

## 환율의 변동성과 한국인의 해외관광수요\*

Exchange Rate Volatility and Outbound Tourism Demand:  
Evidence from Korea

모 수 원\*\*

Mo, Soo-Won

### ABSTRACT

*Volumes of research have been implemented to estimate and predict the international tourism demand. These studies have generally modeled the tourism demand function of exchange rates, prices, income, transportation, and population. Unobservable variables that have been overlooked in past research, however, are likely to affect outbound tourists from Korea. This study therefore investigated whether the exchange rate volatility weakened the Korean international tourism demand through the use of the GARCH volatility model. Empirical results showed that combining the exchange rate volatility from the GARCH model not only had a negative effect on tourism demand but also slowly eroded it.*

핵심용어 : 환율변동성, 관광수지, 해외여행수요, 충격반응

\* 이 논문은 2002년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음.  
(KRF-2002-041-B00657).

\*\* 목포대학교 경상학부 교수. e-mail: moswan@hanmail.net

## I. 서 론

우리나라 사람들의 해외여행수요는 크게 증가하고 있는 추세이다. 1997년과 1998년에는 외환위기에 따른 경제적 어려움으로 해외여행이 감소하였으나, 1999년에는 경제위기로 억제된 관광욕구가 폭발하여 전년 대비 130%의 증가를 기록한 후 매년 20~50%의 증가를 보이고 있다. 이에 따라 우리나라의 여행수지 흑자는 1998년 42억 달러, 1999년 28억 달러, 2000년 6억 달러로 크게 감소한 후 2002년에는 24억 달러라는 큰 폭의 적자를 보이고 있다. 더욱이 최근 환율이 안정됨에 따라 적자폭이 더욱 커질 것으로 예상되어 경상수지관리에 상당한 부담이 되고 있다.

1997년의 외환위기를 초래한 직접적인 원인이 경상수지의 적자누적이며 여기에 여행수지 적자가 하나의 요인이었다는 점을 감안하면 해외여행의 급증이 우리 경제에 어떠한 영향을 미칠 것인가를 쉽게 짐작할 수 있다. 따라서 한국경제의 안정적 성장에 필수적인 건전한 국제수지관리를 위해서 해외관광수요의 정확한 추정과 예측이 이루어져야 한다.

이러한 중요성을 감안하여 많은 문헌들이 관광수요를 추정하고 예측하기 위하여 가격, 소득, 환율, 운송비, 인구나 같은 변수들로 모형을 구성한 후 주로 다변량 회귀분석과 같은 계량기법을 이용하고 있다. 특히 관광수요를 결정하는 데 소득과 가격 형태요인들이 중심적인 역할을 하는 것으로 알려져 있어, 이강욱(1999), 이광희(1996), 유광훈과 이중구(1995), 허향진과 김희철(2001), 최영문과 김사현(1998), 모수원과 김창범(2001), Uysal & Crompton(1985), Webber(2001), Witt & Witt(1995), Qiu & Zhang(1995) 등은 소득이 관광수요를 결정하는 데 가장 영향력 있는 변수이며 놀라운 정도로 높은 설명력을 갖는다는 것을 보이고 있다. 그러나 이와 같이 관측가능한 변수들로 모형을 아무리 정교하게 구성한다 하더라도 관측불가능한(unobservable) 변수가 모형에 포함되지 않을 경우 변동성으로 인해 추정모형에 의한 예측은 실제치와 괴리를 보이게 마련이다. 따라서 관광수요를 추정하고 예측하는 데 있어서 환율의 변동성을 고려하는 것이 필요하다.

환율의 변동성(exchange rate volatility)은 예상하지 못한(unexpected) 사건의 발생이나 경제변수의 변동(뉴스)이 환율에 영향을 미치는 경우 발생한다. 따라서 환율의 변동성은 환율변동의 불확실성(uncertainty)과 환위험(exchange

risk)과 연결된다. 환율의 변동성은 경제적 행위에 대한 불확실성을 의미하기 때문에 경제주체가 위험회피적(risk averse) 또는 합리적일 경우 경제적 행위를 위축시킬 가능성이 크다. 이에 따라 환율변동을 보다 정확히 예측하기 위해 환율과 관련된 많은 문헌들이 다양한 환율예측모형을 제시하고 있으나 그 예측실적은 상당히 빈약한 실정이다.

그것은 대부분의 환율연구가 관측가능한(observable) 몇 개의 변수들로 모형을 구성하여 환율예측을 시도하고 있는 데 비해, 현실적으로 환율에 영향을 미치는 변수는 대단히 많을 뿐만 아니라, 관측가능한 변수들보다 관측이 불가능한(unobservable) 변수가 더 큰 영향을 미치는 경우가 허다하기 때문이다. 이것은 환율예측이 그만큼 어렵다는 것을 나타내며, 예상하지 못한 사건(뉴스)의 발생으로 인한 환율의 변동성은 현실에 있어서 일상적으로 우리가 당면하고 있는 문제이다.

이러한 이유로 외환시장의 딜러들이 환율예측을 하는 데 있어서 관측가능한 변수인 통화량, 이자율, 국제수지, 물가와 같은 기초적(fundamental) 변수보다 환율 자체의 변동추세를 보며 예측하는 성향을 보이고 있다. 최근 일부 문헌들이 환율예측모형이 장기에 있어서 우수함을 보이고 있으나 그것은 환율의 예측이 불가능하다는 임의보행(random walk)모형보다 우수하다는 점을 밝히는 데 그치고 있다(Meese & Rogoff, 1983; MacDonald & Taylor, 1993; Schinasi & Swamy, 1989; Wolff, 1987). 결국 환율예측에는 항상 불확실성이 존재하며 예상치와 실제치간에는 항상 괴리가 존재한다는 것을 의미한다.

최근 시계열의 변동성은 어느 정도 예측이 가능하다는 데 일반적으로 견해의 일치를 보고 있으며, 이러한 변동성을 보다 더 정확히 예측할 수 있는 모형에 대한 연구가 활발히 이루어지고 있다. 이에 따라 본고는 변동성을 구할 수 있는 모형을 이용하여 환율의 변동성이 관광수요에 미치는 영향을 밝히고자 한다.

본고는 다음과 같이 전개된다. 제Ⅱ장에서 변동성모형을 이용하여 환율의 변동성을 구하고 제Ⅲ장에서 도입하는 변수들과 모형의 안정성 검정을 위해 단위근검정과 공적분 검정을 실시한다. 제Ⅳ장에서 환율의 변동성이 여행객에 미치는 영향을 보기 위해 분산분해와 충격반응을 이용하고 제Ⅴ장에서 결론을 내린다. 자료는 한국관광공사의 『한국관광통계2001』과 한국관광공사 웹사이트, 한국은행의 『조사통계월보』에서 구한다.

## II. 환율의 변동성 도출

변동성을 예측할 수 있는 다양한 모형이 제시되고 있으나, 기본적으로 가장 흔히 이용되는 것은 Engle(1982)에 의해 도입된 ARCH모형과, Bollerslev(1986), Engle et al.(1987) 등에 의해 제시되고 발전된 GARCH모형이다. ARCH모형과 GARCH모형은 일반적으로 평균방정식(mean equation)과 분산방정식(variance equation)으로 이루어진다. ARCH모형에서 조건분산은 과거 예측오차의 함수로 식 (1)과 같이 구성되며, GARCH모형에서는 과거오차 뿐만 아니라 조건분산시차의 함수이므로 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (1)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{t+1} | \phi_t \sim N(0, h_{t+1})$$

여기서  $\phi_t$ 는  $t$ 기에 입수가능한 정보를 의미한다. 식 (1)에서  $i$ 기 이전의 충격이 현재의 변동성에 미치는 효과는  $\alpha_i$ 에 달려있다. 보통  $i > j$  대해  $\alpha_i < \alpha_j$ 을 예상하기 때문에 오래된 뉴스일수록 현재의 변동성에 미치는 영향이 작게 된다. ARCH( $p$ )모형에서  $p$ 기 이전에 시장에 도착한 뉴스는 현재의 변동성에 아무런 영향도 미치지 못하며, GARCH( $p, q$ )모형은 ARCH모형을 연장한 것이나, 좀더 신축적인 시차구조를 허용한다는 장점을 가지고 있다. ARCH( $p$ )과정에서는 조건부 분산이 과거표본분산의 선형함수로 정의되나 GARCH( $p, q$ )과정에서는 조건부 분산의 시차가 추가로 포함된다. 즉 GARCH( $p, q$ )에서,  $p=0$ 일 경우는 ARCH( $p$ )과정이 되며,  $p=q=0$ 일 경우  $\varepsilon_i$ 가 백색오차(white noise)임을 의미하게 된다.

Engle & Ng(1993)은 변동성모형이 정확히 설정되었는가를 밝히기 위하여 부호편의검정(sign bias test), 음의 규모편의검정(negative size bias test), 양의 규모편의검정(positive size bias test)과 같은 3가지 검정법을 제시하고 있다. 이러한 검정은 추정변동성모형에는 포함되지 않으나 과거에 관측된 변수를 이용하여 표준화된 잔차의 제곱(squared normalized residual)을 예측할 수 있는가를 검정하는 것이다. 이러한 변수가 표준화된 잔차의 제곱을 예측할 수 있으면

추정한 분산모형은 잘못 정의된 것이 된다. 간략히 말하면  $z_t^2 = \varepsilon_t^2 / h_t$  이 i.i.d.(independently and identically distributed)인가를 검정하는 것이다.

부호편의검정은 표준화된 잔차의 제곱  $z_t^2$ 을 상수와 더미변수  $S_{t-1}^-$ 에 대해 회귀 분석한 다음  $S_{t-1}^-$ 의 계수에 대한  $t$ 통계량으로 검정하는 방법이다. 이 경우  $S_{t-1}^-$ 는  $\varepsilon_{t-1} < 0$ 일 때 1을,  $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 일 때 0을 갖는 더미변수이다. 이 더미변수가 유의하면 양의 충격과 음의 충격은 모형의 예측과 다르게 미래변동성에 영향을 미치게 된다. 음의 규모편의 검정은 표준화된 잔차의 제곱  $z_t^2$ 을 상수와 더미변수  $S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}$ 에 대해 회귀분석한 다음  $S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}$ 의 계수에 대한  $t$ 통계량으로 검정하는 방법이다. 이 검정은 음의 충격의 크기가 변동성모형이 예측하지 못한 변동성에 어떠한 영향을 미치는가를 검정한다. 양의 규모편의검정은 표준화된 잔차의 제곱  $z_t^2$ 을 상수와 더미변수  $S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1}$ 에 대해 회귀분석한 다음  $S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1}$ 의 계수에 대한  $t$ 통계량으로 검정하는 방법이다. 여기서  $S_{t-1}^+$ 은  $1 - S_{t-1}^-$ 인 더미변수로서  $\varepsilon_{t-1} < 0$ 일 때 1을, 그 나머지는 0을 갖는다. 이 검정은 양의 충격의 크기가 변동성모형이 설명하지 못한 변동성에 어떠한 영향을 미치는가를 검정한다. 또한 Engle and Ng(1993)은 부호편의와 규모편의를 결합하여 검정하기 위하여 LM검정을 제시하고 있다. 추정된 세 개의 계수가 모두 0이고 잔차가 백색오차이면 변동성모형이 적합하다는 것을 나타내며 이 때 LM통계량은  $T \times R^2$ 이며 자유도가 3인  $\chi^2$  분포를 따른다. 이것은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$z_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^- + e_t, \quad (3a)$$

$$z_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + e_t, \quad (3b)$$

$$z_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1} + e_t, \quad (3c)$$

$$z_t^2 = a + b_1 \cdot S_{t-1}^- + b_2 \cdot S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + b_3 \cdot S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1} + e_t, \quad (4)$$

여기서 부호편의 검정통계량, 음의 규모편의 검정통계량, 양의 규모편의 검정통계량은 각각 식(3a), (3b), (3c)에서 계수  $b$ 의  $t$ 통계량으로 정의된다. 또한 부호편의와 규모편의의 결합검정은 식 (4)에서  $b_1 = b_2 = b_3 = 0$ 이며  $e_t$ 가 i.i.d.이라는 것이다.

그런데 환율의 변동성을 도출하기 위해서는 먼저 환율의 예측불가능부분을 구해야 하므로 계절조정과 자기회귀를 통해 환율의 예측가능부분을 제거하는 것이

필요하다. 이를 위해 환율변동  $y_t$ 을 상수와 계절가변수(seasonal dummy variable)에 대해 회귀분석을 하여 잔차  $u_t$ 를 구한 후, 잔차  $u_t$ 를 상수와  $u_{t-i}$ 에 대해 다시 회귀분석하여 예측불가능부분  $\varepsilon_t$ 를 구한다.

$$y_t = -0.0016 + 0.177DEC_t$$

(0.92)      (2.11)

$$u_t = 0.0000 + 0.4281 \cdot u_{t-1} - 0.1384 \cdot u_{t-2} + \varepsilon_t$$

(0.12)      (6.75)      (-2.18)      (5)

〈표 1〉 예측불가능 환율변동의 통계량

Sk	0.4047(0.0079)	Q(12)	20.34(0.0507)	음의 규모편의	-2.868(0.0044)
Ku	21.72(0.0000)	Q2(12)	168.8(0.0000)	음의 규모편의	5.009(0.0000)
J-B	5140(0.0000)	부호편의	-1.022(0.3077)	결합검정	13.75(0.0032)

주: Sk(왜도)와 Ku(첨도)는 Sk=0, Ku=0에 대한 통계량이며, JB는 Jarque-Bera 통계량을, Q는 Ljung-Box통계량을 나타낸다. 그리고 편의검정은  $t$ 통계량, 결합검정은  $T \times R^2$ 이며 ( )안은 유의수준을 의미한다.

예측불가능한 부분에 대한 통계량을 보여주는 〈표 1〉을 통해 첨도, 왜도, 이분산, 자기상관이 존재하며, 부호편의와 규모편의가 5%에서 유의함으로써  $\varepsilon_{t-1}$ 이 현재의 변동성에 영향을 미친다는 것을 보여주고 있다. 이러한 결과는 〈그림 1〉의 예측불가능 환율변동의 분포를 통해 환율변동률이 양의 방향으로 편향분포되어 있고 정규분포보다 더 큰 첨도를 갖는 것으로도 알 수 있다. GARCH과정은 군집현상(clustering phenomenon) 즉 큰 쇼크가 발생하면 연속적으로 큰 쇼크가 뒤따르는 현상을 설명하는 데 적합하며 이것은 시계열  $\varepsilon_t$ 의 절대치를 보여주는 〈그림 2〉를 통해 알 수 있다. 또한 〈그림 2〉는 환율변동의 불확실성과 점선으로 나타난 한국인 출국자수 변동간에 일정한 관계가 있음을 보여주고 있다.<sup>1)</sup>

1) 계절조정된 시계열을 이용하거나 계절가변수(seasonal dummy variable)를 설명변수에 포함할 경우 변동성이 관광수요에 미치는 효과를 정확히 밝히기 어렵다. 그것은 종속변수 자체의 계절성과 모형의 잔차가 갖는 계절성이 일치하지 않는 경우가 적지 않게 발견되기 때문이다. 더욱이 본문의 〈그림 2〉에서 보는 바와 같이 종속변수의 변동과 설명변수로 모형에 투입되는 예상하지 못한 환율변동이 거의 일치하기 때문에 계절적 요인을 고려하지 않는다.

〈그림 1〉 예측불가능 환율변동의 분포

〈그림 2〉  $|\varepsilon_t|$  시계열과 출국자수 변동

이에 따라 GARCH모형을 추정한 결과는 〈표 2〉와 같다. 〈표 2〉에서  $\varepsilon_t$ 와  $h_t$ 의 계수가 5%에서 유의하며 부호편의와 규모편의가 존재하지 않음으로써 GARCH모형에 의한 변동성 추정에 오류가 없음을 알 수 있다. 또한 변동성모형의 계수 합이 1보다 작아 모형이 안정적이며 변동성이 6개월 후에도  $(0.952)^6 = 0.744$ 로서 상당히 많은 부분이 남아있음을 보여주고 있다.

〈표 2〉 GARCH모형의 추정

$$h_t = 0.0000 + 0.2146 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + 0.7372 \cdot h_{t-1} \quad \log L = -1064.1$$

(1.06)    (4.12)            (14.2)

부호편의: 1.1890(0.2355) 음의 규모편의:-1.3681(0.1725)  
 양의 규모편의:-1.0212(0.3081) 결합검정 : 0.9582(0.8113)

주: 추정계수 및의 괄호 안의 숫자는 계수의  $t$ 통계량을, 편의검정 통계량 옆 괄호 안의 숫자는 유의수준임.

### III. 모형의 도입과 안정성 검정

한국인의 해외관광수요를 소득변수인 국내경기와 가격변수인 환율 그리고 환율의 변동성으로 식 (6)과 같이 모형을 구성한다.

$$out_t = \alpha_0 + \alpha_1 ks_t + \alpha_2 kip_t + \alpha_3 h_t \quad (6)$$

여기서  $out_t$ 은 내국인의 출국자수를,  $ks_t$ 는 원화표시 대미 달러환율을<sup>2)</sup>,  $kip_t$ 는 계절조정 산업생산지수를 그리고  $h_t$ 는 GARCH모형을 이용하여 구한 환율의 변동성을 나타낸다.

분석을 시작하기 이전에 먼저 공적분기법을 이용하여 모형의 안정성을 살펴봐야 한다. 만약 출국자수와 설명변수들간에 공적분관계가 성립하지 않을 경우 분석결과가 허구적일 가능성이 크기 때문이다. 이를 위해 먼저 Engle & Granger(1987)의 공적분기법(이하 EG 검정)을 이용한다.

공적분은 동태적으로 불안정적인 시계열간의 균형에 대한 검정이므로 먼저 각 변수들의  $I(d)$  과정에서  $d$ 에 대한 검정이 이루어져야 한다. 시계열 변수에 대한

2) 명목환율 대신 실질환율이나 실효환율을 투입할 수 있다. 그러나 많은 경우 이들 환율간에 유의할만한 차이가 없으며, 많은 사람들이 환율에 대해서는 잘 알지만 가격수준에 대해서는 완전하게 알지 못하기 때문에 인플레이션의 상대적 차이보다는 환율변화에 보다 민감하게 대응할 가능성이 크다(Crouch, 1994). 더욱이 원화환율의 변동성을 도출하는 데 필요한 것은 실질환율이나 실효환율이 아니라 명목환율이며, 우리나라의 주요 관광목적지인 중국, 태국, 필리핀, 홍콩, 싱가포르의 경우 월별자료를 구하는 데 한계가 있다. 따라서 본고에서는 명목환율을 이용한다.



단위근 존재유무 검정은 Dickey and Fuller(1981)의 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법, 그리고 PP(Phillips-Perron) 검정법이 있는데 여기서는 통상최소자승(OLS: Ordinary Least Square)을 이용하여 추정하는 식 (2)와 같은 ADF 검정법을 이용한다. Schwert(1987)에 따르면 PP 검정법은 시계열이 불안정하다는 귀무가설을 기각하는 경향을 강하게 갖고 있기 때문에, 교차점 검을 위하여 ADF 통계량을 구할 것을 권하고 있다. 다음은 통상최소자승을 이용하여 추정하는 ADF 검정법을 보여준다.

$$DX_t = \alpha_0 + \beta_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \theta_j DX_{t-j} + \mu_0 t + \varepsilon_t \quad (7)$$

여기서 귀무가설은  $X_t$ 가  $I(1)$ 이라는 것이며  $t$ 통계량을 이용하여  $\beta_1$ 의 계수가 통계적으로 유의하게 0보다 작을 경우 기각된다. ADF 검정의 경우 검정통계량을 구하기 위한 시차수는 계열상관을 제거하기에 충분하여야 하므로, 최대 12개의 시차를 부여한 후 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 모형을 체크한다. 이 때 잔차(residuals)가 백색오차(white noise)를 갖는 것으로 나타나면 시차수를 감소시킨 후 다시 모형을 체크한다. 이와 같은 방법을 통해 시차수를 계속 감소시키므로써 최소의 시차수를 갖는 모형을 선택한다. 선택된 시차길이는 각 통계량 옆의 괄호 안에 표시한다. ADF 검정의 결과를 보여주는 <표 3>에서 모든 수준변수는 1% 수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차 차분한 시계열자료는 귀무가설의 기각에 일관되게 성공하고 있다.

<표 3> 단위근 검정

		출국자수	ks	kip	h
$\hat{\alpha}$	수준	-0.24s(6)	1.22(2)	2.59(9)	-0.60(6)
	차분	-6.01s(5)**	-9.98(1)**	-2.73(8)**	-9.23(5)**
$\alpha^*$	수준	-0.24s(6)	-0.68(2)	-1.05(9)	-2.17(6)
	차분	-6.01s(5)**	-10.06(1)**	-3.96(8)**	-9.22(5)**
$\tilde{\alpha}$	수준	-1.85s(6)	-1.57(2)	-2.55(9)	-3.80(3)
	차분	-6.00s(5)**	-10.07(1)**	-4.02(8)**	-9.20(5)**

주: "s"는 계절가변수(seasonal dummy variable)를 의미하며,  $\hat{\alpha}$ ,  $\alpha^*$ ,  $\tilde{\alpha}$ 에 대한 임계치는 1% 유의수준에서 각각 -2.58, -3.46, -3.99이다(Fuller, 1976, p.373).

따라서 안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열  $I(1)$ 으로 확인되면, 다음 단계로  $I(1)$  시계열간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다. EG 검정의 ADF 검정은  $X_t$ 와  $Y_t$ 에 대해 공적분 회귀분석(cointegrating regression)을 하여 추정된 잔차(residuals)가 단위근을 갖는가에 대해 검정하는 것이다.

$$D \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i D \hat{u}_{t-i} + e_t \tag{8}$$

여기서  $\hat{u}_{t-1}$ 의 계수가 유의하게 0보다 작을 경우 공적분관계가 이루어진다.

시차수는 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 모형에서 잔차가 백색오차이지 않을 경우 모형이 백색오차가 될 때까지 시차의 수를 증가시키는 방법을 택한 EG 검정의 결과, <표 4>에서와 같이 안정적 관계가 성립하는 것으로 나타났다.

<표 4> EG 검정

ADF					
-6.00(5)	-4.69(6)	-4.59(7)	-4.49(8)	-5.00(9)	-4.53(10)

주: ( )안의 숫자는 ADF 검정의 시차수를 나타내며, 5% 유의수준에서 임계치는 4.35이다 (Engle and Yoo, 1987, pp.157-158).

그러나 EG 검정은 몇 가지 문제점을 안고 있는 것으로 알려져 있으므로 Johansen(1988)의 다변량공적분기법을 이용하여 살펴본다. Johansen 검정은 식 (9)와 같은 벡터오차수정모형(VECM: Vector Error Correction Model)으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta X_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \tag{9}$$

여기서  $X_t$ 는  $p$ 개의 변수로 이루어진 벡터를,  $\varepsilon_t$ 는 정규분포를 따르는 백색오차이다. 또한  $\Gamma_j = -(I - A_1 - \dots - A_j)$ ,  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$  이다. 일반적으로 행렬  $\Pi$ 의 계수(rank)는 독립적인 공적분벡터의 갯수와 일치하며 이것은  $\Pi$ 고유근의 유의성을 체크함으로써 구할 수 있다. 고유근 갯수에 대한 검정은 다음의 통계량을 통해 이루어진다.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \tag{10}$$

우도비검정통계량(likelihood ratio test statistic)을 구하기 이전에 투입되는 시차길이는 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 잔차가 백색오차인 최소의 시차길이는 7로 나타났다.

〈표 5〉 Johansen 검정

	$r=0$	$r\leq 1$	$r\leq 2$	$r\leq 3$
VAR(7)	54.32*	28.98	10.94	3.393
VAR(8)	55.60*	29.68	14.17	4.380
VAR(9)	57.95*	29.32	16.19	7.370

주: 시차는 벡터자기회귀모형의 시차를 의미하며, "\*"는 5% 유의수준에서 공적분관계가 없다는 귀무가설이 기각됨을 의미하며, 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)의 표를 참조하였다.

그러나 결과가 시차수에 강건한가를 파악하기 위하여 시차수 9까지 증가시켜 살펴보았다. 그 결과 모든 통계량이 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 데에 성공함으로써 모형이 안정적임을 보이고 있다.

이와 같이 모형이 안정적임에 따라 오차수정모형을 추정한 결과는 식(11)과 같다. 여기서 오차수정항(error-correction term)이 5%에서 음의 부호로 유의함으로써 공적분관계가 존재함을 증명할 뿐만 아니라 공적분 방정식에서 변수들간에 균형관계가 성립함을 나타내고 있다. 또한 오차수정항의 계수는 출국자수의 실제치(actual value)와 균형치 또는 장기치(long-run or equilibrium)간의 괴리가 매월 제거되거나(eliminated) 수정되는(corrected) 비율을 나타내므로 19%의 완만한 속도로 장기균형치로 수렴됨을 보여주고 있다. 그리고 상수항을 제외한 모든 변수가 그룹으로서 영의 계수(zero coefficient)를 갖는다는 귀무가설이 기각됨을  $F$ 통계량을 통해 알 수 있다(Doyle 2001). 이것은 환율의 변동성이 환율, 경기와 같이 단기조정 역할을 수행하고 있음을 의미한다. 예상한 바와 같이 환율의 변동성은 출국자수를 감소시키는 것으로 나타나고 있다.

$$\begin{aligned} \Delta out_t = & -0.3098 \Delta out_{t-1} - 0.6687 \Delta ks_{t-1} + 0.4392 \Delta kip_{t-1} + 0.3445 \Delta kip_{t-2} \\ & (-5.02) \quad (-1.99) \quad (2.67) \quad (2.09) \\ & -0.1411 \Delta h_{t-1} - 0.1871 z_{t-1} \quad (11) \\ & (-2.16) \quad (-2.87) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.34 \quad \sigma = 0.09 \quad F = 19.72(0.0000)$$

#### IV. 환율변동성과 충격반응

이제 출국자가 환율변동성에 의해 어느 정도 설명되는가와 환율변동성에 일정한 충격을 가할 경우 출국자수가 어떠한 반응경로를 갖는가를 살펴본다.<sup>3)</sup> 먼저 설명변수들의 영향력을 비교평가하기 위하여 예측오차의 분산분해를 실시한다.

〈표 6〉은 출국자수에 대한 예측오차의 분산분해를 보여준다. 예측오차의 분산분해는 각 변수별로 예측오차의 분산이 자신 및 다른 변수의 분산에 의하여 어느 정도 설명되는가를 살펴보기 위한 것이다. 이것은 출국자수 예측오차의 분산이 자체교란에 원인을 두는 것인가 또는 다른 변수에 그 원인이 있는가를 밝힐 수 있다. 이를 위해서는 잔차의 분산·공분산행렬을 직각행렬로 분해하고, 이 행렬을 이용하여 변수별 예측오차의 분산을 분해하는 과정을 밟게 된다. 각 행렬의 주대각선은 자체의 교란에 의해 설명되는 오차분산의 비율을 나타낸다. 이 때 변수가 외생적이면 거의 100 퍼센트가 됨으로써 모형의 여타 변수로부터 거의 혹은 전연 영향을 받지 않고서 자체 교란이 분산을 거의 모두 설명함을 의미하게 된다.

분산분해의 결과를 보여주는 〈표 6〉에서, 제 1 예측단계에서는 출국자의 자체교란에 의해서 95.7% 설명되고 환율, 경기, 환율변동성에 의해서는 거의 영향받지 않는 것으로 나타났다. 그러나 제 20 예측단계에서는 자체에 의해서는 45%가 설명되는 데 비해 환율, 경기, 환율변동성에 의해서 각각 33.2%, 10.6%, 11.2% 설명됨으로써 출국자가 환율, 소득, 환율변동성의 분산에 의해 상당한 영향을 받는다는 것을 보여주고 있다.

〈표 6〉 분산분해

	1	2	5	10	20
out	95.73	89.12	61.21	54.41	44.93
ks	2.240	6.521	22.39	28.36	33.20
kip	1.442	3.037	12.51	11.42	10.63
h	0.582	1.313	3.863	5.800	11.22

3) 외환위기 이전기간과 이후기간으로 구분하여 분석하거나 외환위기 기간에 더미변수를 투입하는 방법을 통해 외환위기가 미치는 영향을 분석할 수 있다. 그러나 본문에서 살펴본 바와 같이 환율의 변동성과 경기의 변동이 출국자의 변동과 밀접한 관계를 가지고 있기 때문에 본고의 모형에 의거하여 분석한다.

이러한 분산분해의 결과를 시각적으로 살펴봄과 동시에 그 반응경로를 파악하기 위하여 충격반응함수를 이용한다. 충격반응함수는 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 1단위 표준편차(one standard deviation)의 충격을 가한 다음 모형 내의 모든 변수들이 시간 경과에 따라 반응하는 결과를 확인할 수 있을 뿐만 아니라 변수간의 상호 연관관계 또는 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석할 수 있는 이점을 가지고 있다. 충격반응분석은 균형으로부터 괴리의 지속정도, 규모, 그리고 그 흐름을 쉽게 파악할 수 있는 방법이다. 괴리의 규모는 각 변수의 반응경로의 최대 폭으로 측정하며, 괴리의 지속정도는 정책변수에 1단위 표준편차만큼의 외생적 충격을 가했을 때, 충격을 받는 변수가 추세로 회귀하는데 소요되는 기간으로 측정한다.

〈그림 3〉 충격반응곡선

〈표 7〉 충격반응

단계	1	2	3	4	5
반응	-0.0134	-0.0099	-0.0072	-0.0051	-0.0035
단계	6	7	8	9	10
반응	-0.0023	-0.0015	-0.0010	-0.0007	-0.0006

〈그림 3〉과 〈표 7〉은 환율변동성 충격에 대한 출국자수의 반응을 보여주고 있다. 여기서 보는 바와 같이 환율변동성의 증가에 대한 출국자수의 반응은 충격후 1단계에서 0.0134로 크게 감소한 후 감소폭이 서서히 축소되어 10단계에서는 0.0006으로 거의 소멸되는 것으로 나타나고 있다. 이것은 환율의 변동성 충격이 해외관광수요에 비교적 오래 부정적인 영향을 미친다는 것을 의미한다.

## V. 결 론

경제변수의 예상하지 못한 변동이나 사건의 발생 등으로 발생하는 환율의 변동성이 내국인의 해외관광수요에 영향을 미칠 가능성은 대단히 높다. 이에 따라 본고는 1981년 1월부터 2002년 12월까지의 환율, 경기, 환율의 변동성으로 모형을 구성하여 원화 환율의 변동성이 한국인의 관광수요에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보았다.

예상하지 못한 환율변동이 GARCH특성을 갖는 것으로 판단됨에 따라 변동성 모형인 GARCH모형을 이용하여 환율의 변동성을 도출하였다. 그리고 허구적 추정 결과를 피하기 위해 변수와 모형에 대해 안정성 검정을 실시하였다. 변수에 대한 단위근 검정 결과 모든 변수가 1차차분을 통해 안정성을 갖는 것으로 나타났으며, 이에 따라 모형에 대해 EG 검정과 Johansen 검정을 실시하여 모형이 안정적인임을 알 수 있었다. 그리고 오차수정모형을 추정하여 공적분 방정식에서 변수들간에 균형관계가 성립한다는 것과 장기 출국자수와 단기치간의 피리조정이 장기간에 걸쳐 이루어진다는 것을, 환율의 변동성이 내국인 해외관광수요에 부정적인 영향을 미친다는 것을 알 수 있었다. 또한 충격반응함수를 이용하여 환율의 변동성이 출국자수를 상당 기간에 걸쳐 위축시킨다는 것도 밝힐 수 있었다.

### 참고문헌

- 모수원 · 김창범(2001). 한국인 해외관광객의 추정과 예측. 『관광학연구』, 25(1): 117-134.
- 유광훈 · 이중구(1995). 방한외래관광객 예측: 지수평활법의 적용을 중심으로. 『관광학연구』, 19(1): 247-259.

- 이강욱(1999). 『한국관광계량모형(KTRI-99) 구축』, 한국관광연구원.
- 이광희(1996). 외래관광객 유치정책 개선방안, 『기본연구보고서』, 한국관광연구원.
- 최영문·김사현(1998). 단변량 시계열 관광수요 예측모형의 적정성 비교평가: 내국인 해외관광객수 실측치와 예측치의 비교. 『관광학연구』, 21(2): 111-128.
- 한국관광공사(2002). 『한국관광통계 2001』.
- 한국은행. 『조사통계월보』, 각호.
- 허향진·김희철(2001). 시계열 모형을 이용한 제주지역 관광객 수요예측: 개입모형을 중심으로. 『관광학연구』, 25(1): 27-42.
- Bollerslev, T.(1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
- Crouch, G.I.(1994). The study of international tourism demand: A review of findings. *Journal of Travel Research*, Summer: 12-23.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A.(1981). The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a Unit Root. *Econometrica*, 49: 1057-1072.
- Doyle, E.(2001). Exchange rate volatility and Irish-UK trade, 1979-1992. *Applied Economics*, 33: 249-265.
- Engle, R.F.(1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations. *Econometrica*, 50(4): 987-1007.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J.(1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55: 251-276.
- Engle, R.F. & Yoo, B.S.(1987). Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, 35: 143-159.
- Engle, R.F. and V. K. Ng(1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance*, 48(5): 1749-1778.
- Engle, R.F., D.M. Lilien. & Robinson, R.P.(1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica*, 55: 391-407.
- Fuller, W.A.(1976). *Introduction to statistical time series*. New York, Wiley.
- Granger, C.W.J.(1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48: 213-228.
- Johansen, S.(1988), Statistical analysis of cointegrating vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- MacDonald, R., and Taylor, M.P.(1993). The monetary approach to the

exchange rate. *IMF Staff Papers*, 40: 89-107.

Meese, R.A. and Rogoff, K.(1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?. *Journal of International Economics*, 14: 3-24.

Osterwald-Lenum, M.(1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 461-471.

Qiu, H. & Zhang, J.(1995). Determinants of tourist arrivals and expenditures in Canada. *Journal of Travel Research*, 34: 43-49.

Schinasi, G.J., and Swamy, P.A.V.B.(1989). The out-of-sample forecasting performance of exchange rate models when coefficients are allowed to change. *Journal of International Money and Finance*, 8: 375-390.

Schwert, G.W.(1987). The effects of model specification on tests for unit roots in macroeconomic data. *Journal of Monetary Economics*, 20: 73-103.

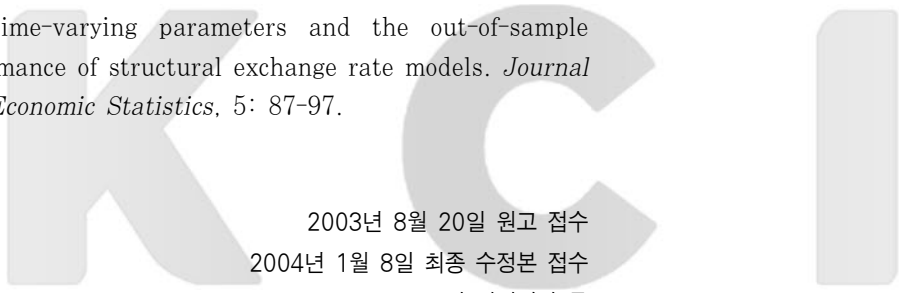
Uysal, M. & Crompton, J.L.(1985). An overview of the approaches used to forecast tourism demand. *Journal of Travel Research*, 23: 7-15.

Webber, A.G.(2001). Exchange rate volatility and cointegration in tourism demand. *Journal of Travel Research*, 39: 398-405.

Witt, S.F. & Witt, C.A.(1995). Forecasting tourism demand: A review of empirical research. *International Journal of Forecasting*, 11: 447-475.

Wolff, C.C.P.(1987). Time-varying parameters and the out-of-sample forecasting performance of structural exchange rate models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 5: 87-97.

<http://www.knto.or.kr>



2003년 8월 20일 원고 접수  
2004년 1월 8일 최종 수정본 접수  
3인 익명심사 룹