

【研究ノート】

中国人民元のボラティリティが中国の輸出量に及ぼす影響*

GARCHモデルによる分析

熊本 方雄・熊本 尚雄

【キー・ワード】 中国人民元, 為替相場のボラティリティ, 国際貿易, GARCHモデル, ARDLモデル

【JEL分類番号】 C22, F14, E31

1. はじめに

中国は、その旺盛な内需を背景に、1990年代を通じて高い経済成長を維持してきた。また、2000年代に入り、米国の経済成長率が低下し、それに伴いNIEs, ASEAN諸国・地域も経済成長率を低下させる中で、中国は7~8%の成長率を維持してきた。さらに、2002年にはWTOへの加盟を実現し、輸出入はそれぞれ20%を超える高い伸びを示した。この結果、2002年には、

GDPの規模は約1.2兆ドルと世界第6位、さらに、貿易額も6,000億ドルを超え、世界第5位となる等、中国経済の世界経済に占める地位は確実に高まりつつある。

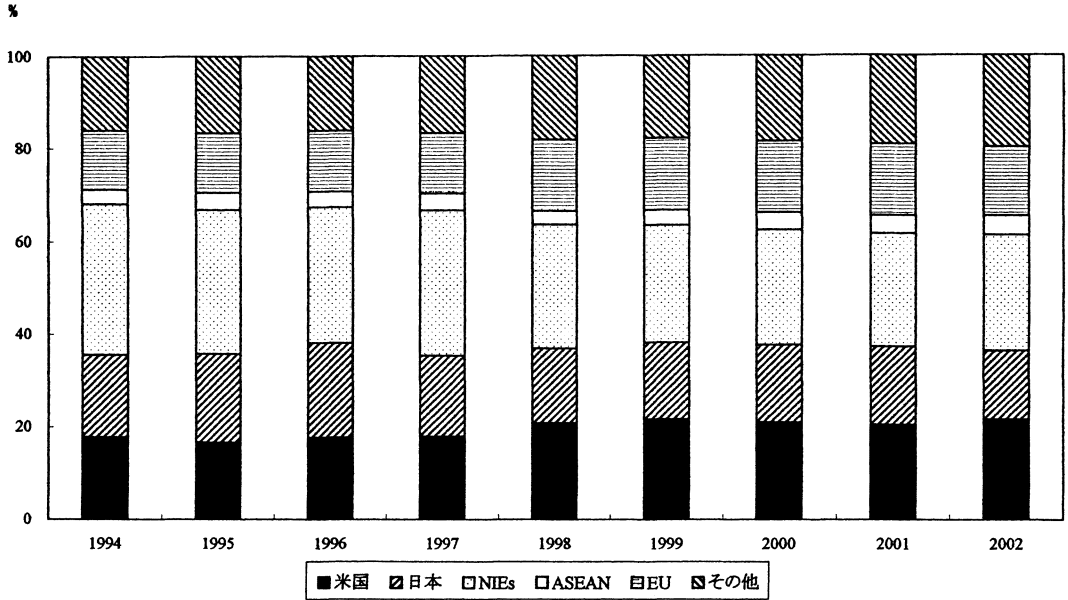
このように中国は急速な経済成長を続ける一方で、近年、日本、NIEs, ASEAN諸国などの東アジア諸国・地域との経済関係を強化しつつある。中国と東アジアとの経済関係を貿易面についてみたものが図1である。図1は1994年から2002年までの中国の輸出入量とその相手国を示したものである。図1より、中国にとって、日本、NIEs, ASEAN諸国は、通時的に重要な貿易相手国であることがわかる。さらに、貿易額のみならず、緊密化も進展している。二国間の貿易の緊密化を表す指標として貿易結合度がある。これは、世界全体の貿易量（輸出または輸入）を基準として、二国間の貿易関係が基準ケースとどの程度かけ離れているかを示すもので、二国間の貿易関係が緊密であれば1を上回り、逆であれば1を下回る。表1は通商白書(2003)で示された中国と東アジア諸国との貿易結合度を示したものである。表1より、中国とアジア諸国との貿易関係はより緊密化していることがわかる。

2001年11月における中国・ASEAN首脳会議で、中国・ASEANは、10年以内に自由貿易協定を締結することを目指す旨合意し、FTA創設を含む「包括的経済協力枠組み協定」に署名し

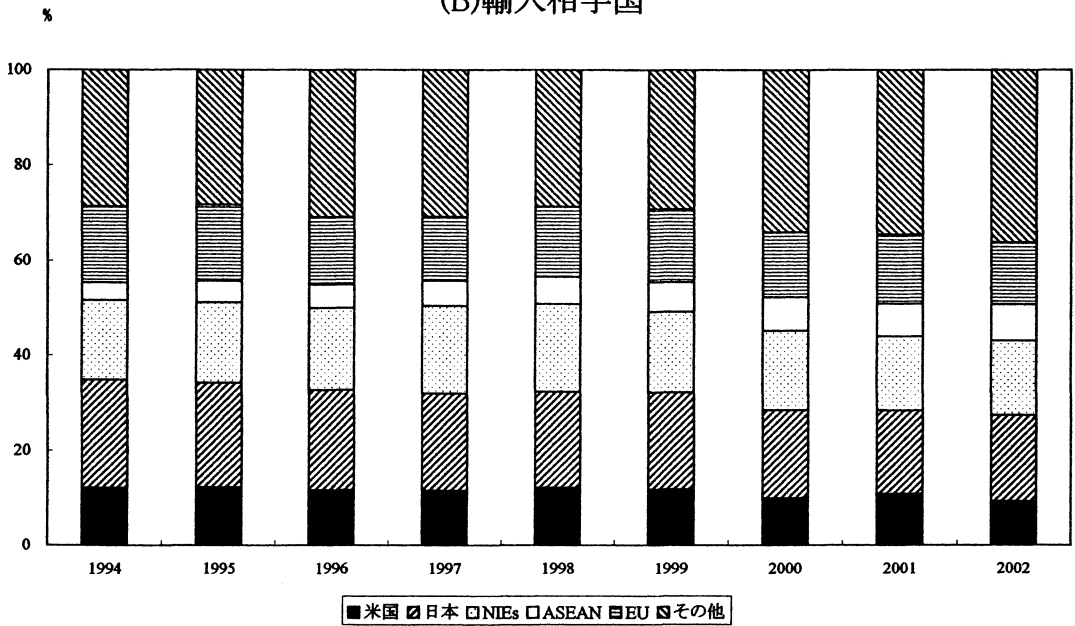
*本稿は、2003年3月16日に鹿児島県市町村自治会館に於いて開催されたTCER(旧逗子カンファレンス)、2003年8月29日に一橋大学国際共同研究センター(IJRC)に於いて開催されたアジア金融アーキテクチャー研究会、2003年滋賀大学に於いて開催された日本金融学会秋季大会、および2004年3月14日に高知県教育会館高知城ホールに於いて開催されたTCERに於いて発表した論文を加筆修正したものである。本稿の執筆にあたっては、井澤秀記教授(神戸大学)、伊藤隆敏教授(東京大学)、塩谷雅弘専任講師(大阪国際大学)、小川英治教授(一橋大学)、河合正弘教授(東京大学)、高木信二教授(大阪大学)、武田史子助教授(東京大学)、福田慎一教授(東京大学)、ならびに研究会参加者の諸先生方より、数多くの貴重なコメントを頂いた。また、匿名の本誌レフェリーからも数多くの有益なコメントを頂いた。改めて感謝の意を表したい。言うまでもなく、有り得べき誤謬の一切の責は筆者である我々に帰するものである。

図1 中国における輸出・輸入相手国のシェア

(A)輸出相手国



(B)輸入相手国



(注) 1) NIEsには台湾の輸出量は含まれていない。

2) ASEANは、対インドネシア、マレーシア、フィリピン、およびタイの輸出量の総額を表す。

(資料) IMF, *Direction of Trade Statistics* (CD-ROM).

表1 中国と東アジア諸国との貿易結合度の推移

貿易相手国	1981年		1991年		2001年	
	輸出	輸入	輸出	輸入	輸出	輸入
日本	3.10	3.61	2.19	1.74	3.10	2.68
NIEs	0.82	0.15	1.15	1.52	1.54	3.57
香港	19.80	5.02	16.19	9.73	5.56	1.25
ASEAN	1.57	0.83	0.94	1.49	1.18	1.69

(注) 1) NIEsには香港は含まれていない。

2) ASEANは、インドネシア、マレーシア、フィリピン、およびタイである。

(資料)「通商白書(2003)」。

ている。このように、今後、中国と東アジア諸国との経済関係、とりわけ貿易関係は、今後、一層緊密化していくことが予想される。

但し、今後、中国と東アジア諸国との貿易関係が緊密化していくためには、中国がその対外貿易関係を反映した為替相場制度を採用することが重要であると考えられる。

中国は、1994年初めに、公定為替相場を市場為替相場に近い水準で一元化し、それまでの二重為替相場制度から現行の管理変動相場制へと移行した。しかしながら、その後も、事実上ドル・ペッグ制度を採用している。中国においては、経常黒字と直接投資の流入から、ほぼ一貫してドル余剰となっている。これに対し、中国は資本取引、とりわけ短期資本取引を幅広く規制し、また、中国人民銀行が人民元売り・ドル買い介入を行うことにより、事実上のドル・ペッグ制度を維持しているのである。但し、人民元がドルに対して安定的であったとしても、ドルと他の東アジア諸国との為替相場が変動することにより、人民元と他の東アジア諸国との為替相場は変動することに留意する必要がある。この為替相場のボラティリティは、中国から東アジア諸国への貿易に対し、負の影響を与える可能性がある。もしそうであるならば、中国にとって、今後、その対外貿易関係を反映した通貨バスケットを安定化させる為替相場制度を採用していくことも、一つの選択肢となり得ると考えられる。

本稿の目的は、中国人民元の実質実効為替相場のボラティリティが中国の輸出量にどのよう

な影響を与えているかを分析することである。この分析は、中国における今後の為替相場制度を議論する際、重要な意義をもつと考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では為替相場のボラティリティが国際貿易にどのような効果を与えるかに関して分析した先行研究をサーベイする。そして、この先行研究における問題点を指摘する。第3節では、これらの問題点を改善する実証分析の方法を提示する。第4節では実証分析の結果を示す。第5節は結論である。

2. 先行研究

主要先進諸国が変動為替相場制度へと移行した1973年以来、為替相場のボラティリティが国際貿易にどのような効果を与えるかに関して、理論、および実証分析の両面から多くの研究が行われてきた。

理論分析においては、為替相場のボラティリティが、輸出入契約を通じ、国際貿易に与える短期的な効果を分析したものと、企業の市場参入・退出を通じ、国際貿易に与える長期的な効果を分析したものとに大別することができる。

まず、短期的効果に関しては、Ethier (1973)、Hooper and Kohlhagen (1978) が、不完全競争下にある危険回避的な輸出入企業を想定した市場均衡モデルを用いて、輸出入契約が先物市場で十分にヘッジされない場合には、為替相場のボラティリティの増大が貿易量に負の影響を与

えることを示した。同様に、Qian and Varangis (1994), Holly (1995) も為替相場のボラティリティが国際貿易に負の影響を与えることを示した。これに対しDe Grauwe (1988) は、危険回避的な輸出企業を想定し、輸出企業が十分に危険回避的である場合には、為替相場のボラティリティの増大は輸出企業の限界効用を増大させ、その結果、輸出量を増大させることを示した。

次に、長期的効果に関しては、Dixit (1989) が、企業の市場参入・退出に一定の埋没費用がかかる履歴 (hysteretic) モデルを用いて、為替相場のボラティリティの増大により、市場に参入しようとする企業、および市場から退出しようとする企業ともにそのタイミングを遅らせるため、貿易に与える効果は両方向になり得ることを示した。これに対し、Franke (1991) は、履歴モデルを用い、市場に参入しようとする企業はそのタイミングを早め、一方、市場から退出しようとする企業はそのタイミングを遅らせるため、為替相場のボラティリティの増大が貿易量に正の影響を与える可能性を示した。

以上のように、理論分析においては、為替相場のボラティリティが国際貿易に与える短期的効果、および長期的効果の方向性は、モデルにより異なっている。

実証分析に関しては、以下の観点から分類することができる。第1に、理論分析と同様に、為替相場のボラティリティが国際貿易に与える短期的効果に着目するか、それとも長期的効果に着目して分析するかという点、第2は、実質為替相場のボラティリティと名目為替相場のボラティリティのどちらを分析するかという点、第3は、一国と他の一国という二国間の貿易を分析するか、または一国と世界の貿易を分析するかという点で、これは、為替相場を二国間為替相場とするか、または実効為替相場とするかということの意味している。第4は、どのような説明変数を回帰式に含めるかという点、第5はどのように為替相場のボラティリティを測るかという点、第6は用いる推定方法、第7は分

析対象とする国についてである。表2は、以上の観点から先行研究を分類したものである¹⁾。

まず、短期的効果に関し、為替相場のボラティリティが国際貿易に負の影響を及ぼすことを示したものに、以下のものがある。Cushman (1983) は、アメリカ、ドイツと他の先進国5カ国の二国間貿易を対象に、OLSにより、為替相場の標準偏差の移動平均として定義された実質為替相場のボラティリティが、輸出量に有意な負の影響を及ぼすことを示した。Cushman (1986) は、アメリカと他の先進国6カ国間の二国間貿易を対象に、同様の手法を用いて同様の結論を得ている。Kenen and Rodrik (1986) は、先進国11カ国に対する貿易を対象に、OLSにより、為替相場の標準偏差の移動平均として定義された実質実効為替相場のボラティリティは、輸入量に有意な負の影響を及ぼすことを明らかにした。Thursby and Thursby (1987) は、先進国17カ国間の二国間貿易を対象に、VARモデルを用いて、トレンドから予測された直物為替相場のボラティリティは、輸出量に有意な負の影響を及ぼすことを示した。Pozo (1992) は、イギリスとアメリカの二国間貿易を対象に、OLSにより、GARCHモデルから推計された条件付分散として定義された実質二国間為替相場のボラティリティが、輸出量に対し有意な負の影響を及ぼすことを示した。Chowdhury (1993) は、G7を対象に、VARモデルを用いて、為替相場の標準偏差の移動平均として定義された実質実効為替相場のボラティリティが、輸出量に有意な負の影響を及ぼすことを示した。Kroner and Lastrapes (1993) は、先進5カ国を対象に、M-GARCH-in-mean (Multivariate-GARCH-in-Mean) を用いて、名目実効為替相場のボラティリティが輸出量に対し有意な負の影響を及ぼすことを示した。Caporale and Doroodian

1) 為替相場のボラティリティと国際貿易の関係のサーヴェイ論文に、IMF (1984), McKenzie (1999) がある。併せて参照のこと。

表2 為替相場のボラティリティと貿易取引量に関する先行研究の要約

出典	短期 or 長期	名目為替相場 or 実質為替相場	二国間為替相場 or 実効為替相場	説明変数	ボラティリティの尺度	推定方法	分析対象国
Asseery and Peel (1991)	短期	実質為替相場	実効為替相場	所得 価格 為替相場のボラティリティ	ARIMAモデルの残差	OLS	先進国5カ国
Bailey <i>et al.</i> (1986)	短期	名目為替相場	実効為替相場	所得 価格 為替相場のボラティリティ 石油産出国の輸出収入	為替相場の変化率の絶対値 i.e. $V_t = (\epsilon_t - \epsilon_{t-1})/\epsilon_{t-1} $, ϵ は直物為替相場.	OLS	OECDG7
Bailey <i>et al.</i> (1987)	短期	両方	実効為替相場	所得 価格 為替相場のボラティリティ 石油産出国の輸出収入	為替相場の標準偏差の移動平均	OLS	OECDG7 + 先進国4カ国
Caporale and Doroodian (1994)	短期	実質為替相場	二国間為替相場	鉱工業生産 実質為替相場 為替相場のボラティリティ	GARCH	M-GARCH-in-mean	先進国2カ国
Chowdhury (1993)	短期	実質為替相場	実効為替相場	所得 価格 為替相場のボラティリティ	為替相場の標準偏差の移動平均	VAR	OECDG7
Cushman (1983; 1986)	短期	実質為替相場	二国間為替相場	生産能力利用(設備稼働率) 為替相場のボラティリティ 生産コスト	為替相場の標準偏差の移動平均	OLS	先進国7カ国
De Grauwe (1987)	長期	両方	二国間為替相場	所得 価格 為替相場のボラティリティ 関税同盟ダミー	為替相場の年間変化率の標準偏差	OLS	先進国10カ国
Gotur (1985)	短期	名目為替相場	実効為替相場	所得 価格 為替相場 為替相場のボラティリティ 生産コスト	為替相場の標準偏差の移動平均	OLS	先進国5カ国
Hooper and Kohlhagen (1978)	短期	名目為替相場	二国間為替相場	生産能力利用(設備稼働率) 為替相場 為替相場のボラティリティ 生産コスト	前期における先物相場と今期における 直物相場との差の絶対値の平均 i.e. $V_t = \sum_{i=1}^m f_{t,i} - e_t /n$, f は先物相場.	OLS	先進国7カ国
Keren and Rodrik (1986)	短期	実質為替相場	二国間為替相場	所得 価格 為替相場 為替相場のボラティリティ	為替相場の標準偏差の移動平均	OLS	OECDG7 + 先進国4カ国
Koray and Lastrapes (1989)	短期	実質為替相場	二国間為替相場	所得 価格 為替相場 為替相場のボラティリティ 貨幣供給 利子率	為替相場の標準偏差の移動平均 i.e. $V_t = \left[\left(\frac{1}{m} \right) \cdot \sum_{i=1}^m (Z_{t+i-1} - Z_{t+i-2})^2 \right]^{1/2}$, Z はUSの消費財で測った外国消費財の 相対価格の対数値. また $m = 12$	VAR	先進国6カ国

熊本・熊本：中国人民元のボラティリティが中国の輸出量に及ぼす影響
：GARCHモデルによる分析

表2 為替相場のボラティリティと貿易取引量に関する先行研究の要約 (続)

出典	短期 or 長期	名目為替相場 or 実質為替相場	二国間為替相場 or 実効為替相場	説明変数	ボラティリティの尺度	推定方法	分析対象国
Kroner and Lastrapes (1993)	短期	名目為替相場	実効為替相場	所得 価格 名目為替相場 生産コスト 為替相場のボラティリティ	GARCH	M-GARCH-in-mean	先進国5カ国
McKenzie (1998)	短期	名目為替相場	二国間為替相場	所得 実質為替相場 為替相場のボラティリティ	ARCHモデル	OLS	先進国2カ国
McKenzie and Brooks (1998)	短期	名目為替相場	二国間為替相場	所得 価格 名目為替相場 為替相場のボラティリティ	ARCHモデル	OLS	先進国2カ国
Peree and Steinherr (1989)	長期	名目為替相場	二国間為替相場	所得 実質為替相場 交易条件 為替相場のボラティリティ	長期的な名目二国間為替相場の不確実性 $V_i = \frac{\max X'_{i-k} - \min X'_{i-k}}{\min X'_{i-k}} + \left[1 + \frac{ X_i - X'_i ^2}{X^*} \right]$ 但し、 X_i は t 期における名目為替相場、 $\max X'_{i-k}$ と $\min X'_{i-k}$ は t 期までの k 期間に おける名目為替相場の最大値と最小値、 X'_i は均衡為替相場を表す。	OLS	先進国5カ国
Pozo (1992)	短期	実質為替相場	二国間為替相場	所得 価格 為替相場制度ダミー	GARCH	OLS	先進国2カ国
Qian and Varangis (1994)	短期	名目為替相場	両方	所得 価格 名目為替相場 生産コスト 実質為替相場 為替相場のボラティリティ	ARCHモデル	M-ARCH-in-mean	先進国6カ国
Thursby and Thursby (1987)	短期	名目為替相場	二国間為替相場	所得 価格 為替相場 為替相場のボラティリティ 関税の水準 輸出コスト 輸入者取引変数 消費者の嗜好	トレンドから予測された直物為替相場の まわりの分散 $\ln e_t = \phi_0 + \phi_1 t + \phi_2 t^2 + \varepsilon_t$	OLS	先進国17カ国

(1994) は、アメリカ、カナダの二国間貿易を対象に、M-GARCH-in-mean により、実質二国間為替相場のボラティリティが輸出量に対し有意な負の影響を及ぼすことを示した。Qian and Varangis (1994) は、先進6カ国を対象にM-ARCH-in-meanモデルを用いて、名目二国間為替相場のボラティリティが、カナダーアメリカ間、日本ーアメリカ間の輸出量に対し有意な負の影響を及ぼすことを示した。

一方、短期的効果に関し、為替相場のボラティリティが国際貿易に正の影響を及ぼすことを示したものに、以下のものがある。Asserry and Peel (1991) は、先進国5カ国を対象に、OLSにより、ARIMAモデルの残差として定義された実質実効為替相場のボラティリティが輸出量に対し有意な正の影響を及ぼすことを示した。McKenzie and Brooks (1997) は、アメリカとドイツの二国間貿易を対象に、OLSにより、ARCHモデルから推計された条件付分散として定義された名目二国間為替相場のボラティリティが輸出量に対し有意な正の影響を及ぼすことを示した。McKenzie (1998) は、アメリカとオーストラリアの二国間貿易を対象に、同様の手法を用いて同様の結論を得ている。

また、為替相場のボラティリティが国際貿易に及ぼす有意な影響が観察されなかった分析に、以下のものがある。Hooper and Kohlhagen (1978) は、アメリカ、ドイツと他の先進国5カ国の二国間貿易を対象に、OLSにより、前期における先物相場と今期における直物相場との差の絶対値の平均として定義された名目為替相場のボラティリティは輸入量、および輸出量に有意な影響を及ぼさないという結論を得ている。Gotur (1985) は、先進国5カ国を対象に、OLSにより、為替相場の標準偏差の移動平均として定義された名目実効為替相場のボラティリティは輸出量、および輸入量に対して有意な影響を及ぼさないことを示した。Bailey et al. (1986) は、G7を対象に、OLSにより、為替相場の変化率の絶対値として定義された名目実効為替相場のボラティリティは輸出量に対し、有

意な影響を与えないことを示した。同様に、Bailey et al. (1987) は、先進国11カ国を対象に、OLSにより、為替相場の標準偏差の移動平均として定義された名目、および実質実効為替相場のボラティリティが輸出量に対し、有意な影響を与えないことを示した。Koray and Lastrapes (1989) は、アメリカと他の先進国5カ国の二国間貿易を対象に、VARモデルにより、為替相場の標準偏差の移動平均として定義された実質為替相場のボラティリティは輸入量に対して及ぼす影響は小さいことを示した。

最後に、長期的効果に関して、為替相場のボラティリティが国際貿易に負の影響を及ぼすことを示した数少ない先行研究として、以下のものが挙げられる。DeGrauwe (1987) は、先進国10ヶ国を対象に、OLSにより、為替相場の変化率の標準偏差として定義された二国間名目、および実質為替相場のボラティリティが国際貿易に負の影響を与えることを示した。Peree and Steinherr (1989) は、先進国5カ国を対象に、OLSを用いて、長期的な名目二国間為替相場の不確実性の指標が、国際貿易に負の影響を与えることを示した。

以上のように、実証分析に関しても、理論分析と同様に、為替相場のボラティリティが国際貿易に与える影響の方向性は、分析により異なっている。

以上の先行研究における分析は、すべて先進諸国間の貿易を対象としているものであり、また、そのほとんどは為替相場のボラティリティが国際貿易に与える短期的効果を分析したものである²⁾。しかしながら、中国のような経済成長の著しい国を対象とする場合には、長期的効果も併せて分析することが重要であると考えられる。なぜならば、先述の通り、為替相場のボ

2) 但し、熊本・熊本 (2003a・b・c) においては、日本とアジア諸国 (インドネシア、韓国、マレーシア、フィリピン、シンガポール、およびタイ) 間の為替相場のボラティリティが、これら二国間貿易に与える短期的、および長期的効果について分析を行っている。

ラティリティが国際貿易に与える長期的効果には、直接投資などによる企業の市場参入・退出を通じた効果が含まれているため、中国のように、先進諸国から大きな直接投資を受け入れることにより輸出を拡大してきた国においては、長期的効果が重要な意味を持つと考えられるからである。

以上のような考察に基づき、本稿では短期および長期効果の両面から分析するために、自己回帰型分布ラグ (autoregressive distributed lag, 以下ARDLと略記) モデルを用いる。

また、先の先行研究においては、さまざまな尺度で為替相場のボラティリティが測られていることがわかる。しかしながら、為替相場の標準偏差の移動平均や他の恣意的な方法により為替相場のボラティリティを定義した場合には、Pagan (1984) が指摘する generated regressors の問題により、推定量が一致性、および効率性を持たない可能性がある。このため、本稿では、実質実効為替相場のボラティリティの尺度として、一般化自己回帰条件付不均一分散 (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, 以下GARCHと略記) モデルにより推計された条件付分散を用いる。GARCH推定量は一致性を持つため、推定量の非一致性の問題を回避できるというメリットを持つ。

3. 実証分析の方法

(1) 分析方法

分析に用いる推定式は、以下のARDL (p, q_1, q_2, q_3) モデルである。

$$A(L, p)x_t = \mu + B_1(L, q_1)reer_t + B_2(L, q_2)yw_t + B_3(L, q_3)f(ht) + \varepsilon_{x,t} \quad (1)$$

$$\Phi(L, r_1)\Delta reer_t = \xi + \Psi(L, r_2)\varepsilon_{reer,t} \quad (2)$$

$$V[\varepsilon_{reer,t} | I_{t-1}] = ht = \delta_0 + \sum_{i=1}^{s_1} \delta_i \varepsilon_{reer,t-i}^2 + \sum_{i=1}^{s_2} \eta_i h_{t-i} \quad (3)$$

$$f(ht) = \begin{cases} (ht)^\lambda & \text{if } \lambda \neq 0 \\ \log ht & \text{if } \lambda = 0 \end{cases} \quad (4)$$

但し $A(L, p) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p$, $B_k(L, q_k) = \beta_{k0} + \beta_{k1} L + \dots + \beta_{kq_k} L^{q_k}$ ($k=1, 2, 3$) なるラグオペレータについての多項式, x_t は t 期における中国の輸出量の対数値, $reer_t$ は人民元の実質実効為替相場の対数値, yw_t は世界実質所得の対数値, $f(ht)$ は人民元実質実効為替相場のボラティリティの尺度, $\varepsilon_{x,t}$ は輸出量に対する攪乱項であり、期待値ゼロ、分散一定の独立同一分布に従う。

また、 $\Phi(L, r_1) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_{r_1} L^{r_1}$, $\Psi(L, r_2) = 1 + \psi_1 L + \dots + \psi_{r_2} L^{r_2}$ なるラグオペレータについての多項式であり、(2) 式は、実質実効為替相場はARIMA($r_1, 1, r_2$) 過程に従うことを示している。さらに、(3) 式は、実質実効為替相場の攪乱項 $\varepsilon_{reer,t}$ は GARCH(s_1, s_2) 過程に従うことを示しており、実質実効為替相場のボラティリティの尺度に、GARCHモデルから推計された実質実効為替相場の条件付分散を用いることを意味している³⁾。

(1) 式は

$$x_t = \frac{1}{A(L, p)} \mu + \frac{B_1(L, q_1)}{A(L, p)} reer_t + \frac{B_2(L, q_2)}{A(L, p)} yw_t + \frac{B_3(L, q_3)}{A(L, p)} f(ht) + \frac{1}{A(L, p)} \varepsilon_{x,t} \quad (5)$$

と表せるので、実質実効為替相場、世界の実質所得、および実質実効為替相場のボラティリティが輸出数量に与える長期的パラメータは、そ

3) Cushman (1983), Gotur (1985), または Chowdhury (1993) のように、為替相場のボラティリティを為替相場の標準偏差の移動平均として定義する場合には、(3) 式において $\delta_i, i=1, \dots, s_1$ の値を恣意的に決定し、さらに $\eta_i=0, i=1, \dots, s_2$ としていることになる。このようにして推計された為替相場のボラティリティは一致性を持たないため、generated regressors により、推定量も一致性を持たない。

それぞれ $\theta_k = B_k(1, q_k)/A(1, p) = (\beta_{k0} + \dots + \beta_{kq_k}) / (1 - \alpha_1 - \dots - \alpha_p)$, $k=1, 2, 3$ となることがわかる。

長期的パラメータの分散は、デルタ法 (Δ -method) を用いて求める。すなわち、 ρ をパラメータベクトル、その推定値 $\hat{\rho}$ についての連続関数を $f(\hat{\rho})$ とするならば、Taylor 近似により、 $f(\hat{\rho}) \approx f(\rho) + (\partial f(\rho) / \partial \rho)(\hat{\rho} - \rho)$ となるため、 $\text{Var}[f(\hat{\rho})] \approx (\partial f(\rho) / \partial \rho)' \text{Var}[(\hat{\rho})] (\partial f(\rho) / \partial \rho)$ として求める。

ここで、(1) 式に

$$\begin{aligned} x_t &= \Delta x_t + x_{t-1}, \\ x_{t-s} &= x_{t-1} - \sum_{i=1}^{s-1} \Delta x_{t-i}, \quad s=1, 2, \dots, p, \\ reer_t &= \Delta reer_t + reer_{t-1}, \\ reer_{t-s} &= reer_{t-1} - \sum_{i=1}^{s-1} \Delta reer_{t-i}, \quad s=1, \dots, q_1 \\ yw_t &= \Delta yw_t + yw_{t-1} \\ yw_{t-s} &= yw_{t-1} - \sum_{i=1}^{s-1} \Delta yw_{t-i}, \quad s=1, \dots, q_2 \\ f(h_t) &= \Delta f(h_t) + f(h_{t-1}) \\ f(h_{t-s}) &= f(h_{t-1}) - \sum_{i=1}^{s-1} \Delta f(h_{t-i}), \quad s=1, \dots, q_3 \end{aligned}$$

を代入するならば、誤差修正 (error correction) モデル

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= \beta_{10} \Delta reer_t + \beta_{20} \Delta yw_t + \beta_{30} \Delta f(h_t) \\ &\quad - \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i^* \Delta x_{t-i} - \sum_{i=1}^{q_1-1} \beta_{1i}^* \Delta reer_{t-i} \\ &\quad - \sum_{i=1}^{q_2-1} \beta_{2i}^* \Delta yw_{t-i} - \sum_{i=1}^{q_3-1} \beta_{3i}^* \Delta f(h_{t-i}) \\ &\quad - A(1, p) EC_{t-1} + \varepsilon_{x,t} \end{aligned} \quad (6)$$

が得られる。但し、 EC_t は

$$EC_t = x_t - \theta_1 reer_t - \theta_2 yw_t - \theta_3 f(h_t)$$

で定義される誤差修正項であり、 $t-1$ 期において長期的な関係以上に輸出数量が増大すると、 t 期において輸出数量が減少することを示している。また、

$$\begin{aligned} \alpha_1^* &= \alpha_p + \alpha_{p-1} + \dots + \alpha_3 + \alpha_2 \\ \alpha_2^* &= \alpha_p + \alpha_{p-1} + \dots + \alpha_3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &: \\ \alpha_{p-1}^* &= \alpha_p \end{aligned}$$

同様に、

$$\begin{aligned} \beta_{k1}^* &= \beta_{kq_k} + \beta_{kq_k-1} + \dots + \beta_{k3} + \beta_{k2} \\ \beta_{k2}^* &= \beta_{kq_k} + \beta_{kq_k-1} + \dots + \beta_{k3} \\ &: \\ \beta_{kq_k-1}^* &= \beta_{kq_k}, \quad k=1, 2, 3 \end{aligned}$$

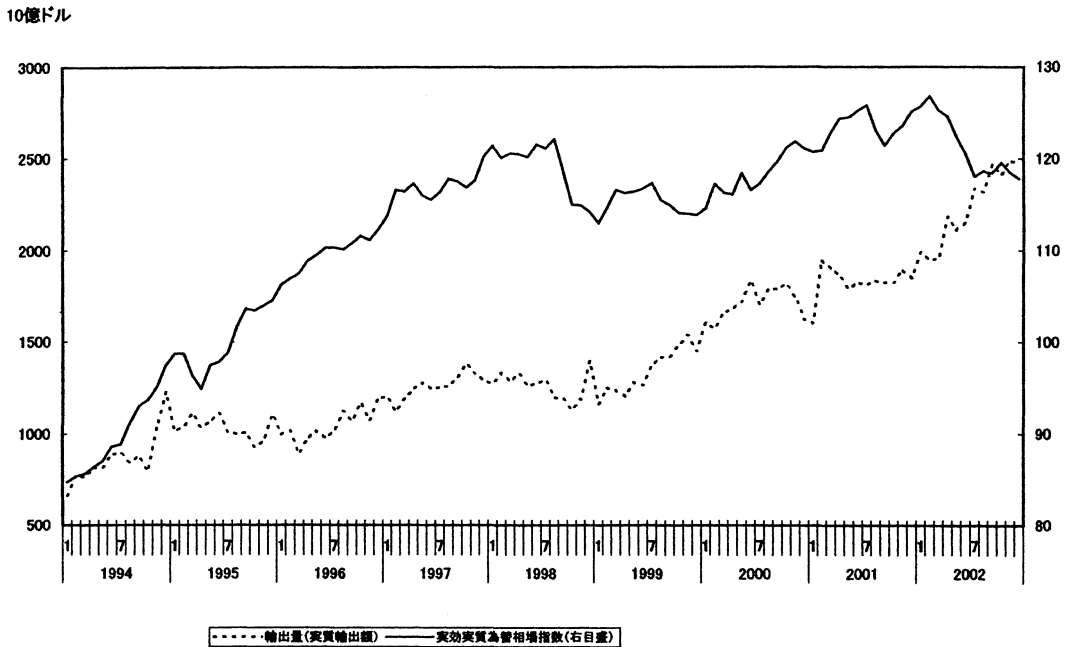
である。

Pesaran and Shin (1999) が示した通り、ある一定の条件の下で、説明変数、および被説明変数の定常性に関わりなく、誤差修正モデル (6) 式の短期的パラメータの最小二乗推定量は \sqrt{T} -consistent であり、また (5) 式における長期的パラメータの最小二乗推定量は T -consistent (超一性) であり、漸近的に標準正規分布に従う。このため、説明変数、および被説明変数に対する単位根検定、および共和分検定を事前に行う必要はない。これが、ARDLモデルを用いる技術的なメリットの一つである。

分析の手順は、以下の通りである。第一に、実質実効為替相場をARIMAモデルで同定し、残差系列を推計する。第二に、この残差をGARCHモデルで同定し、 $f(h_t)$ の系列を推計する。第三に、上の結果をもとに、長期的パラメータを推定する。最後に、誤差修正モデル (6) 式を推定することにより、短期的パラメータを求める。

また、予想される符号条件は以下の通りである。実質実効為替相場 $reer_t$ については、値が上昇すると人民元の実質実効為替相場の増価を意味するため、中国からの輸出量は減少すると予想され、符号条件は負である。世界の実質所得水準 yw_t は、世界の購買力が増大すると、中国からの輸入量は増加すると予想されるため、符号条件は負である。実質実効為替相場のボラティリティ $f(h_t)$ については、理論モデルから先見的に決定することはできないが、実質実効為替相場の不確実性が中国の輸出量に負の影響を与えるならば、符号条件は負となる。

図2 中国の輸出量（実質輸出額）と人民元の実質実効為替相場指数の推移



(資料) 中国の輸出額：IMF, *Directions of Trade Statistics* (CD-ROM).
 その他：IMF, *International Financial Statistics* (CD-ROM).

(2) データ

標本期間は、1994年1月からデータの入手可能な2002年12月までとし、月次データを用いた。これは、1994年1月に公定為替相場を市場為替相場に近い水準で一元化しているからである。

x_t (輸出量) は中国の総輸出額を中国の一般物価指数で除すことにより求め、これに対し季節調整を行った⁴⁾。一般物価指数のデータとして望ましいものは、輸出財の単位価格、輸出物価指数、または卸売物価指数などであると考えられるが、これらのデータはすべて入手不可能であった。このため、消費者物価指数を用いた。 $reer_t$ (実質実効為替相場指数、1995=100) には、消費者物価指数に基づいた実質実効為替相場の値を用いた。世界の所得水準は、世界の購買力を表す指標として、世界の輸入量を代理的に用いた。世界の所得水準を算出する代替的な

方法として、例えば、中国の主要輸出相手国の実質所得を加重平均する方法が考えられる。しかしながら、実質所得のデータは、高々、四半期データからしか入手できない。これらの年次データ、または四半期データを月次データに変換するならば、その短期的な動きを正確に捉えることができない。このため、月次データであった世界の輸入量を代理変数として用いた。この方法は、マクロデータを用い、輸出入関数を推計する場合には、よく用いられる手法であり、例えば、経済企画庁(当時)『経済白書(平成6年版)』などでも用いられている。この世界輸入量を世界輸入価格指数で除し、これらに対し季節調整を行った⁵⁾。

これら実質実効為替相場と輸出数量のデータをプロットしたものが図2である。

4) 季節調整にはRATS (estima) のX-11コマンドを用いた。

5) 季節調整にはRATS (estima) のX-11コマンドを用いた。

4. 実証分析の結果

まず、実質実効為替相場をARIMAモデルで同定する。本稿では、実質実効為替相場が連続時間においてドリフト付きランダムウォークに従っていることを想定し、ARIMA (0, 1, 1) モデルにより同定を行った。

この分析の結果を示したものが、表3である。表3より、定数項は有意水準5%、MA項は有意水準1%の下で有意であった。また、Ljung=Box検定により、36次までの標本自己相関がゼロという帰無仮説の p-value がほぼ80%であった。以上より、ARIMAモデルは診断をパスしたと結論できる⁶⁾。

次に、この残差系列に対しGARCHモデルを用い、実質実効為替相場の条件付分散を推計した。本稿では、Bollerslev (1986) に倣い、GARCH (1, 1) モデルにより同定を行った⁷⁾。この結果を示したものが表4である⁸⁾。表4より、 ε^2_{t-1} の係数は有意ではないが、定数項、および h_{t-1} の係数は有意水準10%の下で有意であることがわかる。以上より、中国の実質実効為替相場においては限定的ながらGARCH効果が存在していることがわかる。GARCH (1, 1) モデルにより推計された h_t の系列に対し、 $f(h_t) = h_t^\lambda$, $\lambda = 1$ とした。

最後に、ARDLモデルを推定した。先に、ある一定の条件の下で、説明変数、および被説明変数の定常性に関わりなく、短期的パラメータの最小二乗推定量は \sqrt{T} -consistentであり、また長期的パラメータの最小二乗推定量はT-consistentであり、漸近的に標準正規分布に従

6) ARIMAモデルの推定にはRATS (estima) を用いた。

7) Bollerslev (1986) は、高次のARCH効果はGARCH (1, 1) モデルにより捉えることができ、さらに節約の原理 (principle of parsimony) を満たすと指摘している。

8) GARCHモデルの推定にはTSP4.5 (TSP International) を用いた。

表3 ARIMAモデルの結果

定数項	0.302*10 ⁻² ** (0.145*10 ⁻²)
ψ_1	-0.301 *** (0.094)
\bar{R}^2	0.075
D.W.	1.995
Q統計量	27.944

- (注) 1) 標本期間：1994年1月-2002年12月。
2) ***, **はそれぞれ、係数が有意水準1%、5%で有意であることを表す。
3) 各パラメータの推定値、および標準誤差 (括弧内) については、小数点第4位以下を四捨五入したものである。
4) Ljung=BoxのQ統計量は、標本期間の36次までの攪乱項が系列的に独立であるという帰無仮説に対する統計量である。また、Q統計量、およびp-valueは、それぞれ27.944、0.796であった。

表4 GARCHモデルによる推定結果

δ_0	0.654*10 ⁻⁴ * (0.395*10 ⁻⁴)
δ_1	0.034 (0.069)
η_1	0.468 * (0.280)

- (注) 1) 標本期間：1994年1月-2002年12月。
2) *は、係数が有意水準10%で有意であることを表す。
3) 各パラメータの推定値、および標準誤差 (括弧内) については、小数点第4位以下を四捨五入したものである。

うと述べたが、Pesaran and Shin (1999) が示した通り、推定量がこれらの性質を満たすためには、被説明変数、および説明変数の間に長期的関係が存在していることが必要となる。この条件は、「見せかけの回帰」である可能性を排除するための条件である。このため、まず予備的検定として長期的有意性 (long-run significance) の検定を行った。

具体的には、(6) 式における中国の輸出量を表す指標 x_t 、人民元の実質実効為替相場、世界実質所得 y_{wt} 、ならびに人民元実効為替相場の

表5 significance テストの結果

変数				F-statistic	p-value	I(0)95%臨界値	I(1)95%臨界値
<i>reer</i>	<i>yw</i>	<i>const.</i>	<i>f(h)</i>	248.451	0.000	3.219	4.378

(注) 1) 標本期間：1994年1月-2002年12月。

2) F-statistic, およびp-valueについては, 小数点第4位以下を四捨五入したものである。

ボラティリティを表す変数 $f(h_t)$ 間に長期的関係が存在するかどうかの検定を行った。すなわち, (6) 式の誤差修正項に対してF検定を行い, F統計量を比較した。定式化については以下の通りである。

$$x_t = \mu + \theta_1 reer_t + \theta_2 yw_t + \theta_3 f(h_t) + v_t \quad (7)$$

なお, 検定に用いられるF統計量は変数が定常か, それとも非定常かに依存して異なる臨界値をとる⁹⁾。この検定結果を示したものが表5である。

表5から明らかなように, 被説明変数, および説明変数の間には長期的な安定的関係があるため, 以下の分析において「見せかけの回帰」は問題とならないことがわかる。

ARDLモデルの推定結果を示したものが表6である。ARDLモデルのラグ次数は赤池の情報量基準 (Akaike's Information Criteria) により決定した¹⁰⁾。表6の上段は長期的パラメータの推定結果, 下段は誤差修正モデルによる短期的パラメータの推定結果を示している。

まず, 長期的パラメータに関して, 実質実効為替相場は符号条件を満たすが有意ではなかった。この結果は, 近年における中国の輸出量の増大には, 中国の輸出財の低い価格が影響を与えないことを意味しており, 直感に反するよう

9) 非標準的なF統計量の臨界値の表については, Pesaran and Pasaran (1997) を参照されたい。また, Pesaran and Pasaran (1997) は (7) 式において, 誤差修正項を含む場合と含まない場合に対してF検定を行い, それぞれのF統計量を比較している。本稿の分析も本質的には同じである。

10) ARDLモデルの推定には, Microfit4.1 (Oxford University Press) を用いた。

表6 ARDLモデルによる推定結果

長期的パラメータ	
<i>reer</i>	-2.588 (2.137)
<i>yw</i>	2.484 *** (0.884)
$f(h^i)$	-15961.400 (15381.400)
<i>const.</i>	0.711 (6.394)
誤差修正モデル	
$dx(-1)$	-0.390 *** (0.106)
$dx(-2)$	-0.211 ** (0.095)
<i>dreer</i>	-0.508 (0.557)
$dreer(-1)$	-0.191 (0.583)
$dreer(-2)$	-1.191 ** (0.541)
<i>dyw</i>	0.729 *** (0.213)
$dyw(-1)$	0.464 ** (0.229)
$df(h^i)$	-1573.200 * (838.349)
<i>const.</i>	0.070 (0.590)
$EC(-1)$	-0.099 (0.073)
\bar{R}^2	0.302
D.W.	1.974

(注) 1) 標本期間：1994年1月-2002年12月。

2) ***, **, *はそれぞれ, 係数が有意水準1%, 5%, 10%で有意であることを表す。

3) 各パラメータの推定値, 標準誤差 (括弧内) については, 小数点第4位以下を四捨五入したものである。

に感じられるかもしれない。しかしながら、佐々木（2002）が示した通り、中国が輸出先相手国の現地通貨建て価格を固定し、名目為替相場の変化を人民元建て輸出財価格の変化に転嫁する市場志向価格形成（pricing to market, 以下PTM）を行い、価格浸透（path through）効果が小さい場合には、実質実効為替相場は輸出量には有意な影響を与えないことも考えられるであろう。また、本稿においては、輸出関数の推定式（1）式に、単位労働価格のような生産費用を含めていない。安価な中国の労働力と名目為替相場の変化は、この生産費用の部分に反映される可能性があると思われる。

世界の所得水準は符号条件を満たし、かつ有意水準1%の下で有意となった。この結果は、世界の実質購買力が増加すると、中国からの輸出量が増大することを意味しているため、先の予想とも整合的である。

為替相場のボラティリティについての符号は負であるが、有意とはならなかった。先述の通り、為替相場のボラティリティが国際貿易に与える長期的効果には、直接投資などによる企業の市場参入・退出を通じた効果が含まれていると考えられる。為替相場のボラティリティが長期的に中国の輸出量に影響を与えない理由としては、以下のことが考えられる。まず、現在、中国はその高い潜在的な経済成長率を背景に先進諸国から多額の直接投資を受け入れている。このため、先進諸国企業は為替相場のボラティリティに関わりなく、中国の将来における高成長を見越して、中国に参入していることを示していると考えられる。また、先進諸国が最終生産物の部品を中国に輸出し、これを中国で加工し、最終生産物を逆輸入する場合には、為替相場のボラティリティが中国の輸出量に与える影響は小さくなるとも考えられる。とりわけ、先進諸国の企業は、ファイナンス・カンパニーを設立し、ここにすべての輸出入契約を集約し、ネットで為替リスクを相殺し、さらに相殺できない部分に関してはヘッジを行うなど、極力為替相場が輸出入に与える影響を軽減する戦略を

とっているといわれている。このような場合には、長期的には為替相場のボラティリティは国際貿易に影響を与えてこないと考えられる。

一方、短期的パラメータに関しては、輸出量はラグ1、およびラグ2において、ともに符号は負であり、それぞれ有意水準1%、および5%の下で有意であった。これは、過去において、中国の輸出量が増大すると、人民元が増価し、その結果、輸出量が減少するという貿易収支の調整効果を表しているものと考えられる。また、実質実効為替相場の短期的パラメータについては、ラグ2において符号条件を満たし、かつ有意水準5%の下で有意であった。これは、実質実効為替相場の水準が、輸出入契約を通じ、1から2ヵ月先において影響を与えることを意味している。すなわち、短期的には輸出財の人民元通貨建て価格の調整が十分に行われないうこと、労働賃金を含む生産費用の調整が十分に行われないうことなどの理由により、価格浸透効果が高い可能性を意味していると考えられる。

世界の所得水準については、当該期、およびラグ1において符号条件を満たし、かつそれぞれ、有意水準1%、5%の下で有意であった。この結果は、先と同様、世界の実質購買力が増加すると、中国からの輸出量が増大することを意味している。

為替相場のボラティリティについては、符号は負で、かつ有意水準（p-value）は6.4%であった。このことは、人民元のボラティリティが短期的には中国の輸出量に負の影響を与えていることを意味している。この結果は、短期的には、為替リスクのヘッジが十分ではないこと、またはヘッジを行う費用が限界費用に上乗せされるため、短期的には生産量、および輸出量が減少することを意味していると考えられる。誤差修正項については、符号条件を満たすものの有意ではなかった。

以上の分析結果より、中国においては長期的には実質実効為替相場のボラティリティが輸出に影響を与えないが、短期的には負の影響を与えていることが示された。

5. おわりに

本稿においては、人民元の実質実効為替相場のボラティリティが中国の輸出量にどのような影響を受けているかどうかを実証分析した。本稿では、ARDLモデルを用いることにより、為替相場のボラティリティが輸出に与える短期的効果のみならず、長期的な効果も同時に分析した。さらにPagan (1984) のgenerated regressorsの問題を回避するため、為替相場のボラティリティの推計には、GARCHモデルから推計された条件付分散を用いた。

分析の結果、為替相場のボラティリティが国際貿易に与える長期的効果の符号は負であるが、有意とはならなかった。為替相場のボラティリティが国際貿易に与える長期的効果には、直接投資などによる企業の市場参入・退出を通じた効果が含まれていると考えられる。現在、中国はその高い潜在的な経済成長率を背景に先進諸国から多額の直接投資を受け入れている。この結果は、先進諸国企業は為替相場のボラティリティに関わりなく、中国に参入していることを示していると考えられる。

一方、人民元のボラティリティが短期的には中国の輸出量に負の影響を与えていることが示された。この結論は、今後、中国と東アジア諸国との貿易関係が拡大、緊密化していくことが予想される中で、中国がその貿易を安定化させるためには、その対外貿易関係を反映した通貨バスケットを安定化させる為替相場制度を採用することが好ましいことを意味していると考えられる。もっとも、為替相場制度は、国際貿易取引の視点のみならず、国際金融取引の視点からも論じられるべきものである。現在、中国においては短期資本移動には厳しい規制が行われているが、近い将来、資本規制が撤廃される可能性もある。その際、例えば、近年におけるアジア・ボンド市場創設の議論にみられる様に、中国の企業が海外から資金を調達する際、どのような為替相場制度を採用すれば、発行体、お

よび海外投資家にとって好ましいのかということ、また、他のアジア諸国で問題となった膨大な短期の資本移動を回避するためには、どのような為替相場制度を採用すればよいのかということも重要な論点となってくるであろう。したがって、これらについては今後の課題としたい。

さらに、本稿の分析においては、輸出量のみを推定し、さらに推定式には実質実効為替相場、世界の実質所得、および実質実効為替相場のボラティリティという最小限の説明変数しか含めていない。このため、輸出価格も同時に推定することにより、中国の企業のPTM行動を考慮したり、また輸出量の推定式に生産費用を含めるなどして、価格浸透効果を分析したりすることも必要であると考えられる。したがって、これらについても今後の課題としたい。

引用文献

【日本語文献】

- 経済企画庁編 (1994) 『経済白書 (平成6年版)』大蔵省印刷局。
 経済産業省編 (2003) 『通商白書 (平成15年版)』ぎょうせい。
 熊本方雄・熊本尚雄 (2003a) 「為替相場のボラティリティと国際貿易—ASEAN諸国のケース—」TCER (Tokyo Center of Economic Research; 旧逗子カンファレンス) 報告論文。
 ———・——— (2003b) 「為替リスクが国際貿易に与える影響—アジア諸国のケース—」一橋大学国際共同研究センター (IJRC) アジア金融アーキテクチャー研究会 報告論文。
 ———・——— (2003c) 「為替相場のボラティリティが日本—アジア間貿易に及ぼす影響—GARCHモデルによる分析—」2003年度日本金融学会 秋季大会 (滋賀大学) 報告論文。
 佐々木百合 (2002) 「対日輸出にみられる為替相場のパス・スルー」大野早苗・小川英治・佐々木百合・高橋豊治 (共著) 『環太平洋地域の金融・資本市場』高千穂大学総合研究所。

【英語文献】

- Asseery, A. and D. A. Peel (1991) "The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Estimates," *Economics Letters*, Vol.37 No.2, October.
 Bailey, M. J., G. S. Tavlas and M. Ulan (1986) "Exchange Rate Variability and Trade Performance: Evidence for the Big Seven Industrial Countries," *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol.122 No.3.

- (1987) “The Impact of Exchange Rate Volatility on Export Growth: Some Theoretical Considerations and Empirical Results,” *Journal of Policy Modeling*, Vol.9 No.1, Spring.
- Bollerslev, T. (1986) “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol.31 No.3, April.
- Caporale, T. and K. Doroodian (1994) “Exchange Rate Variability and the Flow of International Trade,” *Economics Letters*, Vol.46 No.1, September.
- Chowdhury, A. R. (1993) “Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Collection Models,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.75 No.4, November.
- Cushman, D. O. (1983) “The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade,” *Journal of International Economics*, Vol.15 No.1-2, August.
- (1986) “Has Exchange Risk Depressed International Trade? The Impact of Third-Country Exchange Risk,” *Journal of International Money and Finance*, Vol.5 No.3, September.
- De Grauwe, P. (1987) “International Trade and Economic Growth in the European Monetary System,” *European Economic Review*, Vol.31 No.1-2, February-March.
- (1988) “Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade,” *IMF Staff Papers*, Vol.35 No.1, March.
- Dixit, A. (1989) “Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.104 No.2, May.
- Ethier, W. (1973) “International Trade and the Forward Exchange Market,” *American Economic Review*, Vol.63 No.3, June.
- Franke, G. (1991) “Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy,” *Journal of International Money and Finance*, Vol.10 No.2, June.
- Gotur, P. (1985) “Effects of Exchange Rate Volatility on Trade: Some Further Evidence,” *IMF Staff Papers*, Vol.32 No.3, September.
- Holly, S. (1995) “Exchange Rate Uncertainty and Export Performance: Supply and Demand Effects,” *Scottish Journal of Political Economy*, Vol.42 No.4, November.
- Hooper, P. and S. Kohlhagen (1978) “The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade,” *Journal of International Economics*, Vol.8 No.4, November.
- International Monetary Fund (1984) “Exchange Rate Volatility and World Trade: A Study,” *IMF Occasional Papers*, No.28 Washington, D.C., International Monetary Fund.
- Kenen, P. and D. Rodrik (1986) “Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility on Real Exchange Rate,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.68 No.2, May.
- Koray, F. and W. D. Lastrapes (1989) “Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A VAR Approach,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.71 No.4, November.
- Kroner, K. F. and W. D. Lastrapes (1993) “The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced from Estimates Using the GARCH-in-Mean Model,” *Journal of International Money and Finance*, Vol.12 No.3, June.
- Mckenzie, M. D. (1998) “The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.8 No.1, January.
- (1999) “The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows,” *Journal of Economic Surveys*, Vol.13 No.1, February.
- and R. Brooks (1997) “The Impact of Exchange Rate Volatility on German-U.S. Trade Flows,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.7 No.1, April.
- Pagan, A. (1984) “Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors,” *International Economic Review*, Vol.25 No.1, February.
- Perez, E. and A. Steinherr (1989) “Exchange Rate Uncertainty and Foreign Trade,” *European Economic Review*, Vol.33 No.6, July.
- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1999) “An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis,” In Strøm (eds.) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Pozo, S. (1992) “Conditional Exchange-Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from Early 1900’s,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.74 No.2, May.
- Qian, Y. and P. Varangis (1994) “Does Exchange Rate Volatility Hinder Export Growth? Additional Evidence,” *Empirical Economics*, Vol.19 No.3.
- Thursby, M. C. and J. G. Thursby (1987) “Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis, and Exchange Risk,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.69 No.3, August.

[くまもと まさお・東京経済大学]

[くまもと ひさお・福島大学]

The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade in China

Masao KUMAMOTO [Faculty of Economics, Tokyo Keizai University]

Hisao KUMAMOTO [Faculty of Economics, Fukushima University]

Key Words: Renminbi, Exchange rate volatility, International trade, GARCH model, ARDL model

JEL Classification Numbers: C22, F14, F31

Since the advent of the flexible exchange rate system in 1973, various papers investigated the effects of exchange rate volatility on international trade flows. However, a basic paradox as to the impact of exchange rate volatility on trade flows remains unsolved at both the theoretical and empirical level. In this paper, we investigate whether real effective exchange rate volatility of renminbi has an effect on the export flows from China to Japan. In analysis, we investigate not only the short-run effect but also the long-run effect of the exchange rate volatility on the export flows. For this purpose, we use ARDL approach for estimation. Furthermore, in estimation of the exchange rate volatility, we use conditional variance estimated by GARCH model to avoid generated regressors problems indicated by Pagan (1984). As a result, we obtain that the exchange rate volatility does not have an effect on export flows in the long-run, while it has a significant negative effect on them in the short-run. These results mean that it is desirable for China to adopt the exchange rate regime reflecting the relation of foreign trade such as currency basket, because it is expected that international trade between China and East Asian countries is enlarged in the near future.