

人民元のボラティリティと中国の対日輸出

にしむら ゆう さく
西村友作

《要約》

本稿は、中国の対日輸出が人民元のボラティリティからどのような影響を受けているかについて分析を行ったものである。具体的には、1999年1月～2008年6月を対象に、Nelson (1991) のEGARCHモデルから推計した為替ボラティリティを用いて、共和分検定では市場間の長期的均衡関係を、誤差修正モデルでは短期的効果を検証した。また、Toda and Yamamoto (1995) のLA-VARとCheung and Ng (1996) が提唱するCCFアプローチを用いて、長短期の因果性の検証も行った。誤差修正モデルの推定の結果、中国の実質対日輸出は、為替ボラティリティから負の影響を受けていることが確認された。LA-VARにもとづくGranger因果性検定の推定結果、人民元レートのボラティリティから中国の対日輸出への長期的因果性が検出され、CCFアプローチによる短期的因果性の検定でも、平均の因果性が確認された。2005年7月の為替制度改革以降、人民元のボラティリティ増加は顕在化しており、今後はさらにその速度を増していくであろう。このような中国の輸出企業が直面する不確実性の増大は、輸出の減少を引き起こし、ひいては中国のマクロ経済に対して負の影響を及ぼすと考えられる。

はじめに

- I 先行研究と本稿の特徴
- II 人民元のボラティリティ特徴分析
- III 人民元のボラティリティが中国の対日輸出に与える影響
- IV 長短期因果性の検証
結論および今後の展望

はじめに

国際金融において、(1)国境を越えた資本移動の完全な自由、(2)為替相場の安定、(3)国内目標

を実現するための独立した金融政策の3つは鼎立しないことが「政策トリレンマ」としてよく知られている。従来、中国政府はこのなかでも国際資本移動を厳しく制限することにより、為替の安定と独立した金融政策を確保してきた。しかし、近年においてこの構造に大きな変化が起こっている。2005年7月21日、中国^(註1)の為替制度は事実上のドル・ペッグ制を放棄し、通貨バスケットによる管理フロート制へと移行した。資本の流出入をみても、長期的な対内直接投資の自由化、短期投資としての証券投

資などは適格国外機関投資家 (QFII) 制度を通じて漸進的に開放されており、国内への資本流入を中心に国際資本移動の自由化に向かって動きだしている。また、短期資本の流出の制限に関しても 2006 年の適格国内機関投資家 (QDII) 制度導入以降徐々に緩和されている。この一連の動きからもわかるように、人民元をより柔軟な為替制度へと移行する一方で、国際資本移動の自由化を漸進的に進め、最終的には変動相場制、資本自由化のもと、金融政策の独立性を維持するといった先進国型へシフトしていくと予想される。

為替レートは国際資本移動を決定する重要なファクターである。近年の数多くの先行研究によると、為替レートはボラティリティをもっていることが知られており、その値は日々刻々と変動している。為替レートのボラティリティは為替のポジション保有にともなうリスクをあらゆる指標とみなされ、ボラティリティの増加は企業の不確実性を高め、ひいては国際貿易に負の影響をもたらすとも考えられる。中国の為替制度改革以降、人民元のボラティリティ増加は顕在化しており^(#2)、それにともない中国企業が直面するリスクは高まり、輸出の減少を招く可能性がある。

本研究は、近年目覚ましい経済成長を遂げている中国とその最大の輸出国である日本に着目し、人民元為替レートのボラティリティが中国対日輸出に及ぼす影響について考察する。具体的には、人民元の対円為替レート (以下 JPY/RMB レートと略称) の 1999 年 1 月 1 日～2008 年 6 月 30 日の日次データを対象に、Engle (1982) によって提案された自己回帰条件つき分散不均一 (Autoregressive Conditional Heteroskedas-

ticity: ARCH) モデルの拡張モデルである Nelson (1991) の EGARCH (Exponential Generalized ARCH) モデルを用いて推定する。また、それから得た日次ボラティリティに対し月次変換を行い、この為替ボラティリティが中国の対日輸出に及ぼす影響について、長期的効果および短期的効果の両方から分析を行う。さらに、因果性についても長短期の両方から検討する。長期的因果性については、Toda and Yamamoto (1995) が提唱する LA-VAR (Lag-augmented Vector Autoregressions) にもとづく Granger 因果性検定を用いて検証する。短期的因果性については、Cheung and Ng (1996) が提唱する相互相関係数 (Cross Correlation Function: CCF) アプローチを用いて、平均の因果性 (causality-in-mean) と分散の因果性^(#3) (causality-in-variance) の両方の角度からの波及効果を考察する。後述するように、為替ボラティリティの輸出への影響力は理論的には正負どちらの効果をもつのか不定である。本研究の主たる目的は、人民元のボラティリティと日中貿易に着目しその効果を長短期の両方から実証的に検討することにある。人民元のボラティリティが国際貿易、中国経済に与える定量的なインパクトを把握しておくことは、人民元の自由化、国際化を議論する上でも重要な情報となるであろう。

本稿における構成は以下の通りとなっている。まず第 I 節では、為替ボラティリティが国際貿易に及ぼす影響について分析している先行研究のサーベイを行う。第 II 節では、為替ボラティリティと輸出関係を分析する事前準備として、ボラティリティ変動モデルを用いて人民元為替レートのボラティリティの特徴を考察する。第

Ⅲ節では、誤差修正モデルを用いて、為替ボラティリティが中国対日輸出に与える影響を分析する。第Ⅳ節では、LA-VARとCCFアプローチを用いて、ボラティリティと輸出間における長短期の因果性を考察する。最終節を結語とする。

I 先行研究と本稿の特徴

1. 先行研究のサーベイ

為替レートのボラティリティが国際貿易に与える影響に関する研究は、理論・実証の両側面から数多く行われてきた。しかし結果をみると、理論・実証分析ともに統一的な見解は得られていない。

理論分析をみると、Hooper and Kohlhagen (1978) は、危険回避的な輸出企業、為替相場における不確実性を企業が直面する唯一のリスクと仮定した市場均衡モデルを用い、為替のボラティリティの増大は輸出企業の危険負担コストの増加を招き、先物市場で十分にヘッジできなければ輸出量は減少することを示した^(註4)。だが一方で、Franke (1991) では、輸出企業は輸出事業から撤退するオプションを、非輸出企業は海外市場へ参入するオプションを所有していると想定し、金融デリバティブにおけるオプションの概念を用いて、為替のボラティリティ増加で輸出は増加すると逆の結果を得ている。具体的に、危険中立的企業、独占的競争の仮定のもとでは、為替のボラティリティが大きくなると、企業参入速度が撤退速度を上回るため平均的に輸出企業数が増加することを証明し、それにともない輸出量が増加すると主張している^(註5)。また、De Grauwe (1988) で

は、完全競争下の危険回避的企業を仮定すると、為替リスクが輸出に与える影響は、所得効果と代替効果の相互作用によって決定されるため、最終的な影響は不確定であるとしている^(註6)。以上のように、為替レートのボラティリティと国際貿易間の関係については、理論研究におけるコンセンサスは得られておらず、本質的には実証分析の問題と考えられる。

実証分析においても統一的な見解は見出せていない [IMF 1984; McKenzie 1999]。Arize, Osang and Slottje (2000) では、13カ国の発展途上国における1973~1996年の四半期データを対象に実証分析を行っており、すべての国において実質実効為替レートのボラティリティが輸出に負の影響を与えていると結論している。Sekkat (2001) では、フランス、イタリア、ドイツ、イギリス、ベルギーのEU 5カ国を対象に研究を行っているが、為替レートのボラティリティと輸出の間に有意な関係は見られなかったと報告している。Sauer and Bohara (2001) では、1973~1993年の先進国22カ国と発展途上国69カ国を対象に研究を行っており、発展途上国の輸出のほうが相対的に為替レートのボラティリティの影響を受けやすいが、アジアの発展途上国の輸出は影響を受けていないと結論している。木村・中山 (2000) では、1981年第1四半期~1999年第3四半期の日本を対象に、本稿と同様の手法であるNelson (1991) のEGARCHモデルから推定したボラティリティを用いた研究を行っている。結果、日本の輸出は為替ボラティリティの負の影響を受けていると報告している。熊本・熊本 (2006) では、1990年1月~2002年12月の韓国を対象に、実質実効為替レートのボラティリティが実質輸出

量、外貨建て輸出財価格に及ぼす長短期効果を検討している。結果、長短期両方において、実質輸出量は負の、外貨建て輸出財価格は正の影響をボラティリティから受けているとしている。

以上は中国以外を対象とした為替のボラティリティと国際貿易に関する先行研究であるが、中国国内の実証研究をみると、為替レートと国際貿易の関係については、為替水準（為替レートの変化率）を中心とした議論が多く（たとえば盧・戴（2005）など）、ボラティリティの影響に関する研究は十分に蓄積されているとはいえない。

Chou（2000）では、1981～1996年の四半期データを対象に、ARCHモデルから得た実効為替レートのボラティリティが、中国の総輸出及び標準国際貿易分類（Standard International Trade Classification: SITC）の4部門の輸出に及ぼす効果を検討している。結果をみると、総輸出、製造業および鉱業が実質実効為替レートのボラティリティからのマイナスの影響を受けていると報告している。余（2005）では、2000～2003年の日本を含む10カ国の年次データを対象に、これらの国の対米ドル為替レートの名目ボラティリティが中国の総輸出に与える影響を、貿易における重力モデル（gravity model）を用いて分析している。主たる結論としては、為替ボラティリティの輸出に対する影響は検出されなかったとしている。藩（2007）では、米国、日本は1996年1月～2005年6月、欧州は2000年2月～2005年6月の月次データを対象に、為替レートの変化率の標準偏差と定義した為替ボラティリティが実質輸出に及ぼす長短期の影響を分析している。結果、長期的に

は米国、欧州への輸出はボラティリティの負の影響を受けており、短期的には米国への輸出のみが影響を受けている、つまり日中間における影響はまったく確認されなかったと報告している。この他にも、陳・熊（2002）、陳・何（2008）などの先行研究においても、中国における為替レートのボラティリティと国際貿易に関する研究は行われているが、依然として統一のコンセンサスは得られていない。

2. 本研究の特徴

直接的に比較可能である中国国内の先行研究と比較を行うと、本研究は主として以下のような特徴を有する。

(1) 日中2国間貿易の分析と人民元為替改革の影響分析。以上サーベイしてきた中国貿易と為替ボラティリティを対象とした先行研究では、藩（2007）以外のChou（2000）、陳・熊（2002）、余（2005）、陳・何（2008）はすべて、2国間ではなく、総輸出データを用いて中国と国際間の貿易を包括的に分析している。これは暗黙的に「中国とその他のすべての貿易国間における為替ボラティリティは等しい」ことを前提としている。もしこの仮説が成立しない場合、総輸出データを用いた分析では為替ボラティリティと輸出の関係を弱めてしまうため、統計的に有意な結果を得る確率も低下する可能性がある〔McKenzie 1999〕。これに対し、本稿では日中2国間に着目することでこのような問題を回避すると同時に、日中両国に対し具体的なインプリケーションを与えることが可能になる。また、先行研究のなかで唯一日中2国間に焦点をあてている藩（2007）では、2005年7月に実施された為替改革以前のデータを用いた分析を

行っており、人民元為替改革が日中貿易に与えた影響については議論されていない。本稿は、為替改革以降を含めた 2008 年 6 月までのデータを使用しており、藩 (2007) の分析結果との比較を通じ人民元為替改革が人民元のボラティリティや日中貿易に与える影響も考察している。

(2)EGARCH モデルを用いた為替レートボラティリティの計測。陳・熊 (2002), 余 (2005) に代表される多くの先行研究では、事後的に実現した為替レートをもとに算出したヒストリカル・ボラティリティを用いて分析を行っている。しかし、為替レート変動の予測に関する事前の不確実性こそが、企業活動に影響を与えるボラティリティであり、ヒストリカル・ボラティリティの概念としては不適切である。その点、本稿で用いる EGARCH モデルから得た条件付標準偏差は、為替レート変化率の予測値に関する不確実性であるため、概念的には適切な指標といえる [木村・中山 2000]。また、ヒストリカル・ボラティリティは一致性、効率性をもたないため、これを用いて二段階推定した推定量も一致性、および効率性をもたない [熊本・熊本 2006]。それに対し、本稿で採用する ARCH 型モデルは一致性をもつ点でも優れているといえる。

(3)CCF アプローチによるボラティリティ・スピルオーバーの検証。藩 (2007) で採用しているベクトル自己回帰 (vector autoregression: VAR) モデルにもとづく Granger 因果性検定では、平均的な関係しか考察できないため、ボラティリティ同士の波及効果を考察することはできない。これに対し本稿で採用している CCF アプローチは、為替と輸出の平均の因果性と分散の因果性を同時に検証することが可能

であり、変化率、ボラティリティ両方のスピルオーバーを中心に議論を行っている。

(4)LA-VAR による長期的因果性の検証。階差データを用いた VAR モデルでは、変数間の短期的な情報しか含まれておらず、藩 (2007) の VAR にもとづく Granger 因果性検定では短期的効果しか議論できない。本稿で用いた LA-VAR は、単位根検定や共和分検定によるバイアスを回避し、レベル値を使用した検定が可能となるため、比較的長期的な因果性を検討することができる。

II 人民元のボラティリティ特徴分析

1. ボラティリティ変動モデル

ボラティリティ変動モデルは、大きく 2 つに分割することができる。ひとつは、Engle (1982) によって提案された ARCH モデルおよびその拡張モデルと、もうひとつは、確率的ボラティリティ変動 (stochastic volatility: SV) モデルである^(註7)。Engle (1982) を先駆けとする ARCH モデルは、その推定の簡便性から、現在でもさまざまな拡張モデルが提唱されている。本稿ではその ARCH モデルの拡張モデルのなかでも、パラメータの非負制約が不要で、ボラティリティの非対称性を捉えるのに優れた、Nelson (1991) の EGARCH モデルを採用する。

本稿で用いる ARMA (p, q)-EGARCH (1, 1) モデルは以下のように定式化される。

$$\begin{aligned} R_i &= c + \varphi_1 R_{i-1} + \varphi_2 R_{i-2} + \dots + \varphi_p R_{i-p} + \varepsilon_i \\ &\quad + \theta_1 \varepsilon_{i-1} + \theta_2 \varepsilon_{i-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{i-q} \quad (1) \\ \varepsilon_i &= \sigma_i z_i \quad \sigma_i > 0 \quad z_i \sim i.i.d. \end{aligned}$$

$$E(z_i)=0 \quad Var(z_i)=1 \quad (2)$$

$$\ln(\sigma_i^2)=\omega+\beta\ln(\sigma_{i-1}^2)+\gamma z_{i-1} +\alpha[|z_{i-1}|-E(|z_{i-1}|)] \quad (3)$$

(1)式は平均方程式で、本稿では自己回帰移動平均 (autoregressive moving average: ARMA) モデルを採用する^(註8)。R_iは為替レートの第*i*日における日次変化率を表し、日次データの対数階差を100倍することによって算出した。

(3)式は分散方程式で、Nelson (1991) が提案するEGARCHモデルである。この分散方程式の右辺にあるE(|z_{i-1}|)項は、ARCH型モデルのz_iが標準正規分布、スチューデントの*t*分布、GED (generalized error distribution) といったさまざまな分布に対応するために設けられている。z_iが標準正規分布にしたがう場合には(2/π)^{1/2}と定数になる。本稿ではz_iの分布として標準正規分布を仮定しているので、(3)式は以下のように変換することができる。

$$\ln(\sigma_i^2)=\omega+\beta\ln(\sigma_{i-1}^2)+\gamma z_{i-1}+\alpha|z_{i-1}| \quad (4)$$

ただし、z_{i-1}は過去の為替レート変化率の予測誤差を条件付標準偏差で除して基準化した変

量、すなわちz_{i-1}=ε_{i-1}/σ_{i-1}である。なお、ARCH型モデルのパラメータは最尤法により簡単に推定することができるので、本稿のEGARCHモデルもこの最尤法によって推定する。

2. 推定結果

本稿における推定期間は1999年1月1日～2008年6月30日とし、最終的に3469個のサンプルデータを得た。2005年7月21日に実施された為替制度改革が、JPY/RMBレートのボラティリティに与える影響を考察するために、全期間に加え為替制度改革以前と為替制度改革以降でサンプル期間を分割して推定した。分析の対象となる為替レートはOANDAのデータベースFXHistory: historical currency exchange ratesからの日次データを使用している^(註9)。

表1はJPY/RMBレートのEGARCHモデルの推定結果をまとめたものである。平均方程式の全期間、為替改革前、為替改革後ではそれぞれARMA(3,3)、ARMA(1,1)、ARMA(3,4)が選ばれた^(註10)。なお、すべてのパラメータが有意水準1パーセントで効いており、EGARCHモデルが為替ボラティリティの変動をうまく捉えているのがわかる。

表1 EGARCHモデルの推定結果

	全期間		為替改革前		為替改革後	
ω	-0.0821*	(0.0065)	-0.0614*	(0.0121)	-0.1054*	(0.0203)
α	0.0832*	(0.0064)	0.0484*	(0.0089)	0.0793*	(0.0205)
γ	0.0431*	(0.0052)	0.0168*	(0.0054)	0.1032*	(0.0128)
β	0.9841*	(0.0026)	0.9789*	(0.0055)	0.9778*	(0.0050)
対数尤度	-2340.1		-1812.1		-430.7	

(出所) 筆者作成。

(注) (1)*は1パーセント水準で有意であることを意味する。

(2)括弧内の数値は標準誤差を表す。

ここからは個別のパラメータについてみていく。 $i-1$ 期に同一単位のショック ($z_{i-1} = \varepsilon_{i-1}/\sigma_{i-1}$) が発生した場合における i 期の為替相場の反応の大きさを、EGARCH モデルでは α の値によって判断することができる。表 1 の α の値をみてみると、為替改革後が 0.0793 と為替改革前の 0.0484 と比較して約 1.64 倍になっている。つまり、JPY/RMB レートは為替改革以降のほうが改革前よりも前日のショックに反応しやすく、市場がよりボラタイルになっていることを示唆している。

前日に人民元が上がった日と下がった日を較べると、これらのショックがボラティリティに異なる影響を与える可能性がある。このようなボラティリティ変動の非対称性を、EGARCH モデルでは γ の推定値で判断することができる。 $\gamma=0$ であれば、ボラティリティ変動の非対称性は存在しないということになり、 $\gamma < 0$ であれば、予期せず人民元安に振れた日の翌日より、予期せず人民元高に振れた日の翌日のほうが、ボラティリティがより上昇することになる。表 1 をみてみると、すべての対象期間において γ の推定値は有意な正の値となっている。つまり、人民元安ショックのほうが人民元高ショックよりも JPY/RMB レートのボラティリティを高めやすいことがわかる。また、為替改革前の 0.0168 と比較して、為替改革後は 0.1032 と約 6.14 倍になっており、人民元安ショックがボラティリティに与える影響が強まっていることがわかる。

ボラティリティのショックの持続性は β の値で測ることができ、これらが 1 に近いほどショックの持続性が高いということになる。このことから、 β の大小がボラティリティ・クラ

スタリング (volatility clustering)^(註11) の度合いをはかる尺度と解釈することができる。多くの先行研究においても、為替市場におけるボラティリティのショックの持続性は非常に高いと報告されている。表 1 からわかるように、全期間、為替改革前、為替改革後における β の値はそれぞれ 0.9841, 0.9789, 0.9778 と非常に高くなっており、本稿の対象期間についても先行研究と整合的な結果が得られた。

III 人民元のボラティリティが 中国の対日輸出に与える影響

1. 分析方法

(1) 長期的影響の検証——共和分検定——

ここでは、中国の対日輸出が長期的にどのような要因によって説明されるのかを検証する。非定常な時系列変数間の線形結合に長期的な均衡の存在が認められる場合、共和分関係 (cointegration) にあるといわれる。もし推定の結果、変数間に共和分関係が観測されたならば、長期的かつ安定的な均衡関係があると判断され、長期的に連動しているということになる。

共和分分析の手法はいくつかあるが、本稿では 2 変数以上の変数間で複数の共和分があるか否かを検証できるといった特徴をもつ Johansen 共和分検定を用いる。Johansen 共和分検定は、共和分ベクトルを推定しその制約に関する検定を可能にする手法で、具体的には「共和分関係がない」という無帰仮説と、「共和分関係がある」という対立仮説について有意性を検証するものである^(註12)。Johansen 共和分検定ではトレンド項と定数項の扱いにより 5 つのケースに分けられるが、本稿では変数の形状

から判断して、「データには線形トレンドを含み、共和分方程式は定数項と線形トレンドを含む」ケースについて最大固有値検定を行うこととする。長期的均衡関係式は先行研究にしたがい以下のように定式化される^(註13)。

$$ex_t = \alpha^c + \alpha^t t + \alpha^y y_t + \alpha^{er} er_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

ただし、 ex は中国の対日実質輸出、 y は日本の国民所得の代理変数としての鉱工業生産指数、 er は JPY/RMB 実質為替レート、 ε_t は誤差項である。すべての数値は対数変換されている。

一般的に、輸入国の国民所得の増加は輸入需要を喚起するため、 $\alpha^y > 0$ が期待される。 er 値の上昇は円高人民元安を意味しており、上昇するほど日本における輸入財の価格が相対的に安価になることから輸出が増えるので、 $\alpha^{er} > 0$ が期待される。

(2) 短期的影響の検証

—— 誤差修正モデル ——

長期的均衡関係式(5)が常に成立しているとは現実的にみてもありえない。短期的には、さまざまな要因によってその長期的均衡関係から乖離すると考えられる。(5)式の短期モデルである誤差修正モデル (error correction model: ECM) に為替ボラティリティ σ を加えたモデルは以下のように定式化される^(註14)。

$$\begin{aligned} \Delta ex_t = & \beta^c + \sum_{i=1}^k \beta_i^{ex} \Delta ex_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i^y \Delta y_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k \beta_i^{er} \Delta er_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i^{\sigma} \sigma_{t-i} + \delta EC_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

ただし、

$$EC_t = ex_t - \alpha^c - \alpha^t t - \alpha^y y_t - \alpha^{er} er_t$$

Δ は階差を取っていることを表す階差オペレータで、 $\Delta y_t = (1-L)y_t = y_t - y_{t-1}$ で L はラグオペレータである。

EC_{t-1} は誤差修正項 (error correction term: ECT) で、輸出が長期的均衡関係において均衡値から短期的な乖離が発生した場合に、長期均衡値へと引き戻す役割を果たしている。つまり、 $EC_{t-1} < 0$ は $t-1$ 期の輸出が長期均衡値を下回っている状態を表しており、次の t 期の輸出に増加圧力が生じ $\Delta ex_t > 0$ となる。逆に、 $EC_{t-1} > 0$ は $t-1$ 期の輸出が長期均衡値を上回っている状態を表しており、次の t 期の輸出に減少圧力が生じ $\Delta ex_t < 0$ となる。よってパラメータ δ はマイナスが期待される。また、パラメータ δ の数値は長期均衡値への調整速度を表しており、 δ が大きいほど調整速度が速いことになる。

2. データ

ここでは、1999年1月～2008年6月を推定期間とし、月次データを用いて分析を行う。

中国の実質対日輸出 ex は、円建てで表示されている名目対日輸出額を人民元建てに変換し中国の消費者物価指数で割って、実質ベースの対日輸出額を算出した。なお季節調整は X12-ARIMA により実施している。

実質 JPY/RMB レート er は、日本の消費者物価指数を中国の消費者物価指数で割った比率に名目 JPY/RMB レート^(註15) をかけて求めた。

為替ボラティリティ σ は、先行研究にしたがい条件付標準偏差と定義する。具体的には、

第II節で得た日次ボラティリティを以下のように月次ボラティリティへ変換した。

$$\sigma_t = \sqrt{m} \left(\sum_{i=1}^m \sigma_{i,t} / m \right) \quad (7)$$

ただし、 m は月の取引日数、 $\sigma_{i,t}$ は第 t 月における第 i 日の条件付標準偏差である。

本稿で用いたデータのうち、名目対日輸出額については日本財務省貿易統計『日本輸出入国別総額表』から、日本の消費者物価指数は総務省統計局の『平成17年基準消費者物価指数』から、中国の消費者物価指数は中国経済景気月報と Macrochina Database から^(#16)、日本の鉱工業生産指数は経済産業省ホームページ (<http://www.meti.go.jp>) の『平成17年基準鉱工業指数(季節調整済指数)』から、名目JPY/RMBレートは第II節同様OANDAから入手した。

3. 推定結果

(1) 共和分検定の結果

ここでは第III節第1項(1)で示した長期的均衡関係式(5)の変数間(ex, y, er)に共和分があるか否か、つまり長期的均衡関係が実際に存在するかを Johansen 共和分検定により実施した。結果は表2にまとめられている。なお、補助回

帰式となる VAR モデルのラグ回数については、SBIC から2が選択され、VAR(2)による共和分検定を行っている^(#17)。共和分検定の結果をみると、共和分ベクトルの個数がゼロであるとする帰無仮説は棄却され、共和分が1個存在することが確認された。したがって、推定された共和分方程式は長期均衡関係を表す式とみなすことができ、 ex の係数を1に基準化した共和分方程式は表3の左側に示されている。パラメータをみると、実質輸出に対し、実質為替レートは有意水準1パーセントで正の影響を与えており、人民元安が対日輸出を増加させるという期待どおりの結果となった。なお、鉱工業生産指数は有意な影響を与えていなかった。

(2) 誤差修正モデルの結果

さきの Johansen 共和分検定において、長期的均衡関係式(5)の変数間(ex, y, er)に有意な共和分関係が確かめられたので、本節では誤差修正モデルを推定し短期的影響を考察する。なお、誤差修正モデルはより一般的に $I(0)$ 変数を含んだモデルに拡張できるため、本稿ではさきの ADF 検定による単位根検定で $I(0)$ と判断された為替ボラティリティを変数に加えて推定している。

表3の右側は、誤差修正モデルの推定結果を

表2 Johansen 共和分検定結果

Lag	帰無仮説	固有値	最大固有値	5%棄却値	P値
2	$r=0$	0.2085	25.9506**	25.8232	0.0481
	$r \leq 1$	0.0839	9.7215	19.3870	0.6486
	$r \leq 2$	0.0338	3.8133	12.5180	0.7690

(出所) 筆者作成。

(注) (1)** は5パーセント水準で有意であることを意味する。

(2)ラグ回数はSBICを最小にする回数を選択した。

(3)表中のrは共和分ベクトルの数を表している。

表3 輸出関数の推定結果

長期均衡関係式			誤差修正モデル		
α^c	19.2164		β^c	0.0697**	(0.0338)
α^t	0.013*	(0.0007)	β_1^{ex}	-0.7024*	(0.0832)
α^y	-0.4971	(0.2651)	β_2^{ex}	-0.3892*	(0.0750)
α^{er}	1.70231*	(0.1573)	β_1^y	-0.0973	(0.3774)
	—	—	β_2^y	0.4327	(0.3812)
	—	—	β_1^{er}	-0.0807	(0.2421)
	—	—	β_2^{er}	-0.1122	(0.2102)
	—	—	β_1^σ	-0.0821***	(0.0436)
	—	—	β_2^σ	0.0270	(0.0445)
	—	—	δ	-0.3160*	(0.0755)

(出所) 筆者作成。

(注) (1)*, **, ***はそれぞれ1, 5, 10パーセント水準で有意であることを意味する。

(2)括弧内の数値は標準誤差を表す。

(3)ラグ次数はSBICを最小にする次数を選択した。

まとめたものである。誤差修正項のパラメータは1パーセント有意水準でマイナスを示しており、これは輸出が短期的に長期均衡値から乖離しても、長期的には均衡値に収束することを表している。なお、パラメータ δ の数値0.316は、いったん輸出が均衡値から乖離すると、1カ月に約31.6パーセントの速度で長期均衡値へ回復することを意味している。つまり、 $1/\delta$ を調整終了期間とすると、乖離が生じたときの調整期間は約3～4カ月になるとの結果が得られた。

本研究の焦点であるJPY/RMBレートのボラティリティが中国の実質対日輸出に及ぼす影響であるが、表3からわかるように、パラメータ β^σ が有意水準10パーセントのもとでマイナスとなっており、短期的にみると、JPY/RMBレートのボラティリティが、実質対日輸出額に対して負の影響を与えていることが確認された。なお、鉱工業生産指数、実質為替レートはともに短期的には有意な影響を与えていなかった。

IV 長短期因果性の検証

前節では、人民元為替レートのボラティリティが中国対日輸出に及ぼす影響について分析を行った。本節では、長期的因果性の検定はToda and Yamamoto (1995)で提唱されているLA-VARを、短期因果性の検定はCheung and Ng (1996)のCCFアプローチを用いて長短期における因果性の検証を行う。

1. 分析方法

(1) 長期的因果性の検証——LA-VARにもとづくGranger因果性検定——

LA-VARは、VARで用いる変数間に共和分関係が検出されても、あるいはこれらの変数が何次の和分の次数を有していても、単位根検定や共和分検定によるバイアスを回避し、Granger因果性検定を行うことができるという点で優れている。つまり定常性の制約がなく、

階差データを用いずにレベル値を使用した検定が可能となるため、比較的長期的な因果性を検出することができる。

n 変量による LA-VAR モデルは以下のよう
に定式化される^(註18)。

$$Y_t = C + \xi t + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_l Y_{t-l} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (8)$$

ただし、

$$Y_t = \begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{n,t} \end{pmatrix}, \quad C = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ \vdots \\ c_n \end{pmatrix},$$

$$A_k = \begin{pmatrix} a_{11}(k) & a_{12}(k) & \dots & a_{1n}(k) \\ a_{21}(k) & a_{22}(k) & \dots & a_{2n}(k) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1}(k) & a_{n2}(k) & \dots & a_{nn}(k) \end{pmatrix},$$

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{n,t} \end{pmatrix}$$

$A_k (k=1, 2, \dots, l, \dots, p)$ は $n \times n$ の係数行列、 t はタイムトレンドのベクトルであり、 ε_t は誤差項のベクトルである。 p は真のラグ次数 l に、変数のなかでもっとも大きい和分の次数 $d_{\max} (d_{\max}=l+1, \dots, p)$ を拡張項として加えたものである。本稿では、さきの単位根検定の結果、最大の和分の次数が 1 であったため d_{\max} は 1 とした。

具体的に、各変数から輸出への因果性を検定する場合は以下のように定式化される。

$$ex_t = c + \xi t + \sum_{k=1}^3 a_{11}(k) ex_{t-k} + \sum_{k=1}^3 a_{12}(k) y_{t-k} + \sum_{k=1}^3 a_{13}(k) er_{t-k} + \sum_{k=1}^3 a_{14}(k) \sigma_{t-k} + \varepsilon_t \quad (9)$$

真のラグ次数の選択は補助回帰式となる VAR モデルを構築し、SBIC により推定を行った結果 2 が選択されている。この最適なラグ次数と d_{\max} をあわせ、VAR モデルをラグ次数 3 で推定する。

たとえば、(9)式における為替ボラティリティから実質輸出への Granger 因果性検定は、(9)式を通常の最小二乗法で推定し、Wald 検定を用いて「 $H_0: a_{14}(1)=a_{14}(2)=0$, $H_1: H_0$ ではない」の仮説検定を行うことで可能となる。帰無仮説 H_0 が真の場合、この Wald 検定統計量は漸近的に自由度 2 の χ^2 分布にしたがう^(註19)。Toda and Yamamoto (1995) は、変数間に共和分関係が存在しても、変数が定常過程、 $I(1)$ もしくはそれ以上の和分過程であっても、この方法を用いることによって、Granger 因果性検定が正しく行えることを証明した。具体的に、帰無仮説 H_0 が棄却できなければ、為替のボラティリティは Granger の意味で実質輸出と因果関係がない、つまり人民元レートのボラティリティから中国の対日実質輸出への因果関係が存在しないということになる。逆に、実質輸出から為替のボラティリティへの Granger 因果性検定は、被説明変数を σ_t として $H_0: a_{11}(1)=a_{11}(2)=0$ の帰無仮説について、上記と同様の Wald 検定を行うこととなる。

(2) 短期的因果性の検証

—— CCF アプローチ^(註20) ——

ここでは、Cheung and Ng (1996) が提唱す

る CCF アプローチにもとづき、JPY/RMB レートと中国の対日輸出との間の短期的因果性について考察する。この CCF アプローチは、(1)平均の因果性だけではなく、分散の因果性も同時に分析可能である、(2)明確な漸近的な分布をもっており、その漸近的性質は正規性の仮定に依存しない、(3)単変量モデルを推定して得られた残差を用いるため、過少定式化の問題を考える必要がない、といった特徴をもっている有益な手法である [Hamori 2003, 2]。

CCF アプローチは 2 段階の手順を踏む。第 1 段階では、第 II 節で採用した EGARCH モデルを推定し、その基準化残差を得る。第 2 段階で、平均の因果性ではその基準化残差の標本時差相関係数 (sample cross-correlation function) にもとづいて、分散の因果性では基準化残差の二乗の標本時差相関係数にもとづいて検定が行われる。

まずは平均の因果性の検定方法をみていく。本稿の分析対象である、JPY/RMB レートと中国対日輸出の変化率 $y_{i,t}(i=\Delta ex, \Delta er; t=1, 2, \dots, T)$ を以下のように表す。

$$y_{i,t} = \mu_{y_{i,t}} + \sigma_{y_{i,t}} z_{i,t} \quad E(z_{i,t}) = 0 \quad Var(z_{i,t}) = 1 \quad (10)$$

ただし、

$$\mu_{y_{i,t+1}} = E[y_{i,t+1} | I_t] \quad (11)$$

$$\sigma_{y_{i,t+1}}^2 = E[(y_{i,t+1} - \mu_{y_{i,t+1}})^2 | I_t] \quad (12)$$

ここで $\mu_{y_{i,t+1}}$ と $\sigma_{y_{i,t+1}}^2$ はそれぞれ平均方程式 (条件付期待値)、分散方程式 (条件付分散) で、 $z_{i,t}$ は平均 0、分散 1 のホワイトノイズ、 I_t は

第 t 期までの情報集合を表す。

U_t と V_t をそれぞれ $y_{\Delta ex,t}$ と $y_{\Delta er,t}$ から得られた基準化残差と定義すると、(10) 式から以下のような基準化残差を得る。

$$U_t = (y_{\Delta ex,t} - \hat{\mu}_{y_{\Delta ex,t}}) / \hat{\sigma}_{y_{\Delta ex,t}} = \hat{z}_{\Delta ex,t} \quad (13)$$

$$V_t = (y_{\Delta er,t} - \hat{\mu}_{y_{\Delta er,t}}) / \hat{\sigma}_{y_{\Delta er,t}} = \hat{z}_{\Delta er,t} \quad (14)$$

ただし、 $\hat{\mu}_{y_{\Delta ex,t}}$ 、 $\hat{\mu}_{y_{\Delta er,t}}$ と $\hat{\sigma}_{y_{\Delta ex,t}}$ 、 $\hat{\sigma}_{y_{\Delta er,t}}$ はそれぞれ条件付期待値と条件付標準偏差の推定値である。また、 k 次のラグをもつ U_t と V_t の標本時差相関係数 $r_{uv}(k)$ は以下のように定義される。

$$r_{uv}(k) = Cov_{uv}(k) / \sqrt{Cov_{uu}(0) \times Cov_{vv}(0)} \quad (15)$$

ただし、 $Cov_{uu}(0)$ と $Cov_{vv}(0)$ はそれぞれ U_t と V_t の分散で、標本時差共分散 (sample cross-covariance) $Cov_{uv}(k)$ は以下のように定義される。

$$Cov_{uv}(k) = T^{-1} \sum (U_t - \bar{U})(V_{t-k} - \bar{V}) \quad k=0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (16)$$

ここで標本時差相関係数 $r_{uv}(k)$ の分布は、

$$r_{uv}(k) \sim N\left(0, \frac{1}{T}\right) \quad (17)$$

にしたがうので、 k 次のラグの検定統計量 CCF-statistic (k) は以下のように定義される。

$$CCF\text{-statistic}(k) = \sqrt{T} r_{uv}(k) \quad (18)$$

Cheung and Ng (1996) は、サンプル数 T が無限大に近づくにつれ、(18)式から得られた検定統計量が漸近的に標準正規分布にしたがうことを証明した。よって、 $H_0: CCF\text{-statistic}(k)=0$, $H_1: CCF\text{-statistic}(k) \neq 0$ の仮説検定を行い、 k 次のラグにおける変量間の因果性の有無を分析することが可能となる。具体的に、帰無仮説 H_0 が棄却できない場合は、平均の因果性が存在しないこととなり、逆に H_0 が棄却された場合は、平均の因果性が存在することとなる。ここで注意しなければならないのは、 $k=0$ の時点ではこの CCF アプローチでは単純な相関係数を示しているため、正確な意味での因果関係とはいえない。つまり因果性を議論する上では、 $k \neq 0$ の値を用いて検定を行う必要がある。

以上は平均の因果性検定であり、分散の因果性については(13)、(14)式を二乗して、

$$U_i^2 = (y_{\Delta ex,t} - \hat{\mu}_{y_{\Delta ex,t}})^2 / \hat{\sigma}_{y_{\Delta ex,t}}^2 = \hat{z}_{\Delta ex,t}^2 \quad (19)$$

$$V_i^2 = (y_{\Delta er,t} - \hat{\mu}_{y_{\Delta er,t}})^2 / \hat{\sigma}_{y_{\Delta er,t}}^2 = \hat{z}_{\Delta er,t}^2 \quad (20)$$

と変換し、同様の手順を繰り返すことによって可能となる。

2. 推定結果

(1) LA-VAR にもとづく Granger 因果性検定の結果

Toda and Yamamoto (1995) の LA-VAR にもとづいた Granger 因果性検定の推定結果は表 4 にまとめられている。輸出 ex とボラティリティ σ の関係では、 σ から ex が 5 パーセント、 ex から σ が 1 パーセントの有意水準で Granger の意味での因果関係が検出された。輸出と実質為替レート er の関係では、 er から ex が 5 パーセント、 ex から er が 10 パーセントの有意水準で Granger の意味での因果関係が検出された。輸出と鉱工業生産指数 y の関係では、 ex から y に対する Granger の意味での因果関係が 1 パーセント有意水準で確認された。すなわち、注目する為替ボラティリティから輸出への長期的因果性が存在し、過去の JPY/RMB レートのボラティリティの変動が中国の対日輸出の変動の原因となっていることが示唆された。

(2) CCF アプローチの結果

表 5 は CCF アプローチによる因果性検定の推計結果を示したものである。本節における推定期間は、前節に引き続き 1999 年 1 月～2008 年 6 月とし、月次データを使用して推定を行っ

表 4 LA-VAR にもとづく Granger 因果性検定結果

輸出 ⇔ ボラティリティ			輸出 ⇔ 実質為替レート			輸出 ⇔ 鉱工業生産指数		
	ex	σ		ex	er		ex	y
ex	16.933*	6.069**	ex	—	6.717**	ex	—	1.332
σ	8.875*	—	er	5.819***	—	y	11.979*	—

(出所) 筆者作成。

(注) (1)*, **, *** はそれぞれ 1, 5, 10 パーセント水準で有意であることを意味する。

(2)表の縦軸は被説明変数、横軸は説明変数で、横の変数から縦の変数への因果性を表している。

(3)数値は Wald 統計量。

表5 因果性検定の結果

Lag	平均の因果性		分散の因果性	
	$ex \rightarrow er$	$er \rightarrow ex$	$ex \rightarrow er$	$er \rightarrow ex$
1	2.8098*	-0.8033	1.3229	1.3229
2	-0.7355	1.7346	-0.3651	0.9451
3	0.0138	2.4129**	-0.2910	-0.3492
4	0.4826	-0.7546	-0.2625	-0.5006
5	-1.9039	1.9663**	-1.1218	-0.9440
6	-0.4784	0.6710	1.8129	0.0889
7	-0.6561	0.0148	3.6660*	0.1291
8	-0.3503	0.3736	-0.2381	-1.2848
9	0.7450	1.3102	-0.4064	-0.4466
10	-0.8996	-0.5937	-0.3439	0.6614

(出所) 筆者作成。

(注) (1)*, **, *** はそれぞれ 1, 5, 10 パーセント水準で有意であることを意味する。

(2)実際には $k=36$ まで検定を行なったが、因果関係は確認されなかったため、 $k=11$ 以降の具体的な統計量は割愛する。

(3)数値は CCF-statistic (k)。

ている。第II節で示した ARMA モデルの次数の決定方法にもとづき検定を行った結果、 ex と er の平均方程式はそれぞれ ARMA (1, 2), ARMA (0, 0) が選択された。

表5の左側の平均の因果性をみてみると、 er から ex へは3期および5期の遅れをともなう因果関係があることがわかる。また、 ex から er へは1期という非常に短い先行期間での平均の因果性が確認された。また、表5の右側の分散の因果性をみてみると、 ex から er では6期の遅れをともなう因果関係が検出されたが、注目される er から ex へのボラティリティ・スピルオーバーは確認されなかった^(注21)。

結論および今後の展望

本研究では、1999年1月～2008年6月を対象に、人民元為替レートのボラティリティと中

国の対日輸出に与える影響を中心に実証的に分析した。実証結果から、以下のような興味深い点が明らかになった。

(1)誤差修正モデルによる推定の結果、中国の実質対日輸出は、短期的には JPY/RMB レートの変化率からは影響を受けていないが、そのボラティリティからはマイナスの影響を受けていることが確認された。つまり、為替レートの変動に関する不確実性が、貿易の悪化を通じてマクロ経済に負の影響を及ぼすことが明らかとなった。

(2)LA-VARにもとづく Granger 因果性検定の結果、JPY/RMB レートのボラティリティから中国の対日輸出への長期的因果性が検出された。CCF アプローチによる短期的因果性検定では、JPY/RMB レートから中国の実質対日輸出に対する波及効果は、平均において検出されたが、分散においては確認されなかった。

(3)ARMA-EGARCH モデルによるボラティ

リティ推定の結果、人民元安ショックのほうが人民元高ショックよりも JPY/RMB レートのボラティリティを高めやすいことが示唆された。また、中国の為替改革以降市場がボラタイルになっていることが明らかとなった。

1. 今後の展望と政策インプリケーション

JPY/RMB レートと対日輸出を研究した藩 (2007) では、1996 年 1 月から為替改革直前の 2005 年 6 月の期間においては、為替ボラティリティは対日輸出に対しまったく影響を及ぼしていないと報告しているが、中国の為替改革の影響を加味し期間を 2008 年 6 月まで延長した本稿の研究では、為替ボラティリティの増大は輸出に対して負の影響を与えていることが明らかとなった。また、藩 (2007) の Granger 因果性検定では確認できなかったが、本稿の LA-VAR では長期的因果性が、CCF アプローチを用いた実証分析では少なくとも平均の因果性が検出された。さらに、本稿の実証分析では、中国の為替改革以降はそのボラティリティが増大していることも確認されている。これらを総合的にみると、JPY/RMB レートに関しては、2005 年 7 月の為替改革以降、ボラティリティの増大を通じて、徐々に日中間貿易に影響を及ぼしはじめたと解釈することができよう。

為替リスクのヘッジ手段が豊富であれば、たとえ為替ボラティリティの影響を完全に遮断することができなくとも、その影響を軽減させることは可能であろう。しかし、主要先進国と比較すると、発展段階にある中国では為替リスクに対するヘッジ手段は不十分である。1973 年以降、日本は度重なる急激な円高を経験し、為替リスクのヘッジ手段の多様化、輸出企業の合

理化が促進されてきた。しかし、数年前まで事実上のドル・ペッグ制を採用していた中国では、依然として先物為替予約程度のヘッジ手段しかなく、その先物為替市場の流動性も乏しく十分に成熟しているとはいえない。第 I 節でもサーベイした余 (2005)、藩 (2007) などの先行研究にみられる、為替制度改革以前の「人民元為替レート of ボラティリティは中国の国際貿易に影響を及ぼさない」という現象は、中国の為替リスクが十分にヘッジされていたというわけではなく、中国が事実上のドル・ペッグ制を採用していたことにより為替レートが比較的安定していたという、発展途上にある中国の独特の現象であったにすぎないのである。

2007 年 5 月 18 日、中国人民銀行は銀行間直物外為市場の人民元対米ドルレートの変動幅を、それまでの 1 日当たり 0.3 パーセントから 0.5 パーセントへ拡大すると発表し、同月 21 日より実施した。2005 年 7 月 21 日に 8.2765 人民元であった人民元対米ドルレートは、2007 年 5 月 18 日では 7.6804 人民元と 7.2 パーセントの上昇に止まっていたのに対し、2008 年 6 月 30 日現在では、為替制度改革以降の上昇率で 17.1 パーセントとなる 6.8591 人民元まで切り上がっており、変動幅拡大以降の人民元の切り上げ速度が加速していることがわかる^(註22)。図 1 は 2005 年 7 月 22 日～2009 年 3 月 31 日の人民元対米ドルレートとそのヒストリカル・ボラティリティ^(註23) (10 日間) をプロットしたものである。これからも、2007 年 5 月 21 日以降切り上げ速度が加速し、それにもなって為替ボラティリティが高まっていることが確認できる。

2008 年下半年、とりわけ 2008 年 9 月 15 日の米大手証券リーマン・ブラザーズ (Lehman

Brothers Holdings Inc.) 経営破綻以降、世界中の金融市場に巨大な変化の波が押しよせた(註24)。このような世界情勢のもと、人民元のこれ以上の切り上げがマクロ経済に深刻な影響を及ぼすことを懸念した中国人民銀行は、過去に類をみない大規模な外為介入を矢次ぎ早に実施している(註25)。人民元対米ドルレートは2008年7月16日に1US\$=6.8128RMBを記録した直後、約3年間続いた切り上げに終止符を打ち、それ以降は事実上のドル・ペッグ制へと転換、ボラティリティもそれにともない低下している(図1)。しかし、これはあくまで金融危機に対応するための一時的な緊急措置にすぎず、世界経済の正常化にともない、人民元切り上げ圧力は高まってくると考えられる。今後、為替制度改革のさらなる促進にともなって、人民元レート

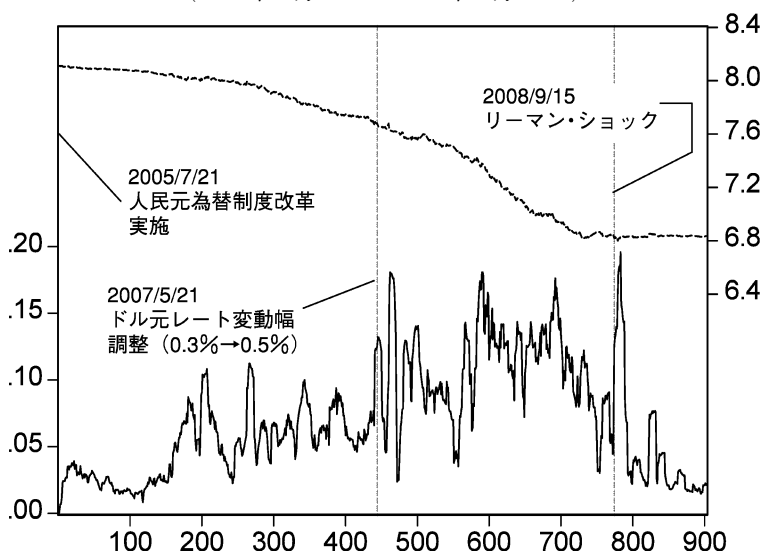
のボラティリティは増加傾向に向かうであろう。このような中国の輸出企業が直面する不確実性の増大は、輸出の減少を引き起こし、ひいては中国のマクロ経済に対してネガティブな影響を及ぼすであろう。

中国政府は、リスクヘッジ手段の多様化やそれにとまなう金融市場リスクの監督管理の効率化に務めると同時に、中国輸出企業の為替リスクに対する耐久力、対応力を十分に把握し、為替制度改革の速度と規模を慎重に検討し政策に反映していく必要がある。

2. 今後の課題

本稿では、人民元為替レートのボラティリティと国際貿易の関係について、輸出のみに焦点をあてて議論してきた。しかし、為替ボラ

図1 人民元対米ドルレートとヒストリカル・ボラティリティ (2005年7月22日～2009年3月31日)



(出所) 国家外貨管理局《人民元レート中間値》をもとに筆者作成。

(注) (1)図中の点線はドル元レート(右目盛り, 人民元), 実線は10日間のヒストリカル・ボラティリティ(左目盛り)をそれぞれ表す。

(2)2005年7月21日, 人民銀行により約2パーセントの切り上げ(1\$=8.28RMB→8.11RMB)が行われているため, ヒストリカル・ボラティリティの計算には2008年7月22日のデータは含めていない。

ティリティは輸出や輸入といった貿易取引だけでなく、資本取引全般にも影響を及ぼすと考えられる。よって、今後は、株式市場や対外直接投資といった、より幅広い経済活動と人民元為替レートの変動との関係について分析し、認識を深めていくことも重要であろう。また、本稿では日中の2カ国のみを対象としてきたが、米国、欧州といった主要貿易国との関係も把握する必要がある。さらに、本稿の日次データを用いたボラティリティの特性分析では、為替制度改革以前と為替制度改革以降でサンプル期間を分割して考察したが、月次データを用いたその他の検定については、中国の為替制度改革が実施されてから日が浅く、十分にデータが蓄積されているとはいえないため行っていない。よって、サンプル期間を為替制度改革前後で分割した分析を行い、人民元為替レートの変動が国際貿易に与える影響がどのように変遷してきたかを考察する必要もある。これに関しても今後の重要な課題である。

(注1) 本稿における「中国」の定義は香港・台湾・マカオを除く中国本土とする。

(注2) 本稿の第II節の実証分析でも、中国の為替制度改革以降はボラティリティが増加しているという結果を得ている。

(注3) 分散の因果性とは、ボラティリティ・スピルオーバー (volatility spillover) を指しており、これは伝染効果や情報伝達といったさまざまな解釈が可能である。

(注4) Sercu and Uppal (2003) でも、貿易量と為替相場を内生変数とした確率的一般均衡モデルを用いて、為替ボラティリティの増加は国際貿易に負の影響を与えることを理論的に示している。

(注5) Sercu and Vanhulle (1992) において

も、Franke (1991) に改良を加えたモデルを用いて、同様の結果を得ている。

(注6) Dellas and Zilberfarb (1993) においても、ポートフォリオ選択モデルを用いて、同様の結果を導いている。

(注7) ボラティリティ変動モデルについては、Bollerslev, Engle and Nelson (1994), 渡部 (2000) などが詳しい。

(注8) ARMA モデルについては山本 (1988) が詳しい。

(注9) 先行研究によると、名目レートと実質レートの使い分けによって結果が大きく異なることはない [木村・中山 2000]。よって、本稿のボラティリティは名目為替レートを用いて算出する。

(注10) ARMA(p, q)の次数は、(p, q)を $0 \leq p \leq 5, 0 \leq q \leq 5$ の範囲で変えた36組の組み合わせすべてを推定し、SBIC (Schwarz's Bayesian information criterion) を最小とするARMA(p^*, q^*)を選択した。ここではARMA(p^*, q^*)に関する推定結果は割愛する。

(注11) ボラティリティはいったん上昇(低下)すると、その後高い(低い)ボラティリティの期間が続く。このような現象をボラティリティ・クラスタリングと呼ぶ。

(注12) Johansen 共和分検定の詳細は Johansen (1988), Johansen and Juselius (1990), 田中 (2006) を参照。

(注13) 長期的に為替ボラティリティが輸出に影響を与えるのであれば、この為替ボラティリティも(5)式の長期均衡関係式に取り込む必要がある。しかし、分析に用いる変数の原系列が定常時系列か否かのテストをADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定を用いて単位根検定を行った結果、 ex, y, er は1次の和分過程 $I(1)$ であったが、人民元の変動 σ は $I(0)$ 系列であると確認された。なお、和分過程にしたがう非定常時系列が、線形結合により定常過程になる場合を共和分といい(共和分の定義の詳細は、田中 (2006) 第10章を参照)、この共和分検定は、一般の非定常な多変量時系列を対

表 6 単位根検定結果 (ADF 検定)

	<i>ex</i>	Δex	<i>er</i>	Δer	<i>y</i>	Δy	σ
Constant	-2.8045	-16.4902*	-0.5616	-9.4502*	-1.4827	-3.1854**	-4.6876*
Constant and Trend	-0.4286	-17.2088*	-1.7638	-9.4797*	-2.5689	-15.1525*	-5.1865*

(出所) 筆者作成。

(注) (1)*, ** はそれぞれ 1, 5 パーセント水準で有意であることを意味する。

(2)ラグ次数は SBIC を最小にする次数を選択。

象としているため、長期均衡関係式(5)に単位根検定で定常過程と判断された σ を入れるのは適切ではない (表 6 参照)。

(注 14) 通常、変数間に共和分関係が存在する場合には、誤差修正項を含む ECM を用い、逆に共和分関係が存在しない場合は、階差 VAR モデルを構築することが適切となる (このような手続の詳細は Hamilton (1994) を参照)。本稿では、共和分検定の結果、(5)式に共和分関係が確認されたため、ECM による定式化を行う (第 III 節第 3 項の推定結果参照)。なお、誤差修正モデルは $I(0)$ 変数を含んだモデルに拡張可能である。

(注 15) 本稿では日次データから 1 カ月ごとの平均値を算出し名目 JPY/RMB レートの月次データを作成した。

(注 16) 中国経済景気月報の「居民消費価格定基指数 (2000 年=100)」と Macrochina Database の「全国居民消費価格総指数 (前年同月=100)」から算出した。

(注 17) 最長 15 期のラグから推計を開始し SBIC を最小にする次数を選択した。

(注 18) LA-VAR モデルの具体的推定方法に関しては、Hamori (2003, 23-26) を参照。

(注 19) VAR モデルの最適なラグ次数は 2 であるため、定義上 $a_{14}(3)=0$ となる。よって検定の際にはラグ次数 1~2 の推定係数のみに対して Wald 検定を行うこととなり、 d_{max} をラグに加えた 1~3 に対する検定ではないことに注意する必要がある。

(注 20) CCF アプローチについては、Hamori (2003, 38-41)、高橋 (2007, 114-116) がわか

りやすい。

(注 21) 実質為替レートを用いて同様の検定を行ったが、結果はほとんど変わらなかった。

(注 22) 数値は国家外貨管理局ホームページ (<http://www.safe.gov.cn/>) より引用。

(注 23) ヒストリカル・ボラティリティは日次リターンの標準偏差で定義され、ここでは 10 日間の日次データから算出した、

$$\sigma^{hist} = [1/9 \sum_{i=1}^{10} (r_i - \bar{r})^2]^{1/2}.$$

(注 24) Paul Krugman はこれ以降に発生した生産、金融および消費の急激な収縮状態を「第 2 次世界恐慌 (a second Great Depression) のはじまり」と指摘している (Paul Krugman, “Fighting Off Depression,” *The New York Times*, January 4, 2009)。

(注 25) 中国政府による米財務省証券保有高は、2008 年 9 月、10 月、11 月でそれぞれ 445 億米ドル、659 億米ドル、291 億米ドルの純増、同年 12 月末現在で 7274 億米ドルに達している。数値は *Major Foreign Holders of U. S. Treasury Securities 2008* (U. S. Department of the Treasury) より引用。

文献リスト

<日本語文献>

木村武・中山興 2000, 「為替レートのボラティリティと企業の輸出行動」『日本銀行調査月報』2000 年 3 月号 <http://www.boj.or.jp/type/ronbun/ron/research/data/ron0003b.pdf>.

熊本方雄・熊本尚雄 2006, 「為替相場のボラティ

- リティが国際貿易に及ぼす影響——韓国の場合——」『東京経済学会誌』第251号 83-94.
- 高橋克秀 2007. 『アジア経済動態論——景気サイクルの連関と地域経済統合——』神戸大学経済学叢書第14輯 勁草書房.
- 田中勝人 2006. 『現代時系列分析』岩波書店.
- 山本拓 1988. 『経済の時系列分析』創文社現代経済学選書第2巻 創文社.
- 渡部敏明 2000. 『ボラティリティ変動モデル』シリーズ〈現代金融工学〉第4巻 朝倉書店.
- 〈中国語文献〉
- 陳平・熊欣 2002. 「進口国匯率波動影響中国出口の実証分析」『国際金融研究』第6期 7-11.
- 陳雲・何秀紅 2008. 「人民幣匯率波動对我国HS分類商品出口的影響」『数量經濟技術經濟研究』第3期 43-54.
- 盧向前・戴国強 2005. 「人民幣實際匯率波動对我国進出口的影響——1994-2003——」『經濟研究』第5期 31-39.
- 潘紅宇 2007. 「匯率波動率与中国对主要貿易夥伴的出口」『数量經濟技術經濟研究』第2期 73-81.
- 余柵萍 2005. 「匯率波動对我国出口影響的實証研究」『東南大學學報』哲學社會科學版 第2期 13-17.
- 〈英語文献〉
- Arize, A. C., T. Osang and D. J. Slottje 2000. "Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDC's." *Journal of Business and Economic Statistics* 18(1): 10-17.
- Bollerslev, T., R. F. Engle and D. B. Nelson 1994. "Arch Models." In *The Handbook of Econometrics 4*, eds. R. F. Engle and D. L. McFadden. 2959-3038. Amsterdam: North-Holland.
- Cheung, Y. W. and L. K. Ng 1996. "A Causality-in-Variance Test and Its Application to Financial Market Prices." *Journal of Econometrics* 72(1/2): 33-48.
- Chou, W. L. 2000. "Exchange Rate Variability and China's Exports." *Journal of Comparative Economics* 28(1): 61-79.
- De Grauwe, P. 1988. "Exchange Rate Variability and the Slowdown in the Growth of International Trade." *IMF Staff Papers* 35: 63-84.
- Dellas, H. and B-Z. Zilberfarb 1993. "Real Exchange Rate Volatility and International Trade: A Reexamination of the Theory." *Southern Economic Journal* 59(4): 641-647.
- Engle, R. F. 1982. "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica* 50(4): 987-1007.
- Franke, G. 1991. "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy." *Journal of International Money and Finance* 10(2): 292-307.
- Hamilton, J. D. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hamori, S. 2003. *An Empirical Investigation of Stock Markets: The CCF Approach*. Massachusetts and Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Hooper, P. and S. W. Kohlhagen 1978. "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade." *Journal of International Economics* 8(4): 483-511.
- IMF (International Monetary Fund) 1984. "Exchange Rate Volatility and World Trade: A Study." *IMF Occasional Paper* 28.
- Johansen, S. 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2/3): 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of*

- Economics and Statistics* 52(2): 169-210.
- McKenzie, M. D. 1999. "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows." *Journal of Economic Surveys* 13(1): 71-106.
- Nelson, D. B. 1991. "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach." *Econometrica* 59(2): 347-370.
- Sauer, C. and A. K. Bohara 2001. "Exchange Rate Volatility and Exports: Regional Differences between Developing and Industrialized Countries." *Review of International Economics* 9(1): 133-152.
- Sekkat, K. 2001. "On the Aggregate Impact of Exchange Rate Variability on EU Trade." *German Economic Review* 2(1): 57-78.
- Sercu, P. and R. Uppal 2003. "Exchange Rate Volatility and International Trade: A General-Equilibrium Analysis." *European Economic Review* 47(3): 429-441.
- Sercu, P. and C. Vanhulle 1992. "Exchange Rate Volatility, International Trade, and the Value of Exporting Firms." *Journal of Banking and Finance* 16(1): 155-182.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto 1995. "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes." *Journal of Econometrics* 66(1/2): 225-250.
- [謝辞]** 本論文の作成にあたって、中国国家社会科学基金（08BJY155）からの助成を受けた。ここに記して謝意を表す。
- （対外経済貿易大学大学院国際経済貿易学院博士後期課程，2008年10月6日受付，2009年11月4日レフェリーの審査を経て掲載決定）