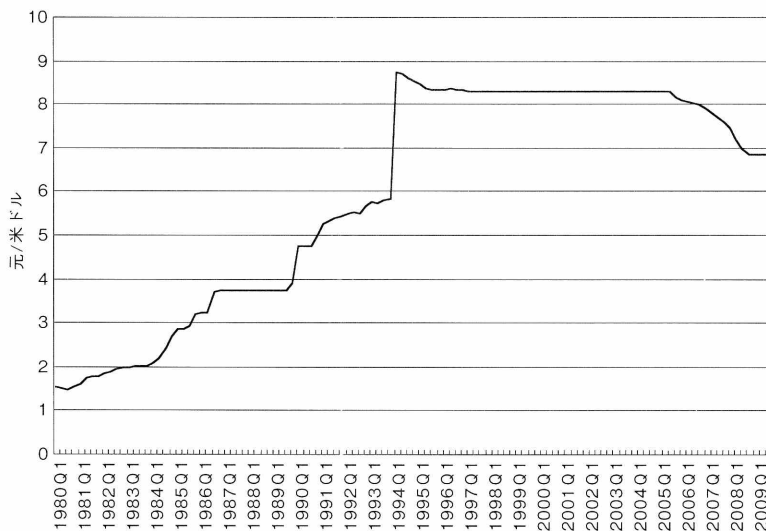
1 二重相場制：1980年～1994年年初

中国は1978年に改革開放政策を採り始めて以降、貿易などの対外取引が増加し、為替レートの重要性も以前に比べて格段に増すようになった。それゆえ中国通貨当局は、1980年初頭より外国為替制度の改革に着手した。1979年以前は、政府が国営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幣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。すなわち、中国国内の輸出企業はそれまで対外取引で獲得した外貨はすべて政府に売り渡す（i.e. 元に換えて保有）ことになっていたが、1979年に政府に売却する外貨の一定割合を企業が外貨のまま使用する権利が与えられた。これにより、この「外貨を使用する権利」を売買する市場が生まれた¹⁰⁾。かくして実質的に企業が外貨を相互に売買できるようになったのである。いずれにせよ売買のあるところには交換比率＝為替レートは生まれる。ここで適用される為替レートは、「外貨調整レート」と称され、かくして公定レートとは異なる二つの為替レートが存在する

ようになった。それゆえ、中国では1980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、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¹¹⁾。

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元に鞘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(2009), *International Financial Statistics*

2 米ドル・ペッグ制：1994年～2005年7月

1994年に中国は、貿易における市場での人民元の交換性を実現するべく第一歩を踏み出した。外貨の管理体制を従来とは大きく変えたのである。それまで中国の通貨当局は企業に外貨を

売ったり、企業間で外貨取引の調整をしたりしていたが、外貨の売買が銀行を通じて行われるようになった。日本における外国為替公認銀行と同様であり、政府が認可する銀行に外貨売買を独占させることで、国は銀行を通じて外貨管理を実施した。中国資本の銀行だけでなく、外国銀行の支店もこの管理下に置かれた。これにより二重為替レート制は廃止され、銀行間の為替市場が形成された。

かくして銀行間の売買で決まる為替レートの制度が始まった。ただしこれは、銀行間の売買によって自由に為替レートが決まる変動相場制度ではなかった。狭い範囲の変動幅で人民幣レートが動くような、中央銀行である中国人民銀行が介入するところの管理された変動相場制度であった。すなわち、中国は、事実上の米ドル・ペッグ制を採用したのだ。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ると言われた。また、それまでの二桁インフレ抑制としてのノミナル・アンカー的役割も期待された。その結果、人民幣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¹²⁾。

中国人民銀行は、1994年以降、こうした銀行間の取引動向を踏まえた為替レートを基準レートとして毎日公表するようになった。人民幣の香港ドル、米ドルに対するレートは1994年から、日本円は翌年から、そして2002年にはユーロに対するレートが加えられた。

3 通貨バスケット・管理相場制：2005年7月～現在

しかしながら、人民幣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8.11元と2.1%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。

ここで2005年7月21日に発表された中国人民銀行公告〔2005〕第16号¹³⁾（中国人民銀行公告(2005)第16号）は以下のごとくである。

<中国語原文>

中国人民银行关于完善人民币汇率形成机制改革的公告

为建立和完善我国社会主义市场经济体制，充分发挥市场在资源配置中的基础性作用，建立健全以市场供求为基础的、有管理的浮动汇率制度，经国务院批准，现就完善人民币汇率形成机制改革有关事宜公告如下：

一、自2005年7月21日起，我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。人民币汇率不再盯住单一美元，形成更富弹性的人民币汇率机制。

二、中国人民银行于每个工作日闭市后公布当日银行间外汇市场美元等交易货币对人民币汇率的收盘价，作为下一个工作日该货币对人民币交易的中间价格。

三、2005年7月21日19:00时，美元对人民币交易价格调整为1美元兑8.11元人民币，作为次日银行间外汇市场上外汇指定银行之间交易的中间价，外汇指定银行可自此时起调整对客户的挂牌汇价。

四、现阶段，每日银行间外汇市场美元对人民币的交易价仍在人民银行公布的美元交易中间价上下千分之三的幅度内浮动，非美元货币对人民币的交易价在人民银行公布的该货币交易中间价上下一定幅度内浮动。

中国人民银行将根据市场发育状况和经济金融形势，适时调整汇率浮动区间。同时，中国人民银行负责根据国内外经济金融形势，以市场供求为基础，参考篮子货币汇率变动，对人民币汇率进行管理和调节，维护人民币汇率的正常浮动，保持人民币汇率在合理、均衡水平上的基本稳定，促进国际收支基本平衡，维护宏观经济和金融市场的稳定。

二〇〇五年七月二十一日

<日本語訳>

中国人民銀行の人民元為替相場形成体制改革に関する公告

わが国の社会主義市場経済制度を確立・改善し、資源配分において市場がその完全な機能を發揮し、市場の需給を基にした管理相場制度をさらに強固なものとするために、國務院の承認（原文では批准）を受けて、中国人民銀行は、人民元為替レート決定体制改革に関して以下のよう

一、2005年7月21日から、中国は通貨バスケット制を参考にしつつ、市場の需給を基に、管理された変動為替制度へと移行する。人民元は、米ドルに対してもはや固定レートではなくなり、その変動幅は弾力的となる。

二、中国人民銀行は、毎営業日終了後に、当日の銀行間外貨市場における対人民元で取引された外貨（米ドルなど）の為替レート終値を、翌営業日における当該通貨の対人民元取引中心レートとして公布する。

三、2005年7月21日19時より、人民元の対米ドルレートは1ドルが8.11元となるよう調整される。当該レートは翌日の銀行間外貨市場における外貨指定銀行間取引の中心レートとされ、外貨指定銀行はこれを顧客への店頭相場とする。

四、現段階においては、毎日の銀行間外貨市場における対米ドル人民元レートは、人民銀行が公布する中心レートの上下0.3%の範囲内に押さえられ、また非ドル通貨の対人民元レートは人民銀行の公布した当該通貨取引中心レートの上下一定範囲内で変動する。

中国人民銀行は、市場の發展状況と經濟金融情勢に従って適宜為替レートの変動幅を調整す

る。同時に、中国人民銀行は、通貨バスケット・レートを参照しつつ、市場の情勢を見ながら、人民幣元為替レートをより弾力的に管理運営する。中国人民銀行は、人民幣元為替レートを、基本的には合理的かつ均衡レート近辺で安定するように維持し、それによって、国際収支の基本的均衡を促し、マクロ経済と金融市場の安定を維持する。

2005年7月21日

以上のような2005年7月における中国通貨当局の人民幣元相場制に関する公告は、外国為替市場に大きな衝撃をもって受け止められた。すなわち、1994年よりおよそ11年半続いた事実上の米ドル・ペッグ制が放棄され、バスケット通貨による管理相場制という緩やかな変動相場制への移行が、国务院の承認を受けて実現されたと受け止められたのだ。「開放経済のトリレンマ」¹⁴⁾と称されるごとく、一般に、①固定的為替レートの維持、②自由な国際資本移動、③金融政策の自律的運営、を同時に達成・実現させることはできないのである。市場では、中国が喫緊の課題、すなわち、WTOへの加盟と共に国際的資本移動の自由化を図り且つ国内インフレの昂進抑制に向けて金融政策を割り当てるためには、ドル・ペッグ制の維持は困難で早晚検討を迫られざるを得ないと見ていたからである。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外貨準備を大幅に増やしつつ人民幣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状況を市場は懸念していた。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、人民幣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た。しかしながら、こうした高まり行く国際的非難に対し、中国政府は“優雅に無視する”政策を取り続けた。したがって、2005年7月の公告は、中国がもはや現状の流れに抗うことができず、大幅な政策転換をしたと市場では解された。

4 通貨バスケット

2005年7月の中国人民銀行による外国為替相場制度変更に関する公告によれば、人民幣元の一日の変動幅は対米ドルで0.3%とされ、中心レートは前日の終値とされるから、原理的には1ヶ月(20営業日)で6%、半年で36%近く変動し得る。したがって、時間はかかるものの市場の実勢に応じた人民幣元の管理運営が大幅に進展するとの期待が市場で高まった。しかしながら、上述公告を発表してから5日経った7月26日に、中国人民銀行は「中国人民银行新闻发言人郑重声明」(ニュース担当者からの重要な声明)¹⁵⁾を発表し、当初の2.1%切り上げ調整に伴う今後の更なる人民幣元切り上げ期待を明確に否定すると同時に、漸進的改革が切り上げ幅の累積的拡大につながると市場や外国メディアが解することは誤りであると釘を刺した。市場の期待はここで一気に萎んだ。

ついで同年12月29日に、中国国家外汇管理局(国家外貨管理局)は以下13銀行に対して外国

為替市場における人民元のマーケット・メーカー業務免許を供与した¹⁶⁾。すなわち、4 国有銀行 = 中国建設銀行、中国銀行、中国工商銀行、中国農業銀行、4 商業銀行 = 交通銀行、中信銀行、招商銀行、興業銀行、5 外資系銀行 = 花旗銀行 (シティバンク NA)、渣打銀行 (スタンダードチャータード銀行)、汇丰銀行 (香港上海銀行)、荷銀銀行 (ABN アムロ銀行)、蒙特利尔銀行 (モントリオール銀行) であった。そして翌2006年1月3日には、中国人民銀行は公告〔2006〕第1号として、中国人民銀行关于进一步完善銀行間即期外匯市場的公告 (中国人民銀行の銀行間外国為替直物市場改善に関する公告) を公布した¹⁷⁾。同公告において、中国人民銀行は、通貨バスケット制による管理相場制度を改善し、外国為替マーケットの発展を促しつつ外貨取引の方式を多様化させ、もって市場メカニズムによる為替レートの決定力をいっそう強化させることを目的として、銀行間外国為替直物市場を改善し、人民元の間接為替レートに関する相場決定方式を変更するとした。具体的には、銀行間外国為替直物市場では、従来からの自動相場適合方式を維持しつつもさらに相対取引方式を導入し、加えて市場での流動性を高めるべく先の13銀行によるマーケット・メーカー制度を活用するなどとした。

こうして人民元に関する新たな外国為替相場制度が発足した。しかしながら、人民元レートの上昇は遅々として進まず、たとえば2005年7月の対米ドル月中平均レート8.23元に対し、それからおよそ4年経った2009年6月の月中平均レートは6.83元と、この4年間でおよそ17%程度増価したに過ぎなかった¹⁸⁾。また、同期間中の人民元対米ドル月中平均レートに対する傾向線を計算すると、 $y = 8.359 - 0.035 \times time$ ($R^2 = 0.949$, 係数 t 値 = -29.27) となっており、したがって同期間中に人民元は米ドルに対して月平均約0.035元程度増価するに止まった。

さらに同公告では併せてバスケット通貨方式が採用されることとしたことから、それまでの米ドルのみの動きに連動した米ドル一辺倒という中国通貨当局の姿勢が改まるとも見られた。ただし同公告では通貨バスケットとして採用される通貨の種類に関しては必ずしも明示的でなく、そのウェイトも明らかにされていなかった。この点に関し、中国人民銀行の周小川総裁は、同年8月の中国人民銀行上海本店開設記念講演において、バスケット構成通貨は、米ドル、ユーロ、日本円、韓国ウォン、シンガポール・ドル、英ポンド、マレーシア・リングギ、ロシア・ルーブル、豪ドル、タイ・バーツ、カナダ・ドルの11通貨であることを示唆した¹⁹⁾。そこで、この分野にて先行研究となった Frankel/Wei (2007) に従って、2005年7月から最近時点の2009年6月に至るまで SDR をニューメレールとしたこれら11通貨と人民元との回帰計算を行うと、1階の対数階差をとった各変数は定常時系列となっていることから (第5表参照)、ここに第1表のような結果が得られる。すなわち、米ドルの係数は0.69と最も高く、且つ t 値も1%の有意水準で有意となっている。他方、他通貨の係数に関する推計値は、シンガポール・ドルとマレーシア・リングギを除き押しなべて低く、また t 値は韓国ウォンの係数を除いて全て10%の水準で有意でない。さらに主要3通貨である米ドル、円、ユーロに限って回帰計算すると、第2表で示されるように、米ドルの係数は0.92と極めて高くなり、且つ t 値も1%の有意水準で有意と

なっている。他方、円ならびにユーロの係数に関する推計値はいずれも低くまた t 値も10%の水準で有意でない。ただし説明変数の11通貨に対して各々相関係数を計算すると、第3表のように各通貨間の変動にはなんらかの関連が見られる。また、同じくこれら説明変数に Johansen 検定を施すと、第4表のごとくであり、これら変数の間には多かれ少なかれ共和分の関係にあることが窺える。したがって、人民幣の回帰式において多重共線性の発生を否定することはできない。しかしながら、いずれにしても上述計算結果から言えることは、人民幣レート決定に対する米ドルの“相対的優位性”は未だ揺るぎないということである。すなわち、中国人民幣は今日に至るまで事実上の米ドル単一通貨ペッグ制を採っており、したがって外国為替政策で通貨バスケット・レートを参照しているとは言い難いのである。

かくして、2005年7月の中国人民銀行公告による外国為替相場制度の改革は、当初期待された成果が必ずしも得られていないのが現状であると言えるであろう。

第1表 中国人民幣バスケット通貨ウェイト推計(1)

Dependent Variable: RMB
Method: Least Squares
Sample: 2005M07 2009M06
Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003177	0.000802	-3.962354	0.0003
USD	0.687804	0.137229	5.012101	0.0000
YEN	-0.035814	0.043337	-0.826416	0.4140
EUR	-0.073420	0.069519	-1.056109	0.2980
WON	-0.092418	0.040257	-2.295718	0.0276
SPD	0.128414	0.127867	1.004281	0.3219
BRP	0.033185	0.041080	0.807810	0.4245
MRT	0.106513	0.100264	1.062332	0.2952
RUB	0.027968	0.028313	0.987814	0.3298
AUD	0.012518	0.039785	0.314632	0.7549
TBA	-0.026648	0.068816	-0.387236	0.7009
CAD	0.016288	0.040274	0.404442	0.6883
R-squared	0.911322	Mean dependent var		-0.003042
Adjusted R-squared	0.884226	S.D. dependent var		0.013029
S.E. of regression	0.004433	Akaike info criterion		-7.787123
Sum squared resid	0.000707	Schwarz criterion		-7.319323
Log likelihood	198.8910	Hannan-Quinn criter.		-7.610341
F-statistic	33.63301	Durbin-Watson stat		1.513207
Prob(F-statistic)	0.000000			

備考：全ての通貨はSDR建て月中平均値

USD: 米ドル, YEN: 日本円, EUR: ユーロ, WON: 韓国ウォン, SPD: シンガポール・ドル

BRP: 英ポンド, MRT: マレーシア・リング, RUB: 露ルーブル, AUG: 豪ドル,

TBA: タイ・バーツ, CAD: カナダ・ドル, RMB: 中国人民幣, C: 定数項

資料：IMF(2009), *International Financial Statistics*

第2表 中国人民元バスケット通貨ウェイト推計(2)

Dependent Variable: RMB
 Method: Least Squares
 Sample: 2005M07 2009M06
 Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003895	0.000650	-5.994358	0.0000
USD	0.920208	0.071458	12.87762	0.0000
YEN	0.003237	0.027540	0.117554	0.9070
EUR	0.016383	0.058097	0.281990	0.7793
R-squared	0.890907	Mean dependent var		-0.003042
Adjusted R-squared	0.883469	S.D. dependent var		0.013029
S.E. of regression	0.004448	Akaike info criterion		-7.913269
Sum squared resid	0.000870	Schwarz criterion		-7.757335
Log likelihood	193.9184	Hannan-Quinn criter.		-7.854341
F-statistic	119.7753	Durbin-Watson stat		0.964420
Prob(F-statistic)	0.000000			

資料：IMF(2009) *IFS*

第3表 各通貨間相関係数行列

	USD	YEN	EUR	WON	SPD	BRP	MRT	RUB	AUD	TBA	CAD
USD	1.000										
YEN	0.085	1.000									
EUR	-0.736	-0.257	1.000								
WON	-0.300	-0.615	0.253	1.000							
SPD	0.220	-0.264	0.027	0.416	1.000						
BRP	0.859	0.318	-0.676	-0.398	0.152	1.000					
MRT	0.359	-0.248	-0.066	0.299	0.670	0.260	1.000				
RUB	-0.107	-0.291	0.295	0.261	0.295	-0.251	0.210	1.000			
AUD	-0.500	-0.653	0.520	0.715	0.221	-0.624	0.151	0.276	1.000		
TBA	0.391	0.175	-0.397	-0.081	0.251	0.264	0.428	0.056	-0.190	1.000	
CAD	-0.097	-0.469	0.087	0.568	0.166	-0.290	0.151	0.174	0.560	-0.099	1.000

備考：全ての通貨は SDR 建て月中平均値、2005M7～2009M6；通貨略称名は第1表と同じ

資料：IMF(2009), *International Financial Statistics*

第4表 Johansen 共和分検定

Sample (adjusted): 2005M09 2009M06
 Included observations: 46 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: USD YEN EUR WON SPD BRP MRT RUB AUD TBA CAD
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.936428	530.7852	285.1425	0
At most 1 *	0.862135	404.0281	239.2354	0
At most 2 *	0.844503	312.88	197.3709	0
At most 3 *	0.777997	227.268	159.5297	0
At most 4 *	0.636145	158.0351	125.6154	0.0001
At most 5 *	0.58082	111.5291	95.75366	0.0027
At most 6 *	0.414181	71.53426	69.81889	0.0363
At most 7	0.30514	46.93599	47.85613	0.0609
At most 8 *	0.248599	30.18993	29.79707	0.045
At most 9 *	0.184613	17.04241	15.49471	0.029
At most 10 *	0.153288	7.65414	3.841466	0.0057

Trace test indicates 7 cointegrating eqn(s) 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 No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.936428	126.757	70.53513	0
At most 1 *	0.862135	91.14813	64.50472	0
At most 2 *	0.844503	85.61198	58.43354	0
At most 3 *	0.777997	69.23296	52.36261	0.0004
At most 4 *	0.636145	46.50593	46.23142	0.0467
At most 5	0.58082	39.99489	40.07757	0.0511
At most 6	0.414181	24.59827	33.87687	0.4127
At most 7	0.30514	16.74606	27.58434	0.6018
At most 8	0.248599	13.14753	21.13162	0.4388
At most 9	0.184613	9.388267	14.2646	0.2553
At most 10 *	0.153288	7.65414	3.841466	0.0057

Max-eigenvalue test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

第5表 単位根検定

Null Hypothesis: RMB has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.425032	0
Test critical values: 1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

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

Series: USD, YEN, EUR, WON, SPD, BRP, MRT, RUB, AUD, TBA, CAD				
Sample: 2005M07 2009M06				
Exogenous variables: Individual effects				
Automatic selection of maximum lags				
Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 3 and Bartlett kernel				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-13.822	0	11	514
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-13.8914	0	11	514
ADF - Fisher Chi-square	208.886	0	11	514
PP - Fisher Chi-square	209.823	0	11	517

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Ⅲ 人民元レートの過小評価問題

1 割安・割高の評価

第2図は、二重為替相場制を廃し、公定レートと市場レートを一本化した1994年1月から最近までの対主要通貨に対する人民元為替レートを表したものである。

これら人民元為替レートに対し、近年、マクロ経済のファンダメンタルズ（e.g. 経済成長率、インフレ率、国際収支等）に比して割安水準に維持されており、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、1日当たり上下0.5%以内という変動幅を大幅に拡大させるべきであるとの議論が高まった。とりわけ2007年から2008年にかけての世界的金融危機の混乱を経た今日、相対的にファンダメンタルズの安定した中国に短期性資金が流入しているとの見方が強い。中国は貿易取引に係わる実需原則に則った厳格な為替管理を布いているが、2009年6月末の外貨準備は前年末に比べ半年間で1856億ドルほど増加した²⁰⁾。他方、最近発表された2009年上半期の中国国際収支表によれば²¹⁾、同期間内の貿易黒字幅と対内直接投資額との合計は凡そ1345億ドルであり、したがって残り約500億ドル強の多くは短期性の投機資金と見られる。かくして中国の通貨当局は、これら資金流入に伴う人民元高を防ぐため、人民元の売り介入を行っていると推測される。

ところで、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。た

第2図 人民幣為替レート



資料：IMF(2009), *International Financial Statistics*

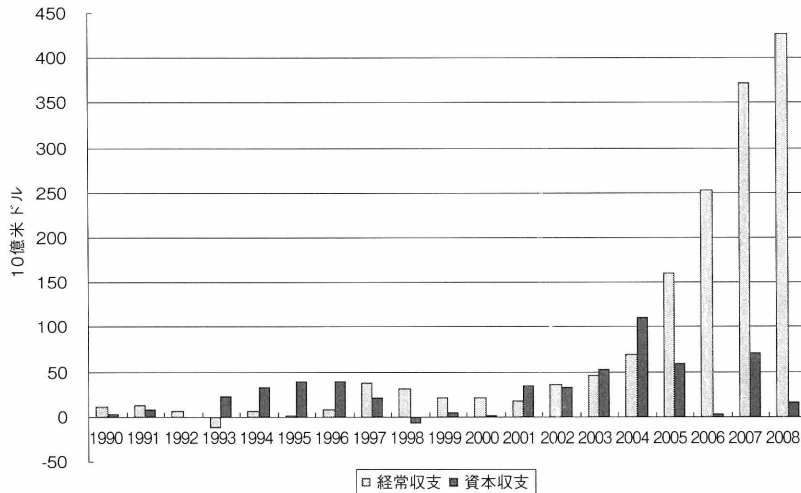
例えば「一物一価の法則」をベースとした絶対的購買力平価説＝直接的評価法では、両国間の貿易財全般に関する価格の詳細なサーベイが必要である。また、相対的購買力平価説では基準年次の選択に恣意性が入り、且つ貿易財物価指数の構成目も両国間で様ではない。そこで本稿では岡田(2008)に倣い、標準的な開放マクロ経済理論に基づき、①国際収支が循環的には変動するものの趨勢的には均衡しているか、②外貨準備/貿易額の比率が趨勢的に見て安定して推移しているか、の2点から人民幣レートの割安・割高評価を“傍証”することとする。すなわち、変動相場制下にあつては、両国通貨の完全代替性を仮定すると、自国の経常勘定項目や直接投資・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、本国通貨が買われて(売られて)為替レートは増価(減価)する。しかしながら、通貨当局は本国通貨売り(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3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+証券投資等)に関する推移を表したものである²²⁾。第3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

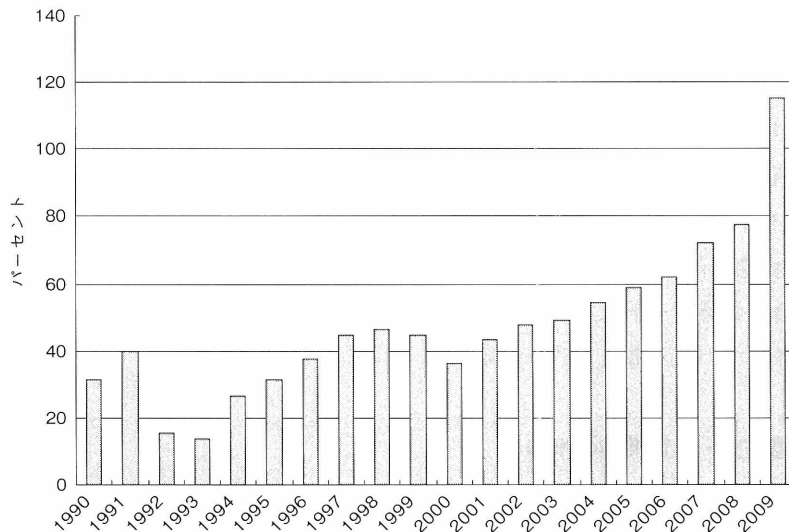
ることが分かる。加えて、資本収支はどうかと言えばこれもまた同じく同期間中1992年・1998年を除いて黒字基調となっている。さらに第4図は中国の貿易額（国際収支ベースの輸出額＋輸入額）に対する外貨準備の比率を時系列的に表したものであるが²³⁾、この比率も2000年以降同様に趨勢的に増大していることが見て取れる。こうしたことから、人民元の対米ドル為替レートは、2000年以降、国際収支の自動調整機能により本来あるべき水準より割安に管理誘導されていると判断することができるであろう。

第3図 中国国際収支



資料：IMF(2009), *International Financial Statistics*
中国国家外貨管理局

第4図 中国外貨準備比率（対貿易額）



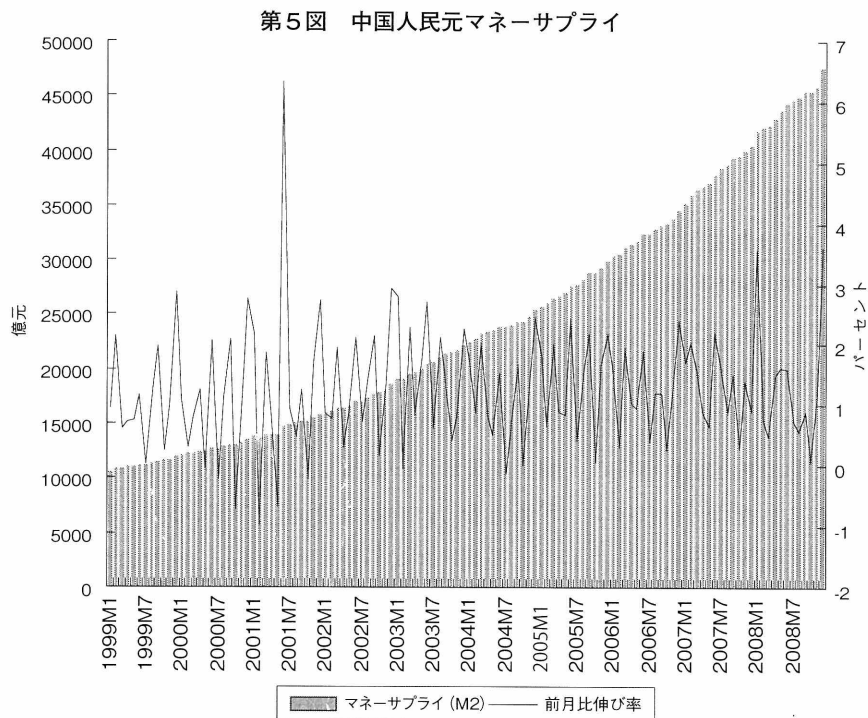
資料：IMF(2009), *International Financial Statistics*
中国国家外貨管理局

3 マクロ経済への影響と不胎化政策

a マクロ経済

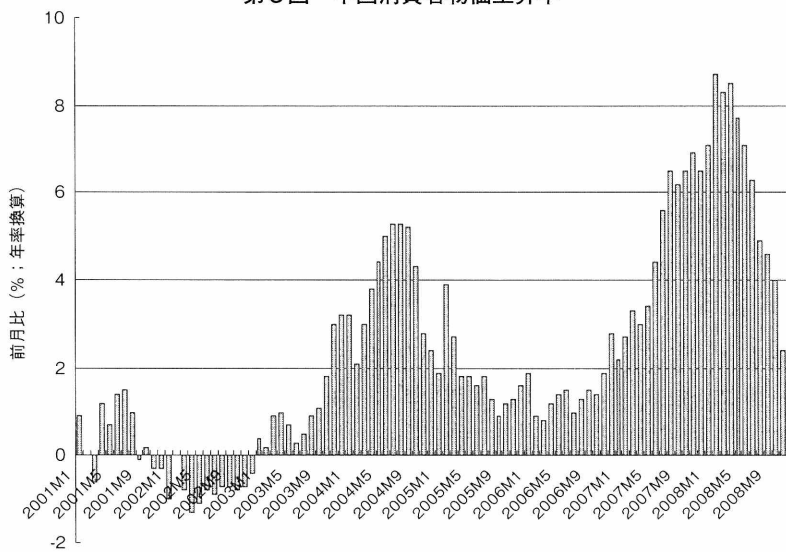
為替レートが国際収支の自動調整機能により本来あるべき水準より割安となると、マクロ経済にどのような影響が顕現するであろうか。

岡田 (2008) で展開されたような標準的な小国開放マクロ経済モデルで示されるごとく、通貨当局による為替市場への本国通貨売り・外国通貨買い介入により、まず本国通貨のマネーサプライは増加する。また、外貨準備の増加により、不胎化 (sterilized) 政策が不徹底であると、この面からも本国通貨のマネーサプライは増加する。かくして通貨需要に比して相対的に過剰な流動性供給はインフレ昂進を招来せざるを得ない。第5図は中国のマネーサプライ (M2ベース) を、第6図は国内インフレ率 (消費者物価ベース) を示している。



資料：IMF(2009), *International Financial Statistics*

第6図 中国消費者物価上昇率

資料：IMF(2009), *International Financial Statistics*

b 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、岡田(2008)で見たごとく、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

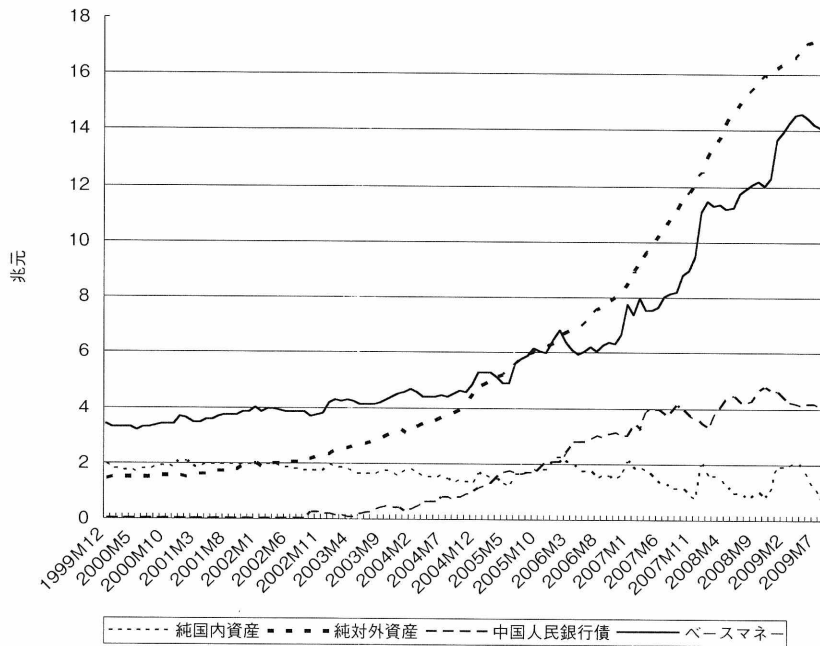
と書ける。国内資産とは、政府、銀行、ノンバンク等への貸付残高から構成されており、他方、対外資産は、金(ゴールド)や外貨などの外貨準備から構成されている。たとえば、売りオペの場合、同行保有の国債保有額(=純国内資産)が減少し、同額だけ右辺のマネタリーベースが減少することになる。それゆえ、不胎化成策が有効に機能している場合には、純国内資産から中国人民銀行債²⁴⁾を差し引いたものの増減は純対外資産の増減と正反対の動きを示し、したがってマネタリーベースはほぼ一定となるはずである。しかるに、第7図に示されるごとく、中国人民銀行の最近のバランスシートを見ると、外貨準備の増加額が必ずしも純国内資産の減少や人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 $R(= \frac{\text{cov}(\Delta D, \Delta F)}{\sqrt{\text{var}(\Delta D)\text{var}(\Delta F)}}$)を求めると、2000年1月から2009年7月までの115ヶ月間では $R = -0.135$ 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、上述統計量より両者はほぼ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の対米ドル為替レート高

と書ける。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²⁴⁾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7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 $R(= \frac{\text{cov}(\Delta D, \Delta F)}{\sqrt{\text{var}(\Delta D)\text{var}(\Delta F)}}$)を求めると、2000年1月から2009年7月までの115ヶ月間では $R = -0.135$ 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、上述統計量より両者はほぼ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の対米ドル為替レート高

と書ける。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²⁴⁾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7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 $R(= \frac{\text{cov}(\Delta D, \Delta F)}{\sqrt{\text{var}(\Delta D)\text{var}(\Delta F)}}$)を求めると、2000年1月から2009年7月までの115ヶ月間では $R = -0.135$ 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、上述統計量より両者はほぼ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の対米ドル為替レート高

を抑制するために外国為替市場に介入して人民幣売り・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＝人民幣の国内流通量を、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。そうした中央銀行による不胎化成策の不徹底さにも、最近におけるインフレ昂進懸念の一因を見ることができる。

第7図 中国人民銀行貸借対照表構成項目



資料：中国人民銀行月次貸借対照表各年版より作成

4 VAR 分析

a 推計

ここで、VAR 推計によるインパルス応答に基づき、人民幣レートの構造ショックに対する外貨準備、マネーサプライ、国内インフレ率への動学的効果を求めてみよう。まず人民幣名目実効為替レート指数（2005年＝100.0）(EX)，外貨準備（米ドル建て）(FR)，人民幣マネーサプライ（M2ベース）(MS)，消費者物価指数（2005年＝100.0）(CP)の4変数を選び、さらにマネーサプライ統計が利用可能な1998年12月より最近時点（2008年12月）までの月次データ（標本数：121期間）を採用する²⁵⁾。これら EX, FR, MS, CP の各対数変数に対し、1階の対数階差をとって拡張 (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 Schwarts 情報基準により自動的に決定）を施すと、第6表のごとくである。すなわち「H₀: 単位根あり」という帰無仮説は1%の有意水準ですべて棄却できる。したがって、EX, FR, MS, CP の各変数は定常時系列と判断できる。

第6表 ADF 単位根検定

Null Hypothesis: EX has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.026057	0
Test critical values: 1% level	-3.486064	
5% level	-2.885863	
10% level	-2.579818	
Null Hypothesis: FR has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.659171	0
Test critical values: 1% level	-3.486064	
5% level	-2.885863	
10% level	-2.579818	
Null Hypothesis: CP has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.02506	0
Test critical values: 1% level	-3.486064	
5% level	-2.885863	
10% level	-2.579818	
Null Hypothesis: MS has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.133698	0
Test critical values: 1% level	-3.48755	
5% level	-2.886509	
10% level	-2.580163	

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

かくして為替レート (EX), 外貨準備 (FR), マネーサプライ (MS), 消費者物価 (CP) の各変数に対して構造 VAR を,

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

$$\text{但し } X_t = (EX_t, FR_t, MS_t, CP_t)'$$

$$B(L) = B_0 - B_1L - B_2L^2$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{EXt}, \varepsilon_{FRt}, \varepsilon_{MS_t}, \varepsilon_{CPt})'$$

$$\Sigma \varepsilon = I$$

と規定する。ラグ次数に関しては第7表の結果から2ヶ月期と仮定する。

第7表 ラグ次数選択基準

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: EX FR MS CP						
Exogenous variables: C						
Sample: 1999M01 2008M12						
Included observations: 112						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1699.787	NA	8.30E-19	-30.2819	-30.18481*	-30.24251
1	1726.103	50.28402	6.90E-19	-30.46613	-29.98069	-30.26917*
2	1744.981	34.72160*	6.56e-19*	-30.51752*	-29.64372	-30.16299
3	1754.489	16.80883	7.39E-19	-30.40159	-29.13943	-29.88949
4	1768.398	23.59592	7.71E-19	-30.36426	-28.71374	-29.69459
5	1777.095	14.13237	8.86E-19	-30.23384	-28.19497	-29.40661
6	1786.537	14.66918	1.01E-18	-30.11674	-27.68951	-29.13194
7	1794.032	11.10858	1.20E-18	-29.96486	-27.14928	-28.82249
8	1804.222	14.37528	1.36E-18	-29.86112	-26.65717	-28.56117

* 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

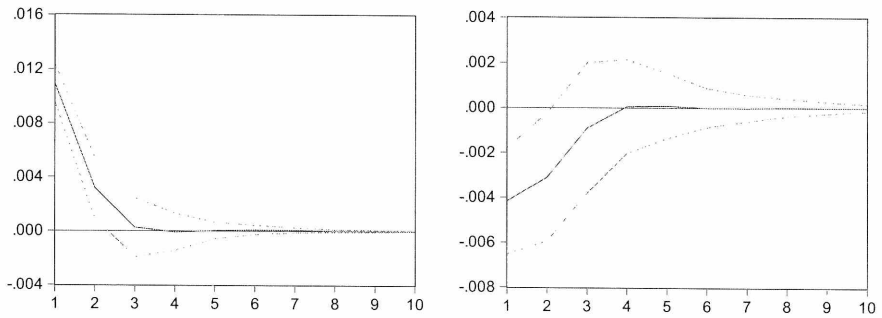
HQ: Hannan-Quinn information criterion

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8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、上述構造モデルを適度に識別することがここに可能となる²⁰⁾。ところで、人民元為替政策変数の“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 (EX, FR, MS, CP) 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4変数のインパルス応答を求めると、第8図・第9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・累積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。

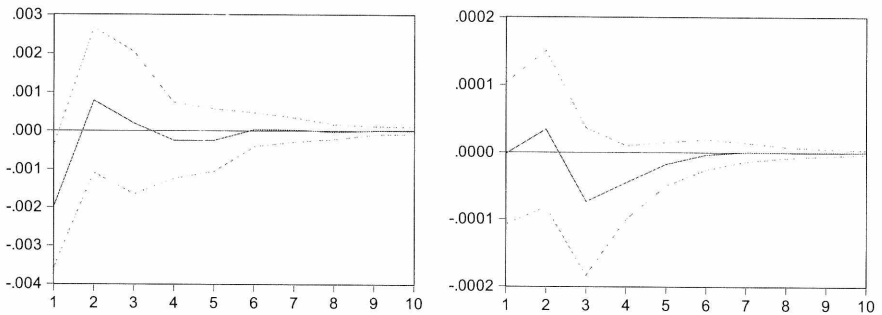
第8表 誘導形 VAR の推計

Vector Autoregression Estimates				
Sample (adjusted): 1999M03 2008M12				
Included observations: 118 after adjustments				
Standard errors in () & t-statistics in []				
	EX	FR	MS	CP
EX(-1)	0.281432 (0.10509) [2.67800]	-0.111472 (0.12683) [-0.87888]	0.06343 (0.08505) [0.74579]	0.002481 (0.00552) [0.44947]
EX(-2)	-0.069104 (0.09988) [-0.69188]	0.15435 (0.12054) [1.28045]	0.008346 (0.08083) [0.10325]	-0.006113 (0.00525) [-1.16555]
FR(-1)	-0.066764 (0.08131) [-0.82116]	0.342947 (0.09813) [3.49491]	0.127758 (0.0658) [1.94157]	-0.004312 (0.00427) [-1.01000]
FR(-2)	0.050231 (0.07857) [0.63934]	0.194625 (0.09482) [2.05251]	0.030444 (0.06359) [0.47879]	0.008727 (0.00413) [2.11524]
MS(-1)	0.085775 (0.11168) [0.76807]	0.233421 (0.13478) [1.73185]	-0.313957 (0.09038) [-3.47372]	0.005364 (0.00586) [0.91459]
MS(-2)	-0.077907 (0.11336) [-0.68722]	0.202461 (0.13682) [1.47976]	-0.371325 (0.09175) [-4.04726]	-0.000859 (0.00595) [-0.14432]
CP(-1)	-3.008797 (1.82147) [-1.65186]	-4.293524 (2.19833) [-1.95309]	-1.648594 (1.47413) [-1.11835]	0.065532 (0.09565) [0.68509]
CP(-2)	-0.393647 (1.96476) [-0.20035]	-0.292263 (2.37127) [-0.12325]	4.174325 (1.5901) [2.62519]	0.042364 (0.10318) [0.41058]
C	0.000989 (0.00285) [0.34769]	0.004812 (0.00343) [1.40098]	0.017503 (0.0023) [7.59948]	-0.000134 (0.00015) [-0.89688]
R-squared	0.122421	0.292018	0.24021	0.078619
Adj. R-squared	0.058012	0.240056	0.184446	0.010994
Sum sq. resids	0.012991	0.018924	0.008509	3.58E-05
S.E. equation	0.010917	0.013176	0.008836	0.000573
F-statistic	1.900673	5.61985	4.307594	1.162579
Log likelihood	370.2998	348.1092	395.2651	718.0051
Akaike AIC	-6.123726	-5.747614	-6.546866	-12.01704
Schwarz SC	-5.912402	-5.53629	-6.335543	-11.80571
Mean dependent	0.000929	0.021696	0.012573	1.62E-05
S.D. dependent	0.011248	0.015115	0.009784	0.000577
Determinant resid cov (dof adj.)		4.47E-19		
Determinant resid covariance		3.25E-19		
Log likelihood		1841.883		
Akaike information criterion		-30.60818		
Schwarz criterion		-29.76289		

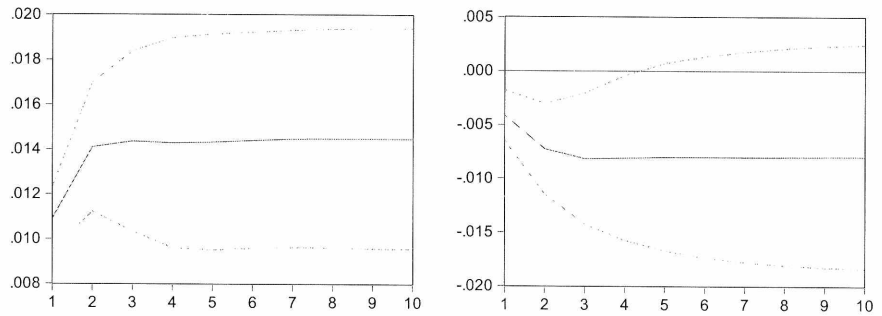
第8図 Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.
 Response of EX to EX Response of FR to EX



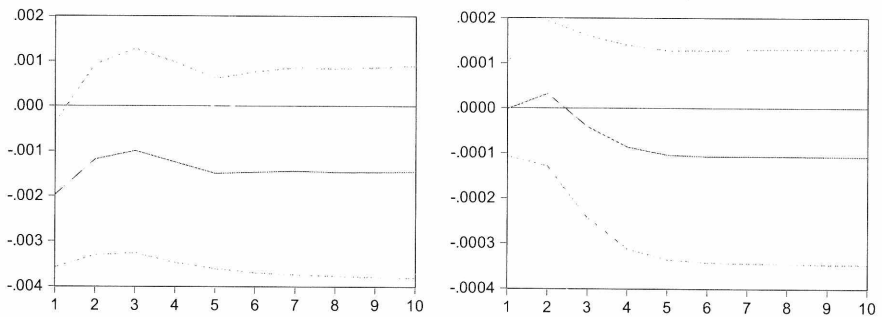
Response of MS to EX Response of CP to EX



第9図 Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.
 Accumulated Response of EX to EX Accumulated Response of FR to EX



Accumulated Response of MS to EX Accumulated Response of CP to EX



b 推計結果の解釈

かくして人民元為替レートにプラスの構造ショック (i.e. 人民元高) が生ずると、外貨準備は大きく減少する。その結果、マネーサプライは一時的には増加するものの総じて減少傾向を辿り、したがって、国内インフレ率は次第に沈静化する。このように、為替市場への中国通貨当局による人民元の売り介入によって人民元為替レートを安く誘導することにより生ずるマクロ経済への弊害が、ここに明白に除去されることが示される。

IV 結び

近年、中国における経済力の著しい発展とともに、政治・経済・文化・外交など多方面における中国のプレゼンスが高まった。同時に、人民元の“国際化”に関する動きも活発化し、「東アジア共同体」構想の具体化に向けた議論を喚起させた。

そこで本稿では、こうした中国の現状を踏まえ、まず中国における1980年代以降の国際通貨制度に関してその変遷を跡付けた。ついで国際通貨制度の現状における問題点を統計的に検証し、今後の中国における国際通貨制度を展望した。

中国では、1980年代から1990年代半ばにかけての二重相場制時代より、銀行間取引による統一相場制・米ドルペッグ制を経て、2005年7月にはバスケット通貨による管理相場制への移行と大改革をはかった。しかしながら、人民元為替レートに対し、近年、中国のマクロ経済ファンダメンタルズに比して割安水準に維持されており、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、1日当たり変動幅を大幅に拡大させるべきであるとの議論が興った。標準的な開放マクロ経済理論によれば、通貨当局による為替市場への人民元売り・米ドル買い介入が過剰に増えると、人民元のマネーサプライは増加する。また、外貨準備の急増から、不胎化 (sterilized) 政策が不徹底であるとの面からも人民元のマネーサプライは増加する。かくして通貨需要に比して相対的に過剰な流動性供給は、中国国内でインフレ昂進を招来せざるを得なくなることが言える。

そこで2005年7月以降今日までの人民元レートの動きを回帰式計算により検証すると、中国人民元は事実上の米ドルペッグ制をいまだに採用しており、したがって外国為替政策で通貨バスケット・レートを参照しているとは言い難いことが分かった。同時に、人民元の対米ドルレートの増価率が極めて緩やかであることも指摘できた。また、ベクトル自己回帰モデル (VAR) によりシミュレーション分析すると、人民元高は外貨準備を大きく減少させ、その結果、マネーサプライは総じて減少傾向を辿り、したがって、国内インフレ率は漸次沈静化することが分かった。このように、為替市場への中国通貨当局による人民元の売り介入によって人民元為替レートを安く誘導することにより生ずるマクロ経済への弊害が、ここに明白に除去されることがVAR分析によって示された。

このように、中国の外国為替制度改革、とりわけ2005年7月の大改革は当初期待されたほど

の成果が必ずしもあがっていない。人民元の国際化には、経常取引・資本取引ともに為替管理が撤廃され、人民元の自由な使用が許されたところの完全変動相場制への移行が不可欠なとき、中国通貨当局による慎重かつ漸進的な改革の動きが目立つのである。

(2009年12月：最終稿，2010年1月：受理)

※ 本稿は、次のような手順で作成された。まず岡田(2008)で展開された主張をベースに姚と岡田が議論をした。そしてそれら議論の結果を踏まえ、中国経済の現状に通じ且つ中国語文献の読める姚が関連資料を収集・分析して初稿を作成した。岡田は初稿での疑問点を質し、論拠を補強すべく計量分析などを加えた。さらに全体としての統一性を保ちつつ論文としての体裁を整え、岡田義昭/姚雪瑄の共同作成論文として最終稿(岡田/姚(2009))とした。しかしながら、『商学研究』の投稿規定上、本学商学研究科修士課程の院生である姚には投稿資格のないことが編集委員会から指摘され、やむなく“便宜的”に本稿を取り纏めた岡田の単著論文とした。しかるに、本稿作成の実質的経緯に鑑みて、本稿は紛れもなく岡田/姚の“共著論文”であることをここに明記しておく。したがって、本稿に幾分でも当該分野の研究進展に資する部分があるとするならば、その荣誉には姚と岡田が平等に浴するものである。他方、本稿に誤謬・不備が残存するとするならば、その責任もまた両者が連帯して負うことは言うまでもない。

注

- 1) IMF (2009)
- 2) Maddison, A. (2005), "Aspects of the Economics of Climate Change," *Evidence submitted to the Select Committee on Economic Affairs*, House of Lords, London, February 20, 2005
- 3) 香西泰 (1981) 「円国際化のメリット&デメリット」『週刊東洋経済・近経シリーズ』No.58, pp.82-89
- 4) 日本経済新聞社編 (1980) 『「論集」現代の金融問題3・金融の国際化』日本経済新聞社
- 5) *ibid.*
- 6) 江原規由 (2009) 「動き出した人民元の国際化」*China Internet Information Center Web Site* (www.china.org.cn)
- 7) 『読売新聞』2009年10月5日・第7面
- 8) 中国人民银行公告〔2005〕第16号, 2005-07-21 (中国語) (http://test.pbc.gov.cn/publish/zhengcehuobisi/641/1375/13752/13752_.html)。但し2007年5月18日には、1日の変動幅を上下0.3%から0.5%に拡大した。
- 9) 以下説明は、赤間/御船/野呂(2002)ならびに今井(2000)による。
- 10) 小口(2005)p243
- 11) IMF(2009)
- 12) *ibid.*
- 13) 中国人民银行公告〔2005〕第16号, 2005-07-21 22:23:00 (中国語) (http://test.pbc.gov.cn/publish/zhengcehuobisi/641/1375/13752/13752_.html)
- 14) 岡田(2006)p.7
- 15) 中国人民银行新闻发言人郑重声明 (中国語) (<http://www.pbc.gov.cn/detail.asp?col=100&ID=1557>)
- 16) 人民币 (中国語) (<http://zh.wikipedia.org/wiki/>)
- 17) 中国人民银行公告〔2006〕第1号, 2006-01-03 16:29:00 (中国語) (http://test.pbc.gov.cn/publish/tiaofasi/274/1392/13921/13921_.html)
- 18) IMF(2009)

- 19) Speech of Governor Zhou Xiaochuan at the Inauguration Ceremony of the People's Bank of China Shanghai Head Office, August 10, 2005, (<http://www.pbc.gov.cn/English/detail.asp?col=6500&ID=82>)
- 20) 中国国家外貨管理局ウェブサイト (www.safe.gov.cn)
- 21) 中国国家外貨管理局 (2009) 『2009年上半年中国国際収支報告』 (www.safe.gov.cn)
- 22) IMF(2009), 中国国家外貨管理局
- 23) *ibid.*
- 24) 中国の場合、不胎化政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 (中国人民銀行ウェブ・サイト (www.pbc.gov.cn/))。
- 25) IMF(2009)
- 26) 宮尾 (2006) 第2章

参考文献

- 赤間弘 / 御船純 / 野呂国典 (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 (2006) 「人民元改革の分析」『RIETI ディスカッション・ペーパー』06-J-028
- _____ (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
- _____ (2008) 「中国人民幣論考」『地域分析』第47巻第1号, 愛知学院大学産業研究所
- _____ / 姚雪瑄 (2009) 「中国人民幣について」*mimeo*
- 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
- 小口幸伸 (2005) 『人民元は世界を変える』集英社
- 白井早百合 (2004) 『人民元と中国経済』日本経済新聞社
- _____ / 唐成 (2004) 「中国の人民幣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
- 李超 (2007) 『人民幣悄然硬通化』(中国語文献) 中国財経報
- 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 (2009), *International Financial Statistics*, CD-ROM, August 2009
- 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