

## ■ 論文

中国外国為替相場制度改革と人民元レートの  
伝達メカニズム

岡田 義昭

|                 |
|-----------------|
| 目次              |
| I はじめに          |
| II 中国外国為替相場制度改革 |
| III 分析モデル       |
| IV 計量分析         |
| V 結び            |
| 謝辞              |
| 注               |
| 参考文献            |

## ▶ 要旨

本稿において、中国が1979年に改革開放政策を導入して以降今日まで実施してきた数次にわたる外国為替相場制度改革を通じ、人民元為替レートと金利水準や輸出入などの主要マクロ経済変数との相互関連性、すなわち相互伝達メカニズムがどのように変化してきたかを、時変ベクトル自己回帰モデル (time-varying parameter vector autoregression; TVP-VAR) を用いて計量的に明らかにし、併せてその背景を検証する。

## ▶ キーワード

通貨バスケット・管理相場制, 社会主義市場経済体制, 時変ベクトル自己回帰モデル (TVP-VAR), マルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法, インパルス応答

## I はじめに

### 1 主要経済変数の相互関連性

一般に、為替レートを決定する要因としては、四半期程度の時間軸であれば輸出入決済に伴う外国為替需給や金利裁定に基づく株式・債券売買などによって決まる。例えば、財サービス輸出は決済通貨が米ドル建であれば米ドルの受取りとなり、財サービス輸入は同じく米ドル決済であれば米ドルの支払いとなる。したがって、財サービス輸出が財サービス輸入を上回る(下回る)場合には自国通貨は米ドルに対して増価(減価)する。また、自国金利水準が米国金利水準より高ければ(低ければ)、金利裁定に基づいて外国資金が流入(流出)し、自国通貨は増価(減価)する。

他方、為替レートの変動は、財サービス輸出入や国際資本移動に影響を及ぼす。例えば、為替レート変動の輸出入価格に対する転嫁(パス・スルー)率が高く、且つ例えば二国間における輸入需要の価格弾力性の和が1より大(i.e. ラーナーの安定条件<sup>1)</sup>)であるかぎり、自国通貨が増価(減価)すると外貨建財サービス輸出額は減少(増加)し、逆に輸入額は増加(減少)する。すなわち、経常収支の赤字幅が拡大(縮小)するか黒字幅が縮小(拡大)する。また、変動相場制の場合、自国通貨が減価(増価)するとき、そのスピードと水準に関して行き過ぎていると判断される場合にはスムージング・オペレーションないしは風に逆らう式のオペレーションが採られる。すなわち、通貨当局が直接的に市場介入する量的オペレーション and/or 政策金利の引き上げ(下げ)によって為替レートを調整する間接的な価格オペレーションの対応が図られる。後者のオペレーションは、政策金利を引き上げる(下げる)操作によって外国為替市場での金利裁定取引による自国通貨買い(売り)を誘発し、為替レートの増価(減価)を目論む。固定相場制や管理相場制の場合でも、平価に減価ないしは増価の圧力が加わると、通貨当局による市場への直接的・量的操作の市場介入方式か、あるいは政策金利の上げ下げによる間接的・価格的操作の為替レート調整方式のいずれかあるいは双方同時の対応が図られる。

### 2 中国経済

中国では、1979年に改革開放政策を導入して以降、国際通貨制度<sup>2)</sup>の改革を今日に至るまで数次にわたって成し遂げてきた。その結果、新たな国際通貨制度の枠組みの下で、上述した為替レートと金利水準や輸出入などの主要マクロ経済変数との相互関連性ないしは相互伝達メカニズムに変化が見られた。

中国経済は、政府による経済活動への直接的・間接的介入により、改革解放後最近までの凡そ30年にわたって二桁成長を遂げた。しかしながら、今日中国経済に内在する構造的要因により高度成長経済から新常态(7%成長)への移行を余儀なくされている。加えて、経済のグローバル化の進展にとともに、最適な資源配分を達成すべく「市場メカニズム」の活用が中国経済

にとって最重要課題となってきた。したがって、人民元為替レートの自由な変動、人民元と他国通貨との自由な交換、対外資本との自由な取引などは今日必須の検討課題となっている。中国ではこれまで、二重相場制や米ドル・ペッグ制の時期を経て、2005年7月に至り、諸般の事情を考慮して為替市場の需給に基づくところの通貨バスケット値を参考にした管理相場制を導入した。これにより、国際通貨取引の“民営化<sup>3)</sup>”ないしは“市場化”を進展させる試みがなされ、為替レート変動の他の主要マクロ経済変数に対する関係性・有効性を高める努力がなされた。ただし、現段階では市場メカニズムに立脚した為替レートの変動と経済システム全般との関連性は未だ限定的と言わざるを得ない<sup>4)</sup>。

将来的に中国は、「新常态」計画に見られるごとく、国内経済の安定的成長をはかりつつも、外に向けての「一帯一路」構想の推進やアジアインフラ投資銀行の設立、「走出去」戦略の更なる展開、国際通貨基金・特別引出権（SDR）構成通貨への人民元採用などにより、内外にわたる持続可能な成長の途を模索している。かくして、「社会主義市場経済」体制のもと、「市場機能」を強化すべく為替レートの自由な変動と中国経済システム全般との経済原則に則った緊密な相互伝達メカニズムを構築することが肝要となっている。

### 3 本稿のねらい

本論文において、中国が1979年に改革開放政策を導入して以降今日までの数次にわたる国際通貨制度改革を通じ、人民元為替レートと金利水準や輸出入などの主要マクロ経済変数との相互関連性、すなわち相互伝達メカニズムがどのように変化してきたかを、時変ベクトル自己回帰モデル（time-varying parameter vector autoregression; TVP-VAR）を用いて検証する<sup>5)</sup>。

一般に、ベクトル自己回帰モデル（VAR）は、経済システムを構成する複数の変数間のラグ構造を加味した相互依存関係に対し、有効な実証分析を可能とする枠組みを提供してきた。さらにこれらモデルで発生する各構造ショックにより、経済全体へのそれぞれ独立した動学的な影響が計量モデルの推計量に基づき分析し得る。ところで、これら通常のベクトル自己回帰モデルでは、分析対象の期間を通じて係数や構造ショック分散の推定値が固定したものとなっている。これに対し、時変ベクトル自己回帰モデルでは係数ならびに構造ショックの分散が時間を通じて変化するモデルとして取り扱うことを可能としている。したがって、国際通貨制度改革なかんづく外国為替相場制度改革とともに人民元為替レートと主要マクロ経済変数との相互伝達メカニズムがどのように変移したか、その時間的推移の特色が本稿の時変ベクトル自己回帰モデル分析により計量的に明らかにされ得る。

## II 中国外国為替相場制度改革

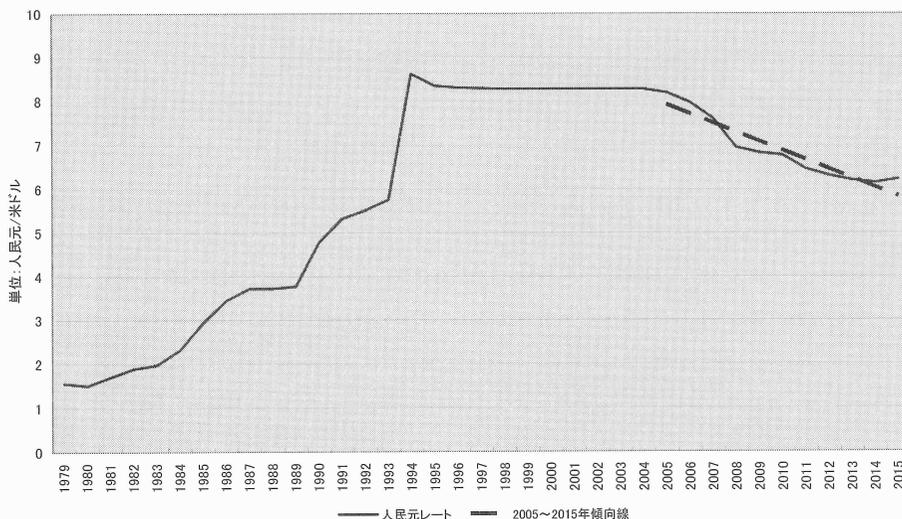
本章において、中国が改革開放政策の導入以降推し進めてきた国際通貨制度改革なかんずく外国為替相場制度改革の変遷を概観する<sup>1)</sup>。

### 1 二重相場制：1980年～1994年年初

中国は1979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、人民元と他通貨との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、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、新たな取引が生まれた。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・売却）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。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」となった。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、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元にまで下落した。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<sup>2)</sup>。

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により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元に鞆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 中国人民幣対米ドル為替レート



資料：IMF (2016) *IFS*

## 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外貨の管理体制を従来とは大きく変えた。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のだ。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。ただしこの制度は、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ではなかった。狭い範囲の変動幅で人民元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相場制度、すなわち、事実上の米ドル・ペッグ制の採用であった。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”体制が導入されたことにより、外国からの資本や技術、人材取り入れを容易にするべく米ドルと人民元と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・アンカーとして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。

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。人民元の香港ドルならびに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

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8.11元と2.1%切り上げると同時に、今後は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<sup>3)</sup>。

中国通貨当局のこうした人民元相場制に関する公告は、外国為替市場に大きな衝撃を与えた。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務院の承認を受けて実現されたと受け止められたのだ。市場では、中国が喫緊の課題、すなわち、WTOへの加盟とともに国際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。

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、人民元の一日の変動幅は対米ドルで0.3%とされ<sup>4)</sup>、中心レートは前日の実勢水準を参考に決められるとされたから、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「中国人民銀行新聞发言人郑重声明」（ニュース担当者からの重要な声明）<sup>5)</sup>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、中国国家外匯管理局（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<sup>6)</sup>。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、兴业銀行、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银行间即期外汇市场的公告（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<sup>7)</sup>。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。

#### 4 人民元レート動向

##### a バスケット構成通貨

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。同公告では人民元為替レート決定の管理相場制への改革に加え、中心パリティの参考値にバスケット通貨を採用するとしたことから、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、そのウエイトも明らかにされなかった。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<sup>8)</sup>。しかしながら、多くの研究結果が指摘するように<sup>9)</sup>、人民元レート決定に対する米ドルの“相対的優位性”は揺るぎないということである。すなわち、中国人民元は今日に至るまで事実上の米ドル単一通貨クローリング・ベッグ制を採っており、したがって外国為替政策で、当初告示されたような通貨バスケット・レートを参照しているとは言い難いのが現状である。

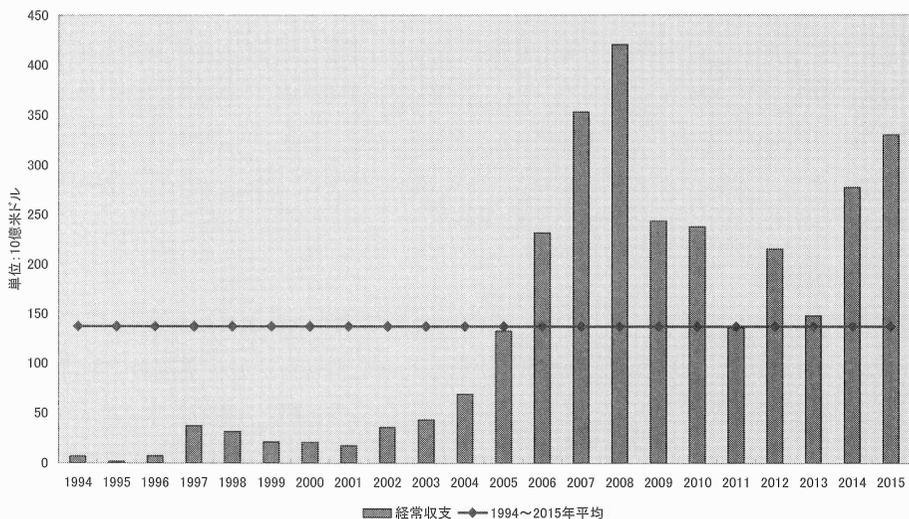
##### b 割安・割高評価

2005年8月以降の人民元の対米ドルレート動向としては、第1図で示されるごとくに推移した。すなわち、従来より人民元割安誘導批判が激しかったにもかかわらず市場の期待を裏切り、対米ドルレートの上昇がスムーズに進むことはなかった。2005年7月の対米ドル月中平均レート8.23元に対し、2010年6月の月中平均レートは6.82元であり、この5年間で年率平均約3.7%増価したに過ぎず、元高ペースは極めて緩やかなものであった。2008年9月には米国発世界金融危機が発生し、2009年秋以降は一連の欧州財政金融危機が各国経済を震撼させた。だが、人

民元の対米ドルレートはその間ほぼ6.8元前後の水準に維持された。通貨バスケット・管理相場制導入からほぼ10年近く経った2014年1月には6.10元/米ドルの高値をつけ、その後も暫くの間6.1元台で推移した。この10年間における対米ドル人民元レートの傾向線を計算すると  $y = 8.13 - 0.21t$  ( $t = 2005, 06, \dots, 15$ ) となっており（年次ベース）、したがって同期間中に人民元は米ドルに対して僅か年平均3%程度増価するに留まった。

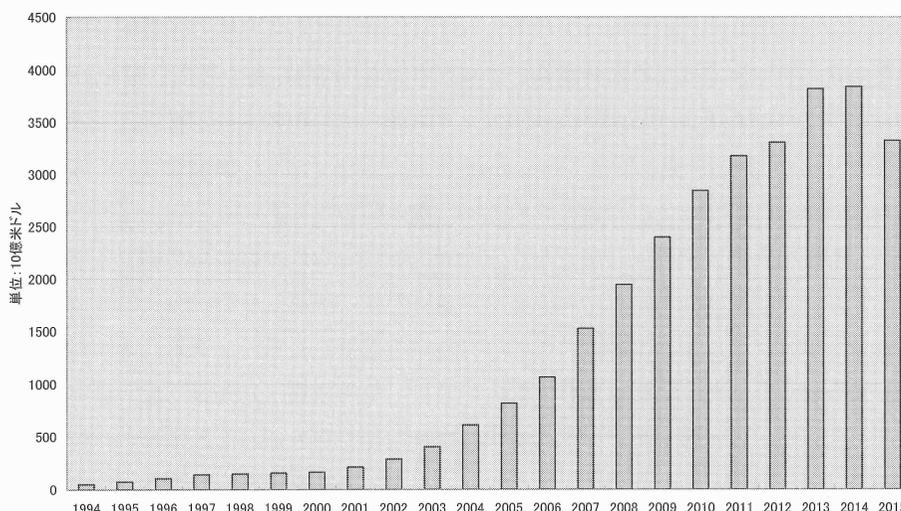
一般にこうした為替レート水準が割安か割高かを正確に判別することは容易ではない。例えば財裁定取引に伴う「一物一価の法則」をベースとした絶対的購買力平価説＝直接的評価法では、両国間の貿易財全般に関する価格の詳細なサーベイが必要である。また、相対的購買力平価説では基準年次の選択に恣意性が入り、且つ貿易財物価指数の構成品目も両国間で様ではない。そこで、標準的な開放マクロ経済理論に基づき、①国際収支が循環的には変動するものの趨勢的には均衡しているか、②外貨準備が趨勢的に見て安定して推移しているか、という点から人民元レートの割安・割高評価を“傍証”してみる。すなわち、自国通貨建為替レートが相対的に割安（割高）であれば、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はその黒字（赤字）額が趨勢値より上（下）振れる。また、経常収支や資本収支が黒字（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）為替レートに増価（減価）圧力が加わる。したがって、固定相場制の場合、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＝平価に誘導する。かくして、経常収支が趨勢的に黒字（赤字）で、且つ外貨準備が趨勢的に増加（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。そこで中国が米

第2図 中国経常収支



資料：IMF (2016) *IFS*

第3図 中国外貨準備



資料：IMF (2016) *IFS*

ドル・ペッグ制を採用した1994年から最近時点までの経常収支ならびに外貨準備を見てみると、第2図・第3図のごとく示せる<sup>10)</sup>。2000年代半ば以降、経常収支の黒字幅は急増し、また元安誘導を企図した市場介入に基づく外貨準備は大きく膨れ上がっていることが窺える。かくして、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元レートの上昇圧力を抑え、結果として経常収支の大幅な黒字を実現していると判断し得る。

### c 輸出主導型成長

中国政府にとってみれば、人民元高を抑制し割安方向へ誘導することは至上命題であった。中国は、1970年代末の改革開放政策導入以降2010年までの約30年にわたって凡そ年率10%もの高成長を達成した<sup>11)</sup>。これに伴い、地方農村部から都市部へ大幅な人口移動が惹起された。経済の工業化に際し、農村部の余剰労働力が低賃金で都市部へ移動し、その発展を支えたのだ。それゆえ、都市部では大量の農民工を抱え、大幅な雇用機会の確保・維持が焦眉の急となった。さらには、国民間の貧富格差の急拡大、都市部・農村部間生活水準の顕著な格差、腐敗・汚職の横行、環境汚染・破壊の進行、医療・福祉サービスの不備、食品・製品の安全性懷疑、資源・エネルギーの不足などの諸問題も深刻化した。高度経済成長を持続させることでこうした難題を乗り越えていこうとするのが中国指導部の基本的考え方と言われ<sup>12)</sup>、そのためにも輸出主導の高成長を確保すべく輸出部門の不断の拡大策は中国にとって必要不可欠とされた。

#### d 人民元安転換

2015年8月11日に至り、人民銀行は何の予告もなしに突如として今後の基準値は前日相場の実勢水準を参考とした値ではなく前日終値とすると宣言し、同時に新たな基準値を1.9%引き下げた。これは1日の下げ幅としては極めて大きなものであった。中国人民銀行は人民元の基準値引き下げ理由として、2016年秋に予定されるIMF特別引出権(SDR)構成通貨への人民元採用に際し、IMFの勧告に基づいた市場実勢への通貨管理の弾力化であり改革の一環であると説明した。だが、市場の大勢はそれは口実であり、経済的要請から人民元の基準値引き下げを余儀なくされたと見た。各種経済指標が示すごとく、景気悪化に直面した中国経済にとって、輸出減少は看過できず人民元高が輸出競争力を弱めたと市場は解したからである。それ以降、人民元の対米ドル為替レートは一転して減価方向に転じた。その結果、2016年には、景気減速、人民元レートの先安感、外貨資産狙いの海外企業合併買収の急増もあって中国からの資金流出は急増し、通貨当局の規制強化や為替介入にもかかわらず、大幅な人民元売りという状況が続いている<sup>13)</sup>。

### III 分析モデル

本章において、本稿の実証分析で採用する時変ベクトル自己回帰モデル(time-varying parameter vector autoregression; TVP-VAR)に関し、その概要を素描する<sup>1)</sup>。

#### 1 TVP-VAR モデル

いま  $k$  個の変数から構成される経済を考える。 $k$  次元(列)ベクトル  $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$  を  $k$  種類の経済変数ベクトル、同じく  $k$  次元(列)ベクトル  $c_t = (c_{1t}, c_{2t}, \dots, c_{kt})'$  を時変定数項ベクトル、 $k$  次元(列)ベクトル  $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{kt})'$  を誤差項ベクトルとし、ただし誤差項ベクトル  $u_t$  は、平均がゼロ、時変共分散行列が  $\Omega_t$  の  $k$  変量正規分布に従うものとする。すると、今期の変数ベクトル  $y_t$  に対し、以下のような過去  $p$  期の変数ベクトルと今期の時変定数項ベクトルならびに誤差項ベクトルの和として TVP-VAR モデルが導ける。

$$(1) \quad y_t = c_t + B_{1t}y_{t-1} + B_{2t}y_{t-2} + \dots + B_{pt}X_{t-p} + u_t$$

$$u_t \sim N(0, \Omega_t)$$

$$t = p+1, p+2, \dots, n$$

ここで、 $k \times k$ -行列  $B_i$  ( $i=1, 2, \dots, p$ ) は時変係数行列を表し、時間の経過とともに変化する変数間の内生的な相互依存関係を示している。

通常、時変共分散行列  $\Omega_t$  は定値正符号実対称行列であるゆえ、コレスキー分解<sup>2)</sup>によって以下のごとく展開できる<sup>3)</sup>。

$$(2) \Omega_t = R_t \Sigma_t \Sigma_t' R_t'$$

$$\text{ただし, } R_t^{-1} \equiv A_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{p1t} & \cdots & a_{p,p-1,t} & 1 \end{pmatrix}$$

$$\Sigma_t = \begin{pmatrix} \sigma_{1t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_{pt} \end{pmatrix}$$

ここで  $\sigma_{ii}^2$  は変数  $i$  に関する構造ショックの時変分散,  $a_{ijt}$  は変数  $j$  の構造ショックが変数  $i$  に与える時変同時相関パラメータである。

つぎに, 行列  $[c_t, B_{1t}, B_{2t}, \dots, B_{pt}]$  の各要素を行ごとに1列に並べた  $(k(1+pk) \times 1)$  ベクトルを  $\beta_t$  と置く。さらに  $X_t = I_k \otimes (1, y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_{t-p})$  (ただし,  $I_k$  は  $k \times k$  の単位行列,  $\otimes$  はクロネッカー積) と定義すると, (1) 式・(2) 式は

$$(3) \begin{aligned} y_t &= X_t \beta_t + R_t \Sigma_t e_t \\ e_t &\sim N(0, I_k) \end{aligned}$$

と行列表示ができる。ここで  $e_t = (e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{kt})'$  は基準化された構造ショックである。

## 2 時変パラメータ

$A_t$  の下三角成分を行ごとに1列に並べたベクトルを  $a_t = (a_{21t}, a_{31t}, a_{32t}, a_{41t}, \dots, a_{k,k-1,t})'$  と置く。また,  $\Sigma_t$  の対角成分を  $h_{it} = \ln \sigma_{ii}^2$  と変換したうえで1列に並べ, このベクトルを  $h_t = (h_{1t}, h_{2t}, \dots, h_{kt})'$  と定義する。かくして, TVP-VAR モデルにおける時変パラメータは  $(\beta_t, a_t, h_t)$  となる。

ここで, これら時変パラメータはランダム・ウォークに従うと仮定する。すなわち,

$$(4) \begin{aligned} \beta_t &= \beta_{t-1} + \varepsilon_t^\beta \\ a_t &= a_{t-1} + \varepsilon_t^a \\ h_t &= h_{t-1} + \varepsilon_t^h \end{aligned}$$

$$\text{ただし, } \begin{pmatrix} e_t \\ \varepsilon_t^\beta \\ \varepsilon_t^a \\ \varepsilon_t^h \end{pmatrix} \sim N \left( 0, \begin{pmatrix} I_k & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right)$$

$$t = p+1, p+2, \dots, n$$

である。

### 3 逐次的識別制約

上述した (2) 式のコレスキー分解は、固定パラメータ VAR における識別方法の一つである逐次的制約に相当する<sup>4)</sup>。一般に VAR 分析において、互いに直交化された各構造ショックが経済全体へそれぞれ独立していかなる動学的な影響を及ぼすかという側面を把握することは主要な研究題目である。その際、固定パラメータ VAR において、誘導形モデルに対する最小二乗法や最尤法の推計量から構造モデルへ変換して経済学的解釈を可能とするためには、構造モデルにおける今期の変数ベクトルに係る係数行列を確定する必要がある。経済変数が  $k$  個のとき、 $k \times k$  の構造ショック共分散行列は対称行列なので、さらに  $k(k-1)/2$  本の独立した条件式の追加を要する。これに対し、シムズ<sup>5)</sup> は、変数間の依存関係の“逐次的”拡大を意味するところの係数行列の「下三角行列化」を提案した。実際の計算ではコレスキー分解によって識別に必要な係数行列を直接導出する。本 TVP-VAR においても、変数間の“逐次的”依存関係を仮定して「コレスキー順序」を決め、コレスキー分解による時変共分散行列の下三角行列化が図られる。これにより、VAR 本来の分析目的であるところの構造ショック  $e_t$  による経済全体への各々独立した動学的影響をそのインパルス応答結果より導くことが可能となる。

### 4 推計プログラム

以上のような TVP-VAR モデルに対し、時系列データを基に時変パラメータ ( $\beta_t, a_t, h_t$ ) の推計がなされる。構造ショックの分散が一定の場合はカルマン・フィルター・アルゴリズムを用いつつ最尤法によって推定されるが、本モデルのごとく構造ショックの分散が時変的な非線形の場合、ベイズ推定法の枠組みにおけるマルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法によって推定されるのが一般的である。すなわち、MCMC 法とは、まず事前分布を設定し、ついでマルコフ連鎖と呼ばれる確率過程の性質を利用して事後分布から確率標本 (モンテカルロ標本) を生成した後、これらサンプリングされた値を用いて未知パラメータを求める、という一連の手続きである<sup>6)</sup>。サンプリングのアルゴリズムとしては、メトロポリス・ヘイスティングス・アルゴリズム、データ拡大法、ギブス・サンプラーなどが利用される。

これら TVP-VAR モデルに対する具体的な推計プログラムが二三提供されているが<sup>7)</sup>、本稿では MCMC 法による TVP-VAR 推計のための MATLAB コードとして Nakajima (2013) の推計プログラム・パッケージ「TVP-VAR package」を用いる<sup>8)</sup>。

## IV 計量分析

中国経済は、国際通貨制度の変容とともに、人民元為替レートと金利水準や輸出入などの主要マクロ経済変数との間の伝達メカニズムにも変化が見られる。そこで、本章において前章の時変ベクトル自己回帰モデル (TVP-VAR) を用いてその関係性の変移を検証する。

### 1 統計データ

本計量分析の推計期間は、改革開放政策が導入された1979年以降最近時点までとする。使用する時系列統計データは IMF (2016), *International Financial Statistics*, CD-ROM, October 2016, “China,P.R.:Mainland” ならびに “United States” である。これらデータの一覧を示せば以下のごとくである。なお、すべてのデータは四半期ベースである。

$xm$  : 通関輸出入差額 (米ドル建)

$r$  : 中国銀行貸出金利と米国フェデラルファンド・レートとの差

$e$  : 人民元建対米ドル名目為替レート

輸出入差に関しては、中国では四半期ベースの GDE・経常海外余剰統計は *IFS* では利用できず、国際収支統計の貿易収支・経常収支でも利用できるのは2005年第1四半期からなので、ここでは米ドル建中国通関統計のデータを採用する。したがって、輸出額 (FOB 建) と輸入額 (CIF 建) とともに四半期原数値をセンサス X12-ARIMA で季節調整して対数変換したあと、運賃・保険の毎期の変動を僅少と仮定しつつ各期の差額を採る。

つぎに、中国通貨当局の主たる金融政策変数は、従来より銀行貸出や通貨供給など金融の量に働きかけるものである。しかしながら、もう一方の主要な政策変数である金利水準に関して、その金融政策フレームワークとしての物価安定と成長維持という二大政策目標のもと、いわゆるテイラー・ルールに則した極めてオーソドックスな政策運営を行っていることが回帰分析結果より見て取れる<sup>1)</sup>。中国銀行貸出金利に関して、これは通貨当局のコントロール下にあることを考慮すれば政策金利の代理変数と看做せることから、米中金利差 $r$ として、中国名目銀行貸出金利と米国通貨当局の政策金利であるフェデラルファンド・レートとの差を採る。

為替レートに関しては、人民元建対米ドル名目為替レート四半期平均に対し2010年を基準年として指数化 (2010=1.00) する。

これら3変数に対し、拡張 Dickey=Fuller 単位根検定 (定数あり・確定トレンドなし; ラグ次数は Schwarz 情報基準により自動的に決定) ならびに Phillips=Perron 単位根検定 (定数あり・

第1表 単位根検定

|               | 拡張 Dickey-Fuller |              | Phillips-Perron |              |
|---------------|------------------|--------------|-----------------|--------------|
|               | レベル変数            | 1階階差変数       | レベル変数           | 1階階差変数       |
| 輸出入 ( $xm$ )  | -2.960327**      | -9.989982*** | -2.653725*      | -9.795991*** |
| 金利水準 ( $r$ )  | -2.082034        | -10.10562*** | -1.925030       | -10.05099*** |
| 為替レート ( $e$ ) | -1.876716        | -11.41590*** | -1.856386       | -11.42053*** |

\*\*\* : 1%有意水準, \*\* : 5%有意水準, \* : 10%有意水準

確定トレンドなし；Newey-Westバンド幅自動選択)を施すと、第1表で示されるごとく、いずれも1階の階差変数は定常時系列変数、すなわち  $I(1)$  であることが1%の有意水準で確かめられる。

かくして、本 TVP-VAR に対する時系列統計データとして  $(\Delta xm, \Delta r, \Delta e)$  を採用する。ただし  $\Delta$  は1階の階差を表す。

## 2 推計結果

TVP-VAR ( $k=3$ ) に対し、上述時系列統計データを基に MCMC 計算を行うと、時変パラメータ  $(\tilde{\beta}_i, \tilde{a}_i, \tilde{h}_i)$  に関して第2表のような推計結果を得る。第2表は時変パラメータに関する事後分布の平均、標準誤差、95%信頼区間、Gewekeの収束判定法、収束効率性を各々表示している。ここでラグ回数に関しては、VARの推計値に対する赤池情報量基準(AIC)、シュワルツ情報量基準(SIC)、ハンナン-キン情報量基準(HQIC)などのラグ判定基準に基づき、1期とした( $p=1$ )。TVP-VARのMCMC法アルゴリズムにおいては、最初の1,000個を初期値に依存する稼働検査(burn-in)期間として捨て、その後の10,000個の標本を事後分布からの標本と考えて採用する( $M=10,000$ )。第4図は、各パラメータの標本コレログラム(上段)、標本経路(中段)、事後確率密度関数(下段)を表示している。このうち、標本コレログラムからいずれも標本自己相関は一定速度で減衰しており、したがって効率的にサンプリングしていることが見て取れる<sup>2)</sup>。また、標本経路も安定した動きで十分に状態空間全体を行き来していると見なされ得ることから不変分布に収束していると判定され、且つ各推計値が事後確率密度関数の中央近辺に来ていることも分かる。第2表を見ても、いずれのパラメータのGeweke統計量に対して10%の有意水準をもってしても「収束」帰無仮説を棄却し得ない。

さらに各変数  $(\Delta xm, \Delta r, \Delta e)$  の時系列データ、ならびに各変数の構造ショックに関する時変分散を図示すると第5図のようになる。米中金利差の分散に関しては大きな時間的変動は見られないが、他の二変数の分散に関しては時間の経過に伴い変動の著しい動きが観測される。したがって、固定パラメータVARでは捉えきれないような構造ショックに関する高ボラティリティ期間の存在したことが想定される。

第2表 推計結果

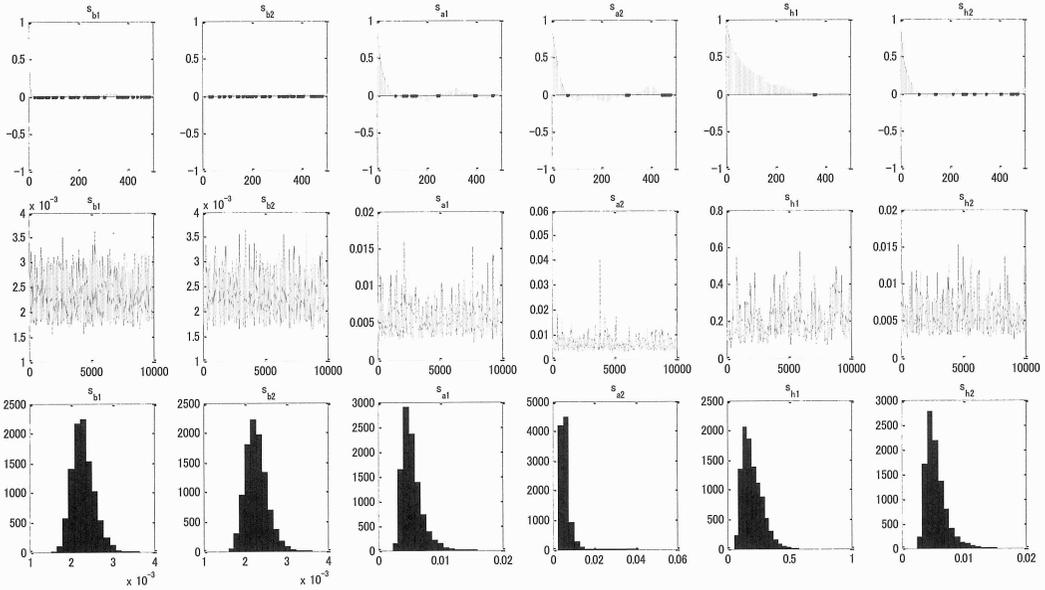
| Parameter | Mean   | Stdev  | 95%L   | 95%U   | Geweke | Inef   |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| sb1       | 0.0023 | 0.0003 | 0.0019 | 0.0029 | 0.724  | 6.55   |
| sb2       | 0.0023 | 0.0003 | 0.0018 | 0.0028 | 0.142  | 8.80   |
| sa1       | 0.0055 | 0.0016 | 0.0034 | 0.0097 | 0.079  | 33.06  |
| sa2       | 0.0059 | 0.0024 | 0.0034 | 0.0117 | 0.628  | 33.09  |
| sh1       | 0.2005 | 0.0781 | 0.0906 | 0.3843 | 0.186  | 133.60 |
| sh2       | 0.0055 | 0.0016 | 0.0033 | 0.0098 | 0.306  | 35.12  |

TVP-VAR model (Lag = 1)

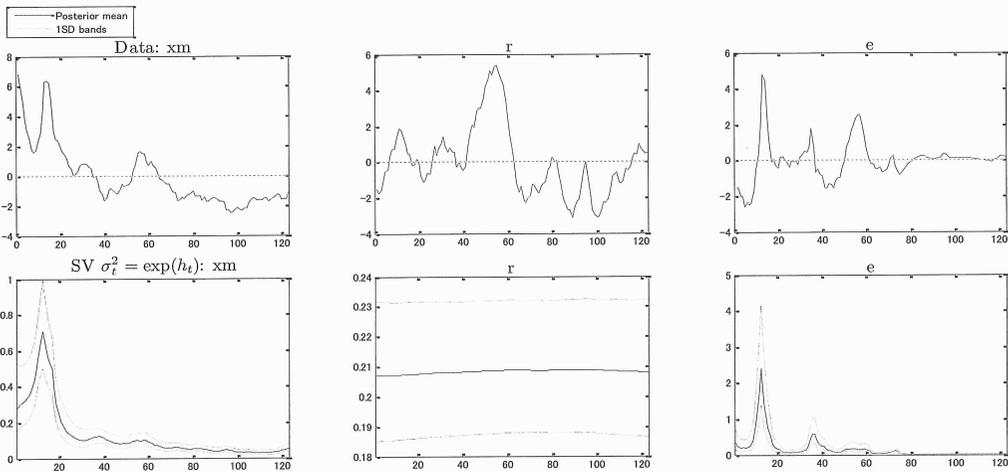
Iteration: 10000

Sigma(b): Diagonal

第4図 パラメータ標本コレログラム・標本経路・事後確率密度関数



第5図 時系列データ・時変分散

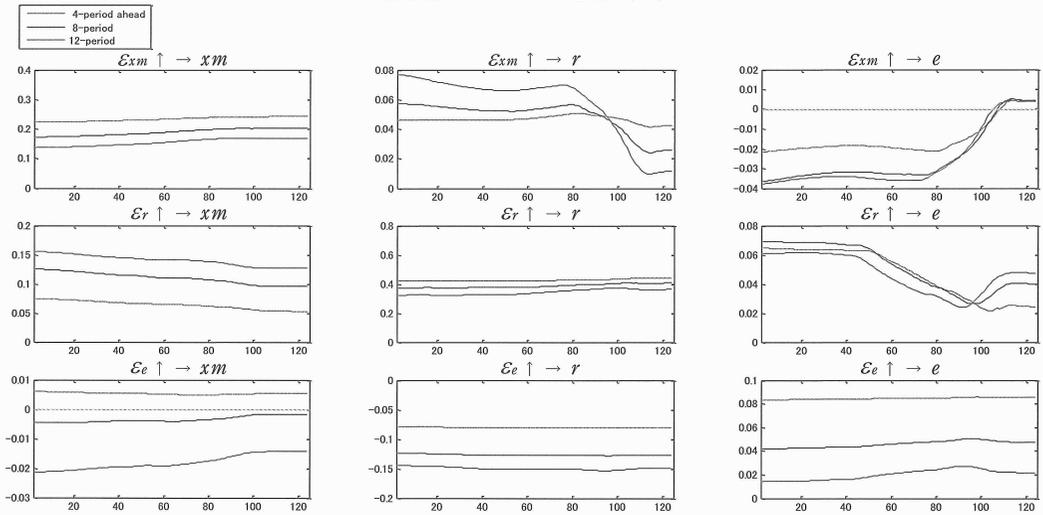


### 3 インパルス応答

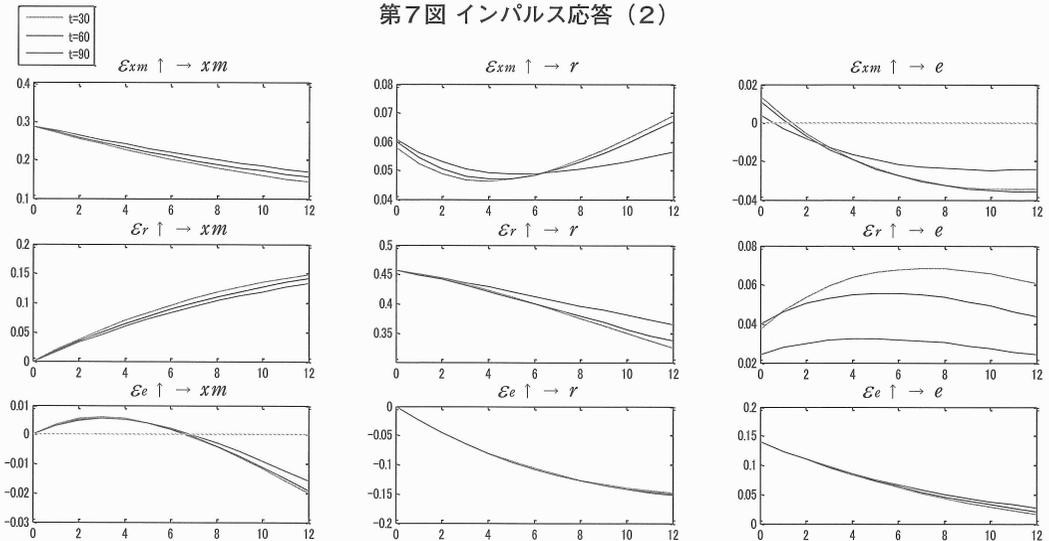
ここで、TVP-VARにおいて各構造ショックの標準偏差が $+1\sigma_i$  ( $i=1,2,3$ )だけ増加したときの経済システム全体の動学経路をその事後平均推定値から検討する。

第6図は、イノベーション（衝撃）発生時から4四半期、8四半期、12四半期のインパルス応答を時期の経過に応じてそれぞれ示している。また、第7図は、イノベーション発生時から12四半期までのインパルス応答を30期、60期、90期の各期について描いている。ただし、これらインパルス応答を計算するに当たっては逐次の識別制約を前提にコレスキー順序を $(\Delta x_m, \Delta r, \Delta e)$ と設定した。

第6図 インパルス応答 (1)



第7図 インパルス応答 (2)



このインパルス応答結果から、中国経済に関して以下のような特色が指摘できる。

- (a) まず輸出入が為替レートへ及ぼす影響を見てみる。輸出による外貨受取が輸入による外貨支払を上回って外国為替市場で決済通貨である米ドルの売りならびに自国通貨である人民元の買いが増えるにしたがい、人民元の対米ドル・レートは増価している。ただし、近年、その弾力性は低下傾向にあることがインパルス応答結果によって示される。とりわけ、通貨バスケット・管理相場制が導入された2005年第3四半期以降は顕著である。輸出が輸入を上回っても通貨当局による大規模な市場介入により人民元高が抑制され、国内のインフレ昂進を甘受してでも輸出促進による高成長維持や外貨準備の積極的な積み増し<sup>3)</sup>を意図したことが窺える。
- (b) 他方、人民元対ドル為替レートの変化に伴う米ドル建輸出入額への影響に関しては、ほぼ1979年から今日に至るまでその傾向は変わっていない。すなわち、元安により“J-曲線”を描きつつ6四半期位までは貿易収支は黒字を維持するが、それ以降は赤字に転ずる。これは、中国の輸出増に伴う国内生産拡大により、原材料や中間財製品、エネルギー、機械設備の輸入などが一定の期間を経て増大したことに基づく。
- (c) さらに米中金利差が人民元・米ドル為替レートに及ぼす影響としては、以下の点を指摘し得る。中国では、資本勘定は今も昔も国により厳重に管理されている。すなわち、IMF 8 条 国（経常取引自由化）へ移行したのは1996年であり、外国との資本取引は原則禁止（個別認可）で、現在でも資本収支ともに國務院外貨管理局によって厳格にコントロールされている。1980年～90年代、外資系企業が経済特区に合作、合併、独資などの企業設立を目的として活発に直接投資を展開したが、設立後の収益の本国送金も含めてすべて外貨管理局による個別認可に従った。ただし、この時期、外国資本が中国国内に持ち込まれて人民元に交換されると、国内金利水準は上昇し、同時に人民元為替レートは増価した。したがって、米中金利差拡大と為替レートの増価傾向との明確な相互関連性がインパルス応答結果から観測できる。しかしながら、その弾力性は期を追うにしたがって大きく低下し、2005年にはほぼゼロの近辺まで下落した。これは1995年より2005年までの10年間、1米ドル当り8.277～8.28元に固定されたことにより、米中金利差と人民元レートとの関係性が薄まったためと思われる。だが、その後、①中国通貨が米ドル・ペッグ制から通貨バスケット・管理相場制に移行し、人民元の対米ドル為替レートが緩やかではあるが変動するようになったこと、②中国企業の成長に加え、中国政府の「走出去（海外に打って出る）戦略」の一環で対外投資が奨励され、経済のグローバル化の下、中国企業の海外企業合併・買収が増大したこと<sup>4)</sup>、③通貨当局による外国資金の厳格な流出入管理にもかかわらず、金利差益、為替差益、資産価格上昇益などを得ることを目的に不動産市場や株式債券市場、商品先物市場、金融商品市場を狙った投機性資金である“熱銭”が急増し<sup>5)</sup>、証券投資額が急拡大したこと、などから、米中金利差と人民元・米ドル為替レートとの相互関連の度合いは回復傾向を辿っている。

(d) 最後に、為替レートが金利水準に及ぼす影響としては以下のごとくである。中国では、これまでの米ドル・ペッグ制の時期、人民元為替レート水準を米ドルに8.277～8.28円で固定する際、金利水準操作による調整ではなく、中国人民銀行による外国為替市場への直接的な人民元売り介入・買い介入に依った。2005年に通貨バスケット・管理相場制に移行した後でも、為替バスケットが人民銀行発表の中間値の一定幅を超えるような場合には人民銀行の直接介入に頼っている。通常、固定相場制や管理相場制の場合、固定レート・目標レートに減価ないしは増価の圧力が加わると、単独介入や関係国間の協調介入などにより、市場への通貨当局による直接的・量的操作の市場介入方式によって対応が図られるか、あるいは政策金利の上げ下げにより、金利裁定取引を狙った間接的・価格的操作の為替レート調整方式によって対応されるか、そのいずれかあるいは双方同時となる。中国経済の場合、外国為替市場への通貨当局による直接的・量的市場介入方式によってほぼ政策対応の図られていたことがインパルス応答結果より見て取れる。

#### 4 課題

かくして、中国経済における1979年以降今日までの人民元為替レートと他の主要経済変数との時変的な動学過程がTVP-VAR分析より明らかになった。その結果、「開放経済（オープンエコノミー）のトリレンマ」<sup>6)</sup>命題が示すごとく、為替レート水準の決定方式を、自由な国際資本移動と金融政策の自律性・独立性を確保しつつ市場メカニズムに委ねた自由な競争的変動に基づく制度・政策に組み込むことの重要性・必要性がここに明確となった。換言すれば、中国経済において、国家による経済活動への恣意的な介入を避け、人民元為替レートが他の主要なマクロ経済変数と経済原理に則った緊密な相互関係性ないしは相互伝達メカニズムを一層強化することが“新常态”経済における最重要課題と言える。

#### V 結び

中国では、1979年に改革開放政策を導入して以降、外国為替相場制度を中心とする国際通貨制度の改革が今日に至るまで数次にわたって成し遂げられてきた。その結果、旧制度に替わる新たな国際通貨制度の枠組みが導入される都度、為替レートと金利水準や輸出入など他の主要マクロ経済変数との相互関連性ないしは相互伝達メカニズムに変化が見られた。そこで本稿では、経済システムを構成する複数の経済変数に関し、ラグ構造を考慮しつつその相互依存の関係性・関連性を実証する“ベクトル自己回帰モデル”に対し、さらに各係数ならびに構造ショック分散の時間的変化を明示的に取り入れた“時変”ベクトル自己回帰（TVP-VAR）モデルを分析枠組みの基底に据え、中国経済の時系列統計データを用いて計量分析を行った。その結果、①中国の輸出入が人民元対ドル為替レートへ及ぼす影響、②人民元対ドル為替レートが中国の

輸出入へ及ぼす影響, ③米中金利差が人民元対米ドル為替レートに及ぼす影響, ④人民元対米ドル為替レートが米中金利差に及ぼす影響, などのそれぞれについて, TVP-VAR の推計量を基にしたインパルス応答分析により, 中国の経済状況や制度・政策の時間的変容を反映した各経済変数の動学過程が明らかとなった。

ところで, 中国人民銀行の周小川総裁は, 2015年4月に開催されたIMF 国際通貨金融委員会の席において, 特別引出権 (SDR) 構成通貨への人民元採用を念頭に置きつつ人民元通貨の自由交換性実現に向けた規制緩和方針を表明した<sup>1)</sup>。中国の世界における政治・経済・外交のプレッシャーが高まるにつれ, もはや「社会主義市場経済」体制のもと「市場機能」の強化圧力を避けて通ることができない状況にきている。「開放経済のトリレンマ」命題が示すごとく, 自由な国際資本移動と金融政策の自律性・独立性を確保しつつ, 為替レート水準の決定を市場メカニズムに立脚した制度・政策に組み込むことが今日極めて重要となりつつある。換言すれば, 中国経済において, 国家の外国為替市場への恣意的な介入を避け, 人民元と他通貨との交換価格である為替レートが他の主要なマクロ経済変数と経済原理に則った緊密な相互関係性ないしは相互伝達メカニズムを一層強化することが肝要と言える。

#### 謝辞:

寶多國弘先生には私の商学部着任以来長きに亘り公私共々御指導・御鞭撻を賜ったこと, ここに深く感謝申し上げます。拙稿をもって御礼の言葉に代えさせて頂きたく存じます。

#### 注

##### 第I章

- 1) 小宮 / 天野 (1972)p.319。ただしこの場合, 「メツラーの安定条件」において, 二国間における輸出供給の価格弾力性は無限大であると仮定されることにより, 本安定条件が導かれる。
- 2) 本稿において「国際通貨制度」, 「外国為替相場制度」, 「国際金融体制」なる語句の使用はそれぞれ通例に倣う。まず, 国際通貨制度 (International Monetary Regime) とは「公的部門・民間部門による国境を越えた異種通貨の交換に対し, 公式・非公式に定まった規則や慣行」を意味する。また, 外国為替相場制度 (Foreign Exchange Rate Regime) とは「各国通貨の交換を秩序だてて実施していくための取り決め・仕組みや慣行」と規定する。各国は通貨発行権 (seigniorage) を持ち, 自国内ではその国の政府・中央銀行が発行する通貨のみを法定通貨として認めていることから, 国境を跨る取引の決済手段としては異種通貨の交換が必要である。そのために直接現金を送付することなく支払い委託または債権譲渡の方法によって隔地間の債権・債務決済を行う方法ないしは手段が広く使用され, そうした取引の取り決め・仕組みや慣行が外国為替相場制度と称される。他方, 国際通貨制度とは, それら相場制度をよりよく機能させるための枠組みや舞台装置を指す場合が多い。例えば, 国際通貨制度の一つである金本位制では, 固定相場制という外国為替相場制度と均衡財政政策とが組み合わさったものとされた。さらに国際金融体制 (International Financial System) とは「国境をまたがるさまざまな通貨・資本・金融取引などの複合体が機能する枠組み」として国際通貨制度や外国為替相場制度を包含するより広義の概念を意味する (岡田 (2006) 第1章)。

- 3) かつて1970年代前半に主要国の国際通貨体制がブレトンウッズ体制から変動相場制に移行した際、後者がいかなる国家間の公式・非公式に取り極めた制度的基盤を持たないという意味で「制度なき制度 (nonsystem)」と称された。そして、そこでは国際収支調整や国際流動性供給などのすべてが外国為替市場や国際金融資本市場に委ねられることに対し、国家間の取り極めに基づく管理・運営ではないシステムの「市場化」という意味で「民営化」(the privatization of the system) という語句が当てられた (Llewellyn(1986), p.20)。
- 4) 岡田 (2016)。
- 5) 時変ベクトル自己回帰モデル (TVP-VAR) の概要に関しては、本稿第三章を参照。

## 第二章

- 1) 本章は赤間 / 御船 / 野呂 (2002), 今井 (2000), 岡田 (2011) 第6章第2節を基に纏めた。
- 2) IMF (2016)。
- 3) 中国人民银行公告 [2005] 第16号, 2005-07-21 ([http://test.pbc.gov.cn/publish/zhengcehuobisi/641/1375/13752/13752\\_.html](http://test.pbc.gov.cn/publish/zhengcehuobisi/641/1375/13752/13752_.html))。日本語訳に関しては伊藤 (2006) に拠る。
- 4) この変動幅は, 2005年: ±0.3%, 2007年: ±0.5%, 2012年: ±1.0%, 2014年: ±2.0%と順次拡大している。
- 5) 中国人民银行新闻发言人郑重声明 (<http://www.pbc.gov.cn/detail.asp?col=100&ID=1557>)。日本語抄訳に関しては姚雪瑄 (2012) に拠る。
- 6) 人民币 (<http://zh.wikipedia.org/wiki/>)。日本語抄訳に関しては姚雪瑄 (2012) に拠る。
- 7) 中国人民银行公告 [2006] 第1号, 2006-01-03 ([http://test.pbc.gov.cn/publish/tiaofasi/274/1392/13921/13921\\_.html](http://test.pbc.gov.cn/publish/tiaofasi/274/1392/13921/13921_.html))。日本語抄訳に関しては姚雪瑄 (2012) に拠る。
- 8) Speech of Governor Zhou Xiao chuan 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>)。
- 9) 例えば, Frankel/Wei (2007), 岡田 (2011) pp.223-228参照。
- 10) IMF (2016) *IFS*。
- 11) IMF (2016) *IFS* では1979年~2010年の平均実質 GDP 成長率は10.02%となる。
- 12) 行天 (2007)。
- 13) 『日本経済新聞』2017年1月8日, 第1面。また, 資金流出に伴う大幅な元安を防ぐべく通貨当局は積極的な元買い・ドル売りを実施し, その結果, 中国の外貨準備は2016年末には3.01兆ドルとなった (中国国家外匯管理局統計)。

## 第三章

- 1) 本章は中島 / 渡部 (2012), Primiceri (2005), Koop/Korobilis (2009), Nakajima (2011) を基に纏めた。なお, TVP-VAR を用いた実証分析に関し, 本稿で参考にした論文は以下のごとくである。Benati (2008), ditto/Surico (2008), Koop/Korobilis (2009), ditto/Potter (2011), ditto et al. (2009) (2011), Nakajima et al. (2010) (2011)。
- 2) コレスキー分解法によれば,  $A$  を定値正符号実対称行列としたとき,  $A$  を下三角行列  $Q$  と  $Q$  の転置  $Q'$  との積に分解できる。すなわち,  $A = QQ'$  である。あるいは,  $D$  を対角行列とすれば,  $L$  を同じく下三角行列とし,  $Q = LD^{1/2}$  と置くことによって  $A = LDL'$  と表現できる (森 / 杉原 / 室田 (1994))。
- 3) 下三角行列  $R$  は  $\det R \neq 0$  となるゆえ, 必ず逆行列  $R^{-1}$  が存在する。行列  $A$  も同様である。
- 4) 構造 VAR において, 例えばラグ次数を1期, 変数を3個とした場合,  $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t})'$  と置いて定数項を省略すれば,  $B_0 y_t = B_1 y_{t-1} + u_t$  と表示し得る (構造ショック  $u_t$  の各分散は1に基準化しておく)。これにより, 各構造ショックによる経済全体への各々独立した動学的な影響が分析できることになる。ところで, 構造 VAR の誘導形表示は  $y_t = B_0^{-1} B_1 y_{t-1} + e_t$  (ただし,  $e_t = B_0^{-1} u_t$ ) となるが, ただ, この誘導形 VAR を最小二乗法や最尤法によって推計しても, その推計値からは経済学的解釈ができない。したがって, なんらかの制約条件を課すことによって  $B_0^{-1}$  を確定し, 構造モデルに変換する必要がある。ところで,  $\Sigma_u = B_0 \Sigma_e B_0' = I$  であるから, これより  $\Sigma_e = B_0^{-1} (B_0^{-1})'$  なる条件式が得られる。3×3の共分散行列  $\Sigma_e$  は対称行列なので, さらに  $3(3-1)/2$  本の独立した条件式を追加する必要がある。シムズは,  $B_0$  に対し,

$$B_0 = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix}$$

なる下三角行列で示すことを提案した。これは① $y_1$ は他の変数とは独立して決定、② $y_2$ は $y_1$ のみに依存、③ $y_3$ は $y_1$ 、 $y_2$ に依存、というように、変数間の依存関係が“逐次的”に拡大されることを意味する。これにより、3個のゼロ制約が課せられることで（一般に $k$ 変数システムであれば $k(k-1)/2$ 個のゼロ制約）、 $B_0$ が下三角行列であればその逆行列 $B_0^{-1}$ も下三角行列となるゆえ、ここに誘導形VARの推計値から構造VARを識別することが可能となるとした。実際の計算ではコレスキー分解によって識別に必要な $B_0$ を直接導出する。

- 5) Sims (1980) (1986) (1992).
- 6) 岡田 (2014)pp.52-59参照。
- 7) Koop's Website, Nakajima (2013).
- 8) パラメータの推定にあたり、初期値の設定、事前分布の設定、サンプリングの方法などの詳細は中島 / 渡部 (2012) を参照。また、「TVP-VAR package」プログラム内容ならびにMATLABコードについては Nakajima (2013) を参照。

#### 第IV章

- 1) 岡田 (2014) 第7章。
- 2)  $shl$  に関しては非効率ファクター  $m$  が133.6であり、若干高い。 $M/133.6 \approx 75$  倍の無相関標本が得られているが、事後分布からの確率標本生成（サンプリング）に対し  $m > 75$  という数値からすると必ずしも十分とは言えない (Nakajima (2011) p.119, 注7)。
- 3) たとえば、第II章第3図で示されるごとく、1990年代末の外貨準備は1,547億ドル程度であったものが2009年12月末には23,992億ドルと約15倍まで膨れ上がった。さらにピーク時の2014年6月末には39,932億ドルと凡そ4兆ドルの水準にまで達した (IMF (2016))。
- 4) 小島 (2005), 朱炎 (2007)。
- 5) 張明 / 徐以升 (2008), 露口 (2009)。
- 6) 本命題の意味するところは、①為替レートの固定化・安定化、②自由な国際資本移動、③金融政策の自律性・独立性、の三者を同時に達成することは不可能とするものである (Obstfeld (1998))。

#### 第V章

- 1) International Monetary and Financial Committee, Thirty-First Meeting, April 18, 2015 (<http://www.imf.org/external/spring/2015/imfc/statement/eng/chn.pdf>).

#### 【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 (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
- 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
- 岡田義昭 (2006) 『国際金融の新たな枠組み』成文堂
- (2011) 『国際金融論攷』成文堂
- (2014) 『グローバル化への挑戦と開放マクロ経済分析』成文堂
- (2016) 「人民元為替レートと中国経済に関する回帰分析」*mimeo*
- 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
- 小島末夫 (2005) 「中国の“走出去”戦略と対外投資奨励」『季刊 国際貿易と投資』No.61, 2005年秋季号, 国際貿易投資研究所
- 小宮隆太郎 / 天野明弘 (1972) 『国際経済学』岩波書店
- 朱炎 (2007) 「中国の『走出去』戦略及び海外進出の現状と課題」『中国経営管理研究』第6号, 2007年5月, 中国経済経営学会
- 張明 / 徐以升 (2008) 「中国のホットマネー規模の推計」『季刊中国資本市場研究』2008年秋季号, 公益財団法人・野村財団
- 露口洋介 (2009) 「近年の中国におけるホットマネーの動き」『日銀レビュー』2009年7月, 日本銀行
- 中島上智 / 渡部徹明 (2012) 「時変ベクトル自己回帰モデル—サーベイと日本のマクロデータへの応用—」『経済研究』第63巻第3号, pp.193-208
- 森正武 / 杉原正顯 / 室田一雄 (1994) 『岩波講座応用数学・線形計算』岩波書店

- 姚雪瑄 (2012)「人民元に関する一考察」『商研紀要』2012年2月, 愛知学院大学商学研究科
- Benati, L. (2008), "The 'Great Moderation' in the United Kingdom," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.40, No.1, pp.121-147
- and P. Surico (2008), "Evolving U.S. Monetary Policy and the Decline of Inflation Predictability," *Journal of the European Economic Association*, Vol.6, No.2-3, pp.634-646
- International Monetary Fund (2016), *International Financial Statistics*, CD-ROM, October 2016
- Koop, G., URL:personal.strath.ac.uk/gary.koop/research.htm
- and D. Korobilis (2009), "Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics," *Foundations and Trends in Econometrics*, Vol. 3, No. 4, pp.267-358
- , R. Leon Gonzales and R.W. Strachan (2009), "On the Evolution of the Monetary Policy Transmission Mechanism," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.33, No.4, pp.997-1017
- , —— and —— (2011), "Bayesian Inference in a Time Varying Cointegration Model," *Journal of Econometrics*, Vol.165, No.2, pp.210-220
- and S.M. Potter (2011), "Time Varying VARs with Inequality Relations," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.35, No.7, pp.1126-1138
- Llewellyn, D.T. (1986), "International Monetary System since 1972: Structural Change and Financial Innovation," in M. Ponsler ed. (1986), *Problems of International Money: 1972-85*, International Monetary Fund
- Nakajima, J. (2011), "Time-varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications," *Monetary and Economic Studies*, Vol.29, pp.107-142
- (2013), "Time-varying parameter VAR model using TVP-VAR package," URL:sites. google.com./site/jnakajima/tvpvar
- , S. Shiratsuka and Y. Teranishi (2010), "The Effects of Monetary Policy Commitment: Evidence from Time-Varying VAR Analysis," *JMES Discussion Paper*, 2010-E-6, Bank of Japan
- , M. Kasuya and T. Watanabe (2011), "Bayesian Analysis of Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.25, pp.225-245
- Obstfeld, M. (1998), "The Global Capital Market: Benefactor or Menace?" *Journal of Economic Perspective*, Vol.12, No.4
- Primiceri, G.E. (2005), "Time-varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy," *Review of Economic Studies*, Vol.72, No.3, pp.821-852
- Sims, C.A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol.48, pp.1-48
- (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Quarterly Review* 10, Federal Reserve Bank of Minneapolis, pp.2-16
- (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, Vol.36, pp.975-1000