

# 글로벌 금융위기하에서 주식시장 변동성의 연관성에 대한 연구

이경희\* · 김경수\*\*

## 〈요 약〉

본 연구는 글로벌 경제통합화를 통한 인도의 주식시장과 다른 주식시장의 변동성간에 연관성을 파악하고자 하였다.

본 연구의 결과, 첫째, 분산비검정에서 모든 기간의 주식시장은 자기상관이 존재하지 않았고 또한 고전적 RS모형에서 모든 기간이 자기상관이 존재하지 않았으나, 수정된 RS모형에서도 거의 모든 기간에서 장기기억이 존재하였다. 둘째, 단위근검정에서 모든 기간이 단위근이 존재하지 않아 시계열이 안정적이고, 모든 수정 $R^2$ 는 높은 설명력을 나타냈다. 또한 ARFIMA모형에서 모두 정상적 조건을 만족하고 모든 시계열이 장기기억을 나타내었다. 셋째, VAR과 다변량 비대칭 BEKK모형에서 글로벌 금융위기전의 경우, 조건부 평균식에서 영국과 대만의 자국시장이 강하고, 일방향으로 일본에서 인도로, 대만에서 중국(한국, 미국)으로, 미국(일본)에서 영국으로 강한 조건부 평균전이효과가 존재하였다. 조건부 분산식에서 GARCH는 시장자체의 ARCH계수의 결과와 동일한 방향의 강한 조건부 변동성전이효과를 보여주었다. 세 자국시장에서 비대칭효과가 존재하며, 시장간 일방향의 비대칭효과가 존재하였다. 넷째, 글로벌 금융위기후의 경우, 조건부 평균식에서 대만의 자국시장만이 강하게 영향을 나타내고, 일방향으로 인도에서 미국으로, 대만에서 일본으로, 한국에서 독일로 강한 조건부 평균전이효과가 존재하였다. 조건부 분산식에서는 위기전의 결과와 동일한 강한 조건부 변동성전이효과가 존재하였고 영국의 자국시장에서 비대칭효과가 존재하며, 대만에서 독일로 일방향의 비대칭효과가 존재하였다. 다섯째, 우도비검정에서는 다른 검정결과와는 다르게 모든 기간에서 인도는 타국의 주식시장에 영향을 미치지 않고 동시에 타국의 주식시장에 의해 영향을 받지 않았다.

따라서 본 연구는 글로벌 경제통합화를 통한 인도와 다른 주식시장의 변동성간에 연관성을 파악함으로써 타국의 주식시장에서 인도로의 수익률(변동성)전이효과와 타국의 주식시장간 일(양)방향의 비대칭적 반응을 관찰함으로써 타국의 주식시장간의 여러 인과관계를 확인하였다.

핵심주제어: 변동성, 통합화, ARFIMA, BEKK

## I. 서 론

최근에 비록 현 관점에서 파괴적으로 보일지라도 금융폭락은 이전에도 존재하였기 때문에 결코 독특한 사건은 아니라고 볼 수 있다. 즉 1987년 미국주식시장의 폭락과 같은 사건, 1992년 유럽 통화체계의 붕괴, 1994년 멕시코의 금융혼란, 1997년 아시아-태평양 외환위기, 2007년-2008년 미국에서 촉발된 글로벌 금융위기, 2010년 유럽의 재정 및 금융위기, 2013년 미국의 양적완화로 인한 인도발 금융위기 등과 같이 모두 엄청난 사건들이 있었다. 오늘날 급격하게 변화되는 금융세계에서 금융시장들을 상호간 결합시키는 수많은 요인들이 있다. 경제와 무역연계의 밀접한 존재, 정부의 자유화 활동의 증가, 국제적 무역과 금융, 원격통신과 거래시스템의 급속한 발전, NAFTA, EU, ASEAN과 같은 공동의 무역연합의 형성은 금융통합화에 기여하는 요인들이다. 그러나 세계의 주식시장들간 통합화는 국제시장에서 투자의 분산효과를 감소시킨다. 그러므로 해외투자자와 글로벌 포트폴리오 매니저들이 국제주식시장 중에서, 특히 금융혼란을 겪고 있는 주식시장들간 의존성을 평가하는 것은 매우 중요하다.

글로벌 금융위기하에서 BRICA(브라질, 러시아, 인도, 중국, 아르헨티나)의 주가의 행태와 이들 국가의 주식시장에 투자함으로써 위험을 분산시키는 잠재력이 존재하는가를 조사하기 위하여 미국주식시장과 이들의 상호작용간의 관련성을 파악할 수 있다. BRICA는 향후 현재의 선진국을 능가할 것으로 기대되는 급속히 성장하는 국가들로 구성된다. 그러나 BRICA 국가들의 주식시장간에 상호작용을 나타내는 금융문헌에서 실증적인 연구가 거의 없는 실정이다.

따라서 본 연구는 세계경제에서 BRICA 국가들의 급속히 확대되는 경제통합화와 비중이 있

는 역할을 수행하면서 여전히 다른 국제투자자들에게 가치 있는 분산효과를 제공할 것인가를 검정하고 VAR과 다변량 BEKK모형을 이용하여 인도의 주식시장과 다른 주식시장의 변동성간에 연관성을 파악하고자 한다. 일반적으로 국가별 주식시장간의 상호의존성의 부족이 국제적 포트폴리오의 분산효과를 지지하는 하나의 요인이라고 볼 수 있다. 국제주식시장간의 장기와 단기 관련성 모두와 관련된 여러 이용가능한 연구들이 있다. 공적분에 대한 연구는 주식시장의 상호의존성을 조사하기 위하여 다른 방법론뿐 아니라 다른 시장, 다른 표본기간, 다른 관찰치의 빈도(일별, 주별, 월별)의 사용에 의존하는 상충되는 증거를 제공하였다. 초기 대부분의 연구들은 선진국의 주식시장에 초점을 두고 있다. 그래서 세계경제에서 주식시장의 확대된 글로벌화와 신흥시장의 중요성과 더불어, 주요한 신흥시장간의 관련성과 세계의 선도시장과 이들의 상호작용에 대한 연구는 중요할 수도 있다. 비록 지역적 기준으로 신흥시장의 통합화를 나타내는 소수의 연구들일지라도, 이들 중의 어느 것도 BRICA 국가들에 특히 초점을 두지 않고 있다. 본 연구는 이러한 틈을 보충할 것이다. Chaudhuri(1997)는 1985-1993년 6개의 중남미국가들간의 관련성을 조사하기 위하여 Engle-Granger 공적분과 Granger 인과관계를 사용하고 이들간 장기적 관련성을 발견하였다. 더불어 이들이 양방향으로 유의한 인과관계를 파악하였다. Chen 등(2002)는 아르헨티나와 브라질을 포함해서 6개의 중남미 국가간의 관련성을 조사하고 1995-2000년 일별 수익률을 이용한 오차수정 VAR모형을 사용하였으며 다른 중남미시장들의 분산효과가 제한되었음을 나타내었다. Fernandez와 Sosvilla(2003)는 1995-2002년 동안에 일별 자료를 사용하여 미국과 중남미시장들간의 관련성에 대한 증거를 제공하였고 구조적 분리를 허용하는 공적분 기법

을 적용하였다. 그들의 결과는 전통적인 공적분 기법이 적용될 때 장기적 관계는 브라질지수와 S&P500지수간에만 발견될 수 있다고 주장하였다. 반면에 만약 구조적 분리가 도입된다면 공적분의 강한 증거가 이러한 시장들간에서 존재할 수 있다는 것으로 그들은 결론을 내렸다. 이는 단기적으로 포트폴리오 분산을 추론하기 위하여 이러한 지역에서 여전히 가능하다는 것을 말한다. 그러나 장기기간에서 투자자들에게 유리한 국제적 분산에서 획득한 이익은 제한되었을 수도 있다. Chang 등(2000)은 5개 중국지역, 즉 대만, 홍콩, 싱가포르, 상하이, 심천의 일별 주식시장의 수익률에서 VAR 검정을 적용하였다. 또한 그들의 실증적 결과에 따르면, 7개 주식시장 중에서 미국과 일본만이 영향력이 있었다. Huang 등(2000)은 1992년 10월 2일부터 1997년 6월 30일까지 미국, 일본, 남부중국간에 관련성을 조사하기 위하여 구조적 분리를 허용하는 공적분 기법을 적용하였고 상하이와 심천간을 제외하고 이러한 시장간 공적분은 존재하지 않았다. 그들의 Granger 인과관계검정은 미국의 주가변화가 일본의 변화보다 남부중국시장에 더 많이 영향을 미친다는 것을 보여 주었다. 그들의 연구에서 Narayan 등(2004)은 한 지역으로 남부아시아에 초점을 두고 1995-2001년 방글라데시, 인도, 파키스탄, 스리랑카의 주식시장간에 연관성을 조사하였다. 추가적으로 이들은 충격반응함수를 추정하기 위하여 Granger 인과관계분석을 수행하였고 단기적으로 파키스탄의 주가에서 인도로, 스리랑카에서 인도로, 파키스탄에서 스리랑카로 일방향의 Granger 인과관계가 존재하였다. Groenewold 등(2004)은 1992-2001년 동안의 대만, 홍콩(상하이, 심천, 홍콩, 대만)의 주식시장지수들간 상호관련성을 파악하기 위하여 공적분과 VAR 분석을 사용하였고 대규모로 중국본토시장은 다른 두 시장으로부터 고립되었으나 반면에

어떤 연관성은 대만과 홍콩간에 존재하였다. Cheng와 Glascock(2005)은 1993년 3월부터 2004년 8월까지 주별 자료와 함께 이러한 3개의 대만, 홍콩 주식시장과 2개의 선진시장간에 연관성을 조사하였다. 요한슨검정을 이용함으로써 이들은 GCEA시장이 일본 또는 미국시장과 공적분되지 않고 이들은 상호간에 공적분되지 않았다는 것을 발견하였다. Cheung 등(2006)은 홍콩과 대만의 중국의 통합화를 조사하였고 부분적인 통합을 발견하였다. Li(2007)는 상하이, 심천, 홍콩, 뉴욕시장에 대한 4개의 GARCH를 추정하였고 2000-2005년 시간가변 분산-공분산을 허용하나, 미국과의 중국시장의 통합을 전혀 발견하지 못하였다. 반면에 홍콩에서 두 개의 중국시장으로 변동성의 전이에 대하여 미약한 연계성을 파악하였다. Lucey와 Voronkova(2007)는 러시아의 주식시장과 선진시장간의 단기적 상호의존성에 대하여 추론하는 동적 조건부상관관계(DCC)를 사용하였고, 이들은 1995-2004년 러시아와 다른 주식시장간에 관련성을 검정하는 공적분방법을 적용하였다. 이들은 구조적 분리를 가진 공적분을 추정하는 1998년 러시아 주식시장 위기후 많은 공적분 관련성에 대한 혼합된 결과를 획득하였다. 비록 과거의 연구가 BRICA 주식시장의 수익률간 장기와 단기 연관성에 대한 혼합된 결과를 주장할지라도, 그들의 분석에 미국 주식시장을 포함하는 대부분의 연구들은 미국시장이 여전히 세계주식시장을 선도한다는 점에는 논쟁이 있다.

## II. 연구방법론

### 1. VAR모형과 비대칭 BEKK모형

본 연구에서 인도, 중국, 한국, 미국, 일본, 영국, 독일, 대만의 주식수익률 변수간 관련성에

대한 분석에 이용할 모형은 VAR모형이다. 이는 Sims(1980)가 개발한 것으로 구조모형과는 달리 선형적 경제이론을 배제한 상태에서 변수간 상관관계 및 시차상관관계를 이용하여 구성된 다변량 시계열모형이다. 이는 서로 인과관계가 있는 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고, 자신과 여타 변수들의 과거 관측치들을 독립변수로 구성된 n개의 선형회귀방정식을 통하여 시계열 과정을 추정하는 방법을 말한다. VAR모형을 추정할 때에 사용하는 시계열은 안정성이 보장되지 않은 경우 가성회귀(spurious regression)에 의해 잘못된 결과를 얻을 수 있다. 따라서 수준변수에 대한 단위근 검정과 수준변수의 1차차분 후에 단위근이 없을 경우에 공적분 검정을 통해 시계열의 안정성 및 모형의 적합성을 검증한 후에  $Y_t$ 는 비정상적  $I(1)$  변수의  $k$ 벡터,  $X_t$ 는 결정적 변수의  $d$ 벡터,  $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_p$ 는 계수행렬이며  $\epsilon_t$ 는 잔차의 벡터를 나타내는 다변량 VAR모형으로 추정하면 다음과 같다.

$$Y_t = \delta + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + \dots + \Gamma_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (1)$$

그리고 이러한 VAR모형을 바탕으로 Engle과 Kroner(1995)는 양정부호와 안정성조건을 보완하여  $C_0$ 는 하방삼각행렬(lower triangular matrix),  $A_1, B_1, D_1$ ( $D_1 \neq 0$ 인 경우, 비대칭효과의 존재를 의미)는 모두  $N \times N$  행렬인 다변량 비대칭 BEKK모형을 다음과 같이 나타낸다(Kroner과 Ng, 1998).

$$H_t = C_0 C_0' + A_1 (\epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}') A_1' + B_1 H_{t-1} B_1' + D_1 (\xi_{t-1} \xi_{t-1}') D_1' \quad (2)$$

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

$$L(\theta) = -\log(2\pi) - \frac{1}{2} \log(|H_t|) - \frac{1}{2} \epsilon_t' H_t^{-1} \epsilon_t \quad (3)$$

위의 모형에서  $N=8$ ,  $p=q=1$ 인 경우,  $C_0 C_0'$ 은 상수이기에 항상 양정부호이고 두 번째와 세 번째 및 네 번째 항은 준양정부호이기 때문에  $H_t$ 는 항

상 양정부호임을 알 수 있다. 다변량 GARCH모형을 다변량 비대칭 BEKK모형으로 설정함으로써 vech처럼 양정부호를 얻기 위해 모수를 제약할 필요가 없다. 또한 식(3)의  $\theta$ 는 모든 모수들의 벡터이며, 이러한 모수들의 추정은 다변량 조건부 로그우도함수(conditional log likelihood function)를 최대값으로 갖게 하는 모수를 찾는 최우도추정법(MLE)을 사용하였다. 따라서 본 연구에서 8개 주식시장간의 변동성의 전이효과를 통한 연계성을 파악하기 위해 모수제약이 없는 다변량 비대칭 BEKK모형을 선택하였다.

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 측정함으로써  $8 \times 8$  다변량 비대칭 BEKK모형의 세부 특성을 입증할 수 있다. 우도비검정은 인도, 중국, 한국, 미국, 일본, 영국, 독일, 대만의 주식시장간의 연계성을 분석하기 위해서 사용될 수 있다. 모형은 두 방향의 연계성(인도에서  $a_{i1}, b_{i1}, d_{i1}$ 와 인도로  $a_{1i}, b_{1i}, d_{1i}$ ,  $i=1, \dots, 8$ )을 허용한다. 이러한 모든 모수들이 0이라는 귀무가설의 기각은 인도의 주식시장이 타국의 주식시장에 영향을 미치거나 적어도 타국에 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 주식시장과 관련하여 인도에서 또는 인도로 전혀 연계성이 없다는 것을 나타낸다. 하나의 가설의 기각은 인도에서 또는 인도로 일방향의 연계성을 보여 준다. 두 가설 모두 기각은 인도와 개별 국가의 주식시장간 양방향 연계성이 존재한다는 것을 의미한다.

### III. 자료와 예비분석

본 연구에 이용되는 자료들은 2865개 일별의

종가이고, Yahoo Finance의 사이트에서 다운로드 하였다. 2002년 1월 2일부터 2013년 8월 15일까지 일별 인도의 SENSEX지수, 중국의 SHANGHAI 종합지수, 한국의 KOSPI지수, 미국의 S&P500지수, 일본의 NIKKEI225지수, 영국의 FTSE100지수, 독일의 DAX지수, 대만의 가권지수이다. 하위 기간으로 2002.1.2.-2007.5.31.(금융위기전), 2007.6.1.-2009.6.30.(위기중), 2009.7.1.- 2013.8.15.(위기후)로 나누었다. 또한 주가지수는 로그와 차분을 하여 변환시킨 수익률변수, 즉  $R_{i,t} = d\log(P_{i,t}) \times 100, i = 1, \dots, 8$ 로 나타내었다.

<표 1>에서 신뢰도검정에서 모든 기간의 Cronbach  $\alpha$ 값은 약 0.6 이상으로 나타나 신뢰도가 적절하여 자료가 분석에 적합하였고 Tukey의

비가법성검정에서 위기후의 자료만이 적절하였으며 모든 변수간 평균이 동일하다는 귀무가설을 이용하는 Hotelling의  $T^2$ 검정에서는 모두 적절하였다. 타당도검정에서 표본의 적절성 측정치를 나타내는 KMO측도가 모든 자료들이 약 0.5으로 상관분석에 적합하였고, 또한 변수간 상관행렬은 단위행렬이라는 귀무가설을 이용하는 Bartlett의 구형성 검정에서 전체와 위기전 자료간의 상관분석할 만큼 적절한 수준에 있었다.

<표 2>에서 기술통계량을 살펴보면, 전체와 위기중의 대만의 최소값이 -4.3240으로 가장 낮고, 위기전의 중국의 평균(0.0008), 전체와 위기중의 대만의 최대값(4.3033)과 표준편차(0.2624)

<표 1> 신뢰도와 타당도

구 분	신뢰도			타당도	
	Cronbach $\alpha$	Tukey 비가법성검정	Hotelling $T^2$ 검정	KMO측정치	Bartlett 구형성검정
		F값	F값		$\chi^2$ 값
전체기간	0.567	289.17**	0.472	0.498	54.126**
위기전	0.590	11.284**	0.955	0.496	127.19**
위기중	0.672	101.44**	0.113	0.512	29.164
위기후	0.775	0.273	0.374	0.487	38.108

\*:p<.05, \*\*:p<.01

으로 가장 높았으나, 전체기간의 표준편차가 0.0100으로 가장 낮았다. 왜도에서 전체와 위기전의 경우는 대부분이 대칭적인 분포를 보여 주었으나, 위기중과 후의 경우는 비대칭적이었고 첨도에서는 전체기간의 일본, 위기후의 인도만이 정규분포를 나타내고 Jarque-Bera값에서도 전체기간과 위기전·후의 인도(일본)만이 정규분포를 나타내었다. 본 장에서는 Lo와 Mackinlay(1988)의 Variance-Ratio(VR: 분산비)모형, Hurst (1951), Mandelbrot(1972)의 고전적 RS모형을 통해 주식시장의 자기상관검정, Lo(1991)의 수정된 RS모형과 Granger와 Joyeux(1980)의 ARFIMA모형을 통해 주식시장의 효율성과 관련된 장기기억검정, Johansen(1991)의 공적분산차검정,

VAR을 이용하여 8개 시장간의 연계성을 파악한다.

본 연구의 <표 3>에서 Lo와 Mackinlay(1988)의 분산비검정에서 시계열이 martingle(random walk), 즉 무작위적이라는 귀무가설을 검정하는 통계값은 모든 기간에서 8개 시장은 비유의하여 시계열이 무작위하고 자기상관이 존재하지 않았다. 또한 Hurst(1951), Mandelbrot(1972)의 고전적 RS모형에서 시계열의 자기상관이 없다는 귀무가설을 검정하는 통계값( $\tilde{Q}_n$ )은 모든 기간에서 비유의하여 자기상관이 존재하지 않고 Lo(1991)의 수정된 RS모형의 경우, 시계열의 장기의존성(장기기억)이 없다는 귀무가설을 검정하는 통계값( $Q_n$ )은 위기중 대만을 제외하고, 모든 기간에서 장기기억이 존재하였다.

<표 2> 기술통계량

구 분	최소값	평균	최대값	표준편차	왜도	첨도	Jarque-Bera값	
전체기간	인도	-0.1180	0.0006	0.1599	0.0157	0.0218	0.5017*	5.7392
	중국	-0.0925	0.0001	0.0992	0.0168	1.4355**	10.554**	2706.6**
	한국	-0.1117	0.0003	0.1128	0.0152	-0.1871	1.0503**	28.129**
	미국	-0.0946	0.0001	0.1095	0.0132	0.2678**	1.3178**	45.784**
	일본	-0.1211	0.0001	0.1323	0.0159	-0.0870	0.3554	3.5438
	영국	-0.0926	0.0001	0.0938	0.0129	-0.0424	2.3048**	120.35**
	독일	-0.0743	0.0001	0.1079	0.0160	0.1191	0.8891**	19.171**
	대만	-4.3240	-0.0001	4.3033	0.1150	0.0835	0.9208**	19.816**
위기전	인도	-0.1180	0.0010	0.0793	0.0136	0.0218	0.5017*	5.7392
	중국	-0.0925	0.0008	0.0992	0.0153	1.4355**	10.554**	2706.6**
	한국	-0.0741	0.0006	0.0736	0.0149	-0.1871	1.0503**	28.129**
	미국	-0.0424	0.0001	0.0557	0.0100	0.2678**	1.3178**	45.784**
	일본	-0.0556	0.0003	0.0573	0.0126	-0.0870	0.3554	3.5438
	영국	-0.0558	0.0001	0.0590	0.0106	-0.0424	2.3048**	120.35**
	독일	-0.0633	0.0002	0.0755	0.0154	0.1191	0.8891**	19.171**
	대만	-0.0691	0.0003	0.0548	0.0132	0.0835	0.9208**	19.816**
위기중	인도	-0.1160	0.0001	0.1599	0.0250	0.2667**	3.8556**	342.77**
	중국	-0.0804	-0.0010	0.0903	0.0239	-0.0562	1.3419**	41.028**
	한국	-0.1117	-0.0003	0.1128	0.0205	-0.4118**	4.9683**	573.83**
	미국	-0.0946	-0.0005	0.1095	0.0211	-0.1016	4.5055**	460.20**
	일본	-0.1211	-0.0008	0.1323	0.0233	-0.3002**	5.1067**	598.19**
	영국	-0.0926	-0.0003	0.0938	0.0194	-0.0220	4.1636**	392.26**
	독일	-0.0743	-0.0005	0.1079	0.0202	0.3650**	5.2317**	631.32**
	대만	-4.3240	-0.0003	4.3033	0.2624	-0.1142	265.76**	0.0001**
위기후	인도	-0.0421	0.0001	0.0351	0.0107	0.0533	0.3255	2.6546
	중국	-0.0561	-0.0004	0.0476	0.0128	-0.3664**	1.8871**	92.723**
	한국	-0.0642	0.0002	0.0490	0.0117	-0.5091**	2.7571**	195.45**
	미국	-0.0689	0.0005	0.0463	0.0112	-0.5642**	3.3208**	278.31**
	일본	-0.1115	0.0003	0.0552	0.0147	-1.0295**	7.8023**	1473.2**
	영국	-0.0477	0.0002	0.0503	0.0110	-0.1490	1.4531**	49.782**
	독일	-0.0599	0.0004	0.0521	0.0138	-0.2463*	2.1544**	110.51**
	대만	-0.3593	-0.0005	0.0507	0.0168	-0.2694**	2.1130**	107.59**

\*:p<.05, \*\*:p<.01

<표 4>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 모든 기간에서 MaKinnon(1996)의 임계값을 초과하지 않고 모두 단위근이 존재하지 않아 시계열이 안정적이고, 변수들의 수정R<sup>2</sup>는 모두 약 0.5 이상으로 높

은 설명력을 나타냈다. 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 모든 시계열의  $d$  추정치가  $0 < d < 0.5$ 의 범위에 있어 장기기억(long memory)을 나타내었다.

<표 3> R/S 검정을 이용한 장기기억 검정결과

구 분	Lo-Mackinlay의 VR검정		Hurst-Mandelbrot의 RS검정 ( $H_0$ : no autocorrelation)	Lo의 RS검정 ( $H_0$ : no long-term dependence)		
	통계값		통계값( $\bar{Q}_n$ )	통계값( $Q_n$ )		
	n=10	n=20		q=10	q=20	
위기 전	인도	1.2646	1.3738	1.9938	1.7907	1.7428
	중국	1.0099	0.9963	1.0131	0.9946	0.9723
	한국	0.8848	0.8410	1.6207	1.7735	1.8181
	미국	0.8345	0.8819	1.3134	1.4686	1.4516
	일본	1.0094	0.9355	1.3529	1.3786	1.4223
	영국	0.7314	0.6871	1.2214	1.4643	1.5335
	독일	0.7977	0.8630	1.5402	1.7615	1.7267
	대만	1.0730	1.0461	1.5490	1.5232	1.5559
위기 중	인도	1.0285	1.1949	1.6705	1.6633	1.5658
	중국	1.0397	1.1092	1.7235	1.7164	1.6873
	한국	1.0011	0.9640	1.4662	1.4860	1.5359
	미국	0.6805	0.6992	1.2781	1.5844	1.5754
	일본	0.7841	0.8584	1.2565	1.4394	1.3845
	영국	0.7323	0.7358	1.1814	1.3959	1.4267
	독일	0.8802	0.8783	1.3201	1.4241	1.4643
	대만	0.1065	0.0584	0.7449	2.4255**	3.2794**
위기 후	인도	1.1029	1.0838	1.3081	1.2488	1.2573
	중국	1.0198	1.1557	1.1875	1.1783	1.1236
	한국	0.8828	0.8878	1.1114	1.1969	1.2018
	미국	0.7309	0.7055	0.8720	1.0326	1.0699
	일본	0.8578	0.9105	0.8584	0.9360	0.9155
	영국	0.8710	0.7993	0.8758	0.9594	1.0046
	독일	0.9162	0.9824	1.1646	1.2131	1.1963
	대만	1.0275	1.0676	1.1921	1.1929	1.1831

\*:p<.05, \*\*:p<.01

<표 4> ADF단위근검정과 ARFIMA검정결과

구 분	시차	ADF 통계값	Adj.R <sup>2</sup>	단위근	ARFIMA(p,d,q): 0 < d < 0.5			
					AR ( $\phi, p=1$ )	d	MA ( $\theta, q=1$ )	
위기 전	인도	1	-28.339**	0.4803	미존재	0.4846**	0.2088**	-0.6750**
	중국	0	-37.034**	0.4929	미존재	0.4654**	0.1936**	-0.6025**
	한국	0	-36.392**	0.4841	미존재	0.4532**	0.2321**	-0.6801**
	미국	0	-39.673**	0.5273	미존재	0.4284**	0.3042**	-0.7220**
	일본	0	-37.641**	0.5010	미존재	0.4970**	0.2375**	-0.7193**
	영국	2	-24.469**	0.5471	미존재	0.4491**	0.3174**	-0.7466**
	독일	0	-39.347**	0.5231	미존재	0.4158**	0.3130**	-0.7140**
	대만	0	-36.236**	0.4820	미존재	0.4730**	0.2374**	-0.7048**
위기 중	인도	0	-21.722**	0.4653	미존재	0.4400**	0.3147**	-0.7385**
	중국	0	-23.494**	0.5045	미존재	0.4760**	0.2729**	-0.7264**
	한국	0	-23.125**	0.4966	미존재	0.4598**	0.2635**	-0.7106**

	미국	1	-20.144**	0.5907	미존재	0.4267**	0.2809**	-0.7043**
	일본	0	-24.441**	0.5243	미존재	0.4314**	0.2723**	-0.6860**
	영국	3	-11.395**	0.5545	미존재	0.4450**	0.2717**	-0.7099**
	독일	0	-24.055**	0.5163	미존재	0.4381**	0.2572**	-0.6911**
	대만	6	-14.915**	0.8071	미존재	0.5156**	0.2133**	-0.7146**
위기후	인도	0	-28.892**	0.4789	미존재	0.4850**	0.2452**	-0.7224**
	중국	0	-28.480**	0.5088	미존재	0.4926**	0.2199**	-0.7071**
	한국	0	-29.166**	0.4836	미존재	0.4843**	0.2556**	-0.7304**
	미국	0	-32.733**	0.5429	미존재	0.4526**	0.2466**	-0.6886**
	일본	0	-29.982**	0.5205	미존재	0.4653**	0.2174**	-0.6707**
	영국	0	-29.684**	0.4924	미존재	0.4966**	0.2431**	-0.7209**
	독일	0	-28.483**	0.4718	미존재	0.4732**	0.2624**	-0.7224**
	대만	0	-27.524**	0.4547	미존재	0.4838**	0.2485**	-0.7220**

\*:p<.05, \*\*:p<.01

#### IV. 실증결과

##### 1. VAR모형과 다변량 비대칭 BEKK모형의 결과

<표 5>의 결과에 의하면, 첫째, 글로벌 금융위기 전의 경우, 조건부 평균식에서 1시차의 단기충격행렬인 시장내의  $r_{4,4}^1$  (-0.0583),  $r_{6,6}^1$  (-0.1397), 시장간의  $r_{1,5}^1$  (0.0918),  $r_{2,8}^1$  (0.0744),  $r_{3,8}^1$  (0.0620),  $r_{4,8}^1$  (-0.0457),  $r_{6,4}^1$  (0.2493),  $r_{6,5}^1$  (0.0607)은 유의하여 영국과 대만의 자국시장이 강한 영향을 나타내고, 다음으로 일방향으로 일본에서 인도로, 대만에서 중국으로, 대만에서 한국으로, 대만에서 미국으로, 미국에서 영국으로, 일본에서 영국으로 강한 조건부 평균전이효과(conditional mean spillover effect)가 존재하였다. 조건부 분산식에서 시계열의 잔차충격을 나타내는 ARCH( $\epsilon_t^2$ )의 계수인  $a_{1,1}$ 부터  $a_{8,8}$ 은 모두 1% 유의수준에서 양(+)의 값으로 유의하여 시장자체의 잔차충격에서 조건부 변동성전이효과(conditional volatility spillover effect)가 존재하였다. 다음으로 GARCH( $\sigma_t^2$ )의 계수는 시장자체의 ARCH계수의 결과와 동일한 양(+)의 방향을

나타내는 강한 조건부 변동성전이효과를 보여주었다. 그리고 자국시장인  $d_{4,4}$ ,  $d_{5,5}$ ,  $d_{6,6}$ 와 시장간  $d_{4,6}$ ,  $d_{4,7}$ ,  $d_{4,8}$ ,  $d_{5,3}$ ,  $d_{6,4}$ ,  $d_{6,8}$ 는 유의하고,  $d_i \neq 0$ 이므로 세 자국시장에서 비대칭효과가 존재하며, 다른 시장간에도 일방향의 비대칭효과가 존재하였다.

둘째, 글로벌 금융위기후의 경우, 조건부 평균식에서 1시차의 단기충격행렬인 시장내의  $r_{8,8}^1$  (0.0978), 시장간의  $r_{4,1}^1$  (0.0923),  $r_{5,8}^1$  (0.0911),  $r_{7,3}^1$  (-0.1455)은 유의하여 대만의 자국시장이 강한 영향을 나타내고, 다음으로 일방향으로 인도에서 미국으로, 대만에서 일본으로, 한국에서 독일로 강한 조건부 평균전이효과가 존재하였다. 조건부 분산식에서 ARCH( $\epsilon_t^2$ )의 계수인  $a_{1,1}$ 부터  $a_{8,8}$ 은 모두 1% 유의수준에서 양(+)의 값으로 유의하여 시장자체의 잔차충격에서 조건부 변동성전이효과가 존재하였다. 다음으로 GARCH( $\sigma_t^2$ )의 계수는 시장자체의 ARCH계수의 결과와 동일한 양(+)의 방향을 나타내는 강한 조건부 변동성전이효과를 보여주었다. 그리고 자국시장인  $d_{6,6}$ 와 시장간  $d_{7,8}$ 는 유의하고,  $d_i \neq 0$ 이므로 영국의 자국시장에서 비대칭효과가 존재하며, 대만에서 독일로 일방향의 비대칭효과가 존재하였다. 다변량 비대칭 BEKK모형의 우도비검정결과를 나타내는



<표 7>의 전체 기간에서, 인도는 타국의 주식시장에 영향을 미치지 않고 동시에 타국의 주식시장에 의해 영향을 받지 않는다는 ①부터 각각의 우도비결과를 나타내는 ⑰까지의 모든 귀무가설을 채택하였다.

<표 5> VAR모형과 다변량 비대칭 BEKK모형의 검정결과

위기전							
$\Gamma_{1,1}^1$	0.0483	$a_{1,1}$	0.2736**	$b_{1,1}$	0.7434**	$d_{1,1}$	0.4470
$\Gamma_{1,2}^1$	0.0226	$a_{1,2}$	-0.01145	$b_{1,2}$	-0.0037	$d_{1,2}$	0.0346
$\Gamma_{1,3}^1$	-0.0156	$a_{1,3}$	0.0182	$b_{1,3}$	-0.0040	$d_{1,3}$	0.0207
$\Gamma_{1,4}^1$	-0.0104	$a_{1,4}$	-0.0132	$b_{1,4}$	-0.0073	$d_{1,4}$	-0.0423
$\Gamma_{1,5}^1$	0.0918**	$a_{1,5}$	0.0008	$b_{1,5}$	0.0042	$d_{1,5}$	0.0070
$\Gamma_{1,6}^1$	0.0335	$a_{1,6}$	0.0007	$b_{1,6}$	0.0025	$d_{1,6}$	-0.0914
$\Gamma_{1,7}^1$	-0.0105	$a_{1,7}$	0.0105	$b_{1,7}$	-0.0164	$d_{1,7}$	0.0467
$\Gamma_{1,8}^1$	0.0499	$a_{1,8}$	0.0031	$b_{1,8}$	0.0109	$d_{1,8}$	-0.0673
$\Gamma_{2,1}^1$	0.0199	$a_{2,1}$	-0.0017	$b_{2,1}$	0.0041	$d_{2,1}$	-0.0628
$\Gamma_{2,2}^1$	0.0154	$a_{2,2}$	0.2461**	$b_{2,2}$	0.5493**	$d_{2,2}$	0.3206
$\Gamma_{2,3}^1$	-0.0313	$a_{2,3}$	-0.0425	$b_{2,3}$	-0.0082	$d_{2,3}$	-0.0113
$\Gamma_{2,4}^1$	0.0139	$a_{2,4}$	0.0192	$b_{2,4}$	-0.0009	$d_{2,4}$	0.0051
$\Gamma_{2,5}^1$	0.0039	$a_{2,5}$	-0.0138	$b_{2,5}$	0.0017	$d_{2,5}$	0.0393
$\Gamma_{2,6}^1$	-0.0054	$a_{2,6}$	-0.0191	$b_{2,6}$	-0.0001	$d_{2,6}$	-0.0721
$\Gamma_{2,7}^1$	-0.0149	$a_{2,7}$	0.0179	$b_{2,7}$	-0.0228	$d_{2,7}$	-0.0308
$\Gamma_{2,8}^1$	0.0744*	$a_{2,8}$	-0.0253	$b_{2,8}$	0.0038	$d_{2,8}$	-0.0403
$\Gamma_{3,1}^1$	0.0329	$a_{3,1}$	-0.0124	$b_{3,1}$	-0.0094	$d_{3,1}$	-0.0069
$\Gamma_{3,2}^1$	0.0008	$a_{3,2}$	0.0449	$b_{3,2}$	-0.0017	$d_{3,2}$	0.0385
$\Gamma_{3,3}^1$	0.0257	$a_{3,3}$	0.2100**	$b_{3,3}$	0.5730**	$d_{3,3}$	0.1232
$\Gamma_{3,4}^1$	0.0015	$a_{3,4}$	-0.0364*	$b_{3,4}$	0.0020	$d_{3,4}$	0.0311
$\Gamma_{3,5}^1$	0.0446	$a_{3,5}$	-0.0240	$b_{3,5}$	-0.0084	$d_{3,5}$	-0.0380
$\Gamma_{3,6}^1$	-0.0030	$a_{3,6}$	0.0264	$b_{3,6}$	-0.0127	$d_{3,6}$	0.0788
$\Gamma_{3,7}^1$	0.0088	$a_{3,7}$	-0.0056	$b_{3,7}$	-0.0033	$d_{3,7}$	0.0368
$\Gamma_{3,8}^1$	0.0620*	$a_{3,8}$	-0.0123	$b_{3,8}$	-0.0096	$d_{3,8}$	0.1730**
$\Gamma_{4,1}^1$	0.0282	$a_{4,1}$	0.0590	$b_{4,1}$	-0.0033	$d_{4,1}$	0.0618
$\Gamma_{4,2}^1$	-0.0069	$a_{4,2}$	-0.0393	$b_{4,2}$	-0.0021	$d_{4,2}$	-0.0043
$\Gamma_{4,3}^1$	0.0154	$a_{4,3}$	0.0060	$b_{4,3}$	0.0210	$d_{4,3}$	-0.0220
$\Gamma_{4,4}^1$	-0.0583*	$a_{4,4}$	0.2621**	$b_{4,4}$	0.5485**	$d_{4,4}$	0.2228**
$\Gamma_{4,5}^1$	0.0276	$a_{4,5}$	0.0154	$b_{4,5}$	-0.0105	$d_{4,5}$	0.1119
$\Gamma_{4,6}^1$	0.0078	$a_{4,6}$	0.0060	$b_{4,6}$	-0.0189	$d_{4,6}$	0.2053**
$\Gamma_{4,7}^1$	-0.0326	$a_{4,7}$	-0.0094	$b_{4,7}$	0.0003	$d_{4,7}$	0.2405**
$\Gamma_{4,8}^1$	-0.0457*	$a_{4,8}$	0.0131	$b_{4,8}$	-0.0072	$d_{4,8}$	0.0424**
$\Gamma_{5,1}^1$	0.0217	$a_{5,1}$	-0.0238	$b_{5,1}$	-0.0013	$d_{5,1}$	-0.0260
$\Gamma_{5,2}^1$	0.0224	$a_{5,2}$	0.0349	$b_{5,2}$	0.0069	$d_{5,2}$	-0.0212
$\Gamma_{5,3}^1$	0.0310	$a_{5,3}$	0.0138	$b_{5,3}$	0.0058	$d_{5,3}$	0.3401**
$\Gamma_{5,4}^1$	-0.0096	$a_{5,4}$	0.0025	$b_{5,4}$	-0.0111	$d_{5,4}$	-0.0531
$\Gamma_{5,5}^1$	-0.0035	$a_{5,5}$	0.1672**	$b_{5,5}$	0.5951**	$d_{5,5}$	0.0655**
$\Gamma_{5,6}^1$	-0.0334	$a_{5,6}$	0.0099	$b_{5,6}$	-0.0041	$d_{5,6}$	0.0317
$\Gamma_{5,7}^1$	0.0001	$a_{5,7}$	0.0289	$b_{5,7}$	-0.0067	$d_{5,7}$	0.0649
$\Gamma_{5,8}^1$	0.0459	$a_{5,8}$	0.0284	$b_{5,8}$	-0.0022	$d_{5,8}$	0.1891

$\Gamma_{6.1}^1$	-0.0001	$a_{6.1}$	-0.0018	$b_{6.1}$	-0.0034	$d_{6.1}$	0.0603
$\Gamma_{6.2}^1$	-0.0123	$a_{6.2}$	0.0211	$b_{6.2}$	0.0005	$a_{6.2}$	-0.0513
$\Gamma_{6.3}^1$	0.0178	$a_{6.3}$	0.0011	$b_{6.3}$	-0.0084	$a_{6.3}$	-0.2359
$\Gamma_{6.4}^1$	0.2493**	$a_{6.4}$	0.0222	$b_{6.4}$	-0.0107	$a_{6.4}$	0.3473**
$\Gamma_{6.5}^1$	0.0607**	$a_{6.5}$	0.0108	$b_{6.5}$	-0.0083	$a_{6.5}$	0.1063
$\Gamma_{6.6}^1$	-0.1397**	$a_{6.6}$	0.2658**	$b_{6.6}$	0.6818**	$a_{6.6}$	0.1864**
$\Gamma_{6.7}^1$	-0.0104	$a_{6.7}$	-0.0161	$b_{6.7}$	-0.0031	$a_{6.7}$	0.2897
$\Gamma_{6.8}^1$	-0.0002	$a_{6.8}$	-0.0136	$b_{6.8}$	-0.0056	$a_{6.8}$	-0.2778**
$\Gamma_{7.1}^1$	-0.0289	$a_{7.1}$	0.0034	$b_{7.1}$	-0.0050	$a_{7.1}$	-0.0241
$\Gamma_{7.2}^1$	0.0120	$a_{7.2}$	-0.0206	$b_{7.2}$	-0.0016	$a_{7.2}$	-0.0226
$\Gamma_{7.3}^1$	0.0490	$a_{7.3}$	0.0149	$b_{7.3}$	0.0004	$a_{7.3}$	0.0863
$\Gamma_{7.4}^1$	0.1049*	$a_{7.4}$	0.0093	$b_{7.4}$	-0.0064	$a_{7.4}$	0.1393
$\Gamma_{7.5}^1$	-0.0535	$a_{7.5}$	0.0015	$b_{7.5}$	-0.0066	$a_{7.5}$	-0.0027
$\Gamma_{7.6}^1$	0.2499**	$a_{7.6}$	-0.0086	$b_{7.6}$	-0.0060	$a_{7.6}$	0.2026
$\Gamma_{7.7}^1$	-0.0487	$a_{7.7}$	0.2496**	$b_{7.7}$	0.5547**	$a_{7.7}$	0.0174
$\Gamma_{7.8}^1$	-0.0011	$a_{7.8}$	-0.0001	$b_{7.8}$	0.0025	$a_{7.8}$	0.1152
$\Gamma_{8.1}^1$	0.0126	$a_{8.1}$	-0.0268	$b_{8.1}$	0.0056	$a_{8.1}$	0.1210
$\Gamma_{8.2}^1$	-0.0008	$a_{8.2}$	0.0152	$b_{8.2}$	0.0013	$a_{8.2}$	-0.0166
$\Gamma_{8.3}^1$	0.0940**	$a_{8.3}$	-0.0283	$b_{8.3}$	-0.0037	$a_{8.3}$	0.0815**
$\Gamma_{8.4}^1$	0.0089	$a_{8.4}$	-0.0012	$b_{8.4}$	-0.0102	$a_{8.4}$	0.0494**
$\Gamma_{8.5}^1$	0.0124	$a_{8.5}$	-0.0178	$b_{8.5}$	-0.0024	$a_{8.5}$	-0.0716
$\Gamma_{8.6}^1$	-0.0930**	$a_{8.6}$	0.0211	$b_{8.6}$	-0.0064	$a_{8.6}$	0.0639
$\Gamma_{8.7}^1$	-0.0143	$a_{8.7}$	-0.0144	$b_{8.7}$	-0.0029	$a_{8.7}$	0.1100
$\Gamma_{8.8}^1$	0.0291	$a_{8.8}$	0.2185**	$b_{8.8}$	0.5650**	$a_{8.8}$	0.3332

\*:p<.05, \*\*:p<.01

<표 6> VAR모형과 다변량 비대칭 BEKK모형의 검정결과

위기후							
$\Gamma_{1.1}^1$	0.0386	$a_{1.1}$	0.1920**	$b_{1.1}$	0.5920**	$d_{1.1}$	0.0286
$\Gamma_{1.2}^1$	-0.0097	$a_{1.2}$	-0.0009	$b_{1.2}$	0.0010	$d_{1.2}$	0.0487
$\Gamma_{1.3}^1$	0.0400	$a_{1.3}$	0.0002	$b_{1.3}$	0.0004	$d_{1.3}$	-0.0235
$\Gamma_{1.4}^1$	-0.0042	$a_{1.4}$	0.0031	$b_{1.4}$	0.0031	$d_{1.4}$	0.0435
$\Gamma_{1.5}^1$	-0.0092	$a_{1.5}$	0.0001	$b_{1.5}$	0.0013	$d_{1.5}$	-0.2288
$\Gamma_{1.6}^1$	-0.0014	$a_{1.6}$	0.0016	$b_{1.6}$	0.0007	$d_{1.6}$	0.0587
$\Gamma_{1.7}^1$	-0.0481	$a_{1.7}$	0.0056	$b_{1.7}$	0.0003	$d_{1.7}$	0.1090
$\Gamma_{1.8}^1$	0.0360	$a_{1.8}$	0.0050	$b_{1.8}$	0.0006	$d_{1.8}$	0.0133
$\Gamma_{2.1}^1$	0.0040	$a_{2.1}$	-0.0046	$b_{2.1}$	-0.0014	$d_{2.1}$	-0.0127
$\Gamma_{2.2}^1$	-0.0239	$a_{2.2}$	0.2162**	$b_{2.2}$	0.5935**	$d_{2.2}$	0.0381
$\Gamma_{2.3}^1$	0.0676	$a_{2.3}$	0.0020	$b_{2.3}$	-0.0001	$d_{2.3}$	-0.0388
$\Gamma_{2.4}^1$	0.0632	$a_{2.4}$	0.0021	$b_{2.4}$	-0.0031	$d_{2.4}$	0.0493
$\Gamma_{2.5}^1$	-0.0035	$a_{2.5}$	0.0085	$b_{2.5}$	0.0018	$d_{2.5}$	-0.1111
$\Gamma_{2.6}^1$	-0.0285	$a_{2.6}$	0.0032	$b_{2.6}$	0.0001	$d_{2.6}$	-0.0195
$\Gamma_{2.7}^1$	-0.0377	$a_{2.7}$	0.0064	$b_{2.7}$	0.0020	$d_{2.7}$	0.0312
$\Gamma_{2.8}^1$	0.0460	$a_{2.8}$	0.0081	$b_{2.8}$	0.0019	$d_{2.8}$	0.0513
$\Gamma_{3.1}^1$	0.0180	$a_{3.1}$	-0.0004	$b_{3.1}$	-0.0019	$d_{3.1}$	0.0168
$\Gamma_{3.2}^1$	-0.0208	$a_{3.2}$	0.0024	$b_{3.2}$	0.0001	$d_{3.2}$	0.0421

$\Gamma_{3.3}^1$	0.0233	$a_{3.3}$	0.2246**	$b_{3.3}$	0.6112**	$d_{3.3}$	0.0008
$\Gamma_{3.4}^1$	-0.0315	$a_{3.4}$	0.0024	$b_{3.4}$	0.0024	$d_{3.4}$	0.0561
$\Gamma_{3.5}^1$	-0.0251	$a_{3.5}$	-0.0018	$b_{3.5}$	-0.0018	$d_{3.5}$	0.0160
$\Gamma_{3.6}^1$	-0.0354	$a_{3.6}$	0.0029	$b_{3.6}$	0.0031	$d_{3.6}$	0.0403
$\Gamma_{3.7}^1$	-0.0187	$a_{3.7}$	0.0042	$b_{3.7}$	-0.0010	$d_{3.7}$	0.0287
$\Gamma_{3.8}^1$	0.0515	$a_{3.8}$	-0.0046	$b_{3.8}$	-0.0038	$d_{3.8}$	0.0574
$\Gamma_{4.1}^1$	0.0923*	$a_{4.1}$	0.0006	$b_{4.1}$	-0.0016	$d_{4.1}$	0.0129
$\Gamma_{4.2}^1$	0.0200	$a_{4.2}$	0.0022	$b_{4.2}$	-0.0012	$d_{4.2}$	-0.0976
$\Gamma_{4.3}^1$	0.0340	$a_{4.3}$	-0.0042	$b_{4.3}$	-0.0013	$d_{4.3}$	-0.0422
$\Gamma_{4.4}^1$	-0.0778*	$a_{4.4}$	0.2242**	$b_{4.4}$	0.6126**	$d_{4.4}$	-0.0066
$\Gamma_{4.5}^1$	-0.0411	$a_{4.5}$	0.0028	$b_{4.5}$	0.0001	$d_{4.5}$	-0.0490
$\Gamma_{4.6}^1$	0.0334	$a_{4.6}$	0.0011	$b_{4.6}$	-0.0015	$d_{4.6}$	0.0812
$\Gamma_{4.7}^1$	-0.0155	$a_{4.7}$	-0.0001	$b_{4.7}$	-0.0026	$d_{4.7}$	0.0861
$\Gamma_{4.8}^1$	0.0193	$a_{4.8}$	0.0026	$b_{4.8}$	0.0022	$d_{4.8}$	0.0439
$\Gamma_{5.1}^1$	-0.0217	$a_{5.1}$	0.0059	$b_{5.1}$	-0.0001	$d_{5.1}$	0.0269
$\Gamma_{5.2}^1$	0.0096	$a_{5.2}$	-0.0039	$b_{5.2}$	0.0020	$d_{5.2}$	0.0207
$\Gamma_{5.3}^1$	-0.0106	$a_{5.3}$	0.0046	$b_{5.3}$	-0.0016	$d_{5.3}$	-0.0088
$\Gamma_{5.4}^1$	-0.0589	$a_{5.4}$	0.0019	$b_{5.4}$	-0.0018	$d_{5.4}$	0.0112
$\Gamma_{5.5}^1$	-0.0355	$a_{5.5}$	0.2298**	$b_{5.5}$	0.6146**	$d_{5.5}$	0.0075
$\Gamma_{5.6}^1$	-0.0312	$a_{5.6}$	-0.0076	$b_{5.6}$	0.0014	$d_{5.6}$	-0.0315
$\Gamma_{5.7}^1$	-0.0061	$a_{5.7}$	0.0014	$b_{5.7}$	0.0033	$d_{5.7}$	-0.0031
$\Gamma_{5.8}^1$	0.0911*	$a_{5.8}$	-0.0038	$b_{5.8}$	0.0028	$d_{5.8}$	0.0070
$\Gamma_{6.1}^1$	-0.0418	$a_{6.1}$	-0.0069	$b_{6.1}$	-0.0002	$d_{6.1}$	0.0293
$\Gamma_{6.2}^1$	-0.0434	$a_{6.2}$	0.0001	$b_{6.2}$	0.0023	$a_{6.2}$	0.0024
$\Gamma_{6.3}^1$	0.0233	$a_{6.3}$	-0.0060	$b_{6.3}$	0.0015	$a_{6.3}$	-0.0335
$\Gamma_{6.4}^1$	-0.0413	$a_{6.4}$	0.0019	$b_{6.4}$	0.0018	$a_{6.4}$	0.0616
$\Gamma_{6.5}^1$	0.0312	$a_{6.5}$	0.0010	$b_{6.5}$	0.0010	$a_{6.5}$	-0.1091
$\Gamma_{6.6}^1$	0.0144	$a_{6.6}$	0.2463**	$b_{6.6}$	0.6227**	$a_{6.6}$	0.1542*
$\Gamma_{6.7}^1$	-0.0519	$a_{6.7}$	0.0064	$b_{6.7}$	0.0042	$a_{6.7}$	-0.0495
$\Gamma_{6.8}^1$	-0.0208	$a_{6.8}$	0.0027	$b_{6.8}$	-0.0085	$a_{6.8}$	-0.0054
$\Gamma_{7.1}^1$	-0.0366	$a_{7.1}$	0.0020	$b_{7.1}$	-0.0022	$a_{7.1}$	-0.0383
$\Gamma_{7.2}^1$	-0.0484	$a_{7.2}$	0.0025	$b_{7.2}$	-0.0007	$a_{7.2}$	0.0176
$\Gamma_{7.3}^1$	-0.1455**	$a_{7.3}$	0.0013	$b_{7.3}$	-0.0028	$a_{7.3}$	0.0333
$\Gamma_{7.4}^1$	0.0145	$a_{7.4}$	0.0026	$b_{7.4}$	-0.0012	$a_{7.4}$	0.0148
$\Gamma_{7.5}^1$	0.0258	$a_{7.5}$	-0.0006	$b_{7.5}$	0.0021	$a_{7.5}$	-0.0688
$\Gamma_{7.6}^1$	-0.0518	$a_{7.6}$	-0.0058	$b_{7.6}$	0.0007	$a_{7.6}$	0.0414
$\Gamma_{7.7}^1$	0.0624	$a_{7.7}$	0.2343**	$b_{7.7}$	0.6153**	$a_{7.7}$	0.0397
$\Gamma_{7.8}^1$	0.0214	$a_{7.8}$	0.0018	$b_{7.8}$	-0.0012	$a_{7.8}$	-0.0242
$\Gamma_{8.1}^1$	0.0494	$a_{8.1}$	0.0017	$b_{8.1}$	0.0031	$a_{8.1}$	0.0010
$\Gamma_{8.2}^1$	-0.0170	$a_{8.2}$	-0.0076	$b_{8.2}$	0.0009	$a_{8.2}$	0.0308
$\Gamma_{8.3}^1$	-0.0647	$a_{8.3}$	0.0052	$b_{8.3}$	0.0024	$a_{8.3}$	0.0340
$\Gamma_{8.4}^1$	0.0208	$a_{8.4}$	-0.0026	$b_{8.4}$	0.0006	$a_{8.4}$	0.0382
$\Gamma_{8.5}^1$	0.0029	$a_{8.5}$	0.0022	$b_{8.5}$	0.0011	$a_{8.5}$	-0.1229
$\Gamma_{8.6}^1$	-0.0786	$a_{8.6}$	0.0038	$b_{8.6}$	-0.0011	$a_{8.6}$	0.0386
$\Gamma_{8.7}^1$	-0.0221	$a_{8.7}$	0.0002	$b_{8.7}$	0.0002	$a_{8.7}$	0.0254
$\Gamma_{8.8}^1$	0.0978**	$a_{8.8}$	0.2172**	$b_{8.8}$	0.4465**	$a_{8.8}$	0.1272

\*:p<.05, \*\*:p<.01

그러므로 인도는 인도에서, 인도로의 전이를 통해 적어도 다른 시장으로 연계될 수 없었다. 위기전·중·후에서도 전체기간의 결과와 동일한 결과를 나타내었다. 따라서 본 연구는 타국의 주식시장에서 인도로의 전이효과와 인도와 타국의 주식시장간 일방향 또는 양방향의 비대칭적 반응을 관찰함으로써 인도와 타국의 주식시장간의 여러 인과관계를 확인하였다. 이러한 모형잔차의 위기후의 <표 8>의 진단검정에서 왜도의 경우, 인도, 영국, 독일의 주식시장만이 대칭에 가깝고, 다른 시장들은 모두 왼쪽으로 치우친 두터운 꼬리분포를 나타내고, 침도와 Jarque-Bera검정에서

인도의 주식시장만이 정규분포를 나타내었다. 또한 Ljung-Box (1979)의 잔차(5와 10)에서 한국, 일본, 대만, 5에서 영국, 일본을 제외하고 다른 시장은 계열상관이 없는 조건부동분산을 나타내었으나, 잔차제공에서 모든 시장은 계열상관이 존재한 조건부이분산을 보여 주었다. ADF의 단위근 검정에서 모두 자기상관을 나타내었고, Lo와 Mackinlay(1988)의 분산비검정과 Hurst(1951), Mandelbrot(1972)의 고전적 RS모형에서 모든 시장은 무작위적이고 자기상관이 나타나지 않고, Lo(1991)의 수정된 RS모형도 모든 시장의 장기 기억이 존재하지 않았다.

<표 7> 우도비검정결과

구분	귀무가설	우도비통계량( $\chi^2$ )			
		전체	위기전	위기중	위기후
①	인도는 타국에 영향을 미치지 않고 동시에 타국에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0 : a_{1i} = a_{i1} = b_{1i} = b_{i1} = d_{1i} = d_{i1} = 0$ )	4.8690	8.3285	0.3174	0.0930
②	인도는 타국에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0 : a_{1i} = b_{1i} = d_{1i} = 0$ )	5.5355	73.0919	0.1057	0.0811
③	인도는 중국에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0 : a_{21} = b_{21} = d_{21} = 0$ )	1.2773	0.0749	0.0024	0.0064
④	인도는 한국에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0 : a_{31} = b_{31} = d_{31} = 0$ )	1.5775	0.5380	0.0703	0.0055
⑤	인도는 미국에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0 : a_{41} = b_{41} = d_{41} = 0$ )	0.0542	3.1112	0.0070	0.0032
⑥	인도는 일본에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0 : a_{51} = b_{51} = d_{51} = 0$ )	0.8171	1.1929	0.0071	0.0199
⑦	인도는 영국에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0 : a_{61} = b_{61} = d_{61} = 0$ )	0.7337	0.0934	0.0104	0.0303
⑧	인도는 독일에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0 : a_{71} = b_{71} = d_{71} = 0$ )	0.5261	0.0871	0.0017	0.0128
⑨	인도는 대만에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0 : a_{81} = b_{81} = d_{81} = 0$ )	0.8404	2.5854	0.0065	0.0036
⑩	인도는 타국에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0 : a_{1i} = b_{1i} = d_{1i} = 0$ )	99.141	2.8724	0.2412	0.0882
⑪	인도는 중국에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0 : a_{12} = b_{12} = d_{12} = 0$ )	83.645	0.2940	0.0057	0.0048
⑫	인도는 한국에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0 : a_{13} = b_{13} = d_{13} = 0$ )	1.0799	0.8846	0.0051	0.0024
⑬	인도는 미국에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0 : a_{14} = b_{14} = d_{14} = 0$ )	0.1043	0.7007	0.0170	0.0259
⑭	인도는 일본에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0 : a_{15} = b_{15} = d_{15} = 0$ )	0.8766	0.0637	0.0098	0.0280

⑮	인도는 영국에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0 : a_{16} = b_{16} = d_{16} = 0$ )	1.3570	0.1631	0.0130	0.0060
⑯	인도는 독일에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0 : a_{17} = b_{17} = d_{17} = 0$ )	0.1001	0.4471	0.1863	0.0149
⑰	인도는 대만에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0 : a_{18} = b_{18} = d_{18} = 0$ )	1.2757	0.4497	0.0048	0.0061

\*:p<.05, \*\*:p<.01

<표 8> 진단검정

구분	위기후							
	인도, i=1	중국, i=2	한국, i=3	미국, i=4	일본, i=5	영국, i=6	독일, i=7	대만, i=8
왜도	0.0714	-1.5445**	-0.5459**	-0.6796**	-0.9773**	-0.1067	-0.1842	-0.2136*
첨도	0.3192	2.9445**	2.7128**	3.4046**	7.5922**	1.5112**	2.0918**	1.9504**
J-B	2.7631	411.29**	193.12**	303.50**	1388.0**	52.603**	101.89**	90.035**
Q(5)	5.9244	1192.3**	4.3783	20.903**	3.8191	5.1041	4.6426	3.1821
Q(10)	9.3591	2057.0**	9.1781	23.011*	4.5666	19.884*	8.1432	11.605
Q <sup>2</sup> (5)	17.719**	51.240**	123.76**	112.95**	99.715**	89.429**	146.92**	25.656**
Q <sup>2</sup> (10)	41.726**	73.430**	223.49**	151.52**	102.14**	151.34**	239.49**	68.509**
ADF	-14.167**	-9.9970**	-14.073**	-12.052**	-14.216**	-14.268**	-14.059**	-13.422**
L-M	0.8903	0.6971	0.8989	0.9318	0.8509	0.8159	0.8271	0.9838
H-M	1.1444	1.3007	1.1264	1.3570	0.8219	0.8291	1.1324	1.4129
Lo(10)	1.1845	1.4789	1.2081	1.4150	0.9015	0.9412	1.2485	1.4394
Lo(20)	1.2190	1.3425	1.2117	1.4519	0.8878	1.0053	1.2415	1.3727

\*:p<.05, \*\*:p<.01

## V. 요약 및 결론

본 연구는 VAR과 다변량 BEKK모형을 이용하여 글로벌 경제통합화를 통한 인도의 주식시장과 다른 주식시장의 변동성간에 연관성을 파악하고자 하였다.

본 연구의 결과를 요약하면, 첫째, 신뢰도검정에서 모든 기간의 신뢰도가 적절하여 자료가 분석에 적합하였고 Tukey의 비가법성검정에서 위기후의 자료만이 적절하였으며 Hotelling의 T<sup>2</sup>검정에서는 모두 적절하였다. 타당도검정에서 상관은 분석에 적합하였고, 또한 Bartlett의 구형성검정에서 전체와 위기전 자료간의 상관이 분석할 만큼 적절한 수준에 있었다. 둘째, 기술통계량에서 전체와 위기중의 대만의 최대값과 표준편차가 가장 높았고 왜도에서 전체와 위기전의 경우

는 대부분이 대칭적인 분포를 보여 주었으나, 위기중·후의 경우는 비대칭적이었고 첨도에서는 전체기간의 일본, 위기후의 인도만이 정규분포를 나타내고 Jarque-Bera값에서도 전체기간과 위기전·후의 인도(일본)만이 정규분포를 나타내었다. 셋째, 분산비검정에서 모든 기간의 8개 시장은 무작위하고 자기상관이 존재하지 않았고 고전적 RS모형에서 모든 기간이 자기상관이 존재하지 않고 수정된 RS모형에서 거의 모든 기간에서 장기기억이 존재하였다. 넷째, 단위근 검정에서 모든 기간이 단위근이 존재하지 않아 시계열이 안정적이고, 모든 수정R<sup>2</sup>는 높은 설명력을 나타냈다. 또한 ARFIMA모형에서 모두 정상적 조건을 만족하고 모든 시계열의 d 추정치가 0 < d < 0.5의 범위에 있어 장기기억을 나타내었다. 다섯째, VAR과 다변량 비대칭 BEKK모형에서 글로벌

금융위기전의 경우, 조건부 평균식에서 영국과 대만의 자국시장이 강한 영향을 나타내고, 다음으로 일방향으로 일본에서 인도로, 대만에서 중국으로, 대만에서 한국으로, 대만에서 미국으로, 미국에서 영국으로, 일본에서 영국으로 강한 조건부 평균전이효과가 존재하였다. 조건부 분산식에서 ARCH( $\sigma_t^2$ )는 모두 양(+)<sup>1)</sup>의 값으로 유의하여 시장자체의 잔차충격에서 조건부 변동성전이효과가 존재하였다. 다음으로 GARCH( $\sigma_t^2$ )는 시장 자체의 ARCH계수의 결과와 동일한 양(+)<sup>2)</sup>의 방향을 나타내는 강한 조건부 변동성전이효과를 보여주었다. 그리고 세 자국시장에서 비대칭효과가 존재하며, 다른 시장간에도 일방향의 비대칭효과가 존재하였다. 여섯째, 글로벌 금융위기후의 경우, 조건부 평균식에서 대만의 자국시장이 강한 영향을 나타내고, 다음으로 일방향으로 인도에서 미국으로, 대만에서 일본으로, 한국에서 독일로 강한 조건부 평균전이효과가 존재하였다. 조건부 분산식에서 ARCH( $\sigma_t^2$ )는 모두 시장자체의 잔차충격에서 조건부 변동성전이효과가 존재하였다. 다음으로 GARCH( $\sigma_t^2$ )는 시장자체의 ARCH계수의 결과와 동일한 양(+)<sup>3)</sup>의 방향을 나타내는 강한 조건부 변동성전이효과를 보여주었다. 그리고 영국의 자국시장에서 비대칭효과가 존재하며, 대만에서 독일로 일방향의 비대칭효과가 존재하였다. 일곱째, 우도비검정의 경우, 전체에서 인도는 타국의 주식시장에 영향을 미치지 않고 동시에 타국의 주식시장에 의해 영향을 받지 않았다. 그러므로 인도는 인도에서, 인도로의

전이를 통해 적어도 다른 시장으로 연계될 수 없었다. 위기전·중·후에서도 전체기간의 결과와 동일한 결과를 나타내었다.

따라서 본 연구는 여러 실증모형에 따라 나타난 결과는 각각 달랐을지라도, 글로벌 경제통합화를 통한 인도의 주식시장과 다른 주식시장의 변동성간에 연관성을 실제로 파악함으로써 타국의 주식시장에서 인도로의 수익률 또는 변동성전이효과와 인도와 타국의 주식시장간 일방향 또는 양방향의 비대칭적 반응을 관찰함으로써 인도와 타국의 주식시장간의 여러 인과관계를 확인하였다. 시사점으로 미국의 출구전략에서 비롯된 인도의 환율불안이 인도 경제를 재평가하는 계기를 마련해 주었고 인도 경제는 지금의 혼돈상황을 벗어나기 위한 해법 찾기에 몰두해야 할 것이고, 이 과정에서 경제안정의 중요성이 강조되면서 성장세는 둔화될 것이며 주식시장에 관심을 갖는 투자자의 입장에서 과거와 같은 고성장세의 매력을 인도에서 찾기는 어려울 것이다. 그러나 인도는 중국, 일본에 이어 아시아의 3위 시장인데다 중장기적으로 거대 시장으로서 장점을 갖고 있고 12억명의 인구나 풍부한 청년 노동력은 미래의 장점으로 남아 있을 것이고 앞으로 단기 혼란 양상이 진정되고 중기적으로 생산성 향상, 인프라 개선, FDI 유치 등이 결합되면 더욱 성장할 가능성이 높아 질 것으로 사료된다. 한계로는 주식이외에 금리와 환율 및 파생상품 등을 연계하지 못하고 기간을 확대하지 못하였다.

## 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. Chaudhuri, K.(1997), Cointegration, error correction and granger causality: An application with Latin American stock market, *Applied Economics Letters*, 4, 469-471.
5. Chang, A.K.H., Chou, S.L. and Wu, C.S. (2000), International transmission of stock market movements with the Great China economic area, *PanPacific Management Review*, 3, 283-298.
6. Chen, G.M., Firth, M. and Rui, O.M.(2002), Stock market linkages: Evidence from Latin America, *Journal of Bank and Finance*, 26, 1113-1141.
7. Cheng, H. and Glascock, J.L.(2005), Dynamic linkages between the greater China economic area stock markets-Mainland China, Hong Kong and Taiwan, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 24, 343-357.
8. Cheung, Y.W., Chinn, M.D. and Fujii, E. (2006), The Chinese economies in global context: The integration process and its determinants, *Journal of the Japanese and International Economies*, 20, 128-153.
9. Engle, R. and Kroner, K.(1995), Multi-variate simultaneous generalised ARCH, *Econometric theory*, 11, 122-150.
10. Fernandez-Seeano, J.L. and Sosvilla-Rivero, S.(2003), Modelling the linkages between US and Latin american stock markets, *Applied Economics*, 35, 1423-1434.
11. Groenewold, N., Tang, S.H.K. and Wu, Y.(2004), The dynamic interrelationships between the greater China share markets, *China Economic Review*, 15, 42-62.
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. Huang, B.N., Yang, C.W. and Hu, J.W.S. (2000), Casuality and cointegration of stock markets among the United States, Japan, and the South China Growth Triangle, *International Review of Financial Analysis*, 9, 281-287.
14. Hurst, H.(1951), Long-term storage capacity of reservoirs, *Transactions of the American Society of Civil Engineers*. 116, 770-799.
15. Jarque, C.M. and Bera, A.K.(1987), A test for normality of observations and regression residuals, *International Statistical Reviews*, 55, 163-172.
16. Johansen, S.(1991), Estimating and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59, 1551-1580.
17. Kroner, K. and Ng, V.(1998), Modeling

- asymmetric comovements of asset returns, *Review of Financial Studies*, 11, 817-844.
19. Li, H.(2007), International linkages of the Chinese stock exchanges: A multivariate GARCH analysis, *Applied Financial Economics*, 17, 285-297.
  20. Ljung. G.M. and Box, G.E.P.(1979), On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika*, 65, 297-303.
  21. Lo, A.W.(1991), Long-term memory in stock market prices, *Econometric Theory*, 7, 1-21.
  22. Lo, A.W. and Mackinlay, C.(1988), Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
  23. Lucey, B. and Voronkova, S.(2007), Russian equity market linkages before and after the 1998 crisis: Evidence from stochastic and regime-switching cointegration tests, *Journal of International Money and Finance*, 27, 1303-1324.
  24. Mackinnon, J.G.(1996), Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
  25. Mandelbrot, B.(1963), The variation of certain speculative prices, *Journal of Business*, 36, 394-419.
  26. Narayan, P., Smyth, R. and Nandha, M.(2004), Interdependence of dynamic linkages between the emerging stock markets of South Asia, *Accounting & Finance*, 44, 419-439.
  27. Sims, C.A.(1980), Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48, 70-120.



## Abstract

### A study on the Linkage of Volatility in Stock Markets under Global Financial Crisis

Lee, Kyung-Hee\* · Kim, Kyung-Soo\*\*

This study is to examine the linkage of volatility between changes in the stock market of India and other countries through the integration of the world economy.

The results were as follows: First, autocorrelation or serial correlation did not exist in the classic RS model, but long-term memory was present in the modified RS model. Second, unit root did not exist in the unit root test for all periods, and the series were a stable explanatory power and a long-term memory with the normal conditions in the ARFIMA model. Third, in the multivariate asymmetric BEKK and VAR model before the financial crisis, it showed that there was a strong influence of the own market of Taiwan and UK in the conditional mean equation, and a strong spillover effect from Japan to India, from Taiwan to China(Korea, US), from US(Japan) to UK in one direction. In the conditional variance equation, GARCH showed a strong spillover effect that indicated the same direction as the result of ARCH coefficient of the market itself. Asymmetric effects in three home markets and between markets existed. Fourth, after the financial crisis, in the conditional mean equation, only the domestic market in Taiwan showed strong influences, and strong spillover effects existed from India to US, from Taiwan to Japan, from Korea to Germany in one direction. In the conditional variance equation, strong spillover effects were the same as the result of the pre-crisis and asymmetric effect in the domestic market in UK was present, and one-way asymmetric effect existed in Germany from Taiwan.

Therefore, the results of this study presented the linkage between the volatilities of the stock market of India and other countries through the integration of the world economy, observing and confirming the asymmetric reactions and return(volatility) spillover effects between the stock market of India and other countries.

Key Words : volatility, integration, ARFIMA, BEKK

---

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

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