

# 為替相場のボラティリティが国際貿易に及ぼす影響

— 韓国のケース —

熊 本 方 雄  
熊 本 尚 雄

## 1. はじめに

近年、とりわけ 1997 年のアジア通貨危機以降、アジア諸国においてどのような為替相場制度が採用されるべきかに関し、多くの議論が行われている。それらの多くは、資本取引と為替相場制度との関係を論じるものであり、例えば、金融のグローバル化が進展し、巨額の国際資本移動が発生する状況下において、通貨危機を予防し、それに耐えうる為替相場制度は何かという議論である。

アジア通貨危機の一因として、通貨危機以前、アジア諸国において、その対外的な経済関係に関わらず、事実上のドル・ペッグ制度が採用されていたことが指摘されている。通貨危機後、多くのアジア諸国では、変動相場制度へと移行したが、1999 年以降、アジア諸国の通貨はドルに対して比較的安定している一方、円に対して変動するようになってきており、ドル・ペッグ制度への回帰が見られると言われている。

このような状況下で、近年、韓国においては、自由貿易協定 (FTA) を推進、締結する動きがある。例えば、2000 年 9 月の日韓首脳会談において設置することが合意された日韓 FTA ビジネス・フォーラムが、2002 年 1 月、日韓自由貿易協定を包括的な経済連携協定として早急に実現すべきであるとの提言を行った。これを受け、2003 年 10 月、日韓政府間での交渉が開始されることとなった。

このように、今後、韓国においては、米国のみならず、日本を含むアジア諸国、さらには EU との貿易関係が拡大、緊密化していくことが予想される。このため、今後韓国が、事実上のドル・ペッグ制度を採用するならば、実質実効為替相場におけるボラティリティが増大し、これがアジア諸国の国際貿易に負の影響を与える可能性がある。このような場合、韓国において、国際貿易関係を安定化させるためには、今後、実質実効為替相場を安定化させる為替相場制度を採用する必要が生じてくると考えられる。

本稿の目的は、韓国の実質輸出量、および輸出財価格が、実効実質為替相場のボラティリティからどのような影響を受けているかを実証分析することである。これは、韓国における為替相場制度を經常取引、とりわけ貿易取引の観点から考察するものである。

為替相場のボラティリティが国際貿易に及ぼす影響

本稿の構成は以下の通りである。第2章では、為替相場のボラティリティが国際貿易に与える影響を分析した先行研究を理論および実証分析の両面からサーベイする。第3章では、為替相場のボラティリティと輸出量および輸出財価格の関係を示すモデルを提示する。第4章では、実証分析を行う。本稿では、為替相場のボラティリティを、一般化条件付不均一分散 (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, 以下 GARCH) モデルから推計される実質実効為替相場の条件付分散の値を用い、これが、韓国の実質輸出量、および輸出財価格に与える影響を短期的効果、および長期的効果の両面から実証分析する。第5章は結論である。

## 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、為替相場の不確実性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<sup>1)</sup>。

理論分析においては、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), Das (2004) 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。また、Sercu and Uppal (2003) は、輸送費 (shipping cost) により分割された二国経済において、貿易量と為替相場が内生的に決定される一般均衡モデルを用い、賦存量比率のボラティリティが増大する時には、為替相場のボラティリティと貿易量を増大させるため、為替相場のボラティリティと貿易量の間には正の相関が存在すること、一方、輸送費が増大する時には、為替相場のボラティリティを低下させるが、貿易量を増大させるため、為替相場のボラティリティと貿易量の間には負の相関が存在することを示した。

実証分析に関しては、以下の三点から先行研究を分類できる。第一に、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である。第二は、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あり、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を意味する。第三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である。

第三の点に関し、事後的に実現した為替相場からボラティリティを算出するヒストリカル・ボラティリティを用いた分析が多く存在する。例えば、Cushman (1983, 1986), Kenen and Rodrik (1986), De Grauwe (1987), Koray and Lastrapes (1989), Chowdhury (1993), Arize et al. (2000), Doğanlar (2002) は、為替相場のボラティリティを、為替相場の変化率

の標準偏差<sup>2)</sup>と定義している。また、Thursby and Thursby (1987) は、トレンドモデルから予測される直物為替相場の周りの分散<sup>3)</sup>として定義している。さらに、Bailey et al. (1986, 1987) は、為替相場の変化率の絶対値<sup>4)</sup>として定義している。しかしながら、ヒストリカル・ボラティリティは、一致性、および効率性を持たないため、Pagan (1984) が指摘した generated regressors の問題により、このヒストリカル・ボラティリティを用いて、二段階推定した推定量も一致性、および効率性を持たないという問題点を持つ。このため、近年では、為替相場のボラティリティを、一致性を持つ ARCH 型モデルで推計する分析が主流となっている。

例えば、Pozo (1992) は、イギリスとアメリカの二国間貿易を対象に、OLS を用いて、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。Kroner and Lastrapes (1993) は、先進国 5 カ国を対象に、M-GARCH-M モデルを用いて、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 (1994) は、アメリカ、カナダの二国間貿易を対象に、M-GARCH-M モデルを用いて、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-M 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-アメリカ間、日本-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。木村・中山 (2000) は、共和分検定を用いて、日本を対象に、為替相場の変化率の標準偏差、および 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実効為替相場のボラティリティが、日本の輸出量に短期的にも長期的にも有意な負の影響を与えることを示している。Das (2004) は、先進国 7 カ国と発展途上国 4 カ国を対象に、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、発展途上国から先進諸国への輸出量に有意な負の影響を及ぼすことを示した。

### 3. モデル

本章では、Hooper and Kohlhagen (1978)、Qian and Varangis (1994) らに従い、為替相場のボラティリティと、輸出量および輸出財価格の関係を示すモデルを提示する。

今、第  $i$  国の輸出企業は、第  $j$  国に生産物を輸出するが、輸入国である第  $j$  国通貨で契約されるものとする。このモデルにおける不確実性は、為替相場の予測不可能性のみから生じるものとする。

輸出企業の第  $i$  国通貨建て利潤は、

為替相場のボラティリティが国際貿易に及ぼす影響

$$\pi = sp^* x \left( \frac{p_j}{p^*}, y_j \right) - c \left( \left( \frac{p_j}{p^*}, y_j \right), w \right) \quad (1)$$

となる。但し、 $s$  は第  $i$  国通貨建て為替相場、 $x(\cdot)$  は第  $j$  国における第  $i$  国の輸出財に対する需要関数であり、実質為替相場  $sp_j/p_i = sp_j/sp^* = p_j/p^*$  の増加関数、第  $j$  国の所得水準  $y_j$  の増加関数である。但し、 $p^*$  は第  $j$  国通貨建て輸出財価格、 $p_i$  は第  $i$  国通貨建て第  $i$  国国内財価格、 $p_j$  は第  $j$  国通貨建て第  $j$  国国内財価格である。また、 $c(\cdot)$  は第  $i$  国の輸出企業の費用関数であり、 $c'(\cdot)$ 、 $c''(\cdot) > 0$  とする。 $w$  は総要素価格費用を表す。

輸出企業の効用は、絶対的危険回避度一定の効用関数

$$U(\pi) = -e^{-\gamma\pi}, \quad \gamma > 0 \quad (2)$$

で表されるものと想定する。但し、 $\gamma$  は絶対的危険回避度である。ここで為替相場  $s$  へのショックが正規分布に従っていると想定するならば、期待効用は、

$$E[U(\pi)] = -e^{-\gamma(\mu_\pi - \frac{1}{2}\sigma_\pi^2)} \quad (3)$$

となる。但し、 $\mu_\pi$  は、 $\mu_\pi = E[\pi] = \mu_s p^* x(\cdot) - c(x(\cdot), w)$ 、 $\mu_s = E[s]$  で表される利潤  $\pi$  の期待値、 $\sigma_\pi^2$  は、 $\sigma_\pi^2 = E[\pi - E[\pi]]^2 = (p^* x)^2 \sigma_s^2$ 、 $\sigma_s^2 = E[s - E[s]]^2$  で表される利潤  $\pi$  の分散である。

輸出企業は、期待効用 (3) 式を最大化するように、価格  $p_i$  を決定する。期待効用最大化の一階条件は、

$$\mu_s p^* \left( 1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) = \frac{\partial c}{\partial x} + p^{*2} x \sigma_s^2 \left( 1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) \quad (4)$$

となる。但し、 $\varepsilon = -(\partial x/x) / \{\partial(p_i/p^*) / (p_i/p^*)\}$  と定義される実質為替相場に対する需要の弾力性である。(4) 式の左辺は第  $i$  国通貨建ての限界収入、右辺第 1 項は為替相場のボラティリティが存在しない場合の限界費用である。(4) 式より、為替相場のボラティリティが存在する場合には、危険回避的な輸出企業に対し、追加的に危険負担費用  $p^{*2} x \sigma_s^2 \{1 - (1/\varepsilon)\}$  が生じることを意味している。

したがって、為替相場のボラティリティ  $\sigma_s^2$  が増大すると、輸出量は減少し、第  $j$  国通貨建て輸出財価格は上昇する。また、為替相場の期待値  $\mu_s$  の上昇は限界収入を増加させるため、輸出量を増大させ、第  $j$  国通貨建て輸出財価格を低下させることがわかる。さらに、第  $j$  国の実質所得の増大は、需要曲線を右方シフトさせ、限界収入を増大させるため、輸出量を増大させる。但し、第  $j$  国通貨建て輸出財価格に対する影響は、需要曲線がどの程度右方シフトするかに依存するため、先見的には決定できない。最後に、実質賃金の上昇などにより、限界費用が上昇すると、輸出量は減少し、第  $j$  国通貨建て輸出財価格は上昇する。

## 4. 実証分析

### 4.1 分析方法

本稿においては、韓国の実質輸出量が実質実効為替相場のボラティリティからどのような影響を受けていたかを、短期的、および長期的効果の両面から分析する。なお、本稿においては、実質実効為替相場のボラティリティを GARCH モデルから推計される実質実効為替相場の条件付分散の値として定義する。先述の通り、ARCH 推定量は一致性を持つため、Pagan (1984) が指摘する generated regressors の問題により生じる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もつ<sup>5)</sup>。以上の考察と第 3 章におけるモデル分析に基づき、本稿では以下のモデルを推計する。

$$A(L, p)ex_t = \gamma_0 + \gamma_1 reer_t + \gamma_2 yw_t + \gamma_3 w_t + \gamma_4 h_{t+1} + \varepsilon_{ex,t} \quad (5)$$

$$B(L, q)p_t^* = \delta_0 + \delta_1 reer_t + \delta_2 yw_t + \delta_3 w_t + \delta_4 h_{t+1} + \varepsilon_{p^*,t} \quad (6)$$

$$\Delta reer_t = \xi_0 + \varepsilon_{reer,t} \quad (7)$$

$$E_{t-1}[\varepsilon_{reer,t}] \sim N(0, h_t) \quad (8)$$

$$h_t = \kappa_0 + \sum_{j=1}^{s_1} \kappa_j \varepsilon_{reer,t-j}^2 + \sum_{j=1}^{s_2} \eta_j h_{t-j} \quad (9)$$

但し、 $A(L, p) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p$ ,  $B(L, q) = 1 - \beta_1 L - \dots - \beta_q L^q$  というラグオペレータ  $L$  についての多項式、 $ex_t$  は実質輸出量の実数値、 $p_t^*$  は外貨建てで表示された輸出財価格の実数値、 $reer_t$  は実質実効為替相場の対数値、 $yw_t$  は世界実質所得の実数値、 $w_t$  は実質賃金の対数値、 $h_t$  は実質実効為替相場のボラティリティ、 $\varepsilon_{ex,t}$  は攪乱項である。

(7) 式は実質実効為替相場がドリフト付のランダム・ウォーク過程に従うことを意味しており、(8)、(9) 式は実質実効為替相場の攪乱項は GARCH ( $s_1$ ,  $s_2$ ) 過程に従うことを示している。

(5)、(6)式は、それぞれ、

$$ex_t = \frac{\gamma_0}{A(L, p)} + \frac{\gamma_1}{A(L, p)} reer_t + \frac{\gamma_2}{A(L, p)} yw_t + \frac{\gamma_3}{A(L, p)} w_t + \frac{\gamma_4}{A(L, p)} h_t + \frac{1}{A(L, p)} \varepsilon_{ex,t}, \quad (10)$$

為替相場のボラティリティが国際貿易に及ぼす影響

$$p_t^* = \frac{\delta_0}{B(L,q)} + \frac{\delta_1}{B(L,q)} reer_t + \frac{\delta_2}{B(L,q)} yw_t + \frac{\delta_3}{B(L,q)} w_t + \frac{\delta_4}{B(L,q)} h_{t+1} + \frac{1}{B(L,q)} \varepsilon_{p^*,t}, \quad (11)$$

となるので、定数項、実質実効為替相場、世界実質所得水準、実質賃金、および実質実効為替相場のボラティリティが輸出数量、および外貨建て輸出財価格に与える長期的パラメータは、それぞれ、 $\bar{\gamma}_k = \gamma_k / A(1, \rho) = \gamma_k / (1 - \alpha_1 - \dots - \alpha_p)$ 、 $\bar{\delta}_k = \delta_k / B(1, q) = \delta_k / (1 - \beta_1 - \dots - \beta_q)$ 、 $k=0 \sim 4$  となることがわかる。

Pesaran and Shin (1999) が示した通り、説明変数、および被説明変数の定常性に関わりなく、(5)、(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、また長期的パラメータは  $T$ -consistent (超一貫性) であり、漸近的に標準正規分布に従う。このため、各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。

長期的パラメータの分散は、デルタ法 ( $\Delta$ -method) を用いて求める。すなわち、 $\rho$  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、 $Var[f(\hat{\rho})] \approx (\partial f(\rho) / \partial \rho) Var[\hat{\rho}] (\partial f(\rho) / \partial \rho)$  として求める。

また、(5)、(6) 式は誤差修正モデル

$$\Delta ex_t = \gamma_1 \Delta reer_t + \gamma_2 \Delta yw_t + \gamma_3 \Delta w_t + \gamma_4 \Delta h_{t+1} - \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j^* \Delta ex_{t-j} - A(1, \rho) ECT_{ex,t-1} + \varepsilon_{ex,t}, \quad (12)$$

$$\Delta p_t^* = \gamma_1 \Delta reer_t + \gamma_2 \Delta yw_t + \gamma_3 \Delta w_t + \gamma_4 \Delta h_{t+1} - \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j^* \Delta ex_{t-j} - B(1, q) ECT_{p^*,t-1} + \varepsilon_{p^*,t}, \quad (13)$$

に書き直すことができる。但し、 $ECT_{ex,t}$ 、 $ECT_{p^*,t}$  は、それぞれ、

$$ECT_{ex,t} = ex_t - \bar{\gamma}_0 - \bar{\gamma}_1 reer_t - \bar{\gamma}_2 yw_t - \bar{\gamma}_3 w_t - \bar{\gamma}_4 h_{t+1} \quad (14)$$

$$ECT_{p^*,t} = p_t^* - \bar{\delta}_0 - \bar{\delta}_1 reer_t - \bar{\delta}_2 yw_t - \bar{\delta}_3 w_t - \bar{\delta}_4 h_{t+1} \quad (15)$$

で定義される誤差修正項である。また、

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

同様に、

$$\begin{aligned}\beta_1^* &= \beta_p + \beta_{p-1} + \cdots + \beta_3 + \beta_2 \\ \beta_2^* &= \beta_p + \beta_{p-1} + \cdots + \beta_3 \\ &\vdots \\ \beta_{p-1}^* &= \beta_p\end{aligned}$$

である。

分析の手順は、以下の通りである。第一に、(7) ~ (9) 式に基づき、GARCH モデルを用い、 $h_t$  の系列を推計する。第二に、この結果をもとに、(5), (6) 式を推定し、長期的パラメータを (10), (11) 式により推定する。最後に、短期的パラメータを誤差修正モデル (12) ~ (15) 式に基づき推定する。

#### 4-2. データ

標本期間は、1990 年 1 月から 2002 年 12 月までとし、月次データを用いた。

実質輸出量  $ex_t$  は、輸出額（ドル建て）を輸出財単価（ドル建て）で除すことにより求めた。実質実効為替相場には、1990 年から 2002 年末までの韓国の対輸出額上位 20 カ国に対する実質為替相場を、それぞれの輸出額のウェイトで加重平均した値を用いた<sup>(67)(8)</sup>。さらに、世界実質所得水準は月次データとしては入手不可能であったため、世界の実質購買力を示す代理変数として、先述の 20 カ国の輸入総額をドル建てで測った各国の CPI でデフレートした実質輸入の和を用いた。

以上のデータのうち、輸出額のデータについては、IMF, *Directions of Trade Statistics* (CD-ROM), その他のすべてのデータについては、IMF, *International Financial Statistics* (CD-ROM) より入手した。

#### 4-3. 分析結果

まず、(7) ~ (9) 式に基づき、実質実効為替相場のボラティリティを GARCH モデルにより推計した。本稿では、GARCH(1,1)モデルにより同定した<sup>9)</sup>。この結果を示したものが表 1 である。表 1 より、韓国においては、 $\varepsilon_{reer,t}^2$ ,  $h_{t-1}$  の係数ともに有意水準 1% の下で有意であった。この結果は、韓国の実質実効為替相場には、有意な ARCH 効果、または GARCH 効果が存在していることを意味している。

次に、(5), (6) 式を推定し、この結果に基づき、長期的パラメータを (10), (11) 式、短期的パラメータを誤差修正モデル (12) ~ (15) 式に基づき推定した。この結果を示したものが表 2 である。ラグ次数は Schwartz and Bayes の情報量基準により決定した。表 2 の上段は、被説明変数を実質輸出量とした場合の推定結果、下段は被説明変数を外貨建て輸出財価格とした場合の推定結果を示している。また、各推定結果の上段は、長期的パラメータの推

為替相場のボラティリティが国際貿易に及ぼす影響

表1 GARCH モデルの推定結果

	係数	標準偏差	t 値	p 値
$\kappa_0$	0.00015	0.00004	4.01933	0.00006
$\kappa_1$	0.77700	0.15306	5.07358	0.00000
$\eta_1$	0.21299	0.09423	2.26017	0.02381

注：1) 標本期間：1990年2月-2002年12月。

注：2) 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6位以下を四捨五入したものである。  
出所：分析結果より筆者作成。

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する推定結果について述べる。実質輸出量に対し、世界実質所得は有意水準1%の下で正の影響、実質実効為替相場のボラティリティは有意水準10%の下で負の影響を与えている。なお、実質実効為替相場、および実質賃金は有意な影響を与えていなかった。

一方、外貨建て輸出財価格に対し、世界実質所得は有意水準10%の下で負の影響、実質実効為替相場のボラティリティは有意水準1%の下で正の影響を与えている。なお、実質実効為替相場、および実質賃金は有意な影響を与えていない。

次に、短期的パラメータに関して述べる。実質輸出量に対し、世界実質所得は有意水準1%の下で正の影響、実質実効為替相場のボラティリティは有意水準1%の下で負の影響を与えている。また、誤差修正項は、有意水準1%の下で負の影響を与えている。なお、実質実効為替相場、および実質賃金は有意な影響を与えていない。

一方、外貨建て輸出財価格に対し、実質実効為替相場のボラティリティは有意水準1%の下で正の影響を与えている。また、誤差修正項は、有意水準1%の下で負の影響を与えている。なお、世界実質所得、実質実効為替相場、および実質賃金は有意な影響を与えていない。

以上の分析結果より、韓国においては、短期的にも長期的にも実質実効為替相場のボラティリティが、実質輸出量に対し負の影響を与え、外貨建て輸出財価格には正の影響を与えていることが示された。

但し、本稿においては、2段階推定方法を用いたため、generated regressors の問題により、推定量が非効率的となり、t 値が過小評価される方向にバイアスを受けている可能性がある。しかしながら、t 値が過小評価されるにも関わらず、実質実効為替相場のボラティリティが実質輸出量、外貨建て輸出財価格に与える影響は有意となっていたため、これらの結論に大きな影響はないと考える。

表 2 ARDL モデルの推定結果

被説明変数 : $ex_t$				
説明変数	係数	標準偏差	t値	p値
長期的パラメータ				
$reer_t$	-0.547	0.664	-0.823	0.412
$yw_t$	1.688	0.454	3.719	0.000
$w_t$	0.122	0.404	0.302	0.763
$h_t$	-22.987	12.480	-1.842	0.068
$const$	-4.897	2.373	-2.064	0.041
短期的パラメータ				
$\Delta reer_t$	-0.069	0.085	-0.814	0.417
$\Delta yw_t$	0.213	0.060	3.554	0.001
$\Delta w_t$	0.015	0.055	0.283	0.777
$\Delta h_t$	-2.908	1.112	-2.615	0.010
$\Delta const$	-0.619	0.247	-2.512	0.013
$ect_{ex,t-1}$	-0.127	0.043	-2.923	0.004
$\bar{R}^2$	0.147			
S.E.E..	0.081			
DW	1.960			
被説明変数 : $p_t^*$				
説明変数	係数	標準偏差	t値	p値
長期的パラメータ				
$reer_t$	0.033	0.212	0.154	0.878
$yw_t$	-0.186	0.099	-1.881	0.062
$w_t$	-0.105	0.087	-1.213	0.227
$h_t$	24.494	7.282	3.364	0.001
$const$	5.659	0.525	10.784	0.000
短期的パラメータ				
$\Delta p_{t-1}^*$	0.343	0.060	5.692	0.000
$\Delta p_{t-2}^*$	-0.164	0.063	-2.592	0.011
$\Delta p_{t-3}^*$	-0.137	0.062	-2.219	0.028
$\Delta reer_t$	0.004	0.029	0.151	0.880
$\Delta yw_t$	-0.025	0.016	-1.596	0.113
$\Delta w_t$	-0.014	0.012	-1.200	0.232
$\Delta h_t$	3.312	0.343	9.662	0.000
$\Delta const$	0.765	0.214	3.574	0.000
$ect_{p^*,t-1}$	-0.135	0.033	-4.042	0.000
$\bar{R}^2$	0.640			
S.E..E..	0.023			
DW	1.959			

注：1) 標本期間：1990年1月-2002年12月。

注：2) 各パラメータの推定値、標準偏差(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。

出所：分析結果より筆者作成。

## 5. おわりに

本稿においては、韓国の実質輸出量、および外貨建て輸出財価格が実質為替相場のボラティリティの影響を受けていたかどうかを短期的効果、および長期的効果の両面から実証分析した。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、韓国においては、短期的にも長期的にも実質実効為替相場のボラティリティが、実質輸出量に対し負の影響を与え、外貨建て輸出財価格には正の影響を与えていることが示された。この結果は、韓国における実質実効為替相場が不安定化することにより、韓国の貿易収支に負の影響を及ぼしていることを意味している。

今後、韓国においては、日本、EU 諸国との国際貿易も増大していくと期待される。このため、韓国において、国際貿易を安定化させるためには、対外経済関係の実態をより反映した実質実効為替相場を安定化させる為替相場制度、例えば、通貨バスケット制度を採用することが一つの選択肢となってくる可能性があるといえよう。

付記：本研究は東京経済大学 2004 年度個人研究費 A (A04) の研究成果の一部である。

### 注

- 1) 為替相場の不確実性と国際貿易に関するサーヴェイ論文に、IMF (1984), McKenzie (1999), 熊本 (2004) がある。本稿の記述は、熊本 (2004) に拠っている。
- 2) 過去  $m$  期間における  $\sqrt{(1/m) \sum_{i=1}^m (\Delta er_{t+i})^2}$  を為替相場のボラティリティと定義している。但し、 $er_t$  は為替相場  $ER_t$  の対数値である。 $ER_t$  は、分析者によって名目二国間為替相場、実質二国間為替相場、または名目実効為替相場、実質実効為替相場と異なる。
- 3) 過去  $m$  期間のデータに基づき  $er_t = \mu + \alpha t + \beta t^2 + \varepsilon_t$  を推定し、その分散を為替相場のボラティリティと定義している。
- 4)  $|\Delta er_t / er_{t-1}|$  を為替相場のボラティリティとして定義している。
- 5) 但し、本稿においては、2段階推定法を用いるため、推定量の非効率性の問題は回避できない。この問題点に関しては、第4章において、再度議論する。
- 6) 実質為替相場は、韓国ウォンと各国通貨の対ドル為替相場の市場相場（期末値）からクロスレートとして導かれる韓国ウォン建て為替相場と消費者物価指数（以下、CPI）より求めた。また、実質実効為替相場は、増価方向を負、減価方向を正と定義した。
- 7) 輸出額上位 20 カ国は、順に、アメリカ、日本、中国、香港、シンガポール、ドイツ、イギリス、マレーシア、インドネシア、フィリピン、タイ、オーストラリア、カナダ、オランダ、パナマ、メキシコ、アラブ首長国連邦、フランス、イタリア、リベリアであった。しかしながら、17 位のアラブ首長国連邦、20 位のリベリアについては、CPI のデータが入手不可能であった。また、21 位のベトナムについてもデータ制約があった。このため、アラブ首長国連邦、リベリアを 22 位

のインド、23 位のサウジアラビアで代替した。なお、標本期間を通じ、これら 20 カ国で、韓国の輸出総額の約 70～80%を説明できる。

- 8) euro を導入しているベルギー、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、およびスペインの為替相場のデータは、1999 年 1 月前後で不連続となるため、1998 年 12 月における各国対ドル為替相場が 1999 年 1 月における 0.88 ユーロ/ドルに等しいと想定し、1999 年 1 月以前の各国通貨を euro 建てで評価した値 (back-cast euro) を用いた。
- 9) Bollerslev (1986) は、GARCH (1,1) モデルは節約の原理を満たし、かつ高次の ARCH 効果を捉えることができるため、GARCH (1,1) モデルを推奨している。

### 参 考 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』, 3 月号 : 83-109。
- 熊本尚雄 (2004), 「為替相場のボラティリティが国際貿易に及ぼす影響 : サーヴェイと今後の展望」『一橋研究』, 第 29 巻第 1 号 : 21-37。
- 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 : 10-17.
- Bailey, M. J., G. S. Tavlas, and M. Ulan (1986), “Exchange Rate Variability and Trade Performance: Evidence for the Big Seven Industrial Countries,” *Wirtschaftliches Archiv* 122 : 466-477.
- Bailey, M. J., G. S. Tavlas and M. Ulan (1987), “The Impact of Exchange Rate Volatility on Export Growth : Some Theoretical Considerations and Empirical Results,” *Journal of Policy Modeling* 9 : 225-243.
- Bollerslev, T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics* 31 : 307-327.
- Caporale, T. and K. Doroodian (1994), “Exchange Rate Variability and the Flow of International Trade,” *Economics Letters* 46 : 49-54.
- Chowdhury, A. R. (1993), “Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Collection Models,” *The Review of Economics and Statistics* 75 : 700-706.
- Cushman, D. O. (1983), “The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade,” *Journal of International Economics* 15 : 45-63.
- Cushman, D. O. (1986), “Has Exchange Risk Depressed International Trade? The Impact of Third-Country Exchange Risk,” *Journal of International Money and Finance* 5 : 361-379.
- Das, S. K. (2004), “Volatility of Exchange Rates and Volume of Trade under Forward Exchange Markets : Theory and Evidence,” mimeo.
- De Grauwe, P. (1987), “International Trade and Economic Growth in the European Monetary System,” *European Economic Review* 31 : 389-398.
- Doğanlar, M. (2002), “Estimating the Impact of Exchange Rate Volatility on Exports : Evidence From Asian Countries,” *Applied Economics Letters* 9 : 859-863.
- Ethier, W. (1973), “International Trade and the Forward Exchange Market,” *American Economic Review* 63 : 494-503.

- Holly, S. (1995), "Exchange Rate Uncertainty and Export Performance : Supply and Demand Effects," *Scottish Journal of Political Economy* 42 : 381-391.
- Hooper, P. and S. Kohlhagen (1978), "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Price and Volume of International Trade," *Journal of International Economics* 8 : 483-511.
- International Monetary Fund (1984), "Exchange Rate Volatility and World Trade : A Study," *IMF Occasional Papers* 28.
- Kenen, P. and D. Rodrik (1986), "Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility on Real Exchange Rate," *The Review of Economics and Statistics* 68 : 311-315.
- Koray, F. and W. D. Lastrapes (1989), "Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade : A VAR Approach," *The Review of Economics and Statistics* 71 : 708-712.
- Kroner, K. F. and W. D. Lastrapes (1993), "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade : Reduced Form Estimates Using the GARCH-in-Mean Model," *Journal of International Money and Finance* 12 : 298-318.
- Mckenzie, M. D. (1999), "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows," *Journal of Economic Surveys* 13 : 71-106.
- Pagan, A. (1984), "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressions," *International Economic Review* 25 : 221-247.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin (1999), "An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, ed. by Strom, S., Cambridge University Press.
- Pozo, S. (1992), "Conditional Exchange-Rate Volatility and the Volume of International Trade : Evidence from Early 1900's," *The Review of Economics and Statistics* 74 : 325-329.
- Qian, Y. and P. Varangis (1994), "Does Exchange Rate Volatility Hinder Export Growth? Additional Evidence," *Empirical Economics* 19 : 371-396.
- Sercu, P. and R. Uppal (2003), "Exchange Rate Volatility and International Trade : A General-Equilibrium Analysis," *European Economic Review* 47 : 429-441.
- Thursby, M. C. and J. G. Thursby (1987), "Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis, and Exchange Risk," *The Review of Economics and Statistics* 69 : 488-495.