

다변량 BEKK모형을 이용한 방한 외래 관광객의 변동성에 대한 연구

김경수* · 이경희**

〈요 약〉

본 연구는 2005년 1월부터 2013년 1월까지 다변량 BEKK모형을 이용하여 한국을 가장 빈번하게 방문하는 미국, 일본, 중국의 외래객 입국자수간 변동성의 전이효과를 조사하고자 하였다.

본 연구의 결과를 요약하면, 첫째, 전체기간의 VEC모형에서 미국, 일본 및 중국의 관광객 입국자가 한국의 외래 관광객에 미치는 장기탄력성이 양(+)과 음(-)의 균형으로 변동하였다. 다변량 BEKK모형의 조건부 평균식에서 여러 평균전이효과가 존재하였고, 조건부 분산식에서 ARCH(ϵ_t^2)의 계수는 유의하여 모든 자국의 입국자에 강한 영향을 미치고, 양방향의 한국과 미국간, 한국과 일본간, 미국과 중국간에 강한 변동성전이효과가 존재하였다. 또한 일방향의 미국(일본)에서 일본(중국)으로 변동성전이효과를 나타내었다. GARCH(σ_t^2)의 계수는 자국의 입국자와 다른 입국자간에서도 강한 영향을 미치는 조건부 변동성전이효과를 보여주었고 미국과 중국의 자국 입국자에서 비대칭효과가 존재하며, 다른 입국자간에도 비대칭효과가 존재하였다. 둘째, 글로벌 금융위기후의 결과, 일본과 중국의 관광객 입국자가 한국의 외래 관광객에 미치는 장기탄력성이 모두 음(-)의 균형으로 변동하였다. 다변량 BEKK모형의 조건부 평균식에서 소수만이 평균전이효과가 존재하였고, 조건부 분산식에서 ARCH(ϵ_t^2)의 계수는 유의하여 모든 자국의 입국자에 강한 영향을 미치고, 일방향의 여러 변동성전이효과를 나타내었다. GARCH(σ_t^2)의 계수는 일본과 중국의 자국의 입국자만이 변동성전이효과를 보여주었고 한국, 미국, 일본의 자국 입국자에서 비대칭효과가 존재하며, 다른 입국자 내·간에도 비대칭효과가 존재하였다.

따라서 본 연구는 타국의 관광객 입국자에서 한국으로의 전이효과와 한국과 타국의 관광객 입국자간 일방향 또는 양방향의 비대칭적 반응을 관찰함으로써 한국과 타국의 관광객 입국자간의 여러 인과관계를 확인하였다.

핵심주제어 : BEKK, 변동성, 전이효과

논문접수일: 2013년 05월 24일 수정일: 2013년 08월 01일 게재확정일: 2013년 08월 06일

* 강원대학교 회계학과 교수(제 1저자), iwilloit@kangwon.ac.kr

** 강원대학교 관광경영학과 박사수료(교신저자), khl@kangwon.ac.kr

I. 서 론

한국을 방문하는 외래 관광객은 2012년말에 약 1,140만명으로 한국이 관광선진국으로 본격적으로 진입하는 기반을 갖추고 있다고 볼 수 있다(한국문화관광연구원, 2012). 외래 관광객이 약 1,000만명을 넘는 나라는 세계적으로도 거의 20개국 정도에 불과하다. 외래 관광객은 1961년 약 11,109명에서 1978년 약 100만명, 2000년에 약 500만명을 각각 돌파하였다. 52년만에 1,000배 가까이 증가하였다. 외래 관광객은 약 2011년에 979만명으로 세계 139개 국가들 중의 32(4.7점)위이었고, 2012년에는 약 1,140만명으로 세계 140개 국가들 중의 25위(4.91점)에 진입하였다(World Economic Forum, 2013). 최근 외래 관광객 약 1천만명 이상의 유치에는 G20 핵안보정상회의의 성공적인 개최, 2018년 평창동계올림픽 유치, 여수세계해양박람회, 세계적인 한류 열풍, 중국인 관광객의 급증 등으로 인한 우리나라 국격의 제고와 2008년 이후 총 156건에 이르는 정부의 과감한 규제완화 및 제도개선, 적극적인 해외 마케팅의 전개 그리고 국민들의 미소와 친절에 기인한 것으로 보인다(문화체육관광부, 2012).

이에 따라 중국발 크루즈나 전세비행기의 수도 급증하였고, 2012년 말까지 엔화강세에 힘입어 일본인 관광객

도 꾸준히 증가하였다. 특히 한류 붐은 아시아를 넘어 유럽·남미까지 확산되었으며, 한국에 대한 이미지를 개선하는데 큰 몫을 하였고, 또한 의료관광과 MICE(회의·인센티브관광·국제회의·전시회) 등의 고부가가치 관광산업도 해마다 약 20~30%의 성장세를 보이고 있는 실정이다. 그러나 한국관광이 이제는 양적 성장에서 벗어나 질적 성장에 초점을 두어야 할 것이다. 한국의 국내총생산(gross domestic products: GDP)이 세계 15위, 1인기준 34위, PPP기준으로 12위, 빅맥지수로 23위(International Monetary Fund, 2012)인 것에 견주어 세계경제포럼(World Economic Forum, 2013)이 2011년에 평가한 관광산업경쟁력지수(Travel & Tourism Competitiveness Index: TTCI)에서 한국은 139개국 중에 32위(2013년 25위)에 그쳤고, 관광산업이 GDP에 기여하는 총비중이 5.5%(2011), 5.9%(2012)를 차지하였으며(World Travel and Tourism Council, 2012), 아시아와 태평양연안 국가들 중에 외래 관광객 입국자수는 4.5%를 차지하였고(UNWTO, 2012), 관광수입의 GDP에 대한 비중은 1.55%(2012년 1.26%), 관광산업고용수도 558,000명(2012년 617,000명)로 매우 미미하였으나, 반면에 호텔급숙박시설과 관련된 경우에서 상품수출과 서비스수출 대비 관광산업의 비중은 2011년에 각

약 3.1%, 18.2%로 조금 높았다. 따라서 관광객들의 평균 체류일(2011년 7일, 2012년 6.6일)을 늘리고 1인당 소비금액(2011년 1,266달러, 2012년 1,273달러)을 높여야 할 것이고, 지역 편중 현상을 제거하고 더 오래 체류하면서 보고 맛보고 쇼핑하며 즐길 수 있는 관광콘텐츠를 개발하여야 할 것이다(한국문화관광연구원, 2012; 서울신문, 2012). 다시 말해, 관광의 질적 성장을 위해서는 관광산업의 주체인 민간의 참여와 역할이 확대되어야 하고 외국인의 재방문율을 높이는 친절한 이미지심기·고품격 콘텐츠 개발·안내표지판 정비 등의 서비스 향상을 산·학·연이 함께 지속적으로 노력하여 관광선진국으로 도약해야 할 것이다.

따라서 본 연구는 2005년 1월부터 2013년 1월까지 다변량 BEKK모형을 이용하여 한국을 가장 빈번하게 방문하는 미국, 일본, 중국의 외래객 입국자수간 변동성의 전이효과를 조사하고자 한다.

II. 문헌연구

해외의 경제적인 부의 이동, 자연재해, 윤리적 상충, 범죄, 테러리스트 사건들, 다른 외적 요인들의 변화로 인하여 많은 국가들에 대하여 국제적인 관광수요의 상당한 변동이 존재하였

다. 이러한 변동들은 호텔의 지불능력, 관광산업의 고용, 전반적 경제활동에 상당한 영향을 미칠 수 있고 또한 미치고 있다. 그러므로 관광기획자와 정책입안자들이 관광객 입국자의 변동성을 설명하고 예측하기 위한 모형들을 갖는다는 것은 매우 중요하다. 그러나 관광연구에서 국제적 관광객 입국자수간의 변동성을 분석하는 연구들은 아직 소수이며, 관광수요의 변동성을 모형화하는 것은 비교적 새로운 연구의 분야이다. 그래도 이러한 분야에서 최근 Chan, Lim 및 McAleer(2005), Shareef와 McAleer(2005) 등의 연구들이 있다. Chan, Lim 및 McAleer(2005)는 1975년과 2000년간에 4개의 선도 소스국가들인 일본, 뉴질랜드, 영국 및 미국에서 호주로 월별 관광객 입국자를 로그처리한 후의 변동성을 조사하였다. 이들은 3개 다변량 변동성 모형, 즉 Bollerslev(1990)의 대칭적 CCC-MGARCH모형, Ling과 McAleer(2003)의 대칭적 벡터 ARMA-GARCH모형, Chan, Hoti 및 McAleer(2002)의 비대칭적 벡터 ARMA-AGARCH모형을 추정하였다. Chan, Lim 및 McAleer(2005)은 4개 선도 소스국가들간의 조건부 분산들에 상호의존적 효과와 일본과 뉴질랜드에서 방문하는 입국자들의 비대칭적 효과를 보여 주었다. 또한 이들의 추정치들은 다변량 조건부 분산의 대

체적 설정을 확고하게 하였다. 이들은 바베도스(1973-2002), 사이프러스(1976-2002), 피지(1968-2002)로 월별 해외 관광객 입국자들에 조건부 분산을 조사하기 위하여 여러 기법을 사용하였고, 3개의 시간가변 조건부 변동성모형(ARCH, GJR, EGARCH)과의 비교를 위한 기준으로 OLS에 의해 일정한 변동성 선형회귀모형을 추정하였다. 전반적으로 Chan 등(2005)은 해외 관광객 입국자에 대한 충격의 단기적 지속성과 장기적 지속성에 대한 증거를 제시하였다. 그리고 EGARCH모형의 설정을 이용하여 바베도스에 대한 충격의 비대칭적 효과의 증거를 발견하였다. Shareef와 McAleer(2005)는 6개 소규모 섬의 관광객 경제(GARCH(1,1), GJR(1,1))을 이용한 1980년-2000년 기간 동안 바베도스, 사이프러스, 도미니카, 몰디브, 세이셸)에 대하여 월별 해외 관광객 입국자의 변동성과 월별 관광객 입국자의 성장률을 모형화 하였다. 월별 해외 관광객 입국자의 조건부 평균과 분산에 대하여 추정할지라도, GARCH(1,1)와 GJR(1,1)의 추정은 다소 국가간에 다양하였다. 월별 관광객 입국자들의 성장률이 모형화 되었을 때, 동일한 결과들이 지지되었다. 로그적률과 2차 적률조건을 사용할 때, 이들은 GARCH(1,1)와 GJR(1,1)모형의 통계적 적절성을 파악하였다. 관광의 규모와 의존성으로 인한 소규모의

섬의 경제는 외부의 충격에 더욱 쉽게 영향을 받았다. 그래서 이러한 국가들은 관광 변동성의 특성을 이해하는데 관심을 갖고 미래의 변동성을 적절히 예측하는 시스템을 구비하였다. Shareef와 McAleer(2005)의 연구에서 호주, 몰디브, 세이셸로 해외 관광객 입국자수의 변동성을 조사하기 위해 월별 자료가 사용되었고, 오세아니아, 아시아, 유럽 및 미국으로부터 방문하는 장·단기 여행을 구성하는 4개와 8개 소스시장들을 조사하였다. 이전의 연구들을 토대로 본 연구는 2005년 1월부터 2013년 1월까지 월별 기간 동안 한국에서 여러 관광객 입국자들의 변동성 모형을 추정하고 또한 이러한 모형의 예측력을 평가함으로써 여러 문헌을 확대하여 조사할 것이다. 본 연구로부터 산출된 결과들은 관광객입국의 변동성의 모형을 정확히 추정함으로써 관광 기획자들에게 도움을 제공할 수 있을 것이고 여러 예측성으로 인하여 더욱 우수한 가이드를 제공할 수 있을 것이다.

Ⅲ. 연구방법론

1. VEC와 다변량 BEKK모형

본 연구는 장기균형에서 이탈된 두 시계열이 다시 동시에 회복되려는 경

향을 가지는지를 조사하기 위하여 공적분검정을 실시한다. 한국을 방문하는 미국, 일본 및 중국의 외래객 입국자간의 공적분관계(cointegration relationship)의 수와 모형의 모수들을 최우도추정법(maximum likelihood estimation: MLE)으로 검정하며 VAR모형으로 공적분관계를 추정하고, 우도비검정(LR)을 통해 공적분계수를 결정할 수 있다. 공적분관계를 의미하는 안정적 장기균형관계(long-term equilibrium relationship)와 이를 중심으로 변동하는 단기적 조정변동(short-term adjusted dynamics), 즉 불균형오차(disequilibrium error)를 동시에 고려할 수 있는 동태적 분석체계를 결합시킨 VEC모형(Johansen, 1988, 1991, 1995)을 이용한 4개의 외래객 입국자간의 인과관계는 다음과 같다.

$$\Delta R_t = \Pi R_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta R_{t-i} + \beta X_t + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = \begin{pmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ \epsilon_{3,t} \\ \epsilon_{4,t} \end{pmatrix}, \Pi = \sum_{i=1}^p \alpha_i - I, \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \alpha_j \quad (1)$$

모형에서 $\Delta R_t = (lkor_t, lus_t, ljap_t, lchi_t)$ 은 1차차분이 안정적($I(0)$)인 4개의 외래객 입국자의 벡터를 나타내고 Π 와 Γ_i 는 R_t 의 변화에 대한 장기와 단기조정을 측정하는 4×4 계수행렬이며 Δ 는 1차차분 연산자, ϵ_t 는 백색잡음 오차항의 4×1 벡터이다. Granger(1986)의 대표정리(representation theorem)

에서, 만약 계수행렬 Π 가 $r < k$ 의 감소형 계수(reduced rank)를 갖는다면, $\Pi = \alpha\beta'$ 과 $\Pi = \beta'R_t$ 가 정상적($I(0)$)이 될 수 있도록 하는 계수 r (공적분관계의 수)에 대해 α 와 β 의 $k \times r$ 행렬이 존재한다고 주장하고, Johansen(1991)은 비제약형태에서 Π 의 계수행렬을 추정하고 Π 의 감소형 계수에 의해 제약의 기각여부를 검정하였다.

따라서 본 연구에서 다음과 같은 두 단계로 구성된다. 첫 번째, 4개의 외래객 입국자간의 정상적 관계(stationary relationship)의 존재는 Π 의 계수(rank), 즉 r 을 검정하는 λ_{trace} 와 λ_{max} 통계량(Johansen, 1988)을 통해 VEC모형에서 조사된다. 만약 $\text{rank}(\Pi) = 1$ 이라면, 이때 한 개의 공적분벡터가 존재하고 Π 는 α 와 β' 가 4×1 벡터인 경우에 $\Pi = \alpha\beta'$ 로서 인수분해될 수 있다. 또한 만약 계수(Π) = 0인 경우, $\text{VAR}(k=4)$ 일 경우로 확장하면, $\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k = 1$ 가 되어 공적분이 존재하지 않고, Π 는 4×4 비특이행렬(non-singular matrix)이고 VEC모형은 1차차분에서 VAR모형이 되며, 계수(Π) = 4이라면, R_{t-1} 의 모든 변수들은 $I(0)$ 이고 수준변수의 VAR모형이 추정된다(Hamilton, 1994). 이러한 인수분해를 이용한 β' 은 공적분모수의 벡터를 나타내고 α 는 장기균형상태의 수렴속도를 측정하는 오차수정계수의 벡터이다. 두 번째, 만약 4개의 외래객 입국자들간에 공적분된다면,

이때 인과관계는 적어도 한 방향으로 존재함에 틀림이 없다(Granger, 1986). 공식적으로 인과관계를 검증하기 위해서 다음과 같은 확장된 VEC 모형이 각 식에서 OLS를 이용하여 추정될 수 있다.

$$\Delta R_{1,t} = \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,1}^i \Delta R_{1,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,2}^i \quad (2)$$

$$\Delta R_{2,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,3}^i \Delta R_{3,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,4}^i \Delta R_{4,t-i} + \epsilon_{1,t}$$

$$\Delta R_{2,t} = \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{2,1}^i \Delta R_{1,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{2,2}^i \quad (3)$$

$$\Delta R_{2,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{2,3}^i \Delta R_{3,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{2,4}^i \Delta R_{4,t-i} + \epsilon_{2,t}$$

$$\Delta R_{3,t} = \alpha_3 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{3,1}^i \Delta R_{1,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{3,2}^i \quad (4)$$

$$\Delta R_{2,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{3,3}^i \Delta R_{3,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{3,4}^i \Delta R_{4,t-i} + \epsilon_{3,t}$$

$$\Delta R_{4,t} = \alpha_4 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{4,1}^i \Delta R_{1,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{4,2}^i \quad (5)$$

$$\Delta R_{2,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{4,3}^i \Delta R_{3,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{4,4}^i \Delta R_{4,t-i} + \epsilon_{4,t}$$

$$Z_{t-1} = R_{1,t-1} - b_1 R_{2,t-1} - c_1 R_{3,t-1} - d_1 R_{4,t-1} \quad (6)$$

여기서 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 는 속도조정계수(speed adjustment coefficient) 또는 오차수정계수(error correction coefficient), Z_{t-1} 는 불균형오차를 반영하는 오차수정항(error correction term), b_1, c_1, d_1 은 장기승수(long-run multiplier), $\Gamma_{1,1}^i$ 부터 $\Gamma_{4,4}^i$ 까지는 단기조정계수(short-run adjustment coefficient)를 나타낸다. $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 는 한국, 미국, 일본, 중국의 외래객입국자간의 인과관계의 방향을 파악하고 장기균형관계에서 이탈한 편차들이 부분적으로 네 변수의 단기조정들을 통해 점차적으로 수정되는 속도

를 측정한다. 위와 같은 VEC모형은 불안정한 $I(1)$ 변수와 관련하여 타당한 추론을 위한 체계를 제공한다. 더불어 Johansen(1988)의 MLE와 LR검정방법을 이용하여 시계열을 모형화하는 것은 다음과 같이 여러 가지 장점을 가진다. 첫째, 이러한 방법은 Engle과 Granger(1987)의 2단계추정법보다 더 효율적인 공적분관계의 추정치를 제공한다. 둘째, Johansen(1988)의 검정은 비정규성과 이분산분포를 적절하게 판단한다. 셋째, Engle과 Granger(1987)의 방법과 대조적으로 Johansen(1988)의 모형추정과 그랜저인과관계검정은 공적분회귀식에서 네 변수의 주식수익률 어느 변수를 종속 변수로 사용하던지 결과가 동일하다. 그리고 Kroner와 Ng(1998)는 분산과 공분산에서 변동성의 비대칭적 특성(즉 변동성이 양(+의 충격(호재)보다 음(-)의 충격(악재)에 급등하는 영향)을 허용하도록 BEKK모형(Engle과 Kroner, 1995)에 추가하여 다음과 같은 Off-diagonal asymmetric BEKK-MGARCH모형(이하 다변량 BEKK모형)을 제시하였다.

$$H_t = C_0 C_0' + A_1 (\epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}') A_1' + B_1 H_{t-1} B_1' + D_1 (\xi_{t-1} \xi_{t-1}') D_1' \quad (7)$$

where $\xi = 1$ if $\epsilon < 0$, $\xi = 0$ if $\epsilon \geq 0$

위의 모형은 $N=4, p=q=1$ 인 경우, C_0 는 하방삼각행렬(lower triangular matrix), A_1, B_1, D_1 는 모두 $N \times N$ 행렬

이고, $D_1(\xi_{t-1}, \xi'_{t-1})D_1'$ 은 시간가변 분산-공분산의 비대칭적 특성을 파악하고, C_0, C_0' 은 상수이기에 항상 양정부호이고 두 번째와 세 번째 및 네 번째 항은 준양정부호이기 때문에 H_t 는 항상 양정부호임을 알 수 있다. A_1 와 B_1 행렬의 대각모수(a_{ii}, b_{ii})는 시장내 과거 충격과 과거 변동성이 조건부분산에 미치는 영향을 측정하고, 반면에 D_1 행렬의 대각모수는 시장내 과거 음(-)의 충격에 대한 영향을 측정한다. A_1 와 B_1 행렬의 비대각모수(a_{ij}, b_{ij})는 변동성 전이효과(volatility spillover)를 나타내는 시장간 변동성의 효과를 측정하고, 반면에 D_1 행렬의 비대각모수(d_{ij})는 다른 시장의 음(-)의 충격(악재)으로 인한 시장간 비대칭의 영향을 측정한다. Engle과 Kroner(1995)와 Kroner와 Ng(1998)는 BEKK모형이 완전정보최대우도법(full information maximum-likelihood method)를 이용하여 효율적으로 일관되게 추정될 수 있다고 주장하고 다변량 GARCH모형을 BEKK모형으로 설정함으로써 vech처럼 양정부호를 얻기 위해 모수를 제약할 필요가 없다. 또한 식(8)의 θ 는 모든 모수들의 벡터이며, 이러한 모수들의 추정은 다변량 조건부 로그우도함수를 최대값으로 갖게 하는 모수를 찾는 MLE를 사용하였다.

$$L = \sum_{t=1}^T L_t(\theta), \quad (8)$$

$$L_t(\theta) = -\log(2\pi) - \frac{1}{2}\log(|H_t|) - \frac{1}{2}\epsilon_t' H_t^{-1} \epsilon_t$$

BHHH 알고리즘이 로그우도함수를 최대화하는데 사용된다. 최대우도추정법은 미확인 모수에 대한 추정을 하는데 적용된다. 본 연구에서 최적화 알고리즘인 Marquardt의 방법을 선택한다. Marquardt 알고리즘은 BHHH의 확장인데, 이는 계수추정치들 그들의 적절한 값에 더 신속하게 수렴하게 하는 효과를 나타낸다. 우도함수의 최대화를 포함하는 BEKK모형과 같은 비선형모형에 대한 추정은 복잡하게 될 수 있다. Kasch-Haroutounian와 Price(2001)는 BEKK모형이 중앙유럽의 4개 시장에서 변동성의 추정에 사용될 때 수렴하기 어렵다고 주장하였다. 또한 수렴의 어려움은 최대우도법에 의한 비선형모형의 추정에서 일반적으로 나타난다. 어려움은 BEKK모형의 융통성에 의해서 보강될 수 있다. 어떠한 가정은 특정의 조사목적에 맞추기 위해서 완전모형으로 제약될 수 있다. 그러나 본 연구는 BEKK모형에 의한 추정된 모수들은 쉽게 해석될 수 없고, 분산과 공분산에 미치는 이들의 순효과가 즉시 나타나지 않을 수 있다. 따라서 본 연구에서 한국, 미국, 일본, 중국의 외래객 입국자간의 변동성의 전이효과를 통한 관계를 파악하기 위해 모수제약이 없는 BEKK모형을 선택하였다.

2. 우도비검정

본 연구는 일반적인 다변량 비대칭 GARCH모형을 제시하고 어떤 특징들은 나타내지 않더라도 모형에 모수를 제약하고, 동시에 우도비 검정통계량을 $LR = -2(L_R - L_U) \sim \chi^2(m)$ 로 추정함으로써 본 연구는 4×4 비대칭 BEKK모형의 세부 특성을 입증할 수 있다. 우도비검정은 한국, 미국, 일본, 중국의 외래객 입국자간의 연계성을 분석하기 위해서 사용될 수 있다. 모형은 두 방향의 연계성(한국에서 a_{i1}, b_{i1}, d_{i1} 와 한국으로 $a_{1i}, b_{1i}, d_{1i}, i=1,2,3,4$)을 허용한다. 이러한 모든 모수들이 0이라는 귀무가설의 기각은 한국의 외래객 입국자가 다른 국가의 입국자에게 영향을 미치거나 적어도 다른 국가의 입국자에 의해 영향을 받는다는 것을 의미한다. $i \neq 1$ 인 경우, 귀무가설 $a_{i1} = b_{i1} = d_{i1} = 0$ 와 $a_{1i} = b_{1i} = d_{1i} = 0$ 는 각 국가의 입국자와 관련하여 한국에서 또는 한국으로 전혀 연계성이 없다는

것을 나타낸다. 하나의 가설의 기각은 한국에서 또는 한국으로 일방향의 연계성을 보여 준다. 두 가설 모두 기각은 한국과 개별 국가의 입국자간 양방향 연계성이 존재한다는 것을 의미한다.

IV. 자료와 예비분석

본 연구에 이용되는 자료는 한국문화관광연구원의 한국지식정보시스템에서 발행하는 2005년 1월부터 2013년 1월까지 월별 한국, 미국, 일본 및 중국의 외래객 입국자수이다. 하위기간으로 2005.1.~2007.5.(글로벌 금융위기전), 2007.6.~2009.6.(글로벌 금융위기중), 2009.7.~2013.1.(글로벌 금융위기후)로 나누었다. 또한 각 국가별로 외래객 입국자수를 로그로 취한 변수, 즉 $R_{i,t} = \log(P_{i,t}) \times 100, i=1, \dots, 4$ 로 나타내었다.

<표 1> 신뢰도와 타당도

구 분	신뢰도			타당도	
	Cronbach α	Tukey 비가법성검정 F값	Hotelling T ² 검정 F값	KMO 측정치	Bartlett 구형성검정 χ^2 값
전체	0.848	0.500	52694**	0.556	471.43**
위기전	0.645	11.618**	15561**	0.350	65.903**
위기중	0.555	3.630	21260**	0.340	70.072**
위기후	0.841	0.974	21754**	0.584	148.85**

주) *:p<.05, **:p<.01

<표 1>에서 신뢰도검정에서 모든 기간의 Cronbach α 값은 양(+)의 값으로 약 0.6 이상으로 나타나 신뢰도가 적절하여 자료가 분석에 적합하였으나, 반면에 모든 변수간 다중상호작용이 없다는 귀무가설을 이용하는 Tukey의 비가법성검정에서 위기전을 제외하고 다른 기간의 p 값들이 α 보다 커서 유의하지 않아 자료가 적절하나, 모든 변수간 평균이 동일하다는 귀무가설을 이용하는 Hotelling의 T^2 검정에서는 모두 유의하여 적절하지 못하였다. 타당도검정에서 표본의 적절성 측정치를 나타내는 KMO측도가 위기전·중을 제외하고, 전체·위기후의 자료들이 약 0.5 이상으로 상관분석에 거의 적합하였고, 또한 변수간 상관행렬은 단위행렬이라는 귀무가설을 이용하는 Bartlett의 구형성 검정에서 모든 자료들의 p 값은 α 보다 작아 4개의 변수간의 상관이 분석할 만큼 적절한 수준이었다. <표 2>에서

기술통계량을 살펴보면, 위기후 한국의 최소값(13.252), 평균(13.583), 최대값(13.914)로 가장 높고 또한 전체기간의 중국의 표준편차(0.4778)가 가장 높았다. 왜도에서 전체의 한국을 제외하고, 전체와 위기전·후의 중국, 위기중의 한국, 위기중·후의 일본은 모두 양(+)의 값으로 왼쪽으로 치우쳐 오른쪽 긴 꼬리분포, 다른 기간에서는 음(-)의 값으로 오른쪽으로 치우쳐 왼쪽 긴 꼬리분포를 나타내면서 거의 모두 대칭적인 분포를 보여 주었다. 첨도와 Jarque-Bera값에서는 전체의 한국을 제외하고, 모두 정규분포를 나타내었다. <표 3>에서 4개 변수간의 역사적 상관관계는 전체기간의 한국과 중국($\rho_{1,4}$), 위기중의 한국과 일본($\rho_{1,3}$), 위기후의 한국과 중국($\rho_{1,4}$)간의 상관계수가 각 0.953, 0.935, 0.914 등의 순으로 높았으나, 위기전·중의 상관은 약간 미약하였다.

<표 2> 기술통계량

구분	최소값	평균	최대값	표준편차	왜도	첨도	Jarque-Bera값	
전체	한국	12.979	13.369	13.914	0.2332	-0.1988**	-0.4553**	0.3807**
	미국	10.360	10.828	11.173	0.1681	-0.4014	-0.8249	1.3802
	일본	11.939	12.331	12.791	0.2090	-0.0462	-0.6652	0.4698
	중국	10.713	11.634	12.791	0.4778	0.2340	-0.6653	0.6894
위기전	한국	12.979	13.131	13.267	0.0719	-0.1988	-0.4553	0.3807
	미국	10.360	10.708	10.944	0.1684	-0.4014	-0.8249	1.3802
	일본	11.949	12.180	12.436	0.1139	-0.0462	-0.6652	0.4698
	중국	10.713	11.114	11.462	0.1899	0.2340	-0.6653	0.6894

위기중	한국	13.092	13.276	13.493	0.0920	0.4824	-0.1050	0.9813
	미국	10.596	10.829	11.014	0.1292	-0.3121	-1.1498	1.7831
	일본	11.939	12.233	12.697	0.1855	0.7766	-0.0079	2.5135
	중국	11.231	11.490	11.760	0.1405	-0.1177	-0.8896	0.8821
위기후	한국	13.252	13.583	13.914	0.1596	-0.1839	-0.4029	0.3100
	미국	10.623	10.908	11.173	0.1371	-0.4612	-1.2940	2.6308
	일본	12.187	12.491	12.796	0.3112	0.1072	-0.5570	0.3712
	중국	11.421	12.068	12.791	0.3112	0.1309	-0.1759	0.1036

주) *:p<.05, **:p<.01

<표 3> 상관계수

구 분	전체	위기전	위기중	위기후
$\rho_{1,2}$	0.631**	0.588**	0.0039	0.659**
$\rho_{1,3}$	0.868**	0.642**	0.935**	0.778**
$\rho_{1,4}$	0.953**	0.645**	0.579**	0.914**
$\rho_{2,3}$	0.407**	0.010	-0.119	0.422**
$\rho_{2,4}$	0.614**	0.520**	-0.231	0.601**
$\rho_{3,4}$	0.730**	0.031	0.438*	0.568**

주) *:p<.05, **:p<.01

본 장에서는 Lo와 Mackinlay(1988)의 분산비모형(Variance-Ratio: VR), Hurst(1951), Mandelbrot(1972)의 고전적 RS모형을 통해 자기상관검정, Lo(1991)의 수정된 RS모형과 Granger와 Joyeux(1980)의 ARFIMA모형을 통해 효율성과 관련된 장기기억검정, Johansen(1991)의 공적분잔차검정, VEC, 다변량 BEKK모형을 이용하여 4개 시장간의 관련성을 파악할 것이다. 본 연구에서 지속성과 관련된 장기기억행태를 조사하기 위해서 <표 4>에서 Lo와 Mackinlay(1988)의 분산비검정에서 n=10은 전체와 위기전·후의 중국과 위기중의

일본, n=20은 전체의 미국, 전체와 위기전의 중국을 제외하고 시계열이 무작위하여 자기상관이 존재하지 않고, 또한 Hurst(1951), Mandelbrot(1972)의 고전적 RS모형에서 시계열의 자기상관이 없다는 귀무가설을 검정하는 통계값(\bar{Q}_n)은 모두 비유의하여 자기상관이 존재하지 않고, Lo(1991)의 수정된 RS모형에서 시계열의 장기기억존성(장기기억)이 없다는 귀무가설을 검정하는 통계값(Q_n)은 시차10에서 장기기억이 모두 없고 시차20에서 전체와 위기전·후의 일본, 위기중의 미국과 중국만이 장기기억은 존재하였다.

<표 4> R/S 검정을 이용한 장기기억 검정결과

구 분		Lo-Mackinlay의 VR검정 (H_0 :martingale)		Hurst-Mandelbrot의 RS검정 (H_0 :no autocorrelation)	Lo의 RS검정 (H_0 :no long-term dependence)	
		통계값		통계값(\tilde{Q}_n)	통계값(Q_n)	
		n=10	n=20		q=10	q=20
전체	한국	0.8119	1.4682	1.2180	1.5432	1.7108
	미국	0.8097	2.9370*	1.2372	1.6427	1.6764
	일본	0.4329	0.0716	0.8061	1.8286	2.2275**
	중국	3.3320**	3.1621*	1.8001	1.0120	1.1004
위기전	한국	0.8119	1.4682	1.2180	1.5432	1.7108
	미국	0.8097	2.9370	1.2372	1.6427	1.6764
	일본	0.4329	0.0716	0.8061	1.8286	2.2275**
	중국	3.3320**	3.1621*	1.8001	1.0120	1.1004
위기중	한국	3.3006**	2.0430	1.6105	1.0147	1.1706
	미국	0.7541	2.2939	1.1038	1.8465	1.9702*
	일본	4.4660**	2.2814	1.8377	0.9740	1.1295
	중국	0.5849	1.1154	0.8963	1.9360	2.3032**
위기후	한국	1.6713	1.0454	1.3405	1.0619	1.1141
	미국	0.8926	1.8942	1.1841	1.4898	1.5826
	일본	0.3837	0.4565	0.9005	1.8769	2.2975**
	중국	2.2931*	0.9999	1.3749	0.9946	1.0604

주) *:p<.05, **:p<.01

<표 5> ADF단위근검정과 ARFIMA검정결과

구 분	시차	ADF 통계값	Adj.R ²	단위근	ARFIMA(p,d,q): 0 < d < 0.5			
					AR ($\phi, p=1$)	d	MA ($\theta, q=1$)	
전체	한국	9	1.0359	0.6035	존재	0.2942**	0.6583**	-0.1081**
	미국	11	-0.7904	0.8900	존재	0.5636**	0.0566**	0.0688**
	일본	0	-3.3272*	0.0958	미존재	-0.6527**	0.5418**	1.0394**
	중국	11	0.4527	0.5243	존재	0.4713**	0.5719**	-0.1481**
위기전	한국	2	-4.2444**	0.3952	미존재	0.4014**	0.7100**	0.0066
	미국	0	-2.6875	0.1873	존재	0.4149**	0.6486**	-0.0712**
	일본	0	-3.9575**	0.3519	미존재	0.9388**	0.0563**	-0.0356**
	중국	0	-2.6464	0.1819	존재	0.8457**	-0.1713**	-0.0001
위기중	한국	0	-2.6579	0.2086	존재	0.9436**	0.0933**	-0.0264**
	미국	0	-2.8321	0.2338	존재	0.7104**	-0.2459**	0.1002**
	일본	0	-1.8588	0.0964	존재	0.9296**	0.1188**	-0.0859**
	중국	2	-5.4745**	0.5697	미존재	0.4621**	0.5331**	-0.1159**
위기후	한국	9	-0.9682	0.6808	존재	0.9520**	0.0931**	0.1255**
	미국	0	-3.2984**	0.1941	미존재	-0.7803**	0.8080**	0.3056**
	일본	0	-2.8101	0.1440	존재	0.9467**	0.1162**	-0.0331**
	중국	0	-2.3225	0.0968	존재	0.9228**	0.0908**	-0.0001

주) *:p<.05, **:p<.01

<표 5>에서 Augmented Dickey-Fuller(ADF)통계량을 이용하는 단위근 검정결과를 살펴보면, 변수가 단위근을 가진다 ($H_0: y_t$ is $I(1)$ against $H_1: I(0)$) (즉 자기상관이 있다)는 귀무가설을 검정하는 ADF통계량이 전체와 위기전의 일본, 위기전의 한국, 위기중의 중국, 위기후의 미국을 제외하고, 다른 기간에서 MaKinnon(1996)의 임계값을 초과하지 않아 모두 단위근이 존재함으로써 시계열의 자기상관이 존재하여 불안정하였다. 또한 지속성과 관련된 장기기억모형인 ARFIMA (p, d, q)(Granger와 Joyeux, 1980)을 살펴보면, 장기기억의 정상적 과정을 보여주는 모든 기간의 변수들의 $AR(\phi, p=1)$ 의 추정계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하여 모두 정상적 조건을 만족한다. 또한 시계열의 d 추정치가 $0.5 < d < 1$ 에 해당되어 충격의 효과가 장기에 사라지게 되는 평균회귀과정(mean-reverting)을 보여주는 전체의 한국, 일본, 중국, 위기전의 한국, 미국, 위기중의 중국, 위기후의 미국이 포함되고, 대부분은 $0 < d < 0.5$ 의 범위에 있어 장기기억(long memory)을 나타내었다. 따라서 비록 단위

근이 존재하나, Johansen 공적분검정을 통하여 여러 변수가 선형결합될 경우는 안정적이 되는 (장기균형을 나타내는) 4개 시계열을 이용하여 변수간의 관계를 벡터오차수정모형(VEC)으로 추정할 수 있다.

<표 6>의 Johansen(1991) 공적분검정에서 차분하지 않은 시계열변수에 대한 VAR모형은 두 정보기준인 Akaike information criterion(AIC)과 Schwarz criterion(SC)을 이용하여 가장 최소값이 되고 모형의 적합도를 높이는 적정시차(6, 3, 3, 2), 옵션(모두 3번)으로 선정하고, λ_{trace} 통계량 ($LR_{tr}(r|k) = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i)$)은 모두 1% 유의수준에서 Mackinnon 등(1999)의 최소의 임계값을 초과하여 4개 변수간의 공적분관계가 없다는 귀무가설($H_0: r=0$)이 기각되었으므로 공적분관계가 존재하였고, 또한 λ_{max} 통계량 ($LR_{max}(r|r+1) = -T \log(1 - \lambda_{r+1})$)은 λ_{trace} 통계량보다 낮지만, 4개 변수간의 공적분관계가 존재하였다. λ_{trace} 통계량을 이용하는 비제약적 공적분검정을 통해 모든 기간에서 공적분관계가 있고, 공적분벡터는 위기전은 2개, 다른 기간은 각 1개씩으로 장기균형

관계가 존재하는 것으로 판단할 수 있었다. 따라서 모든 기간의 동조화를 분석하기 위해 적분관계식에 오차수정항을 포함시킨 벡터오차수정(VEC)모형을 사용한다.

<표 6> Johansen공적분 검정결과

구분	적정시차	공적분관계(H_0)	Eigenvalue of Π (아이겐값)	λ_{trace} 통계량	Eigenvalue of Π (아이겐값)	λ_{max} 통계량	공적분 벡터	옵선	모형
전체	6	$r=0$	0.3699	66.163**	0.3699	41.576**	1	3	VEC
위기전	3	$r=0$	0.8817	100.66**	0.8817	53.381**	2	3	VEC
		$r \leq 1$	0.7769	47.280**	0.7769	37.508**			
위기중	3	$r=0$	0.9944	188.03**	0.9944	109.19**	1	3	VEC
위기후	2	$r=0$	0.7355	77.955**	0.7355	53.198**	1	3	VEC

주) *:p<.05, **:p<.01

V. 실증결과

공적분벡터가 존재하는 VEC모형을 이용하는 전체기간의 경우, <표 7>의 결과에 의하면, 오차수정항인 z_{t-1} 와 관련된 장기충격행렬이고 균형으로의 조정력을 반영하는 장기동적조정계수인 $\alpha_2(-0.2439)$ 는 1% 유의수준에서 유의함으로써 장기균형에서 네 변수간의 공적분관계는 미국의 관광객 입국자가 부분적, 단기적으로 회복하도록 조정한다. 다시 말해 미국의 관광객 입국자의 움직임이 단기로 한국과의 장기균형관계에서 1% 이탈할 경우, 조정력에 의해 약 -0.04%정도 균형으로 회귀하게 됨을 말한다. α_2 의 크기는 네 변수간의 불일치(불균형)의

약 0.24%로 월별 내에 조정될 수 있다. 오차수정항의 장기승수인 $b_1(5.1153)$, $c_1(-0.5533)$, $d_1(-1.2745)$ 는 모두 5% 유의수준 이상에서 유의하며, 이러한 계수를 이용한 미국, 일본 및 중국의 관광객 입국자가 한국의 외래 관광객에 미치는 장기탄력성이 각 5.1153, -0.5533, -1.2745이다. 즉 각 미국, 일본 및 중국의 관광객 입국자가 1% 변동하면, 장기적으로 한국은 약 5.12%만큼 양(+의 균형으로 증가, 약 0.55%과 1.27%만큼 음(-)의 균형으로 하락하여 변동함을 의미한다.

다변량 BEKK모형의 조건부 평균식에서 1시차의 단기충격행렬의 $\Gamma_{1,1}^1$, $\Gamma_{1,3}^1$, $\Gamma_{1,4}^1$, $\Gamma_{2,2}^1$, $\Gamma_{3,4}^1$, $\Gamma_{4,2}^1$ 만이 모든 입국자 내·간에 조건부 평균전이효과(conditional mean spillover effect)가

<표 7> 다변량 BEKK모형의 검정결과

전체기간				위기전				위기중			
α_1	-0.0124	$a_{3,1}$	0.1393**	α_1	0.0492	$a_{3,1}$	-0.0268	α_1	-3.1233*	$a_{3,1}$	0.0555*
α_2	-0.2439**	$a_{3,2}$	0.1524*	α_2	-3.4526**	$a_{3,2}$	-0.2181	α_2	-5.4247**	$a_{3,2}$	0.0891
α_3	0.1153	$a_{3,3}$	0.5489**	α_3	2.8631**	$a_{3,3}$	0.1084**	α_3	-2.1477	$a_{3,3}$	0.2795**
α_4	-0.1428	$a_{3,4}$	-0.0537	α_4	0.2526	$a_{3,4}$	-0.0627	α_4	-0.0114	$a_{3,4}$	-0.0338
b_1	5.1153**	$a_{4,1}$	0.0240**	b_1	0.0000	$a_{4,1}$	0.0611	b_1	-0.0834**	$a_{4,1}$	-0.0375
c_1	-0.5533*	$a_{4,2}$	0.0723**	c_1	-0.8651**	$a_{4,2}$	0.0293	c_1	-0.3920**	$a_{4,2}$	0.1180
d_1	-1.2752**	$a_{4,3}$	0.0407**	d_1	-0.1861**	$a_{4,3}$	0.2136**	d_1	-0.1932**	$a_{4,3}$	0.0524
$\Gamma_{1,1}^1$	-1.2745**	$a_{4,4}$	0.3782**	$\Gamma_{1,1}^1$	-1.3835	$a_{4,4}$	0.4621**	$\Gamma_{1,1}^1$	0.4490	$a_{4,4}$	0.1921
$\Gamma_{1,2}^1$	0.1668	$b_{1,1}$	0.5245**	$\Gamma_{1,2}^1$	-0.0959	$b_{1,1}$	0.3798**	$\Gamma_{1,2}^1$	-0.1564	$b_{1,1}$	0.4986**
$\Gamma_{1,3}^1$	0.4908**	$b_{1,2}$	0.2860**	$\Gamma_{1,3}^1$	0.6485**	$b_{1,2}$	0.5320	$\Gamma_{1,3}^1$	-0.2832	$b_{1,2}$	0.0136
$\Gamma_{1,4}^1$	0.3523*	$b_{1,3}$	-0.0825**	$\Gamma_{1,4}^1$	0.1968	$b_{1,3}$	-0.0675	$\Gamma_{1,4}^1$	-0.0407	$b_{1,3}$	-0.0006
$\Gamma_{2,1}^1$	-0.6258	$b_{1,4}$	-0.0799*	$\Gamma_{2,1}^1$	0.7033	$b_{1,4}$	0.1903	$\Gamma_{2,1}^1$	0.5559	$b_{1,4}$	-0.0173
$\Gamma_{2,2}^1$	0.7384**	$b_{2,1}$	-0.1380**	$\Gamma_{2,2}^1$	0.2413	$b_{2,1}$	0.0018	$\Gamma_{2,2}^1$	0.1664	$b_{2,1}$	-0.0098
$\Gamma_{2,3}^1$	0.1060	$b_{2,2}$	-0.2431*	$\Gamma_{2,3}^1$	-0.3685	$b_{2,2}$	-0.0373	$\Gamma_{2,3}^1$	-0.5050	$b_{2,2}$	0.1660**
$\Gamma_{2,4}^1$	-0.0654	$b_{2,3}$	0.1677**	$\Gamma_{2,4}^1$	0.0436	$b_{2,3}$	0.1268	$\Gamma_{2,4}^1$	-0.0873	$b_{2,3}$	-0.0498
$\Gamma_{3,1}^1$	-1.2583	$b_{2,4}$	-0.2399*	$\Gamma_{3,1}^1$	-2.6191**	$b_{2,4}$	0.0459	$\Gamma_{3,1}^1$	0.1193	$b_{2,4}$	0.0354
$\Gamma_{3,2}^1$	-0.1864	$b_{3,1}$	-0.1379**	$\Gamma_{3,2}^1$	-0.4789*	$b_{3,1}$	-0.0974	$\Gamma_{3,2}^1$	-0.1421	$b_{3,1}$	-0.0492**
$\Gamma_{3,3}^1$	0.3569	$b_{3,2}$	-0.1062	$\Gamma_{3,3}^1$	1.4895**	$b_{3,2}$	-0.3157	$\Gamma_{3,3}^1$	-0.2061	$b_{3,2}$	-0.1666**
$\Gamma_{3,4}^1$	0.6613**	$b_{3,3}$	0.2523**	$\Gamma_{3,4}^1$	0.6173*	$b_{3,3}$	0.3403*	$\Gamma_{3,4}^1$	0.3294	$b_{3,3}$	0.5342**
$\Gamma_{4,1}^1$	-0.8945	$b_{3,4}$	0.0643	$\Gamma_{4,1}^1$	-2.3567*	$b_{3,4}$	-0.1930	$\Gamma_{4,1}^1$	-0.8720	$b_{3,4}$	-0.0453
$\Gamma_{4,2}^1$	0.7791*	$b_{4,1}$	-0.0199**	$\Gamma_{4,2}^1$	0.4964	$b_{4,1}$	0.0328	$\Gamma_{4,2}^1$	0.0073	$b_{4,1}$	0.0096
$\Gamma_{4,3}^1$	0.5960	$b_{4,2}$	-0.0297	$\Gamma_{4,3}^1$	1.2131	$b_{4,2}$	-0.0531	$\Gamma_{4,3}^1$	0.0663	$b_{4,2}$	-0.0071
$\Gamma_{4,4}^1$	-0.0573	$b_{4,3}$	-0.0220	$\Gamma_{4,4}^1$	0.1069	$b_{4,3}$	-0.0522	$\Gamma_{4,4}^1$	0.2545	$b_{4,3}$	-0.0119
$c_{1,1}$	0.1504**	$b_{4,4}$	0.4257**	$c_{1,1}$	0.0602**	$b_{4,4}$	0.3379**	$c_{1,1}$	0.0738**	$b_{4,4}$	0.4128
$c_{2,1}$	0.0739**	$d_{1,1}$	-0.0068	$c_{2,1}$	0.0747**	$d_{1,1}$	-0.2173**	$c_{2,1}$	0.0006	$d_{1,1}$	-0.1209
$c_{2,2}$	0.0774**	$d_{1,2}$	-0.1942	$c_{2,2}$	0.0692**	$d_{1,2}$	-0.1273	$c_{2,2}$	0.0838**	$d_{1,2}$	-1.3122
$c_{3,1}$	0.1346**	$d_{1,3}$	-0.0495**	$c_{3,1}$	0.0665**	$d_{1,3}$	-0.4061**	$c_{3,1}$	0.1324**	$d_{1,3}$	0.2061
$c_{3,2}$	-0.0438**	$d_{1,4}$	0.4512**	$c_{3,2}$	-0.0397**	$d_{1,4}$	0.6006	$c_{3,2}$	-0.0163**	$d_{1,4}$	0.4397
$c_{3,3}$	0.0343**	$d_{2,1}$	0.4938**	$c_{3,3}$	0.0329**	$d_{2,1}$	-0.0644**	$c_{3,3}$	0.0395**	$d_{2,1}$	0.0514
$c_{4,1}$	0.2782**	$d_{2,2}$	0.4645**	$c_{4,1}$	0.0905**	$d_{2,2}$	-0.1867*	$c_{4,1}$	0.0848**	$d_{2,2}$	0.3162
$c_{4,2}$	-0.0084	$d_{2,3}$	0.9231**	$c_{4,2}$	0.0191	$d_{2,3}$	-0.3526**	$c_{4,2}$	-0.0669**	$d_{2,3}$	0.0456
$c_{4,3}$	-0.0583**	$d_{2,4}$	0.2829	$c_{4,3}$	-0.0421*	$d_{2,4}$	0.0950	$c_{4,3}$	-0.0565**	$d_{2,4}$	-0.3146**
$c_{4,4}$	0.0453**	$d_{3,1}$	-0.1287*	$c_{4,4}$	0.0342**	$d_{3,1}$	0.2331*	$c_{4,4}$	0.0110	$d_{3,1}$	0.0390
$a_{1,1}$	0.3520**	$d_{3,2}$	0.1584	$a_{1,1}$	0.1922	$d_{3,2}$	-0.4579	$a_{1,1}$	0.2471**	$d_{3,2}$	0.2010
$a_{1,2}$	-0.3409**	$d_{3,3}$	0.0155	$a_{1,2}$	0.2073	$d_{3,3}$	0.3051**	$a_{1,2}$	0.0595	$d_{3,3}$	-0.0320
$a_{1,3}$	-0.0756**	$d_{3,4}$	-0.8040**	$a_{1,3}$	-0.4109	$d_{3,4}$	0.3516	$a_{1,3}$	-0.0117	$d_{3,4}$	0.2552**
$a_{1,4}$	0.1804**	$d_{4,1}$	0.0331*	$a_{1,4}$	0.0874	$d_{4,1}$	-0.0927**	$a_{1,4}$	-0.0210	$d_{4,1}$	-0.0262
$a_{2,1}$	0.0679**	$d_{4,2}$	0.1592**	$a_{2,1}$	-0.0349	$d_{4,2}$	-0.3157	$a_{2,1}$	-0.0384**	$d_{4,2}$	-0.0106
$a_{2,2}$	0.6121**	$d_{4,3}$	-0.1905**	$a_{2,2}$	0.5315**	$d_{4,3}$	0.1254**	$a_{2,2}$	0.6156**	$d_{4,3}$	-0.3328
$a_{2,3}$	-0.0602	$d_{4,4}$	0.2844**	$a_{2,3}$	-0.2474*	$d_{4,4}$	-0.0192	$a_{2,3}$	-0.0767	$d_{4,4}$	0.2583**
$a_{2,4}$	0.3964**			$a_{2,4}$	0.3729**			$a_{2,4}$	0.1230		

존재하였다. 조건부 분산식에서 시계열의 잔차충격을 나타내는 ARCH(ϵ_t^2)의 계수인 $a_{1,1}$, $a_{2,2}$, $a_{3,3}$, $a_{4,4}$ 은 모두 1% 유의수준에서 양(+)¹⁾의 값으로 유의하여 자국의 입국자에 강한 영향을 미치고, $a_{1,2}(a_{2,1})$, $a_{1,3}(a_{3,1})$, $a_{2,4}(a_{4,2})$ 은 모두 유의한 양방향으로 각 한국과 미국간, 한국과 일본간, 미국과 중국간의 잔차충격에서 시장변동성을 -0.3409(0.0679), -0.0756(0.1393), 0.1804(0.0240), 0.3964(0.0407)만큼 전이되어 두 국가의 입국자간 정보의 강한 조건부 변동성전이효과(conditional volatility spillover effect)가 존재하였다. 또한 $a_{3,2}(a_{4,3})$ 는 0.1524(0.0407)로 일방향의 미국(일본)에서 일본(중국)으로 영향을 미쳐 미국(일본)에서 일본(중국)으로 변동성 전이효과를 나타내었다. 다음으로 GARCH(σ_t^2)의 계수는 $b_{3,2}$, $b_{3,4}$, $b_{4,2}$, $b_{4,3}$ 을 제외하고 자국의 입국자 뿐만 아니라 다른 입국자간에서도 한 국가의 입국자의 변동성충격이 다른 국가의 입국자의 변동성에 강한 영향을 미치는 조건부 변동성전이효과를 보여주었고 유의하지 않은 $d_{1,1}$, $d_{1,2}$, $d_{2,4}$, $d_{3,2}$, $d_{3,3}$ 을 제외하고, $d_{2,2}$, $d_{4,4}$ 는 양(+)²⁾의 값으로 1% 유의수준에서 유의하고, $d_i \neq 0$ 이므로 미국과 중국의 자국 입국자에서 비대칭효과가 존재하며, 다른 입국자간에도 비대칭효과가 존재하였다.

위기전의 경우, <표 7>의 결과에 의하면, 오차수정항인 z_{t-1} 와 관련된 장기충격행렬이고 균형으로의 조정력을 반영하는 장기동적조정계수인 α_2 (-3.4526), α_3 (2.8631)는 1% 유의수준에서 유의함으로써 장기균형에서 네 변수간의 공적분관계는 미국과 일본의 관광객 입국자가 부분적, 단기적으로 회복하도록 조정한다. 다시 말해 미국과 일본의 관광객 입국자의 움직임이 단기로 한국과의 장기균형관계에서 1% 이탈할 경우, 조정력에 의해 약 -3.45%, 2.86% 정도 균형으로 회귀하게 됨을 말한다. α_2 와 α_3 의 크기는 네 변수간의 불일치(불균형)의 각각 -3.45%, 2.86%로 월별 내에 조정될 수 있다. 오차수정항의 장기승수인 c_1 (-0.8651), d_1 (-0.1861)는 모두 1% 유의수준에서 유의하며, 이러한 계수를 이용한 일본과 중국의 관광객 입국자가 한국의 외래 관광객에 미치는 장기탄력성이 각 -0.8651, -0.1861이다. 즉 각 일본 및 중국의 관광객 입국자가 1% 변동하면, 장기적으로 한국은 약 0.87%과 0.19%만큼 음(-)의 균형으로 하락하여 변동함을 의미한다. 다변량 BEKK모형의 조건부 평균식에서 1시차의 단기충격행렬의 $\Gamma_{1,3}^1$, $\Gamma_{3,1}^1$, $\Gamma_{3,2}^1$, $\Gamma_{3,3}^1$, $\Gamma_{3,4}^1$, $\Gamma_{4,1}^1$ 만이 모든 입국자 내·간에 조건부 평균전이효과가 존재하였다. 조건부 분산식에서 시계열의 잔차충격을 나타내는 ARCH(ϵ_t^2)의 계수인 $a_{2,2}$, $a_{3,3}$, $a_{4,4}$ 은 모두 1% 유

의수준에서 양(+)의 값으로 유의하여 자국의 입국자에 강한 영향을 미치고, $a_{4,3}$ 는 0.2136으로 일방향의 일본에서 중국으로 영향을 미쳐 일본에서 중국으로 변동성전이효과를 나타내었다. 다음으로 GARCH(σ_t^2)의 계수는 $b_{1,1}$, $b_{3,3}$, $b_{4,4}$ 의 자국의 입국자만이 변동성전이효과를 보여주었고 유의한 $d_{1,1}$, $d_{2,2}$, $d_{3,3}$ 의 자국의 입국자와 $d_{1,3}$, $d_{2,1}$, $d_{2,3}$, $d_{3,1}$, $d_{4,1}$, $d_{4,3}$ 은 유의하고, $d_t \neq 0$ 이므로 미국, 일본, 중국의 자국 입국자에서 비대칭효과가 존재하며, 다른 입국자 내·간에도 비대칭효과가 존재하였다.

위기중의 경우, <표 7>의 결과에 의하면, 오차수정항인 z_{t-1} 와 관련된 장기충격행렬이고 균형으로의 조정력을 반영하는 장기동적조정계수인 α_1 (-3.1233), α_2 (-5.4247)는 5% 유의수준 이상에서 유의함으로써 장기균형에서 네 변수간의 공적분관계는 각 한국, 미국의 관광객 입국자가 부분적, 단기적으로 회복하도록 조정한다. 다시 말해 한국, 미국의 관광객 입국자의 움직임이 단기로 각 한국, 미국의 장기균형관계에서 1% 이탈할 경우, 조정력에 의해 약 -3.12%, -5.42% 정도 균형으로 회귀하게 됨을 말한다. α_1 와 α_2 의 크기는 네 변수간의 불일치(불균형)의 각 약 -3.12%, -5.42%로 월별 내에 조정될 수 있다. 오차수정항의 장기승수인 b_1 (-0.0834), c_1 (-0.3920), d_1 (-0.1932)는 모두 1% 유의수준에서

유의하며, 이러한 계수를 이용한 미국, 일본, 중국의 관광객 입국자가 한국의 외래 관광객에 미치는 장기탄력성이 각 -0.0834, -0.3920, -0.1932이다. 즉 각 미국, 일본 및 중국의 관광객 입국자가 1% 변동하면, 장기적으로 한국은 약 0.08%, 0.39%, 0.19%만큼 음(-)의 균형으로 하락하여 변동함을 의미한다. 다변량 BEKK모형의 조건부 평균식에서 1시차의 단기충격행렬에서 모두 조건부 평균전이효과가 존재하지 않았다. 조건부 분산식에서 시계열의 잔차충격을 나타내는 ARCH(ϵ_t^2)의 계수인 $a_{1,1}$, $a_{2,2}$, $a_{3,3}$ 은 모두 1% 유의수준에서 유의하여 자국의 입국자에 강한 영향을 미치고, $a_{2,1}$ (-0.0384)과 $a_{3,1}$ (0.0555)는 일방향으로 한국(한국)에서 미국(일본)으로 영향을 미치는 강한 변동성전이효과를 나타내었다. 다음으로 GARCH(σ_t^2)의 계수는 $b_{1,1}$, $b_{2,2}$, $b_{3,3}$ 의 자국의 입국자와 $b_{3,1}$, $b_{3,2}$ 만이 변동성전이효과를 보여주었고, 또한 유의한 $d_{2,4}$, $d_{3,4}$, $d_{4,4}$ 만이 비대칭효과가 존재하였다.

위기후의 경우, <표 7>의 결과에 의하면, 오차수정항인 z_{t-1} 와 관련된 장기충격행렬이고 균형으로의 조정력을 반영하는 장기동적조정계수인 α_4 (3.9142)는 1% 유의수준에서 유의함으로써 장기균형에서 네 변수간의 공적분관계는 일본의 관광객 입국자가 부분적, 단기적으로 회복하도록 조정한다. 다시 말해 일본의 관광객 입국

자의 움직임이 단기로 한국과의 장기 균형관계에서 1% 이탈할 경우, 조정력에 의해 약 3.91% 정도 균형으로 회귀하게 됨을 말한다. α_4 의 크기는 네 변수간의 불일치(불균형)의 약 3.91%로 월별 내에 조정될 수 있다.

오차수정항의 장기승수인 c_1 (-0.3803), d_1 (-0.4336)는 모두 1% 유의수준에서 유의하며, 이러한 계수를 이용한 일본과 중국의 관광객 입국자가 한국의 외래 관광객에 미치는 장기탄력성이 각 -0.3803, -0.4336이다.

<표 8> 다변량 BEKK모형의 검정결과

위기후											
α_1	0.0188	$\Gamma_{2,4}^1$	0.2893	$c_{3,3}$	0.0394**	$a_{3,2}$	0.1848*	$b_{2,4}$	0.0436	$d_{2,2}$	0.5080
α_2	0.0721	$\Gamma_{3,1}^1$	-1.3987*	$c_{4,1}$	0.2243**	$a_{3,3}$	0.4082**	$b_{3,1}$	-0.0507	$d_{2,3}$	-0.0666*
α_3	-1.1296	$\Gamma_{3,2}^1$	0.3985*	$c_{4,2}$	0.0012**	$a_{3,4}$	-0.3082**	$b_{3,2}$	-0.0445	$d_{2,4}$	0.4346
α_4	3.9142**	$\Gamma_{3,3}^1$	0.1414	$c_{4,3}$	-0.0735**	$a_{4,1}$	0.0116	$b_{3,3}$	0.5626**	$d_{3,1}$	0.2691**
b_1	0.0668	$\Gamma_{3,4}^1$	0.5779**	$c_{4,4}$	0.0011	$a_{4,2}$	-0.0062	$b_{3,4}$	0.0416	$d_{3,2}$	0.2230
c_1	-0.3803**	$\Gamma_{4,1}^1$	-6.5131**	$a_{1,1}$	0.3419**	$a_{4,3}$	-0.0362	$b_{4,1}$	-0.0215	$d_{3,3}$	0.4974**
d_1	-0.4336**	$\Gamma_{4,2}^1$	0.7524**	$a_{1,2}$	-0.0311	$a_{4,4}$	0.3128**	$b_{4,2}$	-0.0345	$d_{3,4}$	-0.0579
$\Gamma_{1,1}^1$	-2.7033**	$\Gamma_{4,3}^1$	2.2318**	$a_{1,3}$	-0.0174	$b_{1,1}$	0.5659**	$b_{4,3}$	-0.0355	$d_{4,1}$	0.0465**
$\Gamma_{1,2}^1$	0.4604**	$\Gamma_{4,4}^1$	1.8938**	$a_{1,4}$	0.1456	$b_{1,2}$	-0.0818	$b_{4,4}$	0.4711**	$b_{4,2}$	-0.1013
$\Gamma_{1,3}^1$	0.8843**	$c_{1,1}$	0.1186**	$a_{2,1}$	-0.0346	$b_{1,3}$	-0.0814	$d_{1,1}$	0.2008	$d_{4,3}$	0.1780**
$\Gamma_{1,4}^1$	0.7003**	$c_{2,1}$	0.0705**	$a_{2,2}$	0.2212*	$b_{1,4}$	0.0291**	$d_{1,2}$	0.2659	$d_{4,4}$	0.1386*
$\Gamma_{2,1}^1$	-1.6152*	$c_{2,2}$	0.0645**	$a_{2,3}$	0.0417	$b_{2,1}$	-0.0528	$d_{1,3}$	-0.1826		
$\Gamma_{2,2}^1$	0.1474	$c_{3,1}$	0.1135**	$a_{2,4}$	0.3847*	$b_{2,2}$	0.5988**	$d_{1,4}$	0.1317		
$\Gamma_{2,3}^1$	0.4314	$c_{3,2}$	-0.0278**	$a_{3,1}$	0.1017**	$b_{2,3}$	-0.1079	$d_{2,1}$	0.1416		

주) *:p<.05, **:p<.01

즉 각 일본 및 중국의 관광객 입국자가 1% 변동하면, 장기적으로 한국은 약 0.38%과 0.44% 만큼 음(-)의 균형으로 하락하여 변동함을 의미한다. 다변량 BEKK모형의 조건부 평균식에 1시차의 단기충격행렬의 $\Gamma_{2,2}^1$, $\Gamma_{2,3}^1$, $\Gamma_{3,3}^1$ 만이 조건부 평균전이효과가 존재하였다. 조건부 분산식에서 시계열의 잔차충격을 나타내는 ARCH(ϵ_t^2)의 계수인 $a_{1,1}$, $a_{2,2}$, $a_{3,3}$, $a_{4,4}$ 은 모두 유의하여 자국의 입국자에 강한 영향을 미치고, $a_{2,4}$, $a_{3,1}$, $a_{3,3}$ 는 일방향으로 변동

성전이효과를 나타내었다. 다음으로 GARCH(σ_t^2)의 계수는 $b_{3,3}$, $b_{4,4}$ 의 자국의 입국자만이 변동성전이효과를 보여주었고 유의한 $d_{1,1}$, $d_{2,2}$, $d_{3,3}$ 의 자국의 입국자와 $d_{2,3}$, $d_{3,1}$, $d_{4,1}$, $d_{4,3}$ 만이 유의하고, $d_i \neq 0$ 이므로 한국, 미국, 일본의 자국 입국자에서 비대칭효과가 존재하며, 다른 입국자 내·간에도 비대칭효과가 존재하였다.

이러한 모형잔차의 진단검정 <표 9>에서 왜도에서 위기후의 일본의 관광객 입국자를 제외하고 다른 기간

모두 대칭에 가까운 분포를 나타내고, 첨도에서 모든 시계열이 정규분포에 가까웠고, 일본을 제외하고 Jarque-Bera검정에서도 모두 정규분포를 나타내었다. 또한 ADF의 단위근 검정에서 위기전의 미국과 중국, 위기중의 일본, 위기후의 한국과 중국을 제외하고 대부분 단위근이 미존재하여 자기

상관이 존재하지 않고, Lo와 Mackinlay(1988)의 분산비검정에서 모든 시계열이 무작위적이고 자기상관이 존재하지 않았다. 또한 Hurst(1951), Mandelbrot(1972)의 고전적 RS모형에서도 모두 자기상관이 존재하지 않았다.

<표 9> 진단검정

구분	위기전				위기중				위기후			
	한국	미국	일본	중국	한국	미국	일본	중국	한국	미국	일본	중국
왜도	-0.4965	-0.5479	0.0067	0.0424	0.1897	-0.0835	0.1673	-0.5014	0.2880	0.0025	1.5476**	-0.6109
첨도	-0.0928	0.5380	-0.9686	-0.822	-0.2879	0.2880	-0.5226	0.2186	-0.0762	-0.0949	1.7100	-0.2019
JB	0.9532	1.4281	0.8993	0.6547	0.2174	0.1062	0.3990	1.0096	0.3253	0.0086	11.983**	1.4701
ADF	-3.1621**	-1.7574	-3.1621**	-1.7574	-2.2472*	-2.3219*	-1.3782	-2.3336*	-1.6488	-2.0830*	-2.6304**	-1.8112
LM (10)	0.3512	1.4484	0.5518	2.0754	1.2772	1.3228	2.2940	0.4782	0.4914	0.5334	0.1968	0.5336
LM (20)	0.7303	0.0182	0.1063	0.7849	1.0984	0.3427	0.6636	1.6029	1.4617	0.3984	0.4015	0.8616
HM	0.7069	1.1967	0.8971	1.4046	1.0813	1.3220	1.3775	0.9302	0.9006	0.7841	0.8574	0.8894
Lo (10)	1.6666	1.2259	1.5205	1.0091	1.0387	1.6137	0.9333	1.4707	0.9334	1.2071	1.9282*	1.0181
Lo (20)	2.0202*	1.5515	1.7942	1.2307	1.2271	2.2362**	1.1668	1.6497	0.9614	1.4247	2.2149**	1.0829

주) *: $p < .05$, **: $p < .01$

그리고 Lo(1991)의 수정된 RS모형에서 시차10의 위기후의 일본, 시차20의 위기전 한국, 위기중의 미국, 위기후의 일본을 제외하고 모두 장기기억이 존재하지 않았다.

다변량 BEKK모형의 우도비검정결과를 나타내는 <표 10>의 전체 기간에서, 한국이 타국의 관광객 입국자에 영향을 미치지 않고 동시에 타국의 관광객 입국자에 의해 영향을 받지 않는다는 ①의 귀무가설을 각각 기각

하였다. 그러므로 한국은 한국에서, 한국으로의 전이를 통해 적어도 다른 시장으로 연계될 수 있었다. 위기전에는 한국이 타국의 관광객 입국자에 의해 영향을 받지 않는다는 ⑥의 귀무가설을 채택하고 또한 이와 관련된 한국이 미국의 관광객 입국자에 의해 영향을 받지 않는다는 ⑦의 귀무가설도 채택하였다. 위기중의 경우는 한국이 타국의 관광객 입국자에 의해 영향을 미치지 않고 동시에 타국의 관

관광객 입국자에 의해 영향을 받지 않는다는 ①의 귀무가설과 한국이 타국의 관광객 입국자에 영향을 미치지 않는다는 ②의 귀무가설, 한국이 일본의 관광객 입국자에 영향을 미치지 않는다는 ④의 귀무가설은 모두 기각하였으나 나머지 귀무가설들은 모두 채택하였다. 위기후는 한국이 미국의 관광객 입국자에 영향을 미치지 않는다는 ③의 귀무가설과 한국이 미국과

일본의 관광객 입국자에 의해 영향을 받지 않는다는 ⑦과 ⑧의 귀무가설은 채택되었다. 따라서 본 연구는 타국의 관광객 입국자에서 한국으로의 전이 효과와 한국과 타국의 관광객 입국자 간 일방향 또는 양방향의 비대칭적 반응에 대한 이전의 관찰을 확인함으로써 한국과 타국의 관광객 입국자들 간의 여러 인과관계를 확인하였다.

<표 10> 우도비검정결과

구분	귀무가설	우도비통계량(χ^2)			
		전체	위기전	위기중	위기후
①	한국은 타국의 관광객 입국자에 영향을 미치지 않고 동시에 타국의 관광객 입국자에 의해 영향을 받지 않는다. ($H_0 : a_{1i} = a_{i1} = b_{1i} = b_{i1} = d_{1i} = d_{i1} = 0$)	2229.6**	88.689**	796.15**	142.38**
②	한국은 타국의 관광객 입국자에 영향을 미치지 않는다. ($H_0 : a_{11} = b_{11} = d_{11} = 0$)	164.36**	75.598**	719.23**	90.456**
③	한국은 미국의 관광객 입국자에 영향을 미치지 않는다. ($H_0 : a_{21} = b_{21} = d_{21} = 0$)	63.177**	34.593**	6.5050	4.5308
④	한국은 일본의 관광객 입국자에 영향을 미치지 않는다. ($H_0 : a_{31} = b_{31} = d_{31} = 0$)	86.928**	7.7498*	432.41**	73.917**
⑤	한국은 중국의 관광객 입국자에 영향을 미치지 않는다. ($H_0 : a_{41} = b_{41} = d_{41} = 0$)	40.483**	12.754**	0.8651	63.688**
⑥	한국은 타국의 관광객 입국자에 의해 영향을 받지 않는다. ($H_0 : a_{1i} = b_{1i} = d_{1i} = 0$)	871.71**	15.812	3.3842	38.357**
⑦	한국은 미국의 관광객 입국자에 의해 영향을 받지 않는다. ($H_0 : a_{12} = b_{12} = d_{12} = 0$)	45.037**	1.9137	1.7463	2.7558
⑧	한국은 일본의 관광객 입국자에 의해 영향을 받지 않는다. ($H_0 : a_{13} = b_{13} = d_{13} = 0$)	49.930**	9.5192*	0.0320	3.6826
⑨	한국은 중국의 관광객 입국자에 의해 영향을 받지 않는다. ($H_0 : a_{14} = b_{14} = d_{14} = 0$)	350.16**	3.0495	0.6127	30.855**

주) *:p<.05, **:p<.01

VI. 요약 및 결론

본 연구는 2005년 1월부터 2013년 1월까지 다변량 BEKK모형을 이용하여 한국을 가장 빈번하게 방문하는 미국, 일본, 중국의 외래객 입국자수 간 변동성의 전이효과를 조사하고자 하였다.

본 연구의 결과를 요약하면, 첫째, 거의 대부분 단위근이 존재하여 불안정하였고, 장기기억을 나타내었다. 둘째, 4개 변수간의 공적분관계가 존재하며 공적분벡터는 위기전은 2개, 다른 기간은 각 1개씩으로 장기균형관계가 존재하였다. 셋째, 글로벌 금융위기후의 결과, 장기동적조정계수인 α_4 는 유의하여 공적분관계는 일본의 관광객 입국자가 부분적, 단기적으로 회복하도록 조정한다. 또한 장기승수인 c_1 , d_1 는 유의하여 일본과 중국의 관광객 입국자가 한국의 외래 관광객에 미치는 장기탄력성이 각 -0.3803 , -0.4336 이었으므로 음(-)의 균형으로 하락하여 변동하였다. 다변량 BEKK 모형의 조건부 평균식에서 소수만이 조건부 평균전이효과가 존재하였고, 조건부 분산식에서 ARCH(ϵ_t^2)의 계수는 유의하여 모든 자국의 입국자에

강한 영향을 미치고, 일방향의 여러 변동성전이효과를 나타내었다. 다음으로 GARCH(σ_t^2)의 계수는 일본과 중국의 자국의 입국자만이 변동성전이효과를 보여주었고 유의한 한국, 미국, 일본의 자국 입국자에서 비대칭효과가 존재하며, 다른 입국자 내·간에도 비대칭효과가 존재하였다. 다섯째, 진단검정에서 왜도에서 위기후의 일본의 관광객 입국자를 제외하고 다른 기간 모두 대칭에 가까웠고, 첨도에서 모든 시계열이 정규분포에 가까웠으며, 일본을 제외하고 Jarque-Bera검정에서도 모두 정규분포를 나타내었다. 또한 단위근 검정에서 대부분 단위근이 미존재하여 자기상관이 존재하지 않고, 분산비검정에서도 모든 시계열이 무작위적이고 자기상관이 존재하지 않았다. 또한 고전적 RS모형에서도 모두 자기상관이 존재하지 않고, 수정된 RS모형에서 거의 모두 장기기억이 존재하지 않았다.

따라서 본 연구는 타국의 관광객 입국자에서 한국으로의 전이효과와 한국과 타국의 관광객 입국자간 일방향 또는 양방향의 비대칭적 반응을 관찰함으로써 한국과 타국의 관광객 입국자간의 여러 인과관계를 확인하였다.

참고문헌

1. 김현석(2009). 채권시장 변동성의 비대칭적 반응에 관한 연구, 경영정보연구, 28(4), 93-108.
2. 박종해(2011). 한국주식시장에서 범위변동성의 기간별 예측력에 관한 연구, 경영정보연구, 30(2), 237-255.
3. 변영태(2012). 외국인 거래형태의 비기대변동성은 주식수익률의 변동성에 영향을 주는가, 경영정보연구, 31(4), 593-609.
4. 문화체육관광부(2012), 2012년 11월 21일 보도자료.
5. 서울신문(2012), 11월 20일자 자료.
6. 한국문화관광연구원(2012), 관광지 식정보시스템 자료.
7. Bollerslev, T.(1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics, 31, 307-327.
8. Chan, F., Lim, C. and McAleer, M.(2005), Modelling Multivariate International Tourism Demand and Volatility, Tourism Management, 26, 459-471.
9. Engle, R. and Kroner, K.(1995), Multivariate simultaneous generalised ARCH, Econometric theory, 11, 122-150.
10. Engle, R. and Granger, C.(1987), Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing, Econometrica, 55, 251-276.
11. Granger, C.W.J.(1986), Developments in the study of cointegrated variables, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, 213-227.
12. 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, 15-29.
13. Hamilton, J.(1994), Time series analysis, Princeton University Press, 1st. ed., NJ: Princeton.
14. Hurst, H.(1951), Long-term storage capacity of reservoirs, Transactions of the American Society of Civil Engineers, 116, 770-799.
15. International Monetary Fund (2012), International Financial Statistics's Economic Indicators and World Gross Domestic Products(Real).
16. Jarque, C.M. and Bera, A.K. (1987), A test for normality of observations and regression residuals, International Statistical Reviews, 55, 163-172.
17. Johansen, S.(1988), Statistical analysis of cointegration vectors, Journal of economic Dynamics and Control, 12, 231-254.

18. Johansen, S.(1991), Estimating and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59, 1551-1580.
19. Johansen, S.(1995), Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, Oxford University Press residuals, *International Statistical Reviews*, 55, 163-172.
20. Kasch-Haroutounian, M. and Price, S.(2001), Volatility in the transition markets of central Europe, *Applied Financial Economics*, 11, 93-105.
21. Kroner, K. and Ng, V.(1998), Modeling asymmetric comovements of asset returns, *Review of Financial Studies*, 11, 817-844.
22. Ling, S. and McAleer, M.(2003), Asymptotic Theory for a Vector RMA-GARCH Model, *Econometric Theory*, 19, 278-308.
23. Ljung, G.M. and Box, G.E.P. (1979), On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika*, 65, 297-303.
24. Lo, A.W.(1991), Long-term memory in stock market prices, *Econometric Theory*, 7, 1-21.
25. Lo, A.W. and Mackinlay, C.(1990), When are contrarian profits due to stock market overreaction? *The Review of Financial Studies*, 3, 175-205.
26. Mackinnon, J.G.(1996), Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
27. Mandelbrot, B.(1963), The variation of certain speculative prices, *Journal of Business*, 36, 394-419.
28. Shareef, R. and McAleer, M.(2005), Modelling International Tourism Demand and Volatility in Small Island Tourism Economies, *International Journal of Tourism Research*, 7, 313-333.
29. UNWTO(2012), Tourism Highlights Data.
30. World Economic Forum(2013), The Travel & Tourism Competitiveness Index 2013 and 2011 comparison.
31. World Travel and Tourism Council(2012), WTTC Research Data and Economic Impact Research Data.

Abstract

A Study on the Volatilities of Inbound Tourists Arrivals using the Multivariate BEKK model

Kim, Kyung-Soo* · Lee, Kyung-Hee**

In this study, we try to investigate the spillover effects of volatility in international tourists arrivals between Korea and US, Japan, China by using the multivariate BEKK model from January 2005 to January 2013.

In the results of this study, after the global financial crisis, we found a cointegration relationship and tourist arrivals of Japan were adjusted to recovery in the short term. Also tourists arrivals from China and Japan showed the long-term elasticity. In the conditional mean equation of a BEKK model, there were the spillover effects. And in the conditional variance equation, ARCH(ϵ_t^2) coefficients showed a strong influence on the arrivals of their own and the spillover effects and the asymmetric effects on the volatility of China and Japan arrivals. In GARCH(σ_t^2) coefficients showed the asymmetric effects and the spillover effects of the conditional volatility among source arrivals.

Therefore, we examined the asymmetric reaction of one-way or two-way tourist arrivals between source countries and Korea and the spillover effects related to tourists arrivals of source countries to Korea. We has confirmed a causal relationship between some of the tourists arrivals from source countries to korea.

Key Words : BEKK, volatility, spillover effects

* Professor, Dept. of Accounting, Kangwon National University, iwilloit@kangwon.ac.kr

** Ph.D. Candidate, Dept. of Tourism Administration, Kangwon National University, khl@kangwon.ac.kr