

## 환율변동성과 컨테이너물동량과의 관계

최봉호\*

### A Study on the Relation Exchange Rate Volatility to Trading Volume of Container in Korea

Bong-Ho Choi

#### 목 차

- |                            |                          |
|----------------------------|--------------------------|
| I. 서론                      | IV. 환율변동성의 컨테이너 물동량에의 영향 |
| II. 환율변동성과 컨테이너물동량간의 이론 모형 | V. 인과관계와 충격반응 및 분산분해     |
| III. 환율변동성 도출              | VI. 요약 및 결론              |

Key Words : Exchange Rate Volatility, Trading Volume of Container, GARCH model, Error Correction Model, Impulse Response

#### Abstract

The purpose of this study is to examine the effect of exchange rate volatility on Trading Volume of Container of Korea, and to induce policy implication in the context of GARCH and regression model. In order to test whether time series data is stationary and the model is fitness or not, we put in operation unit root test, cointegration test. And we apply impulse response functions and variance decomposition to the structural model to estimate dynamic short run behavior of variables. The major empirical results of the study show that the increase in exchange rate volatility exerts a significant negative effect on Trading Volume of Container in long run. The results Granger causality based on an error correction model indicate that uni-directional causality between trading volume of container and exchange rate volatility is detected. This study applies impulse response function and variance decompositions to get additional information regarding the Trading Volume of Container to shocks in exchange rate volatility. The results indicate that the impact of exchange rate volatility on Trading Volume of Container is negative and converges on a stable negative equilibrium in short-run. The exchange rate volatility have a large impact on variance of Trading Volume of Container, the effect of exchange rate volatility is small in very short run but become larger with time. We can infer policy suggestion as follows; we must make a stable policy of exchange rate to get more Trading Volume of Container.

▷ 논문접수: 2006.12.11      ▷ 심사완료: 2007.02.22      ▷ 개재확정: 2007.03.02

\* 부산광역시의회 정책연구실 선임연구위원, imcbh@hanmail.net

## I. 서 론

우리나라 컨테이너 물동량은 환적 컨테이너 물동량의 증가<sup>1)</sup>에 힘입어 총물동량이 1999년 6,973천 TEU에서 2001년 9,990천 TEU, 2003년 13,186천 TEU, 2004년 14,522천 TEU를 기록하는 등 지속적인 증가세를 유지하고 있으나 순수한 수출과 수입컨테이너 물동량은 1999년 5,747천 TEU에서 2002년 7,355천 TEU 2004년 9,024천 TEU로서 총 컨테이너 물동량에서 수출입 물동량이 차지하는 비중은 1999년 82.41%에서 2004년에는 62.13%로 크게 감소하고 있다. 그리고 우리나라 항만의 환적물동량 비중은 장기적으로 보면 상하이, 청다오, 선전 등 중국 주요항의 물류중심화가 진전됨에 따라 감소할 것으로 예상 된다<sup>2)</sup>.

따라서 우리나라 컨테이너 물동량은 환적 컨테이너 물동량의 확보에 의존하기 보다는 환적 컨테이너 물동량을 제외한 순수한 컨테이너 수출입 물동량의 증가에 더 관심을 기울여야 할 것이다. 이러한 측면에서 컨테이너 물동량의 확보를 위해서는 우리나라의 컨테이너 수출입 물동량에 영향을 미치는 중요변수를 도출하여 이를 정책적으로 관리하는 것이 중요할 것으로 판단된다. 이와 관련하여 특히 외환위기 이후 원화가치가 대폭 절하되고 자유변동환율제도로 전환됨에 따라 환율변동 폭이 심화됨으로써 상품 수출입과 높은 상관관계가 있는 컨테이너 물동량의 결정에 환율이 중요한 변수로 등장하였다. 말하자면 환율의 컨테이너 물동량에 대한 영향이 커짐에 따라 특히 외환위기 이후 환율변동성의 컨테이너 물동량에 대한 영향이 중요한 관심사가 되고 있다.

따라서 본 연구에서는 환율의 컨테이너 물동량에 대한 영향의 비중을 고려하여 외환위기 이후 환율변동성이 커짐에 따라 컨테이너 물동량도 상당히 영향을 받은 것으로 예상되기 때문에 환율변동성의 컨테이너 물동량에 대한 장단기적 영향을 체계적으로 분석하고 시사점을 도출하고자 한다.

이를 위하여 환율의 변동성이 컨테이너 물동량에 미치는 장기적 영향을 분석하기 위하여 컨테이너 물동량과 환율변동성 등 컨테이너 물동량에 영향을 미치는 변수들 간의 분석 모형을 구축한다. 그런 다음 환율변동성을 도출하기 위하여 GARCH모형을 이용하여 우리나라의 환율 변동성 모형을 분석한다. 물론 구축된 모형을 분석하기 이전에 설정된 변수들과 모형의 안정성 검정을 위하여 단위근 검정과 공적분 검정을 실시한다. 또한 환율의 변동성이 컨테이너 물동량에 미치는 동태적 영향을 보기 위해 오차수정모형과 충격반응 및 분산분해를 실시하고 마지막으로 결론과 시사점을 도출한다.

1) 환적 컨테이너 물동량은 1999년 932천 TEU에서 2001년에는 3,111천 TEU 그리고 2004년에는 5,159천 TEU로 증가하였는데 전체 물동량에서 차지하는 비중은 1999년 13.36%에서 2004년에는 35.52%로 대폭 증가하였다

2) 정봉민, "동북아지역의 환적구조 및 환적수요 변화에 대한 고찰", 「월간해양수산」 통권 제247호, 2005.4, pp.52~54

## II. 환율변동성과 컨테이너물동량간의 이론 모형

수출입 컨테이너 물동량<sup>3)</sup>의 추정과 예측을 위해서 기존의 수출입함수 모형이론을 이용한다. 전통적인 수출함수 이론에 따라 수출함수는 세계수입수요, 상대수출단가로 구성하였다. 식(1)에서 세계수입수요<sup>4)</sup>가 증가할수록 우리나라의 수출상품에 대한 수요가 증가할 것으로 예상되므로 세계수입수요는 수출에 대하여 정(+)의 부호가 예상된다. 그리고 수출재의 상대가격은 해외물가가 상승하거나 환율이 상승하면 하락하게 되며 수출재의 상대가격이 하락하면 수출이 증가하므로 해외물가와 환율은 수출과는 정(+)의 관계가 예상된다.

$$X = X(WMQ, (XP/P^* * E)) \quad (1)$$

여기서  $WMQ$ : 세계수입수요,  $XP$ : 수출재 가격,  $P^*$ : 해외국의 물가수준,  $E$ : 환율을 나타낸다.

한편 수입물량은 국내실질소득과 수입재의 상대가격에 의해서 결정된다. 물론 수입재에 대한 수요는 국내실질소득과 정(+)의 관계를 갖고 수입재의 상대가격과는 부(-)의 관계가 예상된다.

$$M = M(Y, (E * MP^* / P)) \quad (2)$$

$Y$ : 국내실질소득,  $MP^*$ : 외국통화로 표시한 수입재의 가격,  $P$ : 국내가격

따라서 수출입 방정식을 이용한 컨테이너 물동량의 총량에 대한 행태방정식은 다음과 같이 식(3)으로 표시된다.

$$CT = (Y, WMQ, (XP/P^* * E), (E * MP^* / P)) \quad (3)$$

국내소득이 하락(상승)하면 수요 감소(증가)로 인하여 컨테이너 물동량이 감소(증가)하며 세계수입증가에 의한 국내재화의 수요증가는 재화의 수출증가를 초래하므로 컨테이너 물동량이 증가하게 된다. 그리고 환율이 상승하게 되면 상대가격의 차이에 의하여 컨테이너 물동량의 수출이 증가하고 수입이 감소하는데 컨테이너 총물동량은 수출물동량과 수입물동량의 크기에 의해서 결정된다.

3) 본 연구의 컨테이너 물동량은 순수한 수출입 컨테이너물동량으로서 환적 컨테이너 물동량은 포함하지 않는다.

4) 여기서는 세계수입수요에 대한 대리변수로서 우리나라 주요 수출상대국의 산업생산지수를 가중평균하여 사용하였다.

이론모형과 본 논문에서 분석하려고 하는 환율변동성의 컨테이너 물동량에 대한 영향 등을 고려하여 다음과 같은 실증분석모형을 도입한다. 그리고 월별 분석에 해당하는 월별 국내소득의 데이터 입수가 불가하여 국내소득의 대리변수로 국내산업생산지수를 이용한다. 세계수입은 세계경기와 밀접한 관련이 있으므로 세계경기의 대리변수로서 우리나라 주요 수출국의 산업생산지수를 사용한다.

$$LCT_t = \beta_0 + \beta_1 LWB_t + \beta_2 LKB_t + \beta_3 LER_t + \beta_4 VER_t + \beta_5 e_t \quad (4)$$

단,  $LCT$ : 컨테이너물동량의 자연대수,  $LWB$ : 세계경기의 자연대수,  $LKB$ : 국내경기의 자연대수,  $LER$ : 환율의 자연대수,  $VER$ : GARCH모형에서 구한 환율변동성을 각각 나타낸다.

### III. 환율변동성 도출

시계열자료의 조건부 분산(conditional variance)으로 측정되는 변동성이 시간의 흐름에 따라 변화하고 또한 일정시점에서 외부의 충격으로 변동성이 크게 증가하였을 때 그 효과가 상당기간 파급되어 나타나는 경우 오차를 안정적인(stationary) 확률과정으로 취급하여 조건부 분산이 일정하다고 가정하는 것은 적절하지 않다. 따라서 이러한 변동성을 분석할 수 있게 가장 흔히 이용되는 모형이 Engle(1982)에 의해서 도입된 ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity: 자기회귀적 조건부 이분산 모형)모형과 Bollerslev(1986)의 GARCH(generalized ARCH)모형이다. ARCH모형과 GARCH모형은 평균방정식과 조건부 분산방정식으로 구성된다. ARCH모형에서 조건부 분산은 과거 오차항 제곱의 선형함수로서 식(5)와 같이 표현된다.

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (5)$$

ARCH모형은 추정해야 할 모수의 수가 많아지는 단점때문에 대안으로서 Bollerslev(1986)은 ARCH모형을 일반화한 GARCH모형을 제시하였다. GARCH모형은 적은 수의 모수를 추정하면서도 ARCH모형의 추정에 못지 않은 효과를 가지게 된다. GARCH모형에서 조건부 분산은 전기의 오차제곱항(ARCH항)과 전기의 조건부 분산(GARCH항)으로 표시되며 이는 식(6)과 같이 표현된다.

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} \quad (6)$$

위 식에서  $\beta_0 + \beta_1$ 는 변동성의 지속정도를 나타내는데 그 값이 1에 가까울수록 현재 발

생하는 변동성의 충격이 지속적으로 나타남을 의미한다. Bollerslev와 Engle, 그리고 Wooldridge(1988)는 변동성이 시간에 따라 변화하는 리스크프레미엄으로서 평균방정식에 영향을 준다는 개념을 추가하여 GARCH-M(GARCH in Mean Model)을 제시하였다. GARCH-M모형에서는 평균방정식에 조건부 분산을 설명변수로 추가하여 변동성의 변화가 평균변화율에도 영향을 미칠 수 있음을 반영하였는데 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 h_t + \varepsilon_t \\ h_t &= \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

분석기간 중의 환율변동성<sup>5)</sup>에 대한 기초 통계량을 살펴보면 평균은 음(-)이며 최대 6.47, 최소값은 -5.73으로서 외환위기 이후의 자유변동환율제도의 채택에 의한 환율의 극심한 변동으로 큰 차이를 나타내고 있다. 환율변동성을 측정하는 지표로서 표준편차는 정(+)의 비교적 큰 값을 보이고 있다. 그리고 환율변동율의 분포가 정규분포보다 더 첨예한 분포를 가지고 있는지 완만한 분포를 가지고 있는지를 나타내는 첨도(kurtosis)를 살펴보면 그 값이 3.98로서 정규분포의 첨도인 3을 넘음으로써 첨예한 분포를 하며 두꺼운 꼬리(fat tail)를 가지고 있는 것으로 나타났다. 또한 JB검정통계량에서도 환율변동율이 정규분포를 따르지 않는는데<sup>6)</sup> 이는 환율변동율이 랜덤(random)하게 움직이지 않은 것으로 나타났으며 따라서 조건부 이분산 모형인 GARCH모형에 의해 분석할 필요성이 있음을 알 수 있다. 본 연구에서는 기존의 대부분의 시계열 분석에서 이용되어 검증되고 모두절약의 원칙에 어긋나지 않는 GARCH(1,1) 모형을 이용하여 분석한다. 일반적으로 조건부 이분산 모형의 적합성을 측정하는 기준으로는 모형의 최우추정치가 가장 많이 이용된다. 최우추정치의 값이 클수록 모형의 적합성이 높다고 할 수 있다. 그러나 최우추정치의 값은 모두의 개수나 표본의 개수를 고려하지 않은 수치이므로 통계모형의 예측정도에는 한계가 있다는 것을 고려하여 제한된 범위 내에서 최량의 모형을 선택하는 아케이케 정보량 기준(Akaike information criterion:AIC)과 슈왈츠 정보량 기준(Schwarz information criterion:SIC)을 이용하여 조건부 분산모형의 차수를 선택하였다<sup>7)</sup>. 그 결과 AIC와 SIC가 가장 낮은<sup>8)</sup> GARCH(1,1)-M모형을 선택하여 환율의 변동성을 측정한다.

따라서 추정에 사용된 GARCH-M모형을 다음과 같이 설정하였다.

#### <추정모형1>

- 
- 5) 분석에 사용된 환율변수는 실효환율로서 우리나라의 주요 무역상대국인 미국, 일본, 중국, 홍콩의 무역비중을 가중치로 사용하여 산정하였다.
  - 6) Jarque-Bera통계량은 6.1740으로서 5%유의수준에서 정규분포가 존재한다는 귀무가설을 기각하였다.
  - 7) 이춘백, GARCH모형을 이용한 우리나라 주식수익률의 변동성에 관한 실증 연구, 부산대학교 대학원, 1999, pp.44~45
  - 8) 각 GARCH 모형의 차수 추정결과는 다음의 표와 같다

$$\begin{aligned} de_t &= \alpha_0 + \alpha_1 h_t + \varepsilon_t \\ h_t &= \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

단,  $de_t$ 은 환율변동률을 의미 한다

<추정모형2>

$$\begin{aligned} de_t &= \alpha_0 + \alpha_1 de_{t-1} + \alpha_2 h_t + \varepsilon_t \\ h_t &= \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} \end{aligned} \quad (9)$$

이를 토대로 환율에 대하여 GARCH(1,1)-M모형을 적용하여 환율의 변동성을 추정하였다. 먼저 추정모형1에 따른 추정결과는 <표1>에서 나타나 있다. 평균방정식의 추정결과에서는 조건부 분산항은 5%수준에서 유의적이다. 조건부 분산식에서는 오차항과 조건부 분산항의 계수가 각각 5%, 1%수준에서 유의적임을 알 수 있다. 또한 추정모형식에 대한 자기상관 존재 여부에 대한 검증을 위해 Ljung-Box Q통계량과 ARCH-LM test 결과 자기상관이 존재하지 않은 것으로 나타났다<sup>9)</sup>. 따라서 추정모형1에 의한 GARCH(1,1)-M모형은 환율의 변동성을 추정하기 위한 적절모형으로 설정된 것으로 판단할 수 있다.

<표 1> GARCH 추정모형의 추정결과

<추정모형1>

$$\begin{aligned} de_t &= 93.359 + 0.642 h_t + \varepsilon_t \\ &\quad (28.366) \text{**} \quad (2.233)* \\ h_t &= 1.678 + 0.221 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.694 h_{t-1} \\ &\quad (1.469) \quad (2.033)* \quad (7.588) \text{**} \end{aligned}$$

<추정모형2>

$$\begin{aligned} de_t &= 97.242 - 0.033 de_{t-1} + 0.893 h_t + \varepsilon_t \\ &\quad (52.581) \text{**} \quad (-2.278)* \quad (19.374) \text{**} \\ h_t &= 0.637 - 0.250 \varepsilon_{t-1}^2 + 1.068 h_{t-1} \\ &\quad (18.194) \quad (-17.341) \quad (75.050) \end{aligned}$$

주: \*\*, \*는 유의수준 1%와 5%를 나타냄

구분	AIC	SIC
GARCH(1,1)	5.4115	5.5372
GARCH(1,2)	5.3698	5.5279
GARCH(2,1)	5.4379	5.5960
GARCH(1,1)-M	5.2698	5.4271
GARCH(1,2)-M	5.3638	5.5535
GARCH(2,1)-M	5.4188	5.6085

9) ARCH-LM test 결과 F-statistic 0.121624(Probability 0.728358), Ljung-Box Q통계량 0.20013 (Probability 0.97256)으로서 '자기상관이 존재하지 않는다'는 귀무가설을 기각하지 못하였다.

AR(1)-GARCH(1,1)-M모형을 적용한 추정모형2의 추정결과에 의하면 평균방정식에서 전기의 환율은 금기의 환율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 환율의 변동성은 환율수준에 정(+)의 영향을 미치며 1%수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 조건부 분산식에서는 모든 추정계수가 1%수준에서 유의적인 것으로 나타났고 Ljung-Box Q통계량과 ARCH-LM test 결과 자기상관이 존재하지 않은 것으로 나타나 환율의 변동성을 추정하기 위해서 모형이 적절히 설정된 것임을 알 수 있다.

한편 위의 결과로 얻어진 GARCH variance series는 환율의 변동성으로 측정되어 컨테이너물동량과 환율변동성간의 관계 분석에 사용된다.

#### IV. 환율변동성의 컨테이너물동량에 대한 영향

##### 1. 자료

각 변수들의 시계열은 데이터의 입수 가능성과 분석 목적에 맞게 환율변동성이 심한 기간인 외환위기 이후 기간을 고려하여 1999년부터 2004년의 월별 자료로서 계절조정이 필요한 변수는 계절성을 제거하여 사용하였다. 자료는 해양수산부와 한국은행과 통계청 그리고 IMF의 자료를 이용하였다.

<표 2> 변수 정의와 자료의 출처

변수	정의	출처
컨테이너물동량(CT)	수출입컨테이너물동량으로서 연안화물을 제외한 순 수출입 화물을 의미함	해양수산부, 해양수산통계
세계경기(WB)	우리나라 주요수출 대상국의 산업생산지수를 수출 비중에 따라 가중치를 부여 산출	IMF 「International Financial Statistics」
국내경기(KB)	우리나라의 산업생산지수를 이용	통계청, 통계정보시스템
환율(ER)	우리나라의 주요 수출입대상국 통화에 대하여 수출입 비중에 따라 가중치를 부여하여 산출	한국은행, 경제통계시스템

##### 2. 단위근 및 공적분 검정

위의 방정식을 이용하여 모형을 추정하기에 앞서 분석에 사용된 시계열 자료의 안정성 여부를 검정하기 위하여 단위근(unit root) 검정을 실시한다. 왜냐하면 불안정한 시계열 자

료를 가지고 전통적인 회귀분석을 실시할 경우 허구적 회귀(spurious regression)문제와 통계적 추정에서 생기는 추정치의 표준오차들이 편의(bias)를 가질 수 있기 때문이다. 시계열 변수에 대한 단위근 존재 여부의 검정은 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정법을 이용한다. 컨테이너물동량(CT), 세계경기(WB), 국내경기(KB), 환율(ER), 환율변동성(VER)에 대한 단위근 검정 결과는 <표3>과 같다.

&lt;표 3&gt; 단위근 검정결과

구분	ADF검정	
	수준변수	차분변수
LCT	-1.73245(2)	-6.9264(3)**
LWB	-1.2869(2)	-6.2464(3)**
LKB	-1.5646(3)	-4.2708(2)**
LER	-1.7033(3)	-4.5260(2)**
VER1	-2.4199(2)	-5.1392(3)**
VER2	-2.8573(5)	-3.8803(3)**

주: 1) \*, \*\*는 각각 5%, 1%수준에서 귀무가설을 기각하는 것으로 추정됨.

2) ( )내는 시차 수를 나타냄

3) VER1, VER2는 각각 추정모형1과 추정모형2에 의한 환율변동성을 의미함

조건부 분산(conditional variance)인 VER2를 제외한 모든 수준변수는 5% 및 1%유의수준에서  $p = 1$ , 즉 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하여 시계열 변수가 불안정적인 것으로 드러났다. 따라서 불안정한 시계열 자료는 허구적 회귀 등의 문제를 안고 있기 때문에 이들 시계열 변수들을 1차 차분하여 다시 ADF검정을 해보아야 한다. 1차 차분변수에 대한 단위근 존재유무의 분석결과 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1%수준에서 모두 기각하고 있어 해당 시계열이 단위근이 존재하지 않은 것으로 판명되었다.

각 시계열자료가 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각할 수 없으므로 차분변수를 가지고 회귀분석을 하여야 한다. 하지만 이러한 차분변수를 이용한 회귀분석은 장기효과를 잊어버리므로 회귀분석에 사용된 각 수준변수들이 서로 공적분을 가지고 있는지를 검정할 필요가 있다<sup>10)</sup>.

공적분 검정에 있어 시차의 결정은 매우 중요하고도 어려운 일이다. 여기서는 자유도 수정(degree of freedom correction)이 이루어지는 Sims(1980)의 우도비검정을 이용하여 일반적인 VAR로부터 유의한 최소시차까지 검정해 내려가는 방법과 함께 AIC, SIC 정보기준을 종합적으로 고려하여 적정시차를 설정하였다.

10) 모형2의 공적분 검정결과는 모형1과 크게 다르지 않아 생략하였다.

&lt;표 4&gt; Johansen 공적분 검정결과

공적분갯수 \ 시차	var(2)	var(3)	var(4)
r=0	80.94818**	87.72981**	88.65081**
r≤1	50.29563*	44.50452	45.89294
r≤2	23.80636	22.46225	15.07396
r≤3	3.167626	5.028577	6.385163
r≤4	0.119655	0.871538	2.268004

주: 1) \*, \*\*는 각각 5%, 1%수준에서 공적분이 존재하는 것으로 추정됨.

2) ( )내는 시차 수를 나타냄

<표4>에서 나타난 바와 같이 공적분 검정은 컨테이너물동량, 환율변동성, 환율, 세계경기, 국내경기의 5변수 모형의 경우 검정통계량이 귀무가설을 1%, 5%유의수준에서 기각함으로써 공적분이 적어도 1개 이상 존재하였다.

### 3. 환율변동성의 컨테이너 물동량에 대한 영향

이상에서 살펴본 바와 같이 각 변수들이 불안정시계열이지만 공적분 검정에서 나타난 바와 같이 본 연구에서 분석하려는 모형이 안정성을 가짐에 따라 장기적 함수관계를 도출 할 수 있다. 따라서 컨테이너 물동량 모형을 추정하여 환율변동성이 컨테이너물동량에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

환율변동성이 컨테이너물동량에 미치는 영향을 추정하기 위하여 1999년 1월부터 2004년 12월까지를 대상으로 일반 최소자승추정법(OLS)으로 추정한 결과는 <표5> 및 <표6>과 같다. 표에서 보는 바와 같이 환율변동성을 포함시킨 컨테이너물동량함수를 회귀분석한 결과 추정계수가 모두 이론적 예상과 부호가 일치하고 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 따라서 일단 환율변동성과 컨테이너물동량간의 관계가 실증적으로 정립되고 있음을 알 수 있다. 먼저 추정기간 동안 환율변동성은 컨테이너물동량에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 환율이 불확실성으로 인한 위험기피에 의하여 무역과 생산이 감소한데에 기인한 것으로 보인다. 환율은 컨테이너 물동량을 감소시키는 것으로 나타났는데 이는 환율상승에 의한 컨테이너 수출물동량 증가보다는 컨테이너 수입물동량의 감소가 상대적으로 더 크기 때문에 나타나는 현상으로 보인다. 세계경기와 국내경기는 컨테이너물동량과 정(+)의 관계를 가지는데 이는 세계경기의 상승은 컨테이너 수출물동량을 증가시키고 국내경기의 상승은 컨테이너 수입물동량을 증가시키기 때문이다.

**<표 5> 환율변동성의 컨테이너물동량에 대한 영향 추정(추정모형1)**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.832663	1.609907	4.86529	0.0000
VER1	-0.05134	0.036263	-1.71571	0.0915
ER	-0.33619	0.258727	-1.69939	0.1032
WB	0.526687	0.279659	1.883318	0.0640
KB	1.022984	0.061437	16.65097	0.0000
R-square	0.865589		F-statistic	107.8674
Adjusted R-squared	0.857564		Prob(F-statistic)	0.0000

**<표 6> 환율변동성의 컨테이너물동량에 대한 영향 추정(추정모형2)**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.972646	1.672108	4.768022	0.0000
VER2	-0.02523	0.012515	-2.0159	0.0479
ER	-0.58214	0.191584	-3.03858	0.0034
WB	0.556806	0.261639	2.12815	0.0371
KB	1.197171	0.1025	11.67977	0.0000
R-squared	0.859174		F-statistic	100.6660
Adjusted R-squared	0.850639		Prob(F-statistic)	0.000000

## V. 인과관계와 충격반응 및 분산분해

### 1. 인과관계 검정

불안정한 시계열 변수가 공적분 되어 있다면 표준적인 Granger인과성 검정에 의한 추정은 장기적 관계를 볼 수 없으며 단기적 관계만 남는 결과를 가지고 인과성 유무를 검정하게 되는 오류를 범하게 된다. 따라서 이 경우에는 오차수정모형을 이용하여 독립변수의 차분항이 종속변수에 미치는 단기적 영향뿐만 아니라 오차수정항의 변화가 종속변수에 미치는 장기적 인과관계를 모두 파악해야 한다. 오차수정항을 검정식에 포함한 인과 검정 모형은 다음과 같은 벡터오차수정모형(VECM)이 된다.

$$\Delta CT_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \gamma_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta CT_{t-i} + \delta_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta ER_{t-k} \quad (10)$$

$$+ \Theta_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta KB_{t-k} + \Phi_{1i} \sum_{i=1}^k \Delta VERI_{t-k} + e_{1t}$$

$$\Delta ER_t = \alpha_2 + \beta_2 EC_{t-1} + \gamma_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta CT_{t-i} + \delta_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta ER_{t-k} \quad (11)$$

$$+ \Theta_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta KB_{t-k} + \Phi_{2i} \sum_{i=1}^k \Delta VERI_{t-k} + e_{2t}$$

$$\Delta KB_t = \alpha_3 + \beta_3 EC_{t-1} + \gamma_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta CT_{t-i} + \delta_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta ER_{t-k} \quad (12)$$

$$+ \Theta_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta KB_{t-k} + \Phi_{3i} \sum_{i=1}^k \Delta VERI_{t-k} + e_{3t}$$

$$\Delta VERI_t = \alpha_4 + \beta_4 EC_{t-1} + \gamma_{4i} \sum_{i=1}^k \Delta CT_{t-i} + \delta_{4i} \sum_{i=1}^k \Delta ER_{t-k} \quad (13)$$

$$+ \Theta_{4i} \sum_{i=1}^k \Delta KB_{t-k} + \Phi_{4i} \sum_{i=1}^k \Delta VERI_{t-k} + e_{4t}$$

단  $\Delta$ 는 차분변수,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$ ,  $\Theta$ ,  $\Phi$ 는 각각 시차다항식의 계수이며,  $e$ 는 오차항,  $E_{t-1}$ 은 전기 오차항을 나타낸다. 오차수정모형을 이용한 인과검정을 위해서 먼저 시차질이를 선정해야 한다. 최적시차의 선정기준으로 일반적으로 이용되는 AIC통계량을 살펴보면 시차의 최대값은 AIC를 최소로 할 만큼 충분히 크게 결정될 수 있지만 실증분석에서는 대개 표본 수와 추정식에 포함된 변수의 개수에 영향을 받는다. 본 연구에서도 시계열 자료의 표본 수가 그렇게 크지 않고 변수의 수 등을 고려하여 제한된 최대시차 수의 범위 내에서 AIC의 통계량이 가장 낮은 시차3으로 결정하였다. 차분변수의 단기인과성 검증 결과는 <표7>에서 보는 바와 같이 환율변동성이 컨테이너물동량을 인과하지 않는다는 귀무가설은 1%의 유의 수준에서 기각되어 환율변동성에서 컨테이너물동량으로의 단기 인과관계가 존재함을 알 수 있다. 그리고 오차수정항의 t통계량에서 알 수 있듯이 장기적으로도 환율변동성에서 컨테이너물동량으로 1%유의 수준에서 인과성이 존재하는 것으로 나타났다. 즉 장·단기적으로 환율변동성은 컨테이너물동량에 대하여 인과관계가 성립함을 알 수 있다.

&lt;표 7&gt; 오차수정모형에 의한 인과관계 검정 결과

인과 관계	단기 인과성	장기 인과성
	$\Delta CT, \Delta ER, \Delta KB, \Delta VER1$ (F-statistics)	$EC_{t-1}$ (t-statistics)
LOG(ER) → LOG(CT)	4.47423**	-6.40068**
LOG(CT) → LOG(ER)	2.01406*	-0.72495
LOG(KB) → LOG(CT)	2.67761*	-6.40068**
LOG(CT) → LOG(KB)	0.35309	-0.24895
LOG(VER1) → LOG(CT)	3.3332**	-6.40068**
LOG(CT) → LOG(VER1)	4.01873**	0.86271
LOG(KB) → LOG(ER)	1.1588	-0.72495
LOG(ER) → LOG(KB)	0.16423	-0.24895
LOG(VER1) → LOG(ER)	3.26247*	-0.72495
LOG(ER) → LOG(VER1)	19.8923**	0.86271
LOG(VER1) → LOG(KB)	0.37813	-0.24895
LOG(KB) → LOG(VER1)	1.10279	0.86271

주: \*, \*\*는 각각 5%, 1%의 유의수준을 나타냄

## 2. 충격반응 및 분산분해

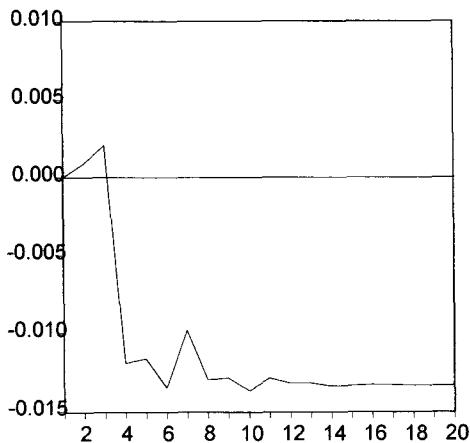
다음으로 환율변동성에 대하여 충격을 가할 경우 컨테이너물동량이 시간의 경과와 함께 동태적으로 어떻게 반응하는가를 살펴보기 위하여 충격반응함수(Impulse Response Function)와 예측오차의 분산분해(Variance Decomposition)기법에 대하여 살펴본다. 충격반응함수는 모형내의 특정변수의 충격에 따른 모형 내 변수들의 반응경로를 확인할 수 있게 해 줄 뿐만 아니라 변수들 간의 상호연관관계와 정책변수의 변화에 따른 파급효과도 분석 가능하게 한다. 예측오차의 분산분해는 내생변수의 예측기간을 확장해 가면서 얻어지는 예측오차의 분산에서 모형 내 개별 독립변수의 변동에 기인하는 부분이 차지하는 비중을 백분율로 산정하여 상대적 기여도를 나타낸 것이다.

추정모형1의 경우<sup>11)</sup> <그림1> 및 <그림2>와 <표8>에서 알 수 있듯이 환율변동성 충격에 대하여 충격 후 3단계까지 정(+)의 부호를 유지하다가 4단계에 -0.0119로 급속히 부(-)로 전환하였다. 그리고 그 후 계속 증가와 감소를 반복하면서 12단계 이후 일정한 부의 효과가 지속되면서 비교적 안정된 추세로 수렴하는 행태를 보였다.

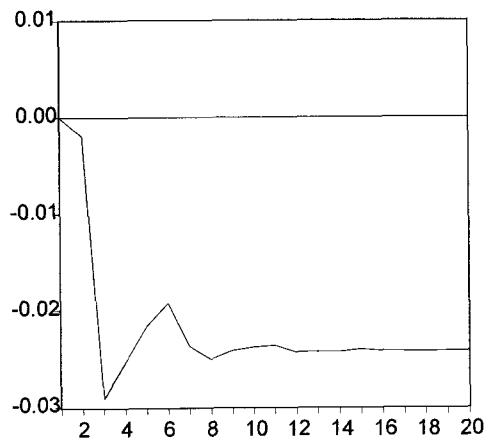
11) 추정모형2의 경우도 추정모형1의 경우와 유사한 결과를 초래하여 추정모형2의 결과는 생략하였다

환율 상승충격은 컨테이너물동량에 대하여 전반적으로 부(-)의 효과를 보이는데 3단계에서 -0.02907로 최저치를 보인 증감을 반복하다가 9단계 이후 부의 효과가 지속되면서 비교적 안정된 추세로 수렴하였다.

&lt;그림 1&gt; 환율변동성의 충격반응



&lt;그림 2&gt; 환율의 충격반응



&lt;표 8&gt; 환율변동성의 충격반응

단계	환율변동성	환율	단계	환율변동성	환율
1	0.00000	0.00000	11	-0.01288	-0.02363
2	0.000888	-0.0019	12	-0.01321	-0.02432
3	0.002067	-0.02907	13	-0.01318	-0.02428
4	-0.0119	-0.02537	14	-0.01339	-0.0243
5	-0.0116	-0.02159	15	-0.01335	-0.02404
6	-0.01346	-0.0192	16	-0.01329	-0.02422
7	-0.0098	-0.02366	17	-0.01331	-0.02423
8	-0.01298	-0.02502	18	-0.01334	-0.02425
9	-0.01285	-0.02415	19	-0.01336	-0.0242
10	-0.01368	-0.0238	20	-0.01333	-0.02422

예측오차의 분산분해의 경우<sup>12)</sup> <표9>에서 보는 바와 같이 컨테이너물동량의 변동은 제1

12) 환율변동성과 관련한 영향을 부각시키기 위하여 다른 변수들의 결과는 <표9>에 나타내지 않았다.

예측단계에서는 컨테이너물동량의 자체교란에 의해서 100% 설명 되고 환율변동성 등 여타 변수에 의해서는 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 하지만 10단계에서는 자체에 의해서 10.53%, 환율변동성에 의해서 35.56%, 환율에 의하여 24.91%가 설명되는 등 단기적으로는 이러한 변수들이 컨테이너물동량을 설명하는 주요 요인인 것으로 나타났다. 그리고 제 20 예측단계에서는 환율변동성에 의해서 38.39%, 환율에 의해서 26.01%가 설명됨으로써 환율변동성과 실질환율이 컨테이너물동량의 분산에 상당한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 특히 환율변동성의 컨테이너물동량에 대한 영향력이 크고 시간의 흐름과 함께 증가하는 것은 외환위기 이후 완전변동환율제도의 이행 등으로 환율변동폭이 증대함에 따라 컨테이너물동량이 환율변동에 민감하게 반응하고 있는 데에 기인하는 것으로 보인다.

&lt;표 9&gt; 예측오차의 분산분해

단계	LOG(CT)	LOG(VER1)	LOG(ER)
1	100.00000	0.00000	0.00000
2	93.79023	1.78702	0.706904
3	47.29915	16.5712	17.12352
4	32.92655	24.59913	19.75882
5	25.09673	27.75576	22.76643
6	20.43366	30.73273	22.69973
7	16.44233	32.39575	23.82929
8	13.80635	33.92659	24.126
9	11.90127	34.77215	24.73909
10	10.53582	35.56004	24.90965
15	6.719927	37.52924	25.69221
18	5.598388	38.12254	25.91121
20	5.063518	38.39972	26.01884

## VI. 요약 및 결론

외환위기 이후 원화가치가 대폭 절하되고 자유변동환율제도로 전환됨에 따라 환율변동폭이 심화됨으로써 상품 수출입과 높은 상관관계가 있는 컨테이너 물동량의 결정에 환율이 중요한 변수로 등장하였다. 이에 따라 본 연구에서는 환율변동성이 우리나라의 컨테이너물동량에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고 시사점을 도출하고자 하였다.

먼저 환율의 변동성을 측정하기 위하여 환율변동성과 컨테이너물동량간의 이론모형을

구축한 다음 일정기준에 따라 GARCH(1,1)-M모형을 이용하여 우리나라의 환율변동성을 도출하였다. 도출한 환율변동성은 컨테이너물동량과의 관계를 파악을 하기 위하여 컨테이너물동량결정모형에 결합하여 회귀분석으로 환율변동성이 컨테이너물동량에 미치는 영향을 분석하였다. 일반적으로 시계열 변수들은 불안정적인 것으로서 허구적 회귀 등의 문제를 내포하고 있을 수 있기 때문에 이에 대하여 단위근 검정과 공적분 검정을 실시하였다. 시계열 변수의 단위근 검정결과 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하여 환율변동성 변수를 제외한 대부분의 시계열 변수가 불안정한 것으로 드러났다. 따라서 1차 차분한 시계열 변수들을 단위근 검정해 본 결과 귀무가설을 기각하여 단위근이 없는 것으로 나타났다. 이에 따라 단위근이 있는 수준변수들 간에 서로 공적분을 가지고 있는지의 여부를 검정하기 위하여 Johansen의 공적분 검정을 한 결과 수준변수들 간에 서로 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 공적분이 존재하기 때문에 수준변수들로 구성된 컨테이너 물동량에 대한 장기방정식을 도출하여 회귀 분석하였다.

분석결과 환율변동성을 포함시킨 컨테이너물동량함수를 회귀분석한 결과 추정계수가 모두 이론적 예상과 부호가 일치하고 통계적 유의성도 높은 것으로 나타났다. 환율변동성은 우리나라의 컨테이너물동량에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 환율변동에 의한 불확실성이 예상됨으로써 위험기피에 의하여 무역과 생산이 감소하고 이에 따라 컨테이너물동량도 영향을 받은 것으로 판단된다.

다음으로 동태적 분석에 있어 오차수정모형에 근거한 인과관계 검정에서 단기와 장기 모두 환율변동성에서 컨테이너물동량간의 일방적 인과관계가 존재하였다. 또한 충격반응함수에서 나타난 바와 같이 환율변동성 충격에 대하여 컨테이너 물동량은 부(-)의 영향을 받으며 그러한 부의 효과는 비교적 짧은 기간 내에 안정적인 추세로 수렴 된다. 예측오차의 분산분해의 결과는 환율변동성과 실질환율이 컨테이너물동량의 분산에 상당한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 특히 환율변동성의 컨테이너물동량에 대한 영향력이 크고 시간의 흐름과 함께 증가하는 것은 외환위기 이후 완전변동환율제로의 이행 등으로 환율변동 폭이 증대함에 따라 컨테이너물동량이 환율변동에 민감하게 반응하고 있는 데에 기인하는 것으로 보인다.

세계 각국은 물론 특히 동북아 지역 항만간의 경쟁이 치열해짐에 따라 향후 우리나라의 컨테이너 물동량확보가 용이하지 않을 전망이다. 따라서 이러한 상황 하에서 이상의 분석 결과를 바탕으로 판단해 볼 때 컨테이너물동량에 환율변동성과 환율은 비교적 큰 영향을 미치며 특히 환율변동성은 컨테이너물동량에 궁극적으로 부(-)의 영향을 미침으로써 환율의 안정적 관리를 통한 환율변동성을 최소화시키는 것이 컨테이너물동량의 확대에 매우 중요함을 알 수 있다. 이는 외환위기 이후 완전변동환율제 체제하에서 정부의 외환시장 개입이 자유롭지 못한 상황 하에서 컨테이너물동량 확보 및 유치와 관련해서도 정부의 환율 관리 등의 정책에 얼마간의 시사점을 제공해 준다.

## 참고문헌

1. 김안호, "한국 수출입함수 추정에 관한 연구," 「산업경제연구」 vol.14 no.5 2001.10
2. 김창범, "IT산업과 비IT산업의 수출구조 분석," 「산업경제연구」 제17권2호, 한국산업경제학회, 2004. 4
3. 모수원·김창범, "해상물동량의 추정과 예측," 「해운물류연구」 제37호, 한국해운물류학회, 2003. 4
4. 모수원·김창범, "환율변동성이 고정투자에 미치는 효과," 「무역학회지」 제30권3호, 2005.6
5. 모수원·조현상, "환율과 경기가 지역무역에 미치는 효과의 비교분석," 「춘계학술대회발표논문집」, 한국산업경제학회, 2002. 5
6. 박현영, "오차수정모형을 이용한 산업별 수출입방정식 추정에 관한 연구," 「연세경제연구」 제7권 1호, 연세대학교, 2001. 3
7. 심기섭, "실효환율변동이 한일항로 수출입 컨테이너 물동량에 미치는 영향," 「한국해운학회지」, 한국해운학회, 1999.6
8. 이동원, 「원달러 환율의 환위험과 외국인직접투자」, 연세대학원, 2004
9. 이상호, "한국 수출입함수 추정에 관한 연구," 「국제통상연구」 제3권 제2호, 한국국제통상학회, 1998.12
10. 이성구, "외환시장의 변동성이 전효과와 원달러 환율," 「무역학회지」 제29권1호, 한국무역학회, 2004.2
11. 이재득, "환율변동에 따른 주가변동 분석," 「무역학회지」 제27권1호, 한국무역학회, 2002. 2
12. 이종원, 「계량경제학」, 박영사, 2000
13. 이종원·이상돈, 「RATS를 이용한 계량경제분석」, 박영사, 2000
14. 이춘백, 「GARCH모형을 이용한 우리나라 주식수익률의 변동성에 관한 실증 연구」, 부산대학교 대학원, 1999
15. 이환호, "엔/달러환율변동이 우리나라 지역별 수출입에 미치는 효과," 「국제경제연구」 제6권 2호, 국제경제학회, 1995. 12
16. 정봉민, 동북아지역의 환적구조 및 환적수요 변화에 대한 고찰, 「월간해양수산」 통권 제247호, 2005.4
17. 조우길, "동북아국가의 최근 환율행태와 수출입에 미치는 영향," 「국제통상연구」 Vol.7, No.2, 한국국제통상학회, 2002.
18. \_\_\_\_\_ "환율 불안정성이 한국무역 (수입)에 미치는 영향," 「무역학회지」, Vol.25, No.4, 한국무역학회, 2000
19. 통계청, KOSIS 데이터
20. 한국무역협회, KOTIS 무역데이터
21. 해양수산부, 「해양수산통계연보」 각 년호
22. Cashin, Paul and C.John McDermott, "Terms of Trade Shocks and the Current Account," IMF Working Paper, 1998.
23. Dorooddian K. "Does exchange rate volatility deter international trade in developing countries?" *Journal of Asian Economics*, 10, 1999.
24. Engle, R. F. and Granger, C.W.J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, vol. 49, 1987
25. Engle, R.F. and Yoo, B.S., "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems: *Journal of Econometrics*, vol. 35, 1987
26. Gagnon, J., "Exchange rate volatility and level of international trade," *Journal of International Economics*, 25, 1993.
27. Islam, M., "Export expansion and economic growth: Testing for cointegration and causality," *Applied Economics* 30, march 1998
28. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and*

환율변동성과 컨테이너물동량과의 관계 / 최봉호

- Control*, vol. 12, 1988
29. Maddala, G.S., *Introduction to Econometrics*, Second edition, Prentice Hall, 1992
30. Peter C.Y. Chow, "Causality between export growth and industrial development," *Journal of Development Economics*, vol. 26, 1987
31. Quantitive Micro Software, *Eviews User Guide*, version 3.1, 2000.

< 요 약 >

## 환율변동성과 컨테이너물동량과의 관계

최봉호

본 연구에서는 환율의 컨테이너 물동량에 대한 영향의 비중을 고려하여 외환위기 이후 환율변동성이 커짐에 따라 컨테이너 물동량도 상당히 영향을 받은 것으로 예상되기 때문에 환율변동성의 컨테이너 물동량에 대한 장·단기적 영향을 체계적으로 분석하고 시사점을 도출하고자 한다.

환율변동성을 도출하기 위하여 GARCH모형을 이용하여 우리나라의 환율 변동성 모형을 분석한다. 물론 구축된 모형을 분석하기 이전에 설정된 변수들과 모형의 안정성 검정을 위하여 단위근 검정과 공적분 검정을 실시한다. 또한 환율의 변동성이 컨테이너 물동량에 미치는 동태적 영향을 보기 위해 오차수정모형과 충격반응 및 분산분해를 실시하고 마지막으로 결론과 시사점을 도출한다.

분석결과 환율변동성을 포함시킨 컨테이너물동량함수를 회귀 분석한 결과 추정계수가 모두 이론적 예상과 부호가 일치하고 통계적 유의성도 높은 것으로 나타났다. 환율변동성은 우리나라의 컨테이너물동량에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 환율변동에 의한 불확실성이 예상됨으로써 위험기피에 의하여 무역과 생산이 감소하고 이에 따라 컨테이너 물동량도 영향을 받은 것으로 판단된다.

오차수정모형에 근거한 인과관계 검정에서 단기와 장기 모두 환율변동성에서 컨테이너 물동량간의 일방적 인과관계가 존재하였다. 또한 충격반응함수에서 나타난 바와 같이 환율변동성 충격에 대하여 컨테이너 물동량은 부(-)의 영향을 받으며 그러한 부의 효과는 비교적 짧은 기간 내에 안정적인 추세로 수렴 된다. 예측오차의 분산분해의 결과는 환율변동성과 실질환율이 컨테이너물동량의 분산에 상당한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

□ 주제어: 환율변동성, 컨테이너물동량, GARCH모형, 오차수정모형, 충격반응