

경제변수의 변동이 국제관광수요와 공급에 미치는 장단기 효과*

모수원**

요 약

본고는 환율, 국제유가, 경기와 같은 경제변수의 변동이 국제관광수요와 공급에 미치는 효과를 전향적 이동회귀와 누적충격반응함수를 이용하여 분석하는 데 연구의 목적을 둔다. 관광수요(공급)함수는 환율, 국내경기(해외경기), 국제유가와 같은 경제변수에 사스질병과 외환위기와 같은 사건더미변수 그리고 계절더미변수로 구성한다. 모형을 추정하기에 앞서 변수와 모형의 안정성을 살펴보기절위하여 단위근 검정과 Johansen의 다변량 공적분 검정, GPH 검정을 실시하여 안정성을 확보한다. 모형에 회귀분석기법을 적용하여 경기변수는 관광수요와 공급에 긍정적 영향을 미치나 환율상승은 관광수요에는 부정적인 영향을, 공급에는 긍정적 효과를 가짐을 보인다. 오차수정모형을 도출하여 오차수정계수가 출국자의 오차수정계수가 입국자의 그것보다 작아 출국자 수 조정이 입국자에 비해 더디게 이루어진다는 것도 밝힌다. 역사적 분해를 실시하여 출(입)국자의 실제경로를 환율, 유가, 경기에 의한 예측경로가 근접하여 같은 방향으로 움직임으로써 세 가지 변수에 의한 설명과 추적이 가능하다는 것을 보인다. 다만 경제상황이 급격히 변동한 2008년 중반 이후의 기간에 있어서 국제관광시장에서의 급격한 변동을 제대로 설명하지 못한다는 것도 보인다. 분산분해를 통해 출국자와 입국자가 분명히 내생변수임을 확인한 후 누적충격반응함수를 통해 환율이 해외여행에 미치는 정의 영향력은 약화되고 음의 영향력은 강해지며, 유가는 점차 부정적 영향력을 확대하고 있음도 보인다.

핵심주제어 : 환율, 유가, 누적충격반응, 전향적 이동회귀

* 논문접수일 2009년 8월 7일, 게재확정일 2009년 9월 15일

* 본 연구는 학술진흥재단과 한국산업경제저널에서 정한 연구윤리규정을 준수함

** 목포대학교 교수 (moswan@hanmail.net)

I. 서론

국제유가는 두바이유 기준으로 1960년 2월부터 1971년 1월까지 11년간 배럴당 1.80달러라는 기적적인 가격을 유지하였으며, 제1차 오일쇼크 기간인 1974년 1월에 13달러, 제2차 오일쇼크 기간인 1979년 11월에 39.5달러를 기록하였다. 이후 국제유가는 낮게 형성되어, 1986년 7월 배럴당 8.5달러, 1988년 10월 10.6달러까지 하락하여 1986년부터 1988년까지 우리나라가 무역수지 흑자를 기록하는데 일조하였다. 또한 1997년 12월 19달러, 1998년 12월 11달러, 1999년 3월 10달러와 같이 저렴한 유가 덕분에 우리 경제가 외환위기를 보다 쉽게 벗어날 수 있었다는데 이의를 제기하는 사람은 없다. 그러나 2005년부터 유가는 상승국면으로 전환되어 2005년 6월 51달러에서 2008년 2월 90달러에 도달한 후 2008년 4월에 100달러대에 진입하였다. 이후 7월 140달러를 정점으로 하락하기 시작하여 2008년 12월 40달러를 기록하였다. 그러나 국제유가는 정치, 경제, 환경 등이 복합적으로 얽혀서 움직이기 때문에 예측하기가 대단히 어려울 뿐만 아니라 언제라도 급격한 상승을 보일 가능성이 상존하고 있다.

환율 역시 최근 들어 변동성이 크게 증가하는 경향을 보이고 있다. 환율은 1990년부터 1996년까지는 비교적 안정된 완만한 상승을 보였으나 1997년 외환위기로 큰 폭의 상승과 하락이 이루어졌다. 환율은 2002년 2월 1,328원부터 2007년 10월 907원까지 하락한 후 상승국면으로 전환되었을 뿐만 아니라 변동성도 대단히 커졌다. 이와 같은 유가와 환율의 동반 상승에 의한 고유가-고환율과 더불어 환율의 변동성 확대는 가계의 실질소득과 가처분소득을 감소시키고 가계의 미래에 대한 불안감을 가중시켜 국제관광에도 상당한 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 해외관광수요를 추정하고 예측하기 위하여 많은 연구가 이루어지고 있다(모수원·이광배, 2004; 허향진·김희철, 2001; Akal, 2004; Dritsakis and Athanasiadis, 2000; Chu, 1998; Mello, et al., 2002; Tsai and Wang, 1998; Tuner and Witt, 2001). 그러나 해외관광수요를 추정하고 예측하는데 있어서 대부분의 연구가 유가변동을 무시하고 있다. 이에 본고는 유가와 환율변동이 우리나라 출국자 수와 입국자 수에 미치는 영향을 분석하는데 연구의 목적을 둔다.

II. 모형도입과 안정성 검정

본고는 관광수요함수를 식 (1)-(2)와 같이 환율, 유가, 경기의 대수선형(log-linear)으로 구성한다.

$$ob_t = a_0 + a_1s_t + a_2oilp_t + a_3ip_t \quad (1)$$

$$ib_t = a_0 + a_1s_t + a_2oilp_t + a_3ip_t^* \quad (2)$$

여기서 ob 과 ib 은 내국인 출국자 수와 외국인 입국자 수를, s 는 미국 달러의 원화표시 환율을, $oilp$ 는 두바이유의 배럴당 달러표시 국제유가를 나타낸다. ip 는 우리나라의 산업생산지수로 경기의 대용변수(proxy variable)이며, ip^* 는 해외경기로서 우리나라 인바운드 관광에서 일본, 미국, 중국 3개국의 경기를 가중평균하여 구한다. 가중치는 최근 4년인 2005-2008년 일본, 중국, 미국 입국자 수에서 각국이 차지하는 비중인 0.60, 0.25, 0.15로 한다. 분석기간은 1995년 1월부터 2009년 1월까지이며, 자료는 통계청, 한국은행, 한국관광공사 웹사이트에서 구한다. 분석을 시작하기 이전에 먼저 변수가 안정적인가를 살펴보기 위하여 변수의 안정성을 밝히는 것이 필요하다. 통상최소자승을 이용하여 추정하는 Engle and Granger(1987)의 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정법은 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta X_t = c_0 + b_0(time) + b_1X_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서 Δ 는 차분연산자로서 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ 를, $time$ 은 추세변수를 나타내며, p 는 ε_t 가 실증적으로 백색오차(white noise)이도록 선택한다. 귀무가설은 X_t 가 $I(1)$ 이라는 것이며 t 통계량을 이용하여 계수 b_1 이 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 잔차가 백색오차를 갖는 것으로 나타나면 시차수를 감소시킨 후 다시 모형을 확인한다. 이와 같은 방법을 통해 시차수를 계속 감소시킴으로써 최소의 시차수를 갖는 모형을 선택하며 선택된 시차길이는 각 통계량 옆의 괄호 안에 표시한다.

<표 1> 단위근 검정

	ob	ib	ip	s	ip*
수준변수	-1.3375(0) ^a [0.7606]	-1.4368(0) ^a [0.2194]	-1.4810(1) ^a [0.5320]	-1.8270(0) [0.7717]	-1.2358(1) ^a [0.4320]
차분변수	-11.373*(0) ^a [0.7342]	-11.474*(0) ^a [0.1694]	-8.5794*(0) ^a [0.5498]	-9.1190*(0) [0.9896]	-7.9153*(0) ^a [0.6421]

- (주) 1. ()안의 숫자는 시차길이, []안의 숫자는 Ljung-Box Q 통계량의 유의수준.
 2. "*"는 유의수준 5%에서 단위근을 가진다는 가설이 기각됨을 의미함.
 3. "a"는 계절조정된 변수에 대한 검정임
 4. 임계치는 Fuller(1976)의 표 참조.

<표 1>은 수준변수와 1차 차분변수에 대한 단위근 검정결과를 보여주고 있다. 표에서 수준변수는 5% 수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차차분한 시계열자료는 귀무가설의 기각에 성공하고 있다. 따라서 안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열 $I(1)$ 으로 확인되면, 다음 단계로 $I(1)$ 시계열간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다. 모형의 안정성 검정을 위해 Johansen(1988)의 다변량 공적분기법(이하 Johansen검정)을 이용한다.¹⁾ Johansen 검정은 다음과 같이 표시할 수 있다. 먼저 $I(1)$ 변수들이 k 차의 벡터자기회귀과정(vector autoregressive process)을 따르는 것으로 가정하면 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t, \quad (t=1, \dots, T) \quad (4)$$

여기서 $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ 는 $IIIN_p(0, \Lambda)$ 로서 평균 0, 분산 Λ 인 정규분포로서 잔차간에 상호 독립적이며 모집단과 동일하게 분포하는 확률변수를 나타낸다. 일반적으로 경제관련 시계열자료는 불안정한 과정을 갖기 때문에 1차차분 형태로 표현하면 식 (5)와 같다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t, \quad (5)$$

여기서

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad (i=1, \dots, k-1)$$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \Pi_k)$$

식 (5)에서 ΠX_{t-k} 의 Π 를 통해 변수들간의 장기관계를 분석할 수 있다. 일반적으로 행렬 Π 의 계수(rank)는 알려진 값이 아니므로 특성근(eigenvalue)에 기초하여 다음과 같은 두 개의 검정통계량을 이용한다.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (7)$$

λ_{trace} 통계량은 많아야 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 귀무가설과 공적분벡터가 그보다

1) 정수차분 공적분검정에는 Engle and Granger(1987)의 ADF 공적분검정과 Johansen(1988)의 다변량공적분검정이 있으며, EG검정은 다음과 같은 단점을 갖는 것으로 알려져 있다. 낮은 검정력을 갖으며 (Hendry, 1986; Dolado, Jenkins and Sosvilla-Rivero, 1990), 상대적으로 높은 임계치를 이용하기 때문에 공적분관계를 갖지 않는다는 귀무가설의 기각이 용이하지 않고 (Engle and Yoo, 1987; Siklos, 1989), 공적분벡터 개수를 결정하지 못하며, 어떤 변수가 좌변항에 위치하는냐에 따라 공적분관계가 바뀔 수 있다(Hung, Kim, and Ohno, 1993). 이에 비해 Johansen(1988)의 다변량공적분기법은 다음의 4가지에 있어서 EG검정보다 우수하다 (Siklos, 1993). 첫째, 벡터자기회귀모형을 이용하기 때문에 데이터의 시계열특성을 충분히 파악할 수 있다. 둘째, 모든 공적분 벡터의 추정치를 도출할 수 있다. 셋째, 공적분벡터수에 대한 검정통계량을 구할 수 있다. 넷째, 모형내의 모든 변수가 내생변수일 수 있기 때문에 벡터자기회귀모형이 우수하다.

1개 더 존재한다는 대립가설과 관련된 통계량이고, λ_{\max} 통계량은 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 귀무가설과 $r+1$ 개의 공적분벡터가 존재한다는 대립가설과 관련된 통계량이다. 우도비검정통계량(likelihood ratio test statistic)을 구하기 이전에 투입되는 시차길이는 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 잔차가 백색오차인 최소의 시차길이는 3으로 선택한다. 그러나 결과가 시차수에 강건한가를 파악하기 위하여 최소 시차수 3부터 5까지에 대해 검정한다. <표 2>는 4개 품목의 λ_{trace} 통계량과 λ_{\max} 통계량이 5% 유의수준에서 귀무가설의 기각에 성공하여 모형이 안정적임을 보여주고 있다.

<표 2> 다변량공적분검정a : 출국자

	var(1)	var(2)	var(3)	var(4)
$r=0$	107.11*	70.985*	85.692*	63.597*
$r \leq 1$	28.309	10.980	24.442	23.378
$r \leq 2$	5.0508	1.6656	6.3279	2.1311
$r \leq 3$	0.8288	0.3619	0.3078	0.3819
$r=0 r=1$	70.802*	60.005*	61.250*	30.219*
$r=1 r=2$	21.258	9.3140	18.114	11.247
$r=2 r=3$	4.9679	1.3037	6.2972	2.0929
$r=3 r=4$	0.8288	0.3619	0.3078	0.3819

(주) 1. "a"는 최대 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 귀무가설에 대한 통계량임.
 2. 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)의 표 참조.

<표 3> 다변량공적분검정a : 입국자

	var(1)	var(2)	var(3)	var(4)
$r=0$	123.08*	96.706*	71.329*	59.934*
$r \leq 1$	26.091	31.829	33.285	22.168
$r \leq 2$	7.2607	6.3263	7.1821	5.3762
$r \leq 3$	2.3947	0.1906	0.1756	0.8254
$r=0 r=1$	96.993*	54.877*	38.044*	37.766*
$r=1 r=2$	18.830	21.502	16.103	16.792
$r=2 r=3$	4.8660	6.1357	7.0064	4.5508
$r=3 r=4$	2.3947	0.1906	0.1756	0.8254

(주) 1. "a"는 최대 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 귀무가설에 대한 통계량임.
 2. 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)의 표 참조.

본고는 Johansen 검정 외에 GPH(Geweke and Poter-Hudak, 1983) 검정방법도 이용한다. Dickey-Fuller(1981)류의 검정은 정수차분(integer differencing)이라는 인위적 제

약조건을 부과하고 있다. Granger and Joyeux(1980) 그리고 Hosking(1981)은 시계열의 안정성 확보를 위하여 차분이 정수(integer)영역에서만 이루어짐은 인위적인 제약일 뿐 마땅히 모든 가능성을 포함할 수 있는 실수(real number)영역으로 확장되어야 한다고 주장하였다. 따라서 이러한 제약조건에 구속되지 않는 검정방법인 분수차분기법인 GPH 검정기법을 이용한다.

분수차분기법(fractional differencing approach)의 큰 장점 중의 하나는 안정성과 추세 회귀성향을 구분해준다는 것이다. 우리는 이미 시계열의 안정성을 위한 조건이 분수차분의 계수(degree of fractional differencing: d)가 $d < 0.5$ 이다. 그러나 d 값이 1보다 작을 경우 시계열에 주어진 예상치 못한 충격은 연이은 상반효과에 의해 결국은 소멸하게 된다. 따라서 이 경우 시계열은 일시적으로 추세를 이탈하나 결국은 회귀하며, 이를 추세회귀성향이라 한다. 반대로 d 가 1보다 크면 충격의 효과는 점차 시간이 가면서 누적, 지속되는 경향을 띤다. 이상을 요약해보면 d 값이 0.5보다 작으면 시계열은 안정적이며, 1보다 작다면 추세회귀적이다. 중요한 것은 d 값이 0.5와 1 사이에 있는 경우로서 이 때 시계열은 불안정적이나 추세회귀적 성향을 갖는다는 것이다. 또한 분수차분기법은 ADF검정보다 더 높은 통계적 검정력을 가지며, 분수차분계수가 0.35와 0.65사이에 위치할 특히 우수한 것으로 알려져 있다(Cheung and Lai, 1993).

이러한 d 를 추정하여 분수차분기법과 기존의 ARIMA모형을 결합하여 실수영역에서의 차분을 적용한 소위 분수 ARIMA(ARFIMA: Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average)모형은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$X_t = (1-L)^{1-d} B(L) \varepsilon_t \quad (8)$$

여기서 $B(L) = \Phi - 1(L)\Theta(L)$, $X_t = (1-L)Y_t$ 이며 X_t 는 안정적인 시계열이 된다. 한편 $(1-L)^d$ 는 이항전개(binomial expansion)를 이용하여 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$(1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\Gamma(-d)L^j}{\Gamma(-d)\Gamma(j+1)} \quad (9)$$

여기서 $\Gamma(\cdot)$ 는 감마함수를 나타낸다. 따라서 $(1-L)^d$ 필터는 각항이 서서히 단조적으로 감소하는(slowly and monotonically declining), 무한차수(infinite order)의 시차 연산자(lag-operator)가 된다. ARFIMA의 분석에 있어서 요체는 차분계수 d 에 대한 추정이며, d 를 추정하기 위하여 GPH의 2단계 추정법을 이용한다.

추정의 첫 번째 단계는 스펙트럴 밀도함수(spectral density function)를 이용하여 d 를 추정하는 것이다. 두 번째 단계는 추정된 d 의 값을 바탕으로 장기적 기억 필터에 의해 시계열 자료를 변환시켜 이를 ARMA(p,q)로 모형화하여 p와 q를 추정하는 것이다. 제1단계에서 주기도표(periodogram) 회귀분석에 의해 추정된 분수차분계수가 일관적 추정치(consistent estimate)이기 때문에 제2단계 추정에서도 일관적 추정치가 된다. 다음과 같

은 1차차분된 시계열을 생각해 본다.

$$X_t = (1-L)Y_t \tag{10}$$

여기에서 우리는 다음 모형에서 d^* 를 추정한다.

$$(1-L)^{d^*} X_t = \Phi^{-1}(L)\Theta(L)\varepsilon_t = \nu_t \tag{11}$$

원래 시계열 Y_t 의 차분계수 d 는 윗 식의 d^*+1 과 같다. 만일 추정결과가 $d^*=0$ 이라면 이는 곧 $d=1$ 을 의미하며 따라서 Y_t 에 단위근이 존재한다는 것을 의미하게 된다. X_t 의 스펙트럴 밀도함수는 다음과 같이 주어진다.

$$f_X(\lambda) = |1 - \exp(-i\lambda)|^{-2d^*} f_u(\lambda) = [2\sin(\lambda/2)]^{2d^*} f_u(\lambda) \tag{12}$$

여기서 $f_u(\lambda)$ 는 정상적 과정(stationary process) u_t 의 스펙트럴 밀도함수이다. 이제 크기가 T 인 표본 $\{X_t, t=1, \dots, T\}$ 을 생각해 보자. 이 표본의 종좌표(harmonic ordinates)를 다음과 같이 표시할 수 있다고 하자.

$$\lambda_j = 2\pi j/T, \quad j = 0, \dots, T-1 \tag{13}$$

식 (13)에 로그를 취하고 $\ln\{f_u(0)\}$ 을 더하고 빼면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\ln\{f_X(\lambda_j)\} = \ln\{f_u(0)\} - d^* \ln\{4\sin^2(\lambda_j/2)\} + \ln\{f_u(\lambda_j)/f_u(0)\} \tag{14}$$

만일 0근처의 저진동수 종좌표(low-frequency ordinate)만을 고려한다면,

즉 $\lambda_j, j \leq K \ll T$ 이면 식 (10)의 마지막 항은 무시해도 좋을 정도의 값을 갖게 된다. $I(\lambda_j)$ 가 종좌표 j 에서의 주기(periodogram)를 표시한다고 하자. 윗 식의 양변에 $\ln\{I(\lambda_j)\}$ 을 더하고 정리하면 다음 식을 얻을 수 있다.

$$\ln\{I(\lambda_j)\} = \ln\{f_u(0)\} + d^* \ln\{4\sin^2(\lambda_j/2)\} + \ln\{I(\lambda_j)/f_X(\lambda_j)\} \tag{15}$$

이 식을 회귀분석적인 표현으로 바꾸면 다음과 같다.

$$\ln\{I(\lambda_j)\} = \beta_0 + \beta_1 \ln\{4\sin^2(\lambda_j/2)\} + \eta_j, \quad j = 1, \dots, K \tag{16}$$

여기서 β_0 는 상수항 $\ln\{f_u(0)\}$ 이며 $\ln\{I(\lambda_j)/f_X(\lambda_j)\}$ 와 일치하는 η_j 는 i.i.d.이다. 따라서 $\beta_1 = -d^*$ 이며 이 식을 추정함으로써 우리는 d^* 에 대한 추정치를 구할 수 있다.

윗 식을 추정하기 위해서는 표본 크기의 함수, 즉 $K = g(T)$ 로 결정되는 저진동수 종좌표 숫자를 정하여야 한다. 함수 $g(\cdot)$ 에 대한 규정조건하에서 β_1 에 대한 OLS 추정치는 d^* 에 대한 일관적 추정치이며 이 추정치는 점근적 정규분포(asymptotically normal distribution)를 하게 된다. β_1 의 추정치에 대한 분산은 OLS로부터 얻을 수 있다. 그런데 η_j 의 이론적 점근적 분산은 $\pi^2/6$ 이며 이를 이용하여 추정치의 효율성을 향상시킬 수 있다. <표 4>는 GPH검정 결과를 보여주고 있다.

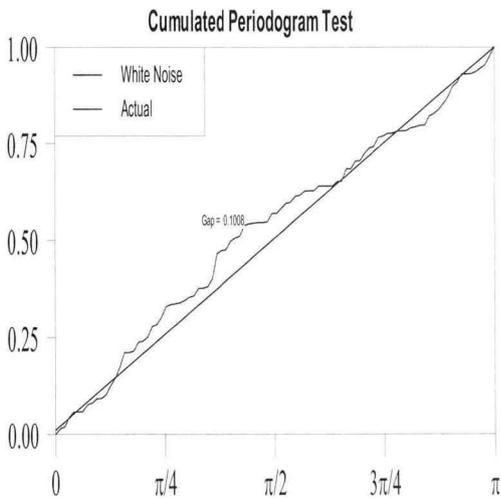
여기서 $d=0$ 은 $d \neq 0$ 이라는 대립가설에 대해 $H_0: d=0$ 이라는 귀무가설에 대한 검정통계

량을, $d=1$ 은 $d<1$ 이라는 대립가설에 대해 $H_0: d=1$ 이라는 귀무가설에 대한 단측 유의수준을 나타낸다. 표에서 보는 바와 같이, 모든 d 추정치가 0과 다르다는 대립가설에 대해 d 의 추정치가 0과 같다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 데 성공함으로써 공적분관계 또는 분수공적분관계가 존재한다는 것을 알 수 있다. 모든 경우에 있어서 $d<1$ 의 대립가설이 받아들여짐으로써 d 추정치 0과 1사이에 위치하여 시계열이 정상적이거나 정상으로 수렴하는 경향이 있음을 보여주고 있다.

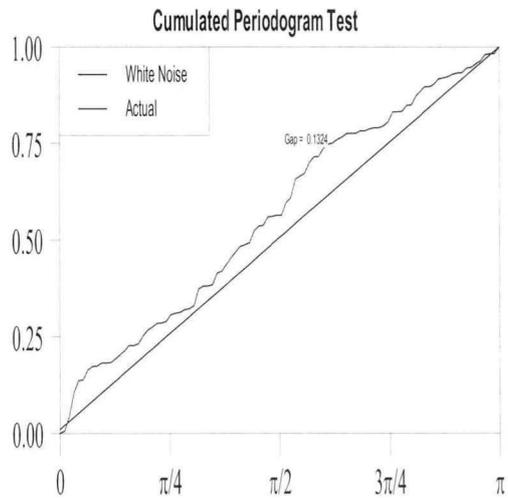
<표 4> GPH검정

	0.500		0.550		0.575		0.600	
	$d(d=0)$	$d=1$	$d(d=0)$	$d=1$	$d(d=0)$	$d=1$	$d(d=0)$	$d=1$
출국	0.4004* (3.080)	0.0096	0.3961* (2.608)	0.0020	0.3487* (3.297)	0.0002	0.3579* (3.483)	0.0001
입국	0.3859* (3.273)	0.0082	0.5452* (2.410)	0.0152	0.6345* (2.125)	0.0256	0.3647* (2.455)	0.0164

주) 1. $d=0$ 은 $d=0$ 이라는 귀무가설에 대한 t 통계량을, $d=1$ 은 $d<1$ 이라는 대립가설에 대해 $d=1$ 이라는 귀무가설의 유의수준을 나타낸다.
 2. “*”는 5%에서 귀무가설을 기각함을 의미한다.



<그림 1> 정규성 검정: 출국자



<그림 2> 정규성 검정: 입국자

또한 <그림 1>-<그림 2>와 같이 모형의 잔차에 대한 콜모고로프-스미르노프

(Kolmogorov-Smirnov) 정규성 검정 결과 출국자 모형과 입국자 모형에서 통계량이 0.1324, 0.1008로 5%의 임계치 0.1388 보다 작아 정규분포하고 있다는 가설을 기각하지 못한 것으로 나타나고 있다.

III. 추 정

이와 같이 모형이 변수 간 공적분 관계를 갖는 것으로 나타남에 따라 <표 5>와 같이 오차수정계수를 구할 수 있다. 입국자에 비해 출국자 오차수정계수가 작아서 불균형 조정속도가 출국자에서 더 느리다. 경제적 또는 경제외적 여건의 변화가 발생할 경우 입국자 수는 빠르게 조정되는데 비해 출국자 수는 더디게 감소한다는 것을 의미하며 관광수지 적자확대의 요인이 된다는 것을 알 수 있다.

<표 5> 오차수정모형

	오차수정계수	R^2	F
출국	-0.2079*(-3.0319)	0.1573	6.011(0.000)
입국	-0.3273*(-4.6021)	0.1263	4.656(0.000)

주: 계수 밑 괄호 안의 숫자는 t통계량, F통계량 밑의 괄호 안의 숫자는 유의수준임.

'*' 는 5%에서 유의함.

<표 6> 관광수요함수 추정: OLS

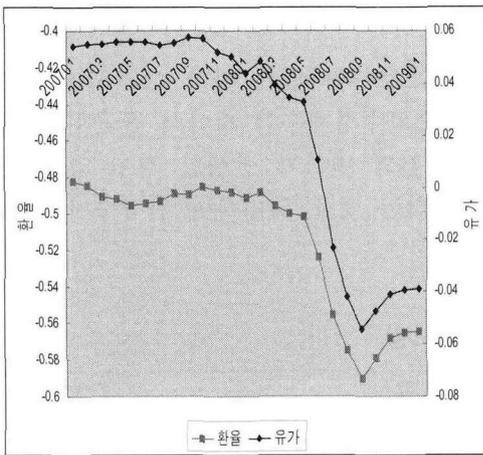
	const	s	oilp	ip	ip*	imf	sars	R^2
OB	10.82* (38.21)	-0.564* (-10.05)	-0.039 (-0.974)	1.528* (19.13)		-0.186* (-3.253)	-0.365* (-7.082)	0.971
IB	5.247* (9.428)	0.530* (15.04)	0.125* (4.114)		0.801* (5.538)	-0.271* (-6.431)	-0.378* (-9.347)	0.916

주: 계수 밑 괄호 안의 숫자는 t통계량, F통계량 밑의 괄호 안의 숫자는 유의수준임.

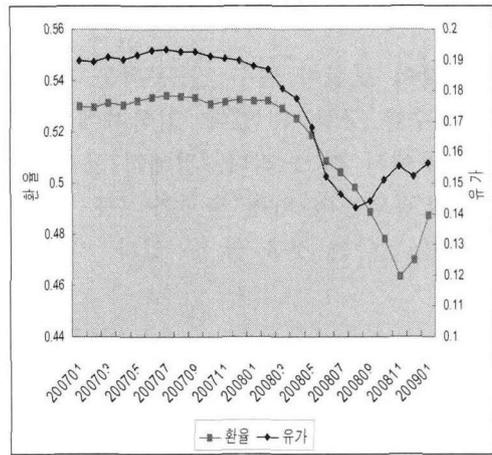
'*' 는 5%에서 유의함.

<표 6>은 식 (1)과 식 (2)를 추정한 결과이다. 아웃바운드 관광의 경우 환율은 5%에서 음의 부호로 유의하여 환율상승이 해외관광욕구를 억제하는 역할을 하고 있으며, 국내 경기는 양의 부호로 5%에서 유의하여 경기상승이 해외관광을 증가시키는 요소인 것으로 나타나고 있다. 아웃바운드 관광의 경우 유가는 음의 부호로서 유가상승이 해외여행을 억제하나 통계적으로 유의하지 않으며, 인바운드 관광의 경우 유가는 양의 부호로 유의하여 유가상승

에도 입국자가 증가하는 것으로 나타났다. 환율과 해외경기의 상승은 한국으로의 입국에 긍정적인 영향을 미쳤으며, 외환위기와 사스질병은 아웃바운드와 인바운드 모두에게 부정적인 영향을 미쳤다. 여기서 국내경기의 계수가 해외경기의 계수보다 두 배 정도 더 크고 1보다 큰 탄력성을 가져 동일한 경기상승에 대해 출국자의 증가가 입국자의 증가보다 훨씬 크게 이루어진다는 것을 알 수 있다.

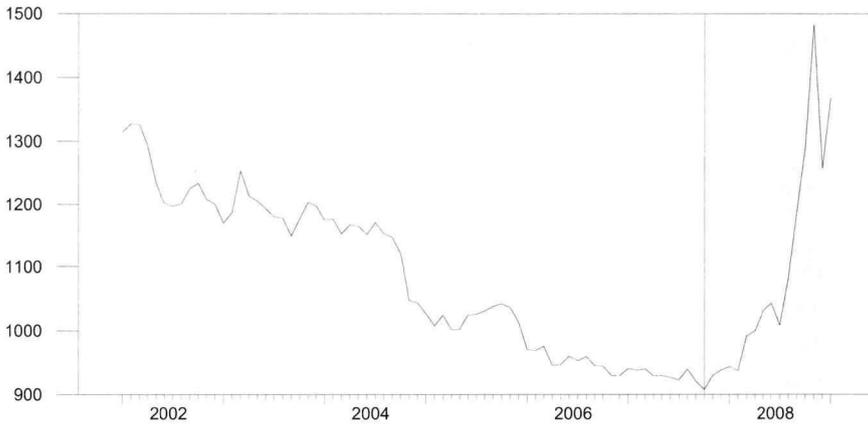


<그림 3> 이동회귀: 출국자



<그림 4> 이동회귀: 입국자

환율과 유가의 영향력이 시간의 흐름에 따라 동태적으로 어떤 행태를 보이는가를 밝히기 위해 정태적 전향적 이동회귀(static rolling regression)를 실시한다. <그림 3>과 <표 7>에서 출국자에 대한 환율계수는 2007년 1월(0.4825)부터 2007년 10월(0.4851)까지 별다른 변화를 보이지 않았으나, 2007년 11월부터 상승을 시작하였다. 그러나 2007년 11월부터 2008년 5월까지의 완만히 상승하였으나 2008년 6월부터는 급격히 상승하여 2008년 9월에 0.5901에 이르렀다. 이것은 미 달러화에 대한 원화환율이 2001년 3월 1,328원에서 2007년 10월 907원까지 지속적으로 하락한 데에 따른 구매력증가로 해외여행이 크게 증가하였으나, 환율이 하락세를 멈추고 2007년 11월 918원부터 2008년 12월 1,257원까지 크게 상승함에 따라 환율하락과 원화의 과대평가에 의한 혜택이 사라지고 대신 높은 수준의 환율에 의한 해외여행 억제효과가 작동한 것으로 해석할 수 있다.



<그림 5> 달러화의 원화표시 환율의 변동

유가가 출국자에 미치는 영향력을 보여주는 유가계수는 2007년 1월 0.0541에서 2008년 6월 0.0104까지 하락하였다. 2008년 6월까지 유가계수가 양의 부호를 나타내고, 유가가 꾸준히 상승하였다는 점을 감안하면 유가상승에도 출국자가 증가한 것이다. 그런데 유가계수의 크기가 상당히 작고 점차 감소하고 있다는 사실은 적절한 유가수준에서 유가가 완만히 상승할 경우 유가가 해외여행을 결정하는데 있어서 별다른 장애요인이 되지 않는다는 것을 의미한다. 이것은 유가가 낮게 형성되어 있었고 환율에 의한 구매력 증가가 이루어지고 있었기 때문에 가능했던 것으로 이해할 수 있다. 그러나 국제유가(두바이)는 2008년 4월부터 본격적으로 배럴당 100달러를 돌파한 후 2008년 7월 140달러까지 폭등하였으며 이후 하락하여 2009년 1월 40달러까지 하락하였다. 이러한 추세를 반영하여 유가계수는 시차를 두고 2008년 7월 -0.0233으로 음의 부호로 바뀌어 2008년 9월 -0.0544까지 증가한 후 2009년 1월 -0.0390으로 감소하였다. 고유가와 급격한 유가상승이 해외여행욕구를 감소시켰으며, 유가가 일정 수준으로 하락을 시작하자 다시 유가의 해외여행 억제력이 약화되고 있는 것이다. 유가가 일정 수준을 넘어서기 이전까지는 유가상승에도 출국자는 증가한다는 것을 시사한다.

<그림 4>와 <표 7>에서 환율이 입국자 수에 미치는 영향은 2007년 1월 0.5299에서 2008년 4월 0.5254까지는 일정한 범위 내에서 상승과 하락이 이루어졌으나, 2008년 5월 0.5187부터 2008년 11월 0.4635까지 크게 하락한 후 2009년 1월 0.4875로 상승하였다. 이것은 원화가치하락이 한국으로의 입국자 수를 증가시키나 2008년 중반 이후 환율의 급격한 상승에 따른 환율변동성 증가가 환율상승에 의한 방한매력을 반감시킨 것으로 해석할 수 있다. 또한 입국자이나 출국자 모두 환율변동에 대한 반응이 짧은 기간에 큰 폭으로 이루어

진다는 것을 알 수 있으며, 환율이 해외여행을 결정하는 중요한 변수라는 것과 해외여행 수요는 환율변동에 즉각적으로 반응한다는 것을 보여주고 있다.

<표 7> 이동회귀계수

	출국자		입국자			출국자		입국자	
	환율	유가	환율	유가		환율	유가	환율	유가
2007:01	-0.4825	0.0541	0.5299	0.1897	2008:02	-0.4884	0.0483	0.5323	0.1868
2007:02	-0.4845	0.0548	0.5297	0.1895	2008:03	-0.4957	0.0393	0.5292	0.1807
2007:03	-0.4910	0.0548	0.5311	0.1909	2008:04	-0.5002	0.0343	0.5254	0.1774
2007:04	-0.4922	0.0556	0.5303	0.1903	2008:05	-0.5019	0.0325	0.5187	0.1680
2007:05	-0.4959	0.0556	0.5320	0.1918	2008:06	-0.5239	0.0104	0.5086	0.1522
2007:06	-0.4947	0.0556	0.5334	0.1930	2008:07	-0.5557	-0.0233	0.5045	0.1463
2007:07	-0.4934	0.0545	0.5342	0.1934	2008:08	-0.5750	-0.0421	0.4983	0.1419
2007:08	-0.4893	0.0555	0.5338	0.1929	2008:09	-0.5901	-0.0544	0.4885	0.1441
2007:09	-0.4895	0.0574	0.5336	0.1928	2008:10	-0.5795	-0.0475	0.4784	0.1511
2007:10	-0.4851	0.0569	0.5310	0.1913	2008:11	-0.5683	-0.0412	0.4635	0.1555
2007:11	-0.4873	0.0521	0.5316	0.1905	2008:12	-0.5652	-0.0394	0.4702	0.1522
2007:12	-0.4885	0.0502	0.5325	0.1899	2009:01	-0.5645	-0.0390	0.4875	0.1567
2008:01	-0.4917	0.0439	0.5323	0.1880					

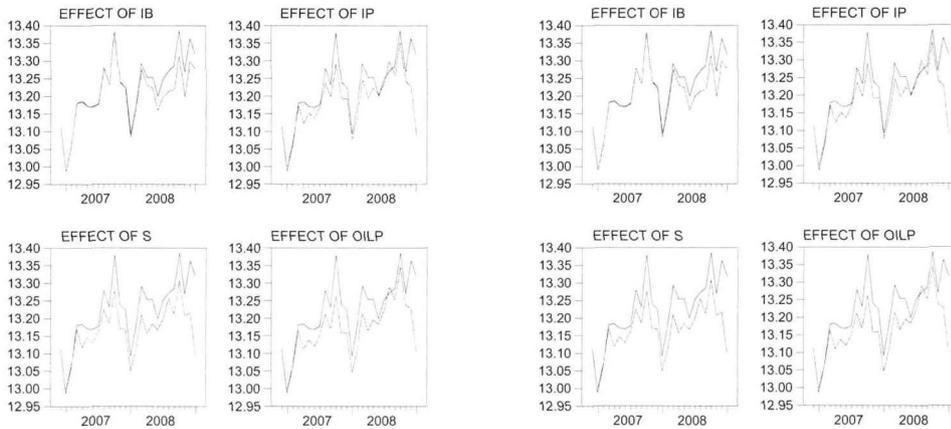
유가가 입국자에 미치는 영향력을 보여주는 유가계수는 2007년 1월 0.1897에서 2008년 9월 0.1441까지 하락하였다. 이것은 유가가 지속적으로 상승하였음에도 불구하고 방한 외국인이 유가에 부정적으로 반응하지 않았다는 것을 의미한다. 그러나 유가계수가 하락하였다는 것은 고유가에 대한 부담이 어느 정도 작용한 것으로 해석할 수 있다. 그리고 2008년 8월부터 유가가 하락하기 시작하자 유가의 영향력도 다시 상승하였다.

IV. 역사적 분해와 충격반응

여기서는 환율, 경기, 유가가 출국자와 입국자의 움직임을 어느 정도로 정확히 추적(설명)할 수 있는가에 대해 살펴보기 위하여 역사적 분해(historical decomposition)를 실시한다. 역사적 분해는 t기의 벡터이동평균(VMA:vector moving average)을 이용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다(Zhu, 1996).

$$y_t = \left[\mu + \sum_{s=k}^{\infty} \Psi_s \varepsilon_{t-s} \right] + \sum_{s=0}^{k-1} \Psi_s \varepsilon_{t-s} \quad (17)$$

여기서 y_t 는 출(입)국자, 환율, 경기, 유가로 구성된 4×1 벡터를, 그리고 ε 와 μ 는 각 잔차벡터와 확정적 부분을 나타내며, 첫째 항은 $t-k$ 기에 이용가능한 정보에 입각한 y_t 의 예측을, 두 번째 항은 모형을 구성하는 변수들에 의한 예측을 나타낸다(Lastrapes and Koray, 1990). <그림 6>과 <그림 7>은 출국자와 입국자를 환율, 경기, 유가에 대해 역사적 분해를 실시한 결과이다. 그림에서 출(입)국자의 실제경로를 환율, 유가, 경가에 의한 예측경로가 근접하여 같은 방향으로 움직임으로써 세 가지 변수에 의한 설명과 추적이 가능하다는 것을 알 수 있다. 그러나 경제상황이 급격히 변동한 2008년 중반 이후에 있어서 실제치와 추적경로간 괴리가 비교적 크게 벌어져 국제관광시장에서의 급격한 변동을 제대로 설명하지 못하고 있는 것으로 나타나고 있다.



<그림 6> 역사적 분해: 출국자

<그림 7> 역사적 분해: 입국자

이러한 결과는 설명변수들의 영향력을 비교평가하는 예측오차의 분산분해 (forecast error variance decompositions)를 통해서도 알 수 있다. <표 8>은 출국자와 입국자에 대한 예측오차의 분산분해를 보여준다. 예측오차의 분산분해는 각 변수별로 예측오차의 분산이 자신 및 다른 변수의 분산에 의하여 어느 정도 설명되는가를 살펴보기 위한 것이다. 이것은 물동량 예측오차의 분산이 자체교란에 원인을 두는 것인가 또는 환율이나 경기에 그 원인이 있는가를 밝힐 수 있다. 이를 위해서는 잔차의 분산.공분산행렬을 직각행렬로 분해하고, 이 행렬을 이용하여 변수별 예측오차의 분산을 분해하는 과정을 밝게 된다. 각 행렬의 주대각선은 자체의 교란에 의해 설명되는 오차분산의 비율을 나타낸다. 이 때 변수가 외

생적이면 거의 100 퍼센트가 됨으로써 모형의 여타 변수로부터 거의 혹은 전연 영향을 받지 않고서 자체 교란이 분산을 거의 모두 설명함을 의미하게 된다(Lastrapes and Koray, 1990).

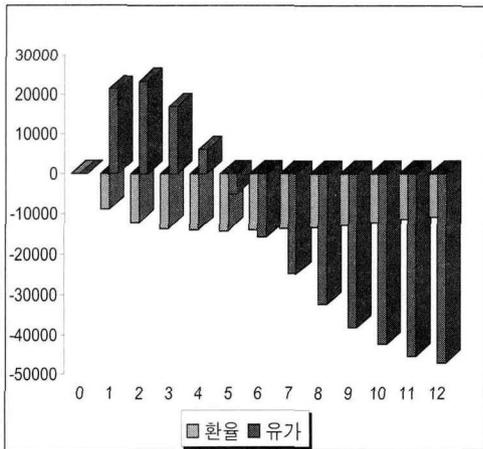
<표 8> 분산분해

step	ob					ib				
	se	ob	s	ip	oilp	se	ib	s	ip*	oilp
1	0.0686	100.00	0.000	0.000	0.000	0.0340	100.00	0.000	0.000	0.000
2	0.0977	91.660	7.101	0.218	1.021	0.0410	99.437	0.085	0.473	0.005
3	0.1173	77.482	18.202	2.371	1.946	0.0427	99.078	0.081	0.806	0.035
4	0.1334	68.130	25.041	4.731	2.099	0.0434	96.108	0.483	1.387	2.022
5	0.1466	62.465	29.059	5.673	2.802	0.0440	90.674	4.508	2.794	2.023
6	0.1583	57.611	31.891	7.438	3.061	0.0446	88.538	4.680	4.725	2.056
7	0.1686	53.696	33.962	9.050	3.292	0.0469	81.232	5.703	5.072	7.993
8	0.1778	50.802	35.258	10.436	3.504	0.0488	74.062	6.579	5.266	14.093
9	0.1859	48.561	36.134	11.615	3.690	0.0508	67.862	7.338	7.463	17.337
10	0.1932	46.759	36.720	12.641	3.880	0.0529	62.466	8.663	12.281	16.590
11	0.1998	45.316	37.056	13.547	4.082	0.0568	53.666	9.310	19.239	17.785
12	0.2057	44.157	37.205	14.352	4.286	0.0606	49.277	10.452	24.326	15.946

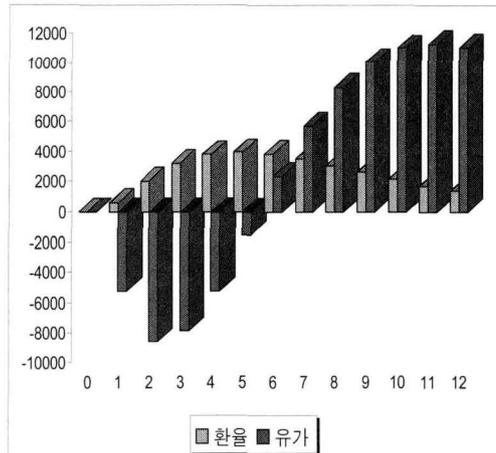
<표 8>의 분산분해 결과에서 출국자는 내생적인 것으로 나타나고 있다. 1단계에서 출국자는 자체 이노베이션에 의해서 100% 설명되나 12단계에서는 44%가 설명되는데 그치고 있다. 출국자 예측오차의 분산은 12단계에서 환율 예측오차 분산에 의해 37%가 설명되고 경기의 분산에 의해 14%, 유가의 분산에 의해 4% 설명되어 환율, 경기, 유가가 55%로서 더 많은 부분을 담당하고 있다. 이러한 결과는 입국자에서도 유사하게 나타난다. 1단계에서 입국자는 자체 이노베이션에 의해서 100% 설명되나 12단계에서는 49%에 불과하다. 또한 입국자 예측오차의 분산은 12단계에서 환율 예측오차 분산에 의해 10%, 경기 예측오차 분산에 의해 24%, 유가 예측오차분산에 의해 16% 설명되어 환율, 경기, 유가가 입국자의 많은 부분을 설명하고 있다.

이제 한 기간(one-period)동안 환율과 유가에 양의 충격을 가할 경우 출국자와 입국자의 반응을 분석한다. 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 8> 충격반응: 출국자



<그림 9> 충격반응: 입국자

환율이 1개월 동안 1달러에 40원 상승하는 충격과 유가가 배럴당 10달러 상승하는 충격을 가할 경우 출국자 수의 반응은 <그림 8>과 같다. 환율충격에 대해 출국자 수는 감소하는 반응을, 유가충격에 대해서는 증가 후 감소하는 반응을 보이며, 유가충격에 대한 감소반응은 일정한 시차를 두고 오래 지속된다는 것을 보여주고 있다. <그림 9>에서 입국자는 환율상승 충격에 대해 증가 반응을 보이는데 비해 유가충격에 대해서는 초기에 감소반응을 보인 후 증가하는 것으로 나타나고 있으며, 환율충격은 소폭으로 오래 지속되는데 비해 유가의 감소충격은 큰 폭으로 단기에 그치고 있다.

<표 9>에서 환율 40원 상승충격에 대해 출국자는 충격 6개월 후에 가장 큰 1.4만 명 감소를 보이며 12개월 후에도 일만 여명이 감소하는 반응을 보이고 있다. 이에 따라 환율충격에 대한 12개월의 누적반응은 15만 명의 출국자 감소이다. 유가가 1개월 동안 1배럴당 10달러 상승하는 충격을 가할 경우에는 출국자 수는 충격 4개월까지 증가한 후 12개월이 경과하여도 감소폭이 줄지 않고 있다. 이에 따라 유가충격에 대한 1년 누적 반응은 18만 명의 출국자 감소이다. 또한 환율 상승 충격이 12개월 동안 지속되면 1년간 출국자 감소는 99만 명에 달하며, 유가상승 충격이 1년간 지속되면 14만 명의 감소가 이루어진다. 입국자는 환율상승 충격에 대해 충격 5개월 후에 가장 큰 3,960명 증가를 보이며, 12개월 후에도

1,300명이 증가하는 반응을 보이고 있다.

<표 9> 충격반응

단계	출국		입국	
	환율	유가	환율	유가
1	-8,963	21,387	602	-5,212
2	-12,230	23,391	2,005	-8,583
3	-13,601	17,043	3,191	-7,862
4	-14,071	6,190	3,788	-5,232
5	-14,206	-5,051	3,960	-1,501
6	-14,090	-15,704	3,819	2,330
7	-13,820	-24,850	3,492	5,719
8	-13,409	-32,378	3,066	8,341
9	-12,882	-38,213	2,605	10,102
10	-12,254	-42,492	2,151	11,052
11	-11,545	-45,367	1,727	11,327
12	-10,773	-47,033	1,345	11,100
계	-151,844	-183,076	31,750	31,582
누적 계	-989,123	-139,336	211,645	-95,015

이에 따라 환율충격에 대한 12개월의 누적반응은 3만 명의 입국자 증가이다. 유가가 1개월 동안 1배럴당 10달러 상승하는 충격을 가할 경우에는 입국자 수가 충격 2개월에 8,500명 감소로 가장 큰 반응을 보인 후 6개월부터는 감소충격이 사라진다. 이에 따라 유가충격에 대한 1년 누적 반응은 3만 명의 입국자 증가이다. 또한 환율 상승 충격이 12개월 지속된다면 1년간 입국자 증가는 21만 명에 달하며, 유가상승 충격이 1년간 지속되면 9.5만 명의 감소가 이루어진다.

V. 결론

본고는 최근 급격한 변동을 보이고 있는 환율과 국제유가가 내국인의 해외관광수요와 외국인의 국내관광수요에 어떠한 어느 정도 크기로 영향을 미치는지 파악하고자 하였다. 먼저 모형을 환율, 국제유가, 경기(국내경기, 해외경기), 출국자(입국자)로 구성하고 안정성 검정을 실시하였다. 안정성 검정에는 정수차분 공적분 검정의 단점을 커버하기 위하여 분수차분

공적분 검정을 실시하여 모형이 안정적임을 보였다. 이에 따라 오차수정모형을 도출하여 오차수정계수가 출국자에서 더 작아 출국자 수 조정이 입국자에 비해 더디게 이루어졌다. 모형의 추정 결과 환율과 국내경기는 출국자에 유의하게 기대와 부합하는 방향으로 영향을 미쳤으나 유가는 통계적으로 유의한 변수가 되지 못하였다. 입국자 역시 환율과 해외경기가 기대 방향으로 영향을 미쳤으나 유가는 예상과 다른 부호를 보였다.

또한 이동회귀를 통해 환율이 출국자에 미치는 영향이 최근 들어 커져 원화의 과대평가에 의한 혜택이 사라지고 환율에 의한 해외여행 억제효과가 작동하기 시작했다는 것을 알 수 있었다. 이와는 반대로 환율의 장기간 하락에 따라 환율이 외국인 입국자 수에 미치는 영향력은 커지는 추세이었으나, 최근 환율이 상승국면으로 전환됨에 따라 환율의 영향력이 감소하는 것으로 나타났다. 유가계수는 상당히 작아 출국자와 입국자가 유가상승에 별다른 부담을 갖지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 입국자나 출국자 모두 환율변동에 대한 반응이 짧은 기간에 큰 폭으로 이루어지고 있다는 것과 해외여행에 영향을 미치는 변수는 유가가 아니라 환율이라는 것을 알 수 있었다.

환율이 달러의 원화표시 환율이 40원 상승하는 충격과 국제유가가 배럴당 10달러 상승하는 충격을 가할 경우 출국자는 환율충격에 대해 출국자 수는 감소하는 반응을, 유가충격에 대해서는 증가 후 감소하는 반응을 보였으며, 충격이 오래 지속되었다. 입국자는 환율상승 충격에 대해 증가 반응을 보이는데 비해 유가충격에 대해서는 감소 반응을 보인 후 다시 증가하여 유가상승충격이 입국자를 감소시키는 효과는 단기에 그친다는 것을 알 수 있었다. 또한 환율상승 충격으로 1년간 출국자 감소는 99만 명, 유가상승 충격으로 14만 명이 감소하며, 입국자는 환율상승으로 21만 명이 증가하고 유가상승 충격으로 10만 명이 감소하는 것으로 나타났다.

참 고 문 헌

- 모수원 · 이광배(2004), “아웃바운드 관광수요의 변화”, *산업경제연구*, 17(6), 2287-2297.
- 허향진 · 김희철(2001), “시계열 모형을 이용한 제주지역 관광객 수요예측: 개입모형을 중심으로”, *관광학연구*, 25(1), 27-42.
- Akal, M. (2004), “Forecasting Turkey's Tourism Revenues by ARMAX Model,” *Tourism Management*, 25, 565-580.
- Cheung, Y.W. and K.S. Lai(1993), “A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity,” *Journal of Business and Statistics*, 11, 103-112.

- Chu, F.L.(1998), "Forecasting Tourism Arrivals: A Combined Approach," *Tourism Management*, 19, 515-520.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A.(1981), "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dolado, J., Jenkins, T., and Sosvilla-Rivero, S.(1990), "Cointegration: A Survey of Recent Developments," *Journal of Economic Surveys*, 4, 249-273.
- Dritsakis, N., & Athanasiadis, S.(2000). "An Econometric Model of Tourism Demand: The Case of Greece," *Journal of Hospitality and Leisure Marketing*, 2, 39-49.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J.(1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
- Geweke, J., and Porter-Hudak, S.(1983), "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models," *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221-238.
- Granger, C.W.J.(1986), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
- Granger, C.W.J., and Joyeux, R.(1980), "An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing," *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-39.
- Hendry, D. F.(1986), "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 201-212.
- Hosking, J.R.M.(1981), "Fractional Differencing," *Biometrika*, 68, 165-176.
- Hung, W., Y. Kim, and Ohno, K.(1993), "Pricing Exports: A Cross-Country Study," *Journal of International Money and Finance*, 12, 3-28.
- Johansen, S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231~254.
- Lastrapes, W.D. and Koray, F.(1990), "International Transmission of Aggregate Shock under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes: United Kingdom, France, and Germany, 1959 to 1985," *Journal of International Money and Finance*, 9, 402-423.
- Mello, M. D., Pack, A., & Sinclair, T. S. (2002), "A System of Equations Model of UK Tourism Demand in Neighboring Countries," *Applied Economics*, 34, 509-521.
- 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.
- Siklos, P. L.(1989), "Unit Root Behavior in Velocity: Cross-Country Evidence Using Recursive Estimation," *Economics Letters*, 30, 231-236.

- _____ (1993), "Income Velocity and Institutional Change: Some New Time Series Evidence, 1870-1986," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, 377-392.
- Tsai, P. L., & Wang, K. L. (1998), "Competitiveness of International Tourism in Taiwan: US versus Japanese Visitors," *Applied Economics*, 30, 631-641.
- Tuner, L. W., & Witt, S. F. (2001), "Factor Influencing Demand for International Tourism: Tourism Demand Analysis Using Structural Equation Modelling, revisited," *Tourism Management*, 7, 21-38.
- Zhu, Z.(1996), "US Real Wages and Imports," *Applied Economics*, 28, 1435-1450.
- <http://kosis.nso.go.kr>
- <http://www.knto.or.kr>

The Short- and Long-term Effects of the Changes of Economic Variables on the Demand for and Supply of Tourism

Soo-Won MO*

Abstract

The main purpose of this paper is to show the effects of exchange rate and world oil price on the inbound and outbound tourists. This is accomplished by modelling the tourism demand as exchange rate, oil price, industrial production, and dummy variables representing seasons, foreign exchange crisis and SARS. The dynamic rolling regression reveals that the exchange rate variable performs a key role relative to the oil price and the oil price increase is not so important factor in determining tourism demand contrary to our expectation. This study hitherto applies impulse response functions to the model to get an information regarding the responses of tourists to the shocks in the exchange rate rise of 40 won per dollar and in the oil price increase of 10 dollar per barrel. The results show that the exchange rate and the oil price reduce the outbound tourists by 990 thousand persons and 139 thousand persons, respectively, while the former increases the inbound tourists by 211 thousand persons and the latter decreases the foreign arrivals by 95 thousand persons.

Keywords: Exchange rate, Oil price, Accumulated Impulse–response, Rolling regression

* Professor, Mokpo National University