

【論文】

為替制度改革下における人民元ボラティリティと 中国の対外輸出*

西村 友作

【キーワード】 為替ボラティリティ, 国際貿易, 人民元為替制度改革, ARDL アプローチ
【JEL 分類番号】 F14, F31

はじめに

2005年7月21日, 中国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。当初は0.3%に設定されていた人民元対米ドルレートの変動幅は2007年5月21日には0.5%へ, そして2012年4月16日には約5年ぶりに1%へと拡大された。為替レート変動許容幅の拡大は, そのボラティリティが高まる可能性を意味している。為替ボラティリティは為替のポジション保有に伴うリスクをあらわす指標とみなされ, ボラティリティの増加は輸出入企業の不確実性を高め, ひいては国際貿易に何らかの影響を及ぼすと考えられる。

本稿の目的は, 中国の高度経済成長の牽引役である輸出貿易と人民元ボラティリティとの関係を検証することにある。とりわけ, 2005年7月より始まった為替制度改革に着目し, 改革実施・未実施の異なる期間において, 人民元ボラティリティが国際貿易に与える影響が異なるか

否か, 実証分析により検証する。

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簡潔に行う。第II節では, 本稿の分析の枠組みを紹介する。第III節では, 本稿で採用するARDLアプローチについて簡単に説明し, 第IV節でその推定結果について分析を行う。第V節を結語とする。

I. 先行研究と本稿の特徴

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が, 両者ともに一致した結論は得られていない²。理論研究では, (1) 為替のボラティリティの増大は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貿易量は減少する (例えば, Clark, 1973, Ethier, 1973, Hooper and Kohlhagen, 1978 等), (2) 為替ボラティリティの高まりによって収益の悪化が見込まれる企業は, 取引を増し損失を補てんしようとするため, 結果として為替ボラティリティの高まりが貿易量を増や

* 本論文の作成にあたって, 二名の匿名レフェリーから示唆に富んだ多くのコメントをいただいた。ここに記して謝意を表す。当然, 本稿に含まれる誤謬, 主張の一切の責任は著者個人に帰属するものである。

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。

2 為替ボラティリティが国際貿易に与える影響のこれまでの研究成果をまとめたサーベイ文献にCote (1994), McKenzie (1999), Bahmani-Oskooee and Hegerty (2007) などがある。

す(例えば, Franke, 1991, Sercu and Vanhulle, 1992等), (3)為替ボラティリティが国際貿易に与える影響は, 異なる変数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(例えば, De Grauwe, 1988, Dellas and Zilberfarb, 1993等), と異なる結果が得られている。このように, 理論研究におけるコンセンサスは得られておらず, したがって, 為替ボラティリティが国際貿易に与える影響は実証問題と考えるのが一般的になっている(Chit, Rizov and Willenbockel, 2010)。

この分野の実証研究は, これまでは先進諸国間での研究が主流であったが(McKenzie, 1999), 近年では新興国や発展途上国を対象とした研究も盛んに行われるようになってきた。Poon, Choong and Habibullah (2005) は, アジア5カ国(日本, インドネシア, 韓国, シンガポール, タイ)の輸出データを対象に分析を行い, 長期では, インドネシアとタイの輸出が, 短期ではシンガポールの輸出が, 為替ボラティリティから正の影響を受けると報告している。Choudhry (2008)の研究では, 為替ボラティリティが日本, カナダ及びニュージーランドから英国への実質輸出に有意に正の影響を与えていることが確認された。一方で, Arize, Osang and Slottje (2008) は, 為替ボラティリティは長期・短期共に南米8カ国全ての輸出に有意に負の影響を与えると報告している。Chit, Rizov and Willenbockel (2010)の研究でも, 為替ボラティリティの高まりがアジアの新興5カ国(中国, インドネシア, マレーシア, フィリピン, タイ)の実質輸出の減少をもたらす事が確認されている。また, 10の新興国と11の発展途上国を対象にした Hall et al. (2010)の研究では, 発展途上国の輸出は為替ボラティリティから負の影響を受けているが, 新興国では輸出と為替ボラティリティの間に有意な関係は確認できなかったとしている。

総じて, 為替ボラティリティは貿易に有意に負の影響を与えるという結果が多くみられるが(Arize, Osang and Slottje, 2000, Doganlar,

2002, Arize, Malindretos, and Kasibhatla, 2003, Baak, Al-Mahmood and Vitathep, 2007等), 分析対象国や部門によっては正の影響を与えるという結果(McKenzie and Brooks, 1997, Doyle, 2001, Bredin, Fountas and Murphy, 2003等)や, 有意な関係は確認できなかった(Aristotelous, 2001, Tenreyro, 2007等)との研究結果もある。

本稿の分析対象である中国に焦点を当てた研究であるが, 人民元ボラティリティが国際貿易に与える影響に関しては, 依然として統一のコンセンサスは得られていない。

Chou (2000)では, 1981年第1四半期~1996年第4四半期における中国の総輸出と4部門(食料品, 工業材料, 鉱物性燃料, 工業製品)の輸出を対象に分析を行い, 人民元実質実効為替レートのボラティリティは総輸出, 工業製品及び鉱物性燃料の輸出に有意に負の影響を与えていると報告している。余(2005)は, 2000~2003年の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分析し, 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。1978~2002年における中国と米国間の88種類の貿易財を対象に行った Bahmani-Oskooee and Wang (2007)の研究では, 中国対米輸出の多くは負の影響を, 米国対中輸出の多くは正の影響を人民元対米ドルレートのボラティリティから受けていることが確認された。西村(2010)は, 1999年1月~2008年6月における人民元対円レートのボラティリティと中国の実質対日輸出間の影響関係を分析し, 短期的には中国の対日輸出は, 為替ボラティリティから負の影響を受けていると報告している。1992年1月~2010年7月と1995年第1四半期~2010年第3四半期における人民元対南アフリカランドレートのボラティリティと南アフリカ対中輸出を対象に分析した Wesseh and Niu (2012)では, 総データを用いた分析では為替ボラティリティと南アフリカ対中輸出間に有意な関係は確認できなかったが, 輸出部門別の分析では, 有意な正の関係と負の関係が共に

若干確認されたとしている。

この他にも、陳・熊 (2002), 藩 (2007), 陳・何 (2008), 安・黄 (2009) などが、人民元ボラティリティと国際貿易に関して分析しているが、人民元為替制度改革には焦点を当てていない。

直接的に比較可能である中国を分析対象とした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) 本稿の最大の特徴は、2005年7月からスタートした人民元為替制度改革に焦点を当てている点である。人民元ボラティリティと中国の国際貿易を対象とした先行研究において、人民元為替制度改革は考慮されていない。為替制度改革が国際貿易、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。
- (2) 為替ボラティリティが国際貿易に与える影響は、短期と長期では異なることが多くの先行研究で確認されている。本稿は変数の定常性に関わらず共和分検定が可能となる自己回帰分布ラグ (Autoregressive Distributed Lag, ARDL) モデルを用い、長期・短期の両視点から人民元為替レートが中国の輸出に与える影響を考察する。
- (3) この分野の研究は、これまでは総データの研究が主流で、貿易部門レベルでの研究は十分に蓄積されていない。以上のほとんどの先行研究が総データを用いて分析しているが、それに対し本稿では、輸出部門別データを用い為替ボラティリティが輸出に与える影響を、貿易部門レベルにおいても考察する。

II. 分析の枠組み

1. モデルの定式化

為替ボラティリティと国際貿易の関係を対象とした研究分野では、これまで様々な定化がな

されてきた。その中でも、輸出を相手国の所得、実質為替レート (相対価格)、為替ボラティリティの関数として定式化するのが最もポピュラーとなっている³。本稿では、これをベースに、中国の人民元為替制度改革を考慮に入れ、中国の対外輸出モデルを以下のように定式化する。

$$ex_t = \alpha^c + \alpha^t t + \alpha^y y_t + \alpha^{er} er_t + \alpha^\sigma \sigma_t + D_t^{reform} (\alpha^{Dc} + \alpha^{Der} er_t + \alpha^{D\sigma} \sigma_t) + \alpha^{FC} D_t^{FC} + \varepsilon_t \quad (1)$$

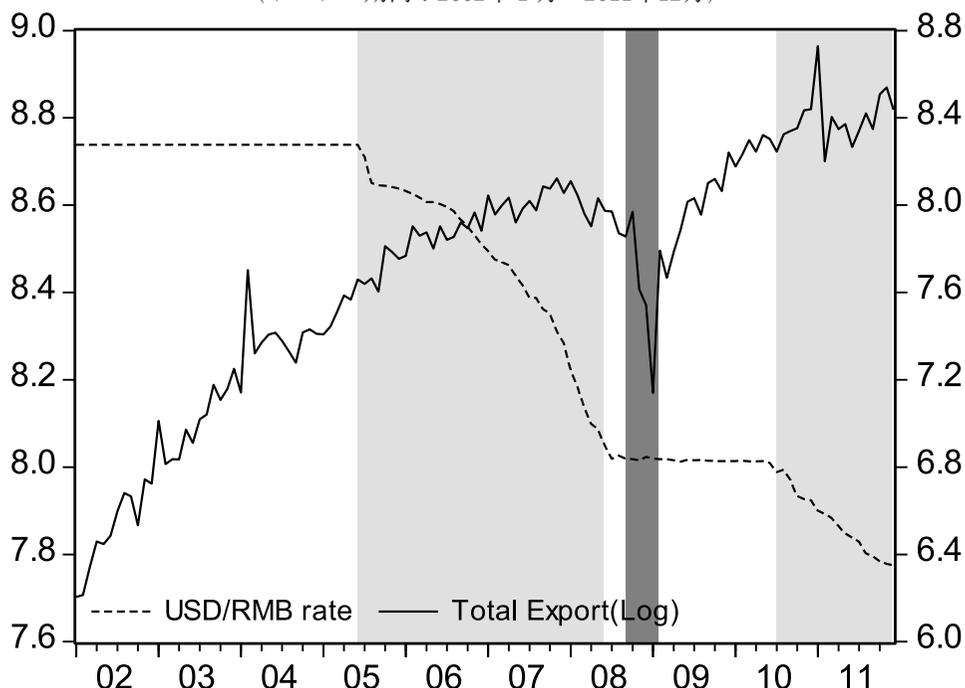
ここで、 ex_t は t 期における中国の実質輸出、 y_t は t 期における輸出相手国の実質所得、 er_t は実質為替レート (相対価格)、 σ_t は為替ボラティリティ、 t はタイムトレンド、 ε_t は誤差項、 α^c , α^t , α^y , α^{er} , α^σ , α^{Dc} , α^{Der} , $\alpha^{D\sigma}$, α^{FC} は推定されるパラメータである。なお、すべての変数は対数変換されている。

D_t^{reform} は人民元為替制度改革ダミーで、人民元為替制度改革を実施していれば $D_t^{reform} = 1$ 、そうでなければ $D_t^{reform} = 0$ となる。図1は2002年1月から2011年12月の人民元対米ドルレートと中国の実質輸出をプロットしたものである。2008年下期以降、急激に悪化する世界経済の下、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、過去に類を見ない大規模な外為介入を矢次ぎ早に実施している⁴。人民元為替制度改革のベンチマークとなる人民元対米ドルレートは、2008年7月16日に1US\$=6.813RMBを記録した直後、約3年間続いた切り上げに終止符を打

3 モデルの定式化に関しては、McKenzie (1999), table 2 (pp.80-83), Bahmani-Oskooee and Hegerty (2007), table 2 (pp.226-230), table 3 (pp.238-241), table 4 (pp.247-249) に詳しくまとめられている。

4 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7,274億米ドルに達している。数値はU.S. Department of the Treasury "Major Foreign Holders of U.S. Treasury Securities 2008" より引用。

図1 中国の実質輸出と人民元対米ドルレート
(サンプル期間：2002年1月～2011年12月)



(出所) 輸出データは China Economic Information Network, 人民元対米ドルレートは Bloomberg のデータを使用。

(注) 輸出データは対数値 (左目盛り), 人民元対米ドルレートは月間平均値 (右目盛り)。薄い影は人民元為替制度改革期間, 濃い影はグローバル金融危機が貿易に影響を与えた期間を表している。

ち、以降、2010年6月19日まで事実上のドル・ペッグ制が続いた (1US\$=6.83RMBに固定)。以上を鑑み、本稿では、2005年7月～2008年6月と2010年6月以降を人民元為替制度改革実施期間と設定する (図1の薄い影部分)。パラメータ α^{Der} と α^{Dor} (人民元為替制度改革ダミー D_t^{reform} と実質為替レート er_t , 為替ボラティリティ σ_t とのクロス項) は、それぞれ人民元為替制度改革期間中において、実質為替レートとそのボラティリティが中国の輸出に与える影響を反映している。

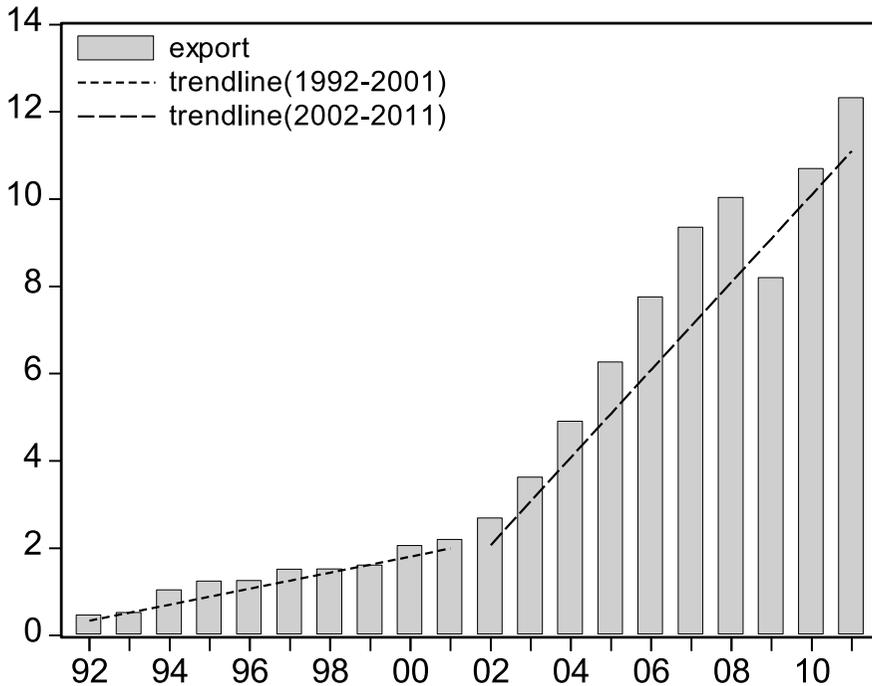
D_t^{FC} は金融危機ダミーで、グローバル金融危機という外的要因により異常に貿易が減少した時期を1、そうでない時期を0とする変数である。米国に端を発する金融危機は、2008年9月15日の米大手証券リーマン・ブラザーズ破たんを契機に深刻化、世界経済に大きなショックを

もたらした⁵。図1から明確に見て取れるが、中国の総輸出は2008年9月～2009年2月の期間急激に下げている (図1の濃い影)。ダミー変数 D_t^{FC} を用いる事により、グローバル金融危機がもたらした異常値の影響をコントロールする。

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_t 値の上昇は人民元高を意味しており、上昇するほど中国の輸出財の価格が相対的に高価になることから輸出が減るので $\alpha^{er} < 0$ が期待される。なお、為替ボラティリティが貿易に与える影響

5 Paul Krugman はこれ以降に発生した生産、金融及び消費の急激な収縮状態を「第二次世界恐慌 (a second Great Depression) の始まり」と指摘している。“Fighting Off Depression,” by Paul Krugman, *The New York Times*, January 4, 2009.

図2 年間総輸出の推移
(サンプル期間：1992年～2011年)



(出所) China Economic Information Network のデータを使用。

(注) 輸出データの単位は兆人民元。点線は1992～2001年と2002～2011年の近似曲線。

は理論的にも実証的にも自明でないため、 α の符号は不明である。

2. データと変数の定義

国際貿易においては、異なる貿易商品や産業部門によって、為替ボラティリティから異なる影響を受ける可能性がある。そのような場合、総輸出データを用いた分析では、その効果を互いに相殺してしまい有意な結果がでない可能性もある。これまでは、貿易部門毎の統計データが整備されておらず、総輸出データを対象とした研究が主流であった。しかし、近年の統計データの整備に伴い、中国の貿易統計も比較的詳細な情報が入手可能となっている。そこで本稿では、中国の対外総輸出データの分析に加え、さらに細かい各貿易部門を対象とした分析も行う。

具体的に、標準国際貿易分類 (Standard International Trade Classification, SITC)⁶ に基づき、大きく一次産品 (分類0～4) と製品全

般 (分類5～8) に分類する。また、中国の主力輸出品である製品全般をさらに詳しく分析するため、化学製品 (分類5)、工業製品 (分類6)、機械類及び輸送用機器 (分類7)、雑製品 (分類8) についても考察を行う。

分析期間に関しては、中国の貿易構造の変化を考慮する。2001年12月11日の世界貿易機構 (WTO) 加盟は、中国の国際貿易に構造的な変化をもたらし、貿易量は急拡大を遂げてきた。図2からも見て取れるように、2002年を境に中国の国際貿易の規模が急激に高まっている。し

6 標準国際貿易分類 (SITC) では大きく以下の10分類に区別されている。分類0：食料品及び動物 (食用)、分類1：飲料及びたばこ、分類2：非食品原材料 (鉱物性燃料は除く)、分類3：鉱物性燃料、分類4：動植物性油脂、分類5：化学製品、分類6：工業製品、分類7：機械類及び輸送用機器、分類8：雑製品、分類9：その他。

たがって、本稿では2002年1月からWTO加盟10周年にあたる2011年12月まで10年間の月次データを用いて分析を行う(サンプル数:120)。

中国の実質輸出 ex_t は、ドル建てで表示されている名目輸出額を人民元建てに変換し、中国の輸出価格指数でデフレートして算出した。 t 月における中国の実質輸出は以下のように計算される。

$$ex_t = ex_t^* \cdot er_t^{US\$} / epi_t^{Cmn} \quad (2)$$

ここで、 ex_t は中国の実質輸出、 ex_t^* は中国の名目輸出額、 $er_t^{US\$}$ は人民元対米ドルレート、 ept_t^{Cmn} は中国の輸出価格指数(2005=100)である。なお季節調整はX12-ARIMAにより実施している。名目輸出額と輸出価格指数は *China Economic Information Network* から、ドル元レートは *Bloomberg* から入手した。

輸出相手国の実質所得 y_t であるが、本稿が分析対象としている月次レベルでのGDPは存在しないため鉱工業生産指数を使用する。なお、世界各国を対象とした鉱工業生産指数は存在しないため、代理変数として経済協力開発機構(OECD)諸国の鉱工業生産指数(季節調整済み, 2005=100)を使用した。データは *China Economic Information Network* から入手した。

実質為替レート er_t は、国際決済銀行(BIS)が公表している61の経済体を対象とした実質実効為替レート(Broad indices)を使用している。データはBISのホームページから入手した。

為替ボラティリティ σ_t であるが、市場で明示的に観測する事ができないため、何らかの方法を用いてボラティリティの代理変数を求める必要がある。先行研究を見てみると、研究者によって異なる推定方法を用いており、どの代理変数を用いるべきかといった絶対的なコンセンサスは得られていない⁷。そこで、分析の頑健性を高めるために、本稿では2種類の異なる代

理変数を用いる⁸。

一つ目は、Chit, Rizov and Willenbockel (2010) や Hall *et al.* (2010) といった数多くの先行研究でも採用されている、移動平均標準偏差(moving average standard deviation, MASD)を用いる(σ^{MASD} と表示)。 t 月におけるMASDタイプのボラティリティは以下のように表される。

$$\sigma_t^{MASD} = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{k=1}^m (er_{t-k} - er_{t-k-1})^2} \quad (3)$$

ここで、 er_t は t 月における実質実効為替レート、 m は移動平均の期間を表している。なお、 m は1年間の移動平均つまり $m=12$ で計算した。

もう一つは、近年多くの先行研究で採用され最もポピュラーとなっている、GARCH (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) モデルから推定される条件付き標準偏差を採用する(σ^{GARCH} と表示)。本稿で用いるAR(k)-GARCH(p, q) モデルは以下のように定式化される⁹。

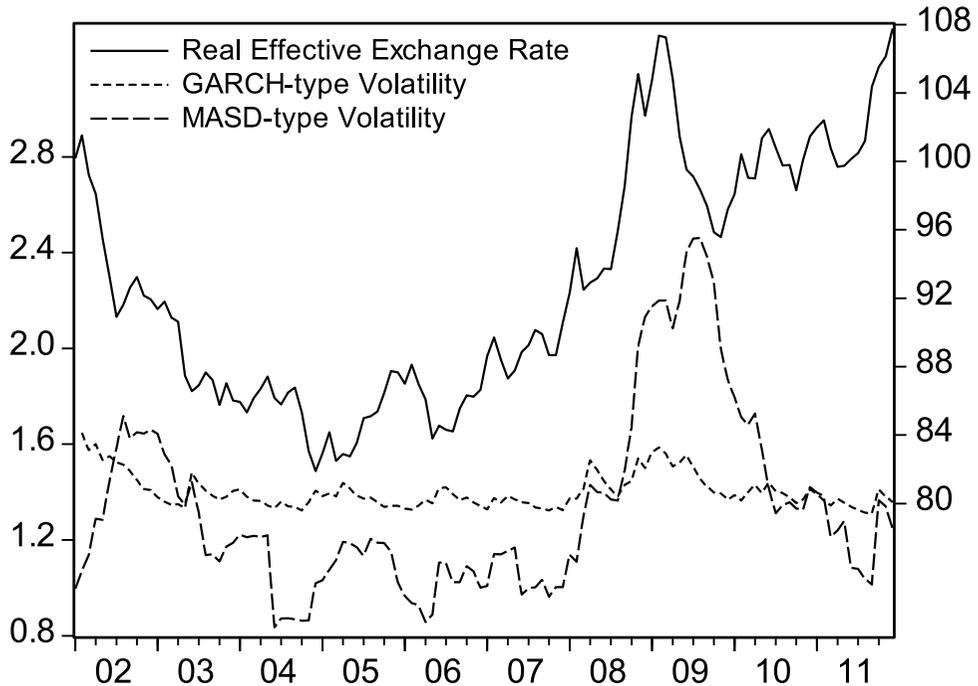
$$R_t = c + \sum_{h=1}^k \phi_h R_{t-h} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \sigma_t z_t, \quad z_t \sim WN(0,1) \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (5)$$

- 8 ボラティリティの代理変数を使用する事による推定バイアス問題は、McKenzie (1999) でも言及されており、MASDタイプのボラティリティを代理変数として用いた場合、測定誤差問題により、その推定量は一致性も有効性も持たないが⁸、(G)ARCHタイプのボラティリティを用いた場合の推定量は一致性を持つとしている。
- 9 西村 (2010) では Nelson (1991) のボラティリティの非対称性を捉えるのに優れたEGARCH (Exponential GARCH) モデルを用いて日々ボラティリティを推定している。本稿でもEGARCHモデルを用いて推定してみたが、月次データを用いた今回のモデルでは、ボラティリティの非対称性は有意でなくモデルのフィットも悪かったため、GARCHモデルを使用した。このようなARCHタイプモデルに関しては、Bollerslev, Engle and Nelson (1994) や渡部 (2000), Xekalaki and Degiannakis (2010) などが詳しい。

7 為替ボラティリティの推定方法の詳細は McKenzie (1999), pp.77-78 table 1 や Bahmani-Oskooee and Hegerty (2007), pp.215-217, table 1 にまとめられている。

図3 人民元実質実効為替レートとボラティリティ
(サンプル期間：2002年1月～2011年12月)



(出所) 人民元実質実効為替レートは BIS のデータを使用。

(注) 人民元実質実効為替レートは右目盛り。2種類のボラティリティ (左目盛り) の内、MASD-type は人民元実質実効為替レートの1年間の移動平均標準偏差、ARCH-type は AR-GARCH モデルで推定した条件付き標準偏差。

表1 各変数の記述統計量
(サンプル期間は2002年1月～2011年12月, サンプル数は120)

	平均	標準偏差	歪度	尖度	ADF 統計量	
					レベル	一次階差
総輸出	8.5990	0.3813	-0.8151	2.4753	-1.543 [1]	-18.752*** [0]
一次産品	5.7951	0.2131	-0.5437	2.7348	-3.020 [1]	-19.113*** [0]
製品全般	8.5352	0.3940	-0.8250	2.4743	-1.486 [1]	-18.646*** [0]
化学製品	5.6022	0.4595	-0.4678	2.0402	-1.620 [1]	-17.098*** [0]
工業製品	6.8149	0.4073	-0.7687	2.3653	-1.639 [1]	-17.112*** [0]
機械類	7.8216	0.4454	-0.9287	2.6809	-1.487 [1]	-16.449*** [0]
雑製品	7.2367	0.2987	-0.6262	2.2714	-1.663 [3]	-10.445*** [2]
y	4.5676	0.0877	-0.8682	4.0192	-2.409 [1]	-8.341*** [0]
er	4.5277	0.0757	0.2823	1.7763	-3.251 [1]	-8.273*** [0]
σ^{GARCH}	0.3372	0.0493	1.2042	3.7749	-3.786** [0]	
σ^{MASD}	0.2562	0.2633	0.7075	2.8900	-1.716 [0]	-9.436*** [0]

(注) ***, ** はそれぞれ1%, 5%水準で有意であることを意味する。変数は全て対数変換されている。ADF 検定は定数項とトレンド項を含んだモデルの結果を表している。ADF 検定の括弧内の数値は SIC 基準によって選択されたラグ次数を表す。

(4) 式は平均方程式で、本稿では自己回帰 (autoregressive, AR) モデルを採用する。 R_t は為替レートの t 月における変化率を表し、対数階差を100倍することによって算出している。 ϕ はパラメータで、 ε_t は誤差項、 z_t は平均0、分散1のホワイトノイズである。(5) 式は分散方程式で、Bollerslev (1986) が提案する GARCH モデルである。なお、ボラティリティの非負性を保証するため、パラメータ $\alpha, \beta, \omega, \geq 0$ と非負制約を課している。この GARCH モデルの推定方法及び推定結果は補論にまとめられている¹⁰。

以上のようにして計算された2種類のボラティリティおよび中国の実質実効為替レートは図3に、以下の分析で実際に用いる各変数の記述統計量は表1に示されている。

Ⅲ. 分析方法

本稿では、Pesaran and Shin (1995), Pesaran and Pesaran (1997), Pesaran, Shin and Smith (2001) といった一連の研究によって確立された、ARDL アプローチを用いて分析を行う。この方法の最大の特徴は、分析に用いる変数が定常過程 $I(0)$ や1次の和分過程 $I(1)$ であっても、変数間の長期均衡関係を検定できる点である。前節の記述統計量に示した通り、GARCH モデルから推定した為替ボラティリティは $I(0)$ 、その他の変数は $I(1)$ であり、このような場合は標準的な Johansen 共和分検定 (Johansen, 1988,

Johansen and Juselius, 1990) や Engle-Granger 共和分検定 (Engle and Granger, 1987) は用いる事ができない。ARDL アプローチを用いる事により、この問題を解決することが可能となる。以下では、ARDL 共和分検定と ARDL 長短期モデルの推定方法について簡単に説明を行う。

1. ARDL 共和分検定

中国の実質輸出と他の変数間に共和分関係が実際に存在するか否かを検定するモデルは以下のように示される。

$$\begin{aligned} \Delta x_t = & c + \alpha' t + \sum_{i=1}^{m1} \beta_i^{ex} \Delta ex_{t-i} + \sum_{i=0}^{m2} \beta_i^y \Delta y_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{m3} \beta_i^{er} \Delta er_{t-i} + \sum_{i=0}^{m4} \beta_i^{\sigma} \Delta \sigma_{t-i} + \lambda^{ex} ex_{t-1} \\ & + \lambda^y y_{t-1} + \lambda^{er} er_{t-1} + \lambda^{\sigma} \sigma_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

ここで、 Δ は階差オペレータ ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$) を表す。その他の変数の定義は (1) 式と同様である。

変数間に長期均衡関係が存在するか否かの検定は、標準的な F 検定によって行われる。具体的に、「共和分の関係がない」という無帰仮説 ($H_0: \lambda^{ex} = \lambda^y = \lambda^p = \lambda^{\sigma} = 0$) と、「共和分の関係がある」という対立仮説 ($H_0: \lambda^{ex} \neq \lambda^y \neq \lambda^p \neq \lambda^{\sigma} \neq 0$) について有意性を検証する。ARDL 共和分検定の臨界値は「下限」(全ての変数が $I(0)$ の場合に対応) と「上限」(全ての変数が $I(1)$ の場合に対応) の2つが Pesaran, Shin and Smith (2001) によって与えられている。もし F 検定量が臨界値の上限を上回れば、帰無仮説が棄却され変数間に長期均衡関係が存在するという事になる。なお、本稿のモデル (4 説明変数、定数項とタイムトレンドあり) の場合、95% と99%の臨界値の範囲はそれぞれ3.38~4.23と4.30~5.23となっている (Pesaran, Shin and Smith (2001) Table CI, pp.300-301)。

2. ARDL長短期モデルの推定¹¹

以上の方法により変数間に共和分関係が確認

10 本稿の MASD や GARCH モデルでは過去のリターンのみに基づいて将来のボラティリティの予測値を計算しているが、オプション価格から計算されるインプライド・ボラティリティはそれ以外の情報も含むと考えられる。例えば、Jiang and Tian (2005) や山口 (2008) は、将来のボラティリティの予測において、インプライド・ボラティリティが GARCH モデルと比べて追加的な情報を含んでいる事を示している。そこで、将来のボラティリティの予測値にはインプライド・ボラティリティを用いる方が望ましいという考え方もあるが、人民元為替レートのオプション価格データが利用可能でないため、インプライド・ボラティリティを用いた分析はできない。

11 ARDL 長短期モデルの推定方法に関する詳しい説明は、Pesaran and Pesaran (1997), pp.

されたら、(1) 式を以下の ARDL ($m1, m2, m3, m4$) モデルで推定する。

$$\begin{aligned} ex_t = & \alpha^e + \alpha^t t + \sum_{l=1}^{m1} \alpha_l^{ex} ex_{t-l} + \sum_{l=0}^{m2} \alpha_l^y y_{t-l} \\ & + \sum_{l=0}^{m3} \alpha_l^{er} er_{t-l} + \sum_{l=0}^{m4} \alpha_l^{\sigma} \sigma_{t-l} \\ & + D_t^{reform} (\alpha^{Dc} + \alpha^{Der} er_t + \alpha^{D\sigma} \sigma_t) \\ & + \alpha^{FC} D_t^{FC} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

この (7) 式は以下のような長期均衡関係式に変換できる。

$$\begin{aligned} ex_t = & \hat{\alpha}^e + \hat{\alpha}^t t + \hat{\alpha}^y y_t + \hat{\alpha}^{er} er_t + \hat{\alpha}^{\sigma} \sigma_t \\ & + D_t^{reform} (\hat{\alpha}^{Dc} + \hat{\alpha}^{Der} er_t + \hat{\alpha}^{D\sigma} \sigma_t) \\ & + \hat{\alpha}^{FC} D_t^{FC} + \hat{\varepsilon}_t \end{aligned} \quad (8)$$

ここで、(8) 式のパラメータ推定値は (1) 式の OLS 推定結果と異なり、(7) 式の推定値から得られたものであることに注意する必要がある。例えば、定数項であれば、 $\hat{\alpha}^e = \alpha^e / 1 - \hat{\alpha}^{ex} - \dots - \hat{\alpha}_{m1}^{ex}$ 、 y_t のパラメータであれば $\hat{\alpha}^y = \hat{\alpha}_0^y + \hat{\alpha}_1 + \dots + \hat{\alpha}_{m2}^y / 1 - \hat{\alpha}_1^{ex} - \dots - \hat{\alpha}_{m1}^{ex}$ となる。

長期的均衡関係式 (8) 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、毎期に発生するショックなど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。(8) の短期モデルである誤差修正モデル (error correction model, ECM) は以下のように定式化される。

$$\begin{aligned} \Delta ex_t = & \beta^e + \beta^t \Delta t + \sum_{l=1}^{m1-1} \beta_l^{ex} \Delta ex_{t-l} + \sum_{l=0}^{m2-1} \beta_l^y \Delta y_{t-l} \\ & + \sum_{l=0}^{m3-1} \beta_l^{er} \Delta er_{t-l} + \sum_{l=0}^{m4-1} \beta_l^{\sigma} \Delta \sigma_{t-l} \\ & + D_t^{reform} (\beta^{Dc} + \beta^{Der} \Delta er_t + \beta^{D\sigma} \Delta \sigma_t) \\ & + \beta^{FC} D_t^{FC} + \delta EC_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

ここで、 EC_{t-1} は誤差修正項 (error correction term) 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。

IV. 人民元ボラティリティが輸出に与える影響

ここでは前節で示した ARDL アプローチを用いて人民元ボラティリティが中国の実質輸出に与える影響を考察する。

1. ARDL 共和分検定の結果

ここでは前節で示した (6) 式の変数間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否かを ARDL 共和分検定により実施した。なお、ラグ次数 ($m1, m2, m3, m4$) については、 $m1=1\sim 2$ 、 $m2=0\sim 2$ 、 $m3=0\sim 2$ 、 $m4=0\sim 2$ の全ての組み合わせを推定し、SIC (Schwarz's Bayesian information criterion) を最小とする次数を選択した。結果は表 2 にまとめられている。

ボラティリティに GARCH タイプと MASD タイプのどちらを使った場合でも、機械類及び輸送用機器 (分類 7) を除く全ての部門で「共和分の関係がない」という無帰仮説が 5% 有意水準で棄却された。つまり、これらの変数間に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。これらの部門に関しては次節以降、長短期両視点から更に分析を続ける。

一方で、機械類及び輸送用機器部門における共和分検定では、帰無仮説を棄却することができず、変数間の長期均衡関係を確認することができなかった。このことは、この部門の貿易は、本稿で用いた実質所得、実質実効為替レート、為替ボラティリティといった変数では説明できない事を示唆している。このような現象が起こる原因は自明ではないが、この部門特有の要因が考えられる。機械類及び輸送用機器部門には

表2 共和分検定結果

	σ^{MSD}		σ^{GARCH}	
	Lag	F-statistic	Lag	F-statistic
総輸出	(2, 0, 0, 0)	6.5275***	(2, 0, 0, 0)	6.2605***
一次産品	(1, 0, 0, 0)	7.8388***	(1, 0, 0, 0)	7.5999***
製品全般	(2, 0, 0, 0)	6.0105***	(2, 0, 0, 0)	5.6631***
化学製品	(1, 2, 0, 0)	6.6481***	(1, 2, 0, 0)	5.9574***
工業製品	(1, 0, 0, 0)	8.1380***	(1, 0, 0, 0)	7.7407***
機械類	(1, 0, 0, 0)	3.8768	(1, 2, 0, 0)	3.4608
雑製品	(2, 0, 0, 0)	4.5929**	(2, 0, 0, 0)	4.4412**

(注) ***, ** はそれぞれ1%, 5%水準で有意であることを意味する。F検定の1%及び5%水準の臨界値はそれぞれ5.23及び4.23となっている (Pesaran, Shin and Smith (2001) Table CI, pp.300-301)。

工作機械や発電機械設備、電気機器、電信設備、大型設備、更には航空機や船舶、鉄道なども含まれており、これらの輸出は輸入国企業（もしくは国家）の投資計画に左右される。一般的に、企業の設備投資は計画から竣工まで長い時間を要するため、輸入の決定から実際に輸入されるまでに比較的大きなタイムラグが存在する。このような要因により、変数間の関係が観察できなかったのではないかと推論される。

2. ARDL 長短期モデルの推定結果

ここでは、前節の共和分検定で長期的均衡関係があると判断されたモデルに対し更なる考察を行う。なお、モデルのラグ次数 ($m1, m2, m3, m4$) については前節と同じ方法で決定している。

(1) 総輸出の分析

総輸出データを対象に行った ARDL 長短期モデルの推定結果は表3にまとめられている。我々の注目する為替ボラティリティが中国の実質輸出に与える影響であるが、長期 α^σ 、短期 β_0^σ 共にパラメータは有意な結果が得られていない。また、ボラティリティ σ_t と人民元為替制度改革ダミー D_t^{reform} のクロス項のパラメータから（長期は $\alpha^{D\sigma}$ 、短期は $\beta^{D\sigma}$ ）、人民元為替制度改革期間中においても、長短期共に輸出は為替ボラティリティから有意な影響を受けていないことがわかる。Bahmani-Oskooee and Wang (2007) や 藩 (2007)、安・黄 (2009)、西村 (2010)、Wesseh and Niu (2012) などは、中国の輸出入が為替ボラティリティから何らかの影響を受け

ると報告しており、本稿の分析結果とは整合的ではない。その主な理由としては、これらの先行研究が二国間貿易を分析しているのに対し、本稿では中国の対外総輸出データを用いており、たとえ二国間貿易ではボラティリティが国際貿易に有意な影響を与えていたとしても、もし異なる国同士で反応が異なる場合、その効果を互いに相殺しあうためと考えられる¹²。また、中国の工業製品輸出においては、中間財を輸入して最終財を輸出する委託加工貿易の比重が高くなっている。この種の輸出の場合、為替の変動に対する感応度は低くなると考えられる。つまり、貿易部門間によって為替ボラティリティに対する反応は異なってくるであろう。このような理由から、為替ボラティリティと国際貿易の関係を分析する場合は、二国間や次節で用いる部門間のようなより詳細なデータを用いることが望ましい。

実質実効為替レートを見てみると、長期パラメータは1%有意水準で負の値をとっており、人民元高によって対外輸出を減少させるという期待通りの結果となった。さらに、人民元為替制度改革期間中の実質実効為替レートの影響を示すパラメータ α^{Der} でも1%水準で有意に負

12 中国と日本、米国、欧州といった主要貿易国との二国間データを用いた、為替制度改革期間における人民元ボラティリティと中国の対外貿易間の考察は今後の重要な課題の一つである。

の値をとっている。つまり、この期間においては実質実効為替レートの上昇が輸出の更なる減少をもたらしており、中国が行っている為替制度改革は人民元高を通じ自国の輸出産業全体に負の影響を与えている事が確認された。一方で、実質実効為替レートの短期パラメータは正の値をとっており、統計的に有意な結果は得られていない。このことは、長期的には人民元高は輸出を減少させるが、短期的にはそれとは逆の動きをするJカーブ効果の発生を示唆している。Wang, Lin and Yang (2012) においても、中国の為替と貿易間のJカーブ効果の存在を確認しており、本稿でも整合的な結果となった。

輸入国の実質所得パラメータ α^y では有意水準 1% の下で正値が検出され、中国の対外輸出は輸入国の実質所得に依存しているという事が確認された。このことは、欧米を中心とする世界経済が更に悪化していくとすると、中国輸出の更なる減少を招き、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与えることを表している。

誤差修正項のパラメータ δ は 1% 水準で有意に負の値をとっていることから、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ような変動をうまく説明できていることがわかる。なおパラメータ δ の数

表3 総輸出の ARDL 長短期モデル推定結果

Lag	σ^{MASD}		σ^{GARCH}		
	(2, 0, 1, 0)		(2, 0, 1, 0)		
長期 モ テ ル	α^c	11.3373***	(2.3262)	10.6008***	(1.9854)
	α^t	0.0122***	(0.0006)	0.0125***	(0.0005)
	α^y	0.5181**	(0.2458)	0.5294**	(0.2076)
	α^{er}	-1.2490***	(0.3948)	-1.1261***	(0.3412)
	α^σ	-0.4102	(0.4780)	-0.1093	(0.0826)
	α^{Dc}	5.2108***	(1.6481)	5.8905***	(1.8745)
	α^{Der}	-1.1988***	(0.3835)	-1.3125***	(0.4205)
	$\alpha^{D\sigma}$	0.5866	(0.7844)	0.0541	(0.1592)
	α^{FC}	-0.1647	(0.1181)	-0.1433	(0.1005)
	短期 モ テ ル	β^c	4.1323***	(1.2854)	4.3518***
β^t		0.0044***	(0.0012)	0.0051***	(0.0013)
β_1^{ex}		-0.4460***	(0.0834)	-0.4244***	(0.0838)
β_0^y		0.1888	(0.1201)	0.2173	(0.1139)
β_0^{er}		0.3898	(0.3451)	0.4126	(0.3433)
β_0^σ		-0.1495	(0.1673)	-0.0449	(0.0356)
β^{Dc}		1.8993***	(0.6469)	2.4182***	(0.9068)
β^{Der}		-0.4369***	(0.1459)	-0.5388***	(0.2022)
$\beta^{D\sigma}$		0.2138	(0.2754)	0.0222	(0.0660)
β^{FC}		-0.0600**	(0.0302)	-0.0588**	(0.0297)
δ	-0.3644	(0.1032)	-0.4105	(0.1068)	
\bar{R}^2	0.9850		0.9859		
Q_{10}	10.851		10.637		

(注) ***, ** はそれぞれ 1%, 5% 水準で有意であることを意味する。括弧内の数値は標準誤差を表す。 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数。 Q_{10} は 1 次から 10 次までの自己相関が存在しないという帰無仮説を検定するための Ljung-Box 統計量。

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。例えば、GARCH タイプのボラティリティを代理変数に使った場合のパラメータ δ の数値は0.364 となっており、これは一旦輸出が均衡値から乖離すると、一ヶ月に約36.4%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2.7ヶ月となる。

最後に、モデルの定式化のチェックの一つとして、Ljung-Box 検定を用いて残差の自己相関を調べておこう。表中の Q_{10} は Ljung-Box 統計量で、モデルから得られた残差が、ラグ1期から10期において自己相関がすべて0であるという帰無仮説を検定する。この統計量によると、全てのケースで有意水準10%でも帰無仮説は棄却されないしたがって、モデルから得られた残差に自己相関は存在せず、モデルの定式化が支持される。

なお、GARCH タイプと MASD タイプのどちらのボラティリティを用いた場合もほぼ同様の推定結果となっており、このことから、本稿の分析が頑健であることがわかる。

(2) 部門別輸出の分析

表4と表5には、それぞれ GARCH タイプと MASD タイプのボラティリティを使った部門別輸出の ARDL 長短期モデルの推定結果がまとめられている。本稿の焦点である為替ボラティリティの影響であるが、長期パラメータ α^{DS} ・短期パラメータ β_0^{σ} 共に全ての部門で負の値をとっているものの、統計的には有意ではない。また、人民元為替制度改革期間中においても、同様に全ての輸出部門において有意な結果は得られなかった。これは本研究のサンプル期間において、人民元ボラティリティは中国の実質輸出に影響を与えていない事を示唆しており、前節の総輸出データを用いた分析を支持する結果となった。これに対し、米中間の88貿易部門を対象とした Bahmani-Oskooee and Wang (2007) や日中間の95の貿易部門を対象とした Bahmani-Oskooee, Hegerty and Xu (2012) など

ど二国間貿易を対象とした研究では、貿易部門によって為替ボラティリティから異なる影響を受けることを指摘している。本稿で有意な結果が検出されなかった主な理由としては、人民元ボラティリティは輸出相手国によって異なる影響を与えており、その効果を互いに相殺しあうためだと考えられる。このような事から、為替ボラティリティと国際貿易を分析する場合は、より詳細な二国間貿易データを用いた方が望ましいと言えよう。

実質実効為替レートが中国の実質輸出に与える影響については、輸出部門によって異なる傾向がみられる。一次産品の輸出においては、人民元為替制度改革の実施に関わらず、実質実効為替レートからの有意な影響は確認されなかった。このような現象が起こる原因を考えてみよう。この部門の内訳をみてみると、2011年末現在で、食料品及び動物(50.2%)と鉱物性燃料(32.1%)が計82.3%と大部分を占めている。食料品は他の財で代替することが困難であるため、為替の弾力性が低いと考えられる。また、農業や鉱物性燃料は極めて重要かつ、政治的にも敏感なセクターである。このような政治的要因も影響しているため、標準的な理論では説明できないのではないかと推論される。一方で、製品全般の推定結果を見てみると、長期パラメータ α^{DS} と α^{Der} は共に有意水準1%の下で負の値をとっており、人民元高によって対外輸出を減少させるという結果となった。短期においても、総輸出データを用いた前節の分析同様、Jカーブ効果が確認された。

輸出相手国の実質所得が中国の実質輸出に与える影響であるが、一次産品や雑製品の所得弾力性は、化学製品や工業製品と比較して小さくなっている。一次産品は食料品や鉱物性燃料が、雑製品は皮革製品や紙、織物などで構成されており、これらは生活必需品に分類されるため、輸出相手国の実質所得を受けにくいのではないかと考えられる。

これらの各部門の推定結果を横断的に見てみると、人民元為替制度改革期間中において為替変動の

表4 部門別輸出のARDL長短期モデル推定結果 (GARCHタイプボラティリティ)

	一次産品 (2, 1, 0, 0)	製品全般 (2, 0, 1, 0)	化学製品 (2, 2, 0, 0)	工業製品 (2, 2, 1, 0)	雑製品 (1, 0, 0, 0)	
長期 モデル	α^c	5.7244*** (1.9685)	11.5985*** (2.5543)	4.2940 (2.5441)	5.6186 (4.2737)	7.5415*** (1.0138)
	α^t	0.0062*** (0.0006)	0.0126*** (0.0007)	0.0144*** (0.0007)	0.0135*** (0.0012)	0.0091*** (0.0003)
	α^y	0.5398*** (0.1963)	0.4914 (0.2731)	0.9254*** (0.2744)	1.3444*** (0.4397)	0.4954*** (0.1009)
	α^{er}	-0.5476 (0.3483)	-1.2950*** (0.4321)	-0.8069 (0.4294)	-1.1880 (0.7318)	-0.6839*** (0.1809)
	α^σ	-0.7573 (0.4081)	-0.4437 (0.5297)	-0.2701 (0.5517)	-0.7233 (0.9182)	-0.1435 (0.2125)
	α^{Dc}	-0.6821 (1.3811)	5.8286*** (1.8327)	2.9173 (1.8548)	7.4328** (3.1103)	3.0415*** (0.7196)
	α^{Der}	0.0684 (0.3172)	-1.3383*** (0.4271)	-0.7221 (0.4353)	-1.7651** (0.7327)	-0.6441*** (0.1652)
	$\alpha^{D\sigma}$	1.0294 (0.6817)	0.6146 (0.8619)	1.0745 (0.9342)	1.2842 (1.5374)	-0.2710 (0.3521)
	α^{FC}	-0.1335 (0.0806)	-0.1899 (0.1331)	-0.3269** (0.1398)	-0.6243** (0.3049)	0.0559 (0.0292)
	短期 モデル	β^c	3.2744** (1.2970)	3.9132*** (1.2788)	1.7381* (1.0156)	1.6029 (1.3106)
β^t		0.0035*** (0.0007)	0.0042*** (0.0013)	0.0058*** (0.0015)	0.0038*** (0.0011)	0.0103*** (0.0010)
β_1^{ex}		-0.2606*** (0.0908)	-0.4521*** (0.0833)	-0.3683*** (0.0948)	-0.4364*** (0.0854)	-
β_0^y		-0.3682 (0.2658)	0.1658 (0.1209)	-0.1979 (0.2505)	-0.0777 (0.2931)	0.5597*** (0.1271)
β_1^y		-	-	-0.5701** (0.2308)	-0.6884** (0.2632)	-
β_0^{er}		-0.3132 (0.2099)	0.4439 (0.3509)	-0.3266 (0.1926)	0.7803 (0.4840)	-0.7727*** (0.2204)
β_0^σ		-0.4332 (0.2429)	-0.1497 (0.1698)	-0.1093 (0.2130)	-0.2063 (0.2446)	-0.1622 (0.2398)
β^{Dc}		-0.3901 (0.1822)	1.9665*** (0.6635)	1.1809 (0.6905)	2.1205** (0.8579)	3.4364*** (0.8438)
β^{Der}		0.0391 (0.1822)	-0.4515*** (0.1494)	-0.2923 (0.1580)	-0.5035** (0.1939)	-0.7277*** (0.1915)
$\beta^{D\sigma}$		0.5888 (0.3884)	0.2073 (0.2793)	0.4349 (0.3434)	0.3663 (0.4055)	-0.3062 (0.4011)
β^{FC}	-0.0763 (0.0392)	-0.0640** (0.0304)	-0.1323*** (0.0373)	-1.7811*** (0.0479)	0.0631 (0.0350)	
δ	-0.5720*** (0.1077)	-0.3373*** (0.1006)	-0.4047*** (0.1067)	-2.8528*** (0.0863)	-1.1298*** (0.1056)	
\bar{R}^2	0.9033	0.9856	0.9852	0.9732	0.9499	
Q_{10}	3.1653	11.158	25.923***	4.5691	9.2712	

(注) ***, ** はそれぞれ 1%, 5%水準で有意であることを意味する。括弧内の数値は標準誤差を表す。 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数。 Q_{10} は 1 次から 10 次までの自己相関が存在しないという帰無仮説を検定するための Ljung-Box 統計量。

表5 部門別輸出のARDL長短期モデル推定結果(MASDタイプポラティリティ)

	一次産品	製品全般	化学製品	工業製品	雑製品	
<i>Lag</i>	(2, 1, 0, 0)	(2, 0, 1, 0)	(2, 2, 0, 0)	(2, 2, 1, 0)	(1, 0, 0, 0)	
長期モデル	α^c	6.1862*** (2.1510)	10.7427*** (2.1256)	3.3586 (2.4528)	4.1207 (3.5869)	7.5109*** (0.9548)
	α^t	0.0065*** (0.0005)	0.0130*** (0.0005)	0.0145*** (0.0006)	0.01380*** (0.0009)	0.0093*** (0.0002)
	α^y	0.7277*** (0.2207)	0.5017** (0.2238)	0.9742*** (0.2583)	1.3350*** (0.3871)	0.4554*** (0.0958)
	α^{er}	-0.9027** (0.3844)	-1.1473** (0.3639)	-0.6654 (0.4232)	-0.8947 (0.6168)	-0.6456*** (0.1712)
	α^σ	0.0445 (0.0979)	-0.1265 (0.0883)	-0.0632 (0.1052)	-0.1924 (0.1541)	-0.0535 (0.0419)
	α^{Dc}	-1.5712 (2.0971)	6.5740*** (2.0104)	3.9355 (2.3769)	8.3614** (3.4769)	2.7630*** (0.9359)
	α^{Der}	0.3366 (0.4698)	-1.4649*** (0.4511)	-0.8785 (0.5331)	-1.8844** (0.7812)	-0.6002*** (0.2097)
	$\alpha^{D\sigma}$	0.0520 (0.1802)	0.0579 (0.1699)	0.1037 (0.2005)	0.0278 (0.2945)	-0.1013 (0.0804)
	α^{FC}	-0.1842** (0.0919)	-0.1585 (0.1088)	-0.3393*** (0.1393)	-0.5431** (0.2517)	0.0518 (0.0274)
	短期モデル	β^c	3.2032** (1.2926)	4.1799*** (1.2109)	1.3717 (0.9817)	1.3347 (1.2219)
β^t		0.0034*** (0.0007)	0.0050*** (0.0013)	0.0059*** (0.0014)	0.0044*** (0.0011)	0.0107*** (0.0009)
β_1^{ex}		-0.2899*** (0.0904)	-0.4279*** (0.0834)	-0.3665*** (0.0937)	-0.4170*** (0.0839)	-
β_0^y		-0.3045 (0.2656)	0.1952 (0.1139)	-0.1615 (0.2450)	-0.0208 (0.2866)	0.5252*** (0.1208)
β_1^y		-	-	-0.5868** (0.2302)	-0.7092*** (0.2591)	-
β_0^{er}		-0.4674** (0.2124)	0.4679 (0.3479)	-0.2717 (0.1775)	0.8181 (0.4859)	-0.7446*** (0.2089)
β_0^σ		0.0230 (0.0495)	-0.0492 (0.0361)	-0.0258 (0.0427)	-0.0623 (0.0509)	-0.0617 (0.0486)
β^{Dc}		-0.8135 (1.0785)	2.5579*** (0.9307)	1.6073 (0.9481)	2.7083** (1.1783)	3.1867*** (1.1007)
β^{Der}		0.1743 (0.2417)	-0.5699*** (0.2075)	-0.3587 (0.2123)	-0.6103** (0.2634)	-0.6923*** (0.2462)
$\beta^{D\sigma}$		0.0269 (0.0940)	0.0225 (0.0668)	0.0423 (0.0822)	0.0090 (0.0954)	-0.1169 (0.0932)
β^{FC}	-0.0953** (0.03808)	-0.0616** (0.0299)	-0.1385*** (0.0371)	-0.1759*** (0.0475)	0.0598 (0.0333)	
δ	-0.5178*** (0.1059)	-0.3891*** (0.1038)	-0.4084*** (0.1014)	-0.3239*** (0.0862)	-1.1533*** (0.1029)	
\bar{R}^2	0.9059	0.9865	0.9855	0.9747	0.9539	
Q_{10}	4.1789	10.716	29.062***	6.9651	8.9441	

(注) ***, ** はそれぞれ1%, 5%水準で有意であることを意味する。括弧内の数値は標準誤差を表す。 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数。 Q_{10} は1次から10次までの自己相関が存在しないという帰無仮説を検定するためのLjung-Box統計量。

影響を最も受ける輸出部門、輸入国の所得水準変動の影響を最も受ける輸出部門は共に工業製品部門であった（GARCH タイプボラティリティによる推定の場合、前者 α^{Per} は -1.765、後者 α^Y は 1.344）。つまり、今後中国が為替制度改革を堅持し人民元が他通貨に対し切り上がり、欧州債務危機などの影響を受け世界経済の先行きが更に悪化していくと仮定すると、中国の工業製品の輸出は大きく減少していくと予想される。

最後に、残差の自己相関の有無をチェックする。表中の Ljung-Box 統計量 Q_{10} を見てみると、化学製品を対象としたモデルでは 1% 有意水準でラグ 1 期から 10 期において自己相関がすべて 0 であるという帰無仮説が棄却された。このモデルに関しては定式化に若干の懸念は残るが、本研究の主たる結論とは直接関係のないモデルなので、これに関してはこれ以上の追求は行わない。その他のモデルに関してはすべて 10% 有意水準で帰無仮説を棄却することができず、モデルから得た残差に自己相関がない事が確認された。

V. まとめ

本研究では、人民元の実質実効為替レートのボラティリティが中国の対外輸出に与える影響、とりわけ 2005 年 7 月から実施された為替制度改革が与える影響について分析を行った。具体的に、中国 WTO 加盟以降の 2002 年 1 月から 2011 年 12 月の期間において、人民元ボラティリティ（GARCH タイプと移動平均標準偏差タイプ）が、総輸出や各輸出部門に与える影響について、ARDL アプローチを用いて長期、短期の両視点から実証的に分析を行った。実証結果から、以下のような点が明らかになった。

- (1) 全ての輸出財において、長短期共に、人民元ボラティリティから有意な影響は受けておらず、人民元為替制度改革期間中においても同様に、ボラティリティは輸出に影響を与えていなかった。この主要因としては、本稿では中国の対外総輸

出データを用いており、たとえ二国間貿易では人民元ボラティリティが対外輸出に有意な影響を与えていたとしても、もし輸出国によって反応が異なる場合、その効果を互いに相殺しあうためと考えられる。

- (2) 人民元為替制度改革期間中の実質実効為替レートは長期的には中国の実質輸出に有意な影響を与えている結果が得られた。実質実効為替レートの上昇が輸出の減少をもたらしており、為替制度改革は人民元高を通じ自国の輸出産業全体に負の影響を与えている事が確認された。ただし、短期的には中国の実質輸出は実質実効為替レートの影響を有意に受けていないという J コープ効果も確認された。
- (3) 輸出部門別の分析結果、一次産品の輸出においては、人民元為替制度改革の実施に関わらず、実質実効為替レートからの有意な影響は確認されなかった。一方で、為替制度改革期間中において人民元高がもたらす負の影響が最も大きい輸出部門は工業製品部門であった。

本稿の分析でも明らかになった通り、中国の輸出産業は人民元為替制度改革以降為替レートの影響を受けやすくなっている。為替リスクのヘッジ手段が豊富であれば、たとえ為替レート変動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事は可能であろう。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固定相場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¹³。

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「国際金融のトリレンマ」としてよく知られている。従来, 中国政府はこれの中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。

近年の政策を見てみると, 人民元対米ドルレートの変動幅は2012年4月16日に1%へと拡大され, 同年6月1日からは東京, 上海の両市場で人民元と日本円の直接取引が始まった。また, 国際資本移動の自由化に関しても, 2012年2月に, 人民銀行調査統計局の研究チームが短期, 中期, 長期の三段階の国際資本移動自由化のロードマップを発表している。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, 資本自由化の下, 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。

今後, 人民元をより柔軟な為替制度へと移行させる過程において, 厚みのある金融市場の構築や輸出企業の合理化や技術開発を通じた輸出競争力の向上を図っていく必要がある。

補論 GARCH モデルの推定結果

この補論では, 本稿で用いた GARCH モデル(本文(4), (5)式)の推定方法及びその結果について説明する。

本稿で用いた AR(k)-GARCH(p, q) モデルの具体的なラグ次数であるが, AR(k) モデルでは次数 k を 0 から 15 まで変えて推定し, SIC を最小とする次数を選択, GARCH(p, q) モデルについ

ては, 次数 (p, q) を $1 \leq p \leq 3, 1 \leq q \leq 3$ の範囲で変えた 9 組の組み合わせ全てを推定し, 同じく SIC を最小とする次数を選択する。最後に, 推定結果を用いて標準化残差 (standardized residuals) とその標準化残差の二乗を算出し, 同定によって選ばれたモデルが正しいか否かの診断を Ljung-Box 検定によって行う。結果として, 平均方程式では AR(1) モデルが, 分散方程式では GARCH(1,1) モデルが選択された。

AR(1)-GARCH(1,1) モデルの疑似最尤推定結果は表にまとめられている¹⁴。AR モデルでは, パラメータ ϕ_1 が有意に正の値をとっている。この事は, 効率的市場仮説の観点からみると, 市場が弱度の効率性を満たさないことを示唆している。GARCH モデルにおいてはボラティリティのショックの持続性を $\alpha + \beta$ の値で計ることができる。 $\alpha + \beta$ の値が 1 に近いほど持続性が高いことを表すが, 日次データを用いた先行研究の多くが 1 に近い推定結果を報告しており, それと比較すると, 月次データを用いた本稿の推定結果は 0.806 と若干小さくなっている¹⁵。

最後に, モデルの定式化のチェックを行う。表中の Q_{10} と Q_{10}^2 は Ljung-Box 統計量で, 基準

13 BIS が 3 年に一度公表している *Triennial Central Bank Survey: Report on global foreign exchange market activity in 2010* によると, 2010 年 4 月における人民元フォワードの一日平均取引高は 30.54 億米ドルに過ぎず, 日本の 1/10, 米国の 1/38, 英国の 1/75 の規模にとどまっている。

14 AR-GARCH モデルのパラメータ推定は, (4) 式の標準化誤差 z_t の分布が正規分布に従わない可能性を考慮し, 疑似最尤法によって行った。(疑似)最尤推定の詳細は, 渡部 (2000) の 2.2 節や Xekalaki and Degiannakis (2010) の 2.2 節を参照。GARCH モデルの推定における初期値 σ_0^2 と ϵ_0^2 には (4) 式の残差 $\hat{\epsilon}_t$ の $1/T \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_t^2$ を用いている。なお, GARCH モデルの疑似最尤推定量が漸近正規性を満たすことを前提としてパラメータの有意性を検定している。GARCH モデルにおける最尤推定量の漸近正規性に関しては Lee and Hansen (1994), Lumsdaine (1996) を参照。

15 為替制度改革によって人民元為替レートのボラティリティに構造変化が生じている可能性も否定できない。その効果を調べるために, 人民元為替制度改革ダミーを AR-GARCH モデルに入れ (平均方程式のみにダミー, 分散方程式のみにダミー, 両方にダミーの 3 モデル) 推定したが, 全てのモデルにおいてダミー変数は有意な結果は得られなかった。

補論表 AR-GARCH モデルの推定結果

c	ϕ_1	ω	α	β	Q_{10}	Q_{10}^2	LM_{10}^{ARCH}	$L.L.$
0.039 (0.126)	0.285*** (0.099)	0.375 (0.732)	0.037 (0.082)	0.769* (0.417)	9.508	2.322	3.081	-209.35

(注) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを意味する。括弧内の数値は標準誤差を表す。括弧内の数値は擬似最尤法の標準誤差を表す。 Q_{10} , Q_{10}^2 はそれぞれ基準化残差及び基準化残差の二乗がラグ 1 次から 10 次までの自己相関が存在しないという帰無仮説を検定するための Ljung-Box 統計量。 LM_{10}^{ARCH} は 1 次から 10 次までの ARCH 効果が無いという帰無仮説を検定するための LM 統計量。 $L.L.$ は対数尤度。

化残差とその 2 乗が、ラグ 1 期から 10 期において自己相関がすべて 0 であるという帰無仮説を検定する。この統計量によると、有意水準 10% でも帰無仮説は棄却されない。さらに、ラグランジェ乗数検定 (Lagrange Multiplier test) を用いて、基準化残差における ARCH 効果の有無を検定した。表中の LM_{10}^{ARCH} をみると、1 次から 10 次までの ARCH 効果が無いという帰無仮説は、有意水準 10% でも棄却されない。以上の検定結果から、AR-GARCH モデルの定式化に問題が無いことが確認できる。

参考文献

[日本語文献]

- 西村友作 (2010) 「人民元のボラティリティと中国の対日輸出」、『アジア経済』, 第 51 巻第 5 号。
- 山口圭子 (2008) 「日経 225 株価指数のモデル・フリー・インプライド・ボラティリティの計算方法に関して：ボラティリティ予測力の観点から」、『一橋経済学』第 3 巻第 1 号。
- 渡部敏明 (2000) 『ボラティリティ変動モデル』朝倉書店。

[中国語文献]

- 安輝・黄万陽 (2009) 「人民幣匯率水平和波動對國際貿易的影響」、『金融研究』第 10 期。
- 陳平・熊欣 (2002) 「進口國匯率波動影響中國出口の実証分析」、『國際金融研究』第 6 期。
- 陳雲・何秀紅 (2008) 「人民幣匯率波動對我國 HS 出口的影響」、『數量經濟技術經濟研究』第 3 期。
- 潘紅宇 (2007) 「匯率波動率與中國對主要貿易伙伴的出口」、『數量經濟技術經濟研究』第 2 期。

- 余珊萍 (2005) 「匯率波動對我國出口影響的實証研究」、『東南大學學報』第 2 期。

[英語文献]

- Aristotelous, K. (2001), "Exchange-rate Volatility, Exchange-rate Regime, and Trade Volume: Evidence from the UK-US Export Function (1889-1999)," *Economics Letters*, 72(1).
- Arize, A.C., J. Malindretos and K.M. Kasibhatla, (2003), "Does Exchange-rate Volatility Depress Export Flows: The Case of LDCs", *International Advances in Economic Research*, 9(1).
- 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).
- Arize, A.C., T. Osang and D.J. Slottje (2008), "Exchange Rate Volatility in Latin America and its Impact on Foreign Trade," *International Review of Economics and Finance*, 17(1).
- Baak, S.J., M.A. Al-Mahmood and S. Vitathep (2007), "Exchange Rate Volatility and Exports from East Asian Countries to Japan and the USA," *Applied Economics*, 39(8).
- Bahmani-Oskooee, M. and S.W. Hegerty (2007), "Exchange Rate Volatility and Trade Flows: a Review Article," *Journal of Economic Studies*, 34(3).
- Bahmani-Oskooee, M., S.W. Hegerty and J. Xu (2012), "Exchange-Rate Volatility and Industry Trade Between Japan and China," *Global Economy Journal*, 12(3).

- Bahmani-Oskooee, M. and Y. Wang (2007), "The Impact of Exchange Rate Volatility on Commodity Trade between the U.S. and China," *Economic Issues*, 12(1).
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31(3).
- Bollerslev, T., R.F. Engle, and D.B. Nelson (1994), "ARCH Models," in R.F. Engle and D.L. McFadden (eds), *The Handbook of Econometrics*, 4, North-Holland.
- Bredin, D., S. Fountas and E. Murphy (2003), "An Empirical Analysis of Short-run and Long-run Irish Export Functions: Does Exchange-rate Volatility Matter?" *International Review of Applied Economics*, 17(2), pp.193-208.
- Chit, M.M., M. Rizov, and D. Willenbockel (2010), "Exchange Rate Volatility and Exports: New Empirical Evidence from the Emerging East Asian Economies," *The World Economy*, 33(2).
- Chou, W.L. (2000), "Exchange Rate Variability and China's Exports," *Journal of Comparative Economics*, 28(1).
- Choudhry, T. (2008), "Exchange Rate Volatility and United Kingdom Trade: Evidence from Canada, Japan and New Zealand," *Empirical Economics*, 35(3).
- Clark, P.B. (1973), "Uncertainty, Exchange Risk, and the Level of International Trade," *Western Economic Journal*, 11(3).
- Cote, A. (1994), "Exchange rate volatility and trade: A survey," working paper 94-5, Bank of Canada.
- De Grauwe, P. (1988), "Exchange Rate Variability and the Slowdown in the Growth of International Trade," *IMF Staff Papers*, 35(1).
- Dellas, H. and B-Z. Zilberfarb (1993), "Real Exchange Rate Volatility and International Trade: A Reexamination of the Theory," *Southern Economic Journal*, 59(4).
- Doganlar, M. (2002), "Estimating the Impact of Exchange Rate Volatility on Exports: Evidence from Asian Countries," *Applied Economics Letters*, 9(13).
- Doyle, E. (2001), "Exchange rate volatility and Irish-UK trade, 1979-1992," *Applied Economics*, 33(2).
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55(2).
- Ethier, W. (1973), "International Trade and the Forward Exchange Market," *American Economic Review*, 63(3).
- Franke, G. (1991), "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy," *Journal of International Money and Finance*, 10(2).
- Hall, S., G. Hondroyannis, P.A.V.B. Swamy, G. Tavlakos and M. Ulan (2010), "Exchange-rate Volatility and Export Performance: Do Emerging Market Economies Resemble Industrial Countries or Other Developing Countries?" *Economic Modelling*, 27(6).
- Hooper, P. and S. Kohlhagen (1978), "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade," *Journal of International Economics*, 8(4).
- Jiang, G.J. and Y.S. Tian (2005), "The Model-Free Implied Volatility and Its Information Content," *Review of Financial Studies*, 18(4).
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3).
- 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).
- Lee, S.W. and B.E. Hansen (1994), "Asymptotic Theory for the Garch(1,1) Quasi-Maximum Likelihood Estimator," *Econometric Theory*, 10(1).
- Lumsdaine, R.L. (1996), "Consistency and Asymptotic Normality of the Quasi-maximum Likelihood Estimator in IGARCH(1,1) and Covariance Stationary GARCH(1,1) Models," *Econometrica*, 64(3).
- McKenzie, M.D. (1999), "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows," *Journal of Economic Surveys*, 13(1).
- McKenzie, M.D. and R.D. Brooks (1997), "The

- Impact of Exchange Rate Volatility on German-US Trade Flows”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 7(1).
- Nelson, D.B. (1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica*, 59(2).
- Pesaran, M.H. and B. Pesaran (1997), *Microfit 4.0*, Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M.H. and Y. Shin, (1995), “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis,” University of Cambridge, Cambridge Working Papers in Economics No. 9514.
- Pesaran, M.H., Y. Shin and R.J. Smith (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3).
- Poon, W.C., C.K. Choong and M.S. Habibullah (2005), “Exchange Rate Volatility and Exports for Selected East Asian Countries: Evidence from Error Correction Model,” *ASEAN Economic Bulletin*, 22(2).
- Sercu, P. and C. Vanhulle (1992), “Exchange Rate Volatility, International Trade, and the Value of Exporting Firms,” *Journal of Banking and Finance*, 16(1).
- Tenreyro, S. (2007), “On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility,” *Journal of Development Economics*, 82(2).
- Wang C, C.A. Lin and C. Yang (2012), “Short-run and long-run effects of exchange rate change on trade balance: Evidence from China and its trading partners,” *Japan and the World Economy*, 24(4).
- Wesseh, P.K. and L. Niu (2012), “The Impact of Exchange Rate Volatility on Trade Flows: New Evidence from South Africa,” *International Review of Business Research Papers*, 8(1).
- Xekalaki, E. and S. Degiannakis (2010), *ARCH Models for Financial Applications*, New York: John.
- (にしむら ゆうさく・
対外経済貿易大学 [中国])

RMB Exchange Rate Volatility and Chinese Exports under the Exchange Rate System Reform

Yusaku NISHIMURA

(Institute of International Economy, University of International Business and Economics)

Keywords: Exchange Rate Volatility, International Trade, Exchange Rate Reform,
ARDL Approach

JEL Classification Numbers: F14, F31

This paper is an empirical investigation of the effect of RMB volatility on China's export with a special emphasis on the impacts of the reform of the RMB exchange rate regime implemented on July 21, 2005. We estimated two types of volatility measures (one based on the ARCH model and the other the usual standard deviation) utilizing monthly real effective exchange rate data from January 2002 through December 2011 and examined both short-run and long-run effects of this volatility on each specific export sector with an ARDL approach. The results indicate that China's exports are not affected by the RMB exchange rate volatility. On the other hand, the level of the exchange rate has a significant impact on Chinese exports (especially on industrial products export) during the reform period.