

글로벌 금융위기 동안 전이효과에 대한 추정

이경희* · 김경수**

〈요약〉

본 연구의 목적은 2007년~2010년 유로 도입 이후 금융위기 및 그에 따른 EU 부채위기까지의 기간 내에 미국, 유럽 및 BRIC 금융시장 간의 선형과 비선형 인과관계의 존재를 통해 글로벌 전이효과를 조사하는데 있다. 금융위기로 인한 글로벌 전이효과가 잘 설명되어 있지만, 미국, 유럽 및 BRIC 주식시장 간의 변동성 전이효과의 특성 뿐만 아니라 전달 메커니즘은 체계적으로 조사되지 않았다. 동적 선형 및 비선형 인과관계를 조사하기 위해 단계적인 필터링 방법론이 도입되었는데, 이는 벡터자기회귀모형과 다변량 GARCH 모형을 포함한다. 본 논문의 표본은 유로 이후 기간을 포함하고 또한 2007년 금융위기, 2008년 글로벌 금융위기, 2010년 유로존 부채위기도 포함한다. 본 연구의 실증 결과는 BRIC 주식시장의 효율성에 많은 함의를 가질 수 있는데 시장의 예측가능성에 영향을 미칠 뿐만 아니라 시장의 금융통합의 과정을 수량화하기 위해서 미래의 연구에 유용할 수 있다. 미국, 유럽 및 BRIC 간의 상호 의존성이 감지되면 금융시장 규제, 헤징 및 거래 전략에 대한 중요한 함의를 나타낼 수 있다. 또한 결과는 BRIC이 미국발 서브프라임 금융위기 이후 국제적으로 통합되고 있고 전이효과가 더욱 구체화 되어 현저하게 나타나고 있다는 것을 보여준다. 더욱이, 탈동조화 견해를 지지하는 일관된 증거가 전혀 없다. 일부 비선형 인과관계는 조사기간 동안 필터링 후에도 지속된다. 비록 꼬리분포 의존성과 고적률이 나머지 상호 의존성의 유의한 요소일 수 있을지라도, 이것은 비선형 인과관계가 단순한 변동성 효과에 의해 대체로 설명될 수 있다.

핵심주제어: 금융위기, BRIC, 인과관계, 변동성, 전이효과

I. 서론

2007년~2010년의 글로벌 금융위기와 그 이후의 유로존 국가채무위기는 미국, 유로존 및 아시아 주식 시장 간에 전이효과에 대하여 더 조사하기 위한 촉매제 역할을 하였다. 이러한 상호 의존성은 포트폴리오 분산에 대하여 중요한 함의를 두는 국제시장에서 외관상 더 통합되고 있는지에 대한 증거를 제공할 수 있다. 제한된 소수의 연구만이 미국발 서브프라임 위기와 그 영향의 전이효과에 대해 파악할 수 있다. Angkinand, Barth 및 Kim(2010)은 구조적 자기회귀 모형을 활용하여 미국발 금융위기에서 선진국으로의 전이효과를 조사하고 그들의 결과는 위기가 발생할 때 극단적으로 상호 의존성이 증가한다고 주장하였다. 또한 동남아시아 자본시장 간에 전이의 정도를 조사하고 주식수익률의 분산분해분석을 이용하여 자본시장 간의 직접적인 연계성에 대한 증거를 발견하였다. Fidrmuc와 Korhonen(2010)은 동적 상관관계를 적용하여 중국과 인도로 전파된 미국발 서브프라임 위기를 조사하고, 이것이 두 국가의 경기순환에 유의한 영향을 미친다고 결론을 내렸다. 더욱이, 브라질, 러시아, 중국 및 인도의 4개 신흥국 시장과 미국과 유로존 시장 간의 전이효과에 대한 관심이 커지고 있다.

Wilson과 Purushothaman(2003)에 따르면, BRIC이라 일컫는 4개의 신흥시장은 지난 20년 동안 세계경제에서 주요한 성과를 거두었고 앞으로 40년내에 주요한 국가가 될 것이다. 그들은 세계 토지의 25%와 세계 인구의 40% 이상을 차지하고 있고 결합 GDP는 약 19조 달러에 달한다. BRIC은 이들이 현재 다른 선진국과 신흥국의 경제 발전에 영향을 미치는 것으로 인식되어 중요하다. BRIC의 성장동력은 중국의 수출 주도정책과 선진국의 축적된 외국인 투자로 인한 중국 경제의 부상이며, 반면에 인도, 러시아 및 브라질은 중국 경제의 페이스를 엄밀히 따라가는 듯하다.

그들의 성장률 규모는 전세계적으로 경제 성과의 비중을 변화시키고 있다. 1988년~2008년 기간 동안, 세계 경제에서 BRIC의 GDP 비중은 전반적으로 7%에서 15%로 증가하였고, 반면에 중국 GDP는 1.7%에서 7.1%로 급증하고 브라질과 러시아는 각각 2.7%

기여하였다. 세계은행의 통계에 따르면, 중국의 GDP는 1988년 약 0.4조 달러에서 2008년은 약 4조 달러로 성장률은 약 9%를 나타내었고 브라질과 러시아는 인도보다 많은 것을 생산하였지만, 러시아는 향후 30년 동안 매년 5%씩 성장할 것으로 예상하였다. Tarzi(2005)는 1986년과 1995년 간에 신흥시장으로의 해외 포트폴리오 지분투자자와 외국인 직접 투자의 흐름을 연구하고 신흥국의 주식시가총액이 약 2천억 달러에서 약 2조 달러로 증가하고 시가총액의 비중은 주로 4%에서 11%로 증가하였는데, 이는 BRIC에 기인한다.

1990년대에는 외국인 투자비율이 개발도상국, 즉 브라질, 중국, 인도 등의 GDP 비율로 7%에서 21%로 증가하였다. 또한, 소련의 붕괴 이후와 1997년의 금융위기 이후 러시아는 인플레이션 감소로 인한 가격 안정성(예, 1994년 214%에서 1998년에는 8.3%)을 달성하였다. 마지막으로 지난 10년 동안 대부분 BRIC 주식시장지수에서 대규모의 증가가 관찰되었다. 브라질의 Bovespa 지수는 342%, 중국 상하이 종합 지수는 75%, 인도의 Sensex 지수는 250%, 러시아의 Micex 지수는 638%만큼 각각 증가하였다. 이러한 증거는 세계 경제의 미래에 더 중요한 역할을 한다는 것을 의미한다. 주식시장 간의 인과관계는 헤징, 거래전략 및 금융시장 규제에 대한 중요한 함의를 가질 수 있다. 장기적 선형과 비선형 관계의 존재가 체계적인 시장위험을 줄일 뿐 아니라 국제 포트폴리오 분산을 통해 이익을 달성하고자 이용될 수 있다.

최근의 실증적 증거는 선형 Granger 인과관계 검정에 기반을 두고 있다(Granger, 1969). 그러나 Hsieh(1991)와 다른 많은 연구자에 의해 지적된 바와 같이, 금융시계열은 유의한 비선형 특성을 나타낸다. Hiemstra와 Jones(1994)는 Baek과 Brock(1992)의 연구에 기반을 둔 비선형 비모수 Granger 인과관계 검정이 주가의 비선형 인과관계를 나타낼 때 더 효과적일 수 있다고 주장하였다. 본 연구에서 다단계 필터링 방법론은 동적 관계를 조사하는데 적용된다. 첫째, 미국, 유럽 및 BRIC 주식시장 간의 선형과 비선형 동적 연계성은 모수 Granger 인과관계 검정과 수정된 Baek - Brock 검정을 통해 조사된다. 다음으로 주식수익률 시계열의 VAR 필터링 후, 잔차는 수정

된 Baek-Brock 인과관계 검정을 이용하여 조사된다. VAR 모형은 이미 선형 인과관계의 잔차를 제거하였기 때문에 이 단계는 나머지 인과관계가 본질적으로 엄밀히 비선형이라는 것을 확실히 보여줄 것이다.

최종적으로, 마지막 단계에서 비선형 비인과관계에 대한 가설은 비조건부 충격의 비대칭 충격 또는 조건부 상관행렬을 갖는 다변량 GARCH 모형의 많은 사양을 사용하는 자료에서 조건부 이분산성을 통제 한 후 검증된다. 이 방법은 전이효과(spillovers)가 국제 주식시장에 영향을 미치는 국제 뉴스의 실현이라고 가정하면서, 단기 변동 및 변동성 확산메커니즘을 포착하도록 허용한다.

본 연구의 목적은 2007년~2010년 유로 도입 이후 금융위기 및 그에 따른 EU 부채위기까지의 기간 내에 미국, 유럽 및 BRIC 금융시장 간의 선형과 비선형 인과관계의 존재 유무를 통해 글로벌 전이효과를 조사하는데 있다. 조사된 기간은 유로의 등장부터 시작하고 IT시장 거품의 상승 및 하락과 2007년~2010년의 미국발 글로벌 금융위기를 포함한 다양한 국면을 포함한다. 또한 채권수익률 스프레드의 확대와 관련된 EU의 부채위기와 그리스, 아일랜드 및 포르투갈과 같은 유로존 국가에 관한 신용디폴트스왑(채무 불이행)의 증가를 포함한다. 이러한 위기들은 글로벌 주식시장에 유의한 영향을 미쳤다. 결과의 강건성을 높이기 위해 총기간은 하위기간으로 더 세분화된다. 본 논문은 이전의 실증적 연구에서 주목받지 못한 BRIC 주식시장에 초점을 맞추으로써 글로벌 변동성 전이효과와 상호 의존성에 관한 문헌에 공헌할 수 있다.

본 연구는 미국발 서브프라임 위기가 BRIC 국가로의 확산을 조사하고 그들의 주식시장 분석을 통해 이러한 시장이 어느 정도로 위기의 영향을 받았는가를 조사한다. 본 연구는 또한 유로존의 대응치로서 독일 금융시장을 이용함으로써 유럽지역과 BRIC 간의 연계성에 미치는 유로존 국가채무 위기의 영향을 조사한다. 국제 포트폴리오 기관투자자들이 현재 BRIC 주식시장에 대해 큰 관심을 두고 있다. 왜냐하면 그들이 글로벌 무역 경쟁력으로 인해 외환시장에 의해서 영향을 받기 때문이다. 특히 미국, 독일, 중국, 인도의 금융시장은 외환시장과 무역 및 투자 계약을 통해 연계된다. 비록 그들의 주식시장이 세계의

원유와 에너지 수요를 통해 상호 관련될지라도 미국 & 유로존과 러시아 & 브라질 간의 무역관계는 오히려 미약하다.

BRIC에 미치는 미국발 위기의 전이효과를 넘어, 본 연구는 또한 소위 탈동조화(decoupling) 현상도 조사한다. 이는 신흥시장이 현재 미국 경제와 반대로 세계 경제 성장의 주요 원동력이라는 가정에 기반을 두고 있다. 그러나 최근 많은 연구들, 즉 Frank와 Hesse(2009), Dooley와 Hutchison(2009)은 탈동조화 현상을 발견하지 못하였다. BRIC 국가가 가장 빠른 속도로 성장하는 시장이므로 실증적 증거가 탈동조화 가정을 지지하는 여부를 이해한다는 것은 흥미로울 수 있다. 일반적으로, 금융위기 전·후로 상호 의존성과 변동성 전이효과에 대한 개선된 지식은 금융위험을 관리할 때 국제 포트폴리오 기관투자자, 다국적 기업과 정책입안자들에게 가치있는 정보를 제공할 수 있다.

II. 이론적 배경

주식시장 상호 관련성 및 통합에 관한 문헌은 매우 다양하다. 90년대 초반부터 자본이동 규제완화는 주요 금융시장의 체계적인 상호관계로 이어지고 있다. 이러한 의존성은 거시경제 정책 또는 금융위기에 대한 반응에서 유사성이 증가함을 나타냈다. 그러나, 실증적 증거는 이용된 자료, 방법론 및 이론적 모형에 따라 다양하다. Arshanapalli 와 Doukas(1993)와 Hamao, Masulis 및 Ng(1990)의 일부 이전 연구는 글로벌 주식시장이 강하게 통합된다는 것을 보여주었다. 반대로, Roca(1999)와 Smyth와 Nandha(2003)는 글로벌 시장이 약하게 상호연계된다고 주장하였다. 더욱이 대부분의 연구에서 미국 시장은 다른 선진시장을 주도하고 있다(King and Wadhvani, 1990).

그러나 선진시장과 신흥시장 간에 주식시장 연계성에 관한 문헌은 실제로 상당히 소수이고 BRIC 경제와 관련하여도 희소하였다(Garza-García and Vera-Juárez, 2010). 신흥시장에 대한 대부분의 파급효과 연구는 중부 및 동부 유럽(Gilmore and McManus, 2002; Gündüz and Hatemi, 2005), 라틴 아메리카 및 아시아 국가들(Chen, Firth and Rui,

2002; Christofi and Pericli, 1999)을 대상으로 수행되었다. Lee, Rui, 및 Wang(2004)은 EGRARCH 및 VAR 기반 방법론을 사용하여 NASDAQ 및 아시아 시장의 일별 수익률 및 변동성 간의 연계성을 조사하고 미국에서 아시아까지 변동성 전이효과에 대한 강력한 증거를 발견하였다. Hamao 등(1990) 및 Susmel와 Engle(1990)은 미국 주식수익률은 다른 국가에 영향을 미칠 수 있는 것과 시차된 가격 변동성의 전이효과는 주요 시장 간에 발견된다는 것을 보여주었다. King과 Wadhvani (1990)에 따르면, 글로벌 전이효과는 뉴욕에서 1987년 10월 블랙먼데이가 발생하는 동안 관찰되었다.

1990년~1998년 기간 동안 VAR 모형의 응용을 통한 유럽 주식시장 움직임에 대한 라틴 아메리카 주식시장의 반응을 연구한 Rivas와 Albuquerque(2006)는 라틴 아메리카에 대한 유럽 국가의 투자 배분의 정도에 따른 변화를 보고하였다. 또한 Baek - Brock의 비모수적인 인과관계 검정을 이용하여 Hunter(2003)는 아르헨티나, 칠레 및 멕시코의 신흥시장의 상호 의존성을 조사하였다. 단순선형 인과관계 검정을 사용하여 Dornau(1998)와 Peiro, Quesada 및 Uriel(1998)은 미국, 일본 및 독일 주식시장 간의 정보전달을 분석하였다. Baur와 Jung(2006)은 시장 간의 과급효과를 조사했다. 후자는 시장의 주식수익률은 모두 상호 간에 동시에 영향을 미치나, 전달에 비해 시차된 전이효과는 전혀 존재하지 않는다는 것을 발견하였다.

일부 연구는 아시아 시장 간의 선도-지연 관계와 선진국과의 상호 의존성의 본질을 다루었다. 예를 들어, Phylaktis와 Ravazzolo(2005)는 1980년~1998년 동안 아시아 태평양 지역의 많은 주식시장과 일본과 미국 주식시장 간의 연계성 또는 상호작용을 발견하지 못하였다. Sheng과 Tu(2000)는 다변수 공적분 및 오차수정모형을 활용하여 1997년~1998년 아시아 위기 전·후 기간에 조사 아시아 태평양 지역과 미국 등 11개 주요 국가 주식시장의 상호관계를 조사하였다. 그들은 장기적 공적분 관계가 금융위기 동안과 그 이전에는 나타나지 않았다는 것을 보여주었다.

마지막으로 Weber(2007)는 1999년~2006년 동안 아시아-태평양 지역시장 간에 변동성 인과관계를 나타내었다. 결국, 선진시장과 BRIC 국가 간에 주식시

장 연계성에 대한 문헌이 상당히 소수이기 때문에 그들과 미국 및 유럽시장 간의 인과관계의 본질과 방향을 조사하는 것은 주목할 만하다.

III. 연구방법

1. 인과관계 검정

인과관계 검정의 기존 접근방식은 조건부 평균에 대한 모수와 선형모형을 가정하는 Granger 검정(Granger, 1969)에 바탕을 두고 있다. 이 사양은 어떤 조사된 변수의 시차가 선형성 가정을 필요로 하지만, 다른 변수의 방정식에 들어가는지 여부를 결정하기 위해 검정을 축소하기 때문에 간단하고 매력적이다. 이 설정에서 벡터자기회귀모형의 잔차는 조건부 평균의 인과관계에만 민감하나, 반면에 결합변수들은 비선형 패턴의 조건부 분포에 영향을 미칠 수 있다.

그러나 Baek과 Brock(1992)은 모수 선형 Granger 인과관계 검정이 특정 비선형 대체안에 비해 설명력이 낮거나 더 높다는 것을 주목한다. 결과적으로 선형 함수 형태를 강요하지 않고 예측을 직접적으로 강조하는 문헌에서 비모수적 인과관계 검정이 제시되었다. Hiemstra와 Jones (1994)는 벡터자기회귀모형의 잔차에 적용되는 비선형 동적 관계의 확률 검정으로 인과관계를 제시하는데 이는 변수의 선도-지연 벡터의 조건부 상관적분에 기반을 두고 있다. 이것은 독립된 정규분포를 갖는 시계열의 가정을 완화하고 대신에 각 시계열이 약한(또는 단기) 시간적 종속성을 나타내도록 허용하는 Baek과 Brock 검정의 수정 버전이다. 과거값이 현재값과 미래값에 영향을 미치는지 여부를 검정하여 2차 또는 고차 적률효과를 포함한 변수 간의 비선형 인과관계를 탐색한다. 2개 인과관계 검정은 다음과 같이 설명된다.

1.1 선형 인과관계

선형 Granger 인과관계 검정은 축소형 벡터자기회귀(VAR) 모형에 기초를 두고 있다(Granger, 1969). 만약 $Y_t = [y_{1t}, \dots, y_{kt}]$ 는 내생변수의 벡터이고 시차

의 수(ℓ)라면, AR(ℓ)모형은 다음과 같이 표시된다.

$$Y_t = \sum_{s=1}^{\ell} D_s Y_{t-s} + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 D_s 는 $\ell \times \ell$ 모수행렬, ϵ_t 는 잔차벡터 ($E(\epsilon_t) = 0$, $E(\epsilon_t \epsilon'_s) = \begin{cases} \epsilon_t & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$)이다. 정상시계열 $\{x_t\}$ 와 $\{y_t\}$ 에서 이변량 VAR은 다음과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} x_t &= D(\ell)x_t + F(\ell)y_t + \epsilon_{x,t}, \\ y_t &= G(\ell)x_t + J(\ell)y_t + \epsilon_{y,t} \\ t &= 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 $D(\ell)$, $F(\ell)$, $G(\ell)$ 는 근을 가진 시차다항식이고 잔차항은 평균이 0이고 동일한 분산을 갖는 정규분포를 나타낸다. 또한 이변량 VECM 모형은 다음과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= -\rho_1([1-\lambda] \cdot [y_{t-1}x_{t-1}]^T) \\ &\quad + D(\ell)\Delta x_t + F(\ell)\Delta y_t + \epsilon_{\Delta x,t} \\ \Delta y_t &= -\rho_2([1-\lambda] \cdot [y_{t-1}x_{t-1}]^T) \\ &\quad + G(\ell)\Delta x_t + J(\ell)\Delta y_t + \epsilon_{\Delta y,t} \\ t &= 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (3)$$

여기서 $[1-\lambda]$ 는 공적분행벡터이고 λ 는 공적분계수이다. 공적분시계열 $\{x_t\}$ 와 $\{y_t\}$ 에서 선형 Granger 인과관계는 VECM 모형을 통해 $F(\ell)$ 와 $G(\ell)$ 에서 조사되어야 한다.

1.2 비선형 인과관계

x_t 의 L_x 시차벡터인 $X_{t-L_x}^{L_x} \equiv (x_{t-L_x}, x_{t-L_x+1}, \dots, x_{t-1})$ 와 y_t 의 L_y 시차벡터인 $Y_{t-L_y}^{L_y} \equiv (y_{t-L_y}, y_{t-L_y+1}, \dots, y_{t-1})$ 를 구성하는 정보집합 Θ_{t-1} 인 경우, $F(x_t|\Theta_{t-1})$ 는 x_t 의 조건부 확률분포를 나타낸다. Hiemstra와 Jones (1994)는 시차 L_x 와 L_y 에서 다음과 같이 귀무가설을 검정한다.

$$H_0 : F(x_t|\Theta_{t-1}) = F(x_t|\Theta_{t-1} - Y_{t-L_y}^{L_y}) \quad (4)$$

Hiemstra와 Jones(1994)에 의해 언급된 주장은 식 (4)의 귀무가설은 모든 $\epsilon > 0$ 를 포함하고 $t \in Z$ 인 경우, m 시차 선도벡터인 $X_t^m \equiv (x_t, x_{t+1}, \dots, x_{t+m-1})$ 을 다음과 같이 나타낸다.

$$\begin{aligned} P(\|X_t^m - X_s^m\| < \epsilon) &\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| \\ &< \epsilon, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < \epsilon) \\ &= P(\|X_t^m - X_s^m\| < \epsilon) \|X_{t-L_x}^{L_x} - \\ &\quad X_{s-L_x}^{L_x}\| < \epsilon) \end{aligned} \quad (5)$$

$\{x_t\}$ 와 $\{y_t\}$, $t = 1, \dots, T$ 인 경우, 비모수검정은 ϵ 의 $[0.5, 1.5]$ 범위를 설정하고 공통확률의 해당 비율로 조건부 확률을 표시함으로써 식(5)을 다음과 같이 검정한다.

$$\begin{aligned} C_1(m+L_x, L_y, \epsilon) &\equiv P(\|X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x}\| \\ &\| < \epsilon, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < \epsilon) \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} C_2(L_x, L_y, \epsilon) &\equiv P(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| \\ &\| < \epsilon, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < \epsilon) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} C_3(m+L_x, \epsilon) &\equiv P(\|X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x}\| \\ &\| < \epsilon) \end{aligned}$$

$C_4(L_x, \epsilon) \equiv P(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < \epsilon)$ 또한 식(5)는 다음과 같이 표시될 수도 있다.

$$\frac{C_1(m+L_x, L_y, \epsilon)}{C_2(L_x, L_y, \epsilon)} = \frac{C_3(m+L_x, \epsilon)}{C_4(L_x, \epsilon)} \quad (7)$$

$\{x_t\}$ 와 $\{y_t\}$ 는 정상적이고 미약하게 종속적이며 Denker와 Keller(1983)의 결합조건을 만족시키는 가정하에서 Hiemstra와 Jones(1994)는 다음과 같이 나타낸다.

$$\sqrt{n} \frac{C_1(m+L_x, L_y, \epsilon, n)}{C_2(L_x, L_y, \epsilon, n)} = \frac{C_3(m+L_x, \epsilon, n)}{C_4(L_x, \epsilon, n)} \quad (8)$$

$$\sim N(0, \sigma^2(m, L_x, L_y, \epsilon))$$

2. 단계별 다변량 필터링

3 단계 방법론을 도입하여 동적 관계의 방향과 본질을 조사한다. 첫 번째 사전 필터링 단계에서 선형 및 비선형 연계를 주가지수의 원자료 로그차분 시계열에 대한 Granger 인과관계 검정과 수정된 Baek - Brock 검정을 통해 조사된다. 다음으로 VAR 필터링은 주가지수열에 구현되고 잔차는 수정된 Baek - Brock 검정으로 한 쌍으로 검사된다. 이 단계 이후 VAR 모형이 이미 잔차의 선형 인과관계를 필터링했기 때문에 나머지 인과관계는 본질적으로 엄격히 비선형이다.

최종적으로 비선형 비인과관계에 대한 가설은 다양한 표현을 가진 다변량 GARCH 모형을 사용하여 데이터의 조건부 이분산성을 통제 후 조사된다. 이 방법은 전체 분산 - 공분산 구조와 주식시장 상호관계의 상관행렬을 결합할 수 있도록 한다. 다변량 GARCH 모형으로 필터링된 데이터에 대해 수정된 Baek - Brock 검정을 사용하면 가정된 모형이 시계열 간의 관계를 설명하기에 충분한지 여부를 결정할 수 있다.

만약 비선형 Granger 인과관계의 통계적 증거가 조건부 분산과 공분산에 있는 경우, 적절한 다변량 GARCH 모형이 선형 VAR 필터링된 데이터에 적합할 때 크게 감소될 수 있다. 이러한 목적으로 많은 GARCH 모형이 사용될 수 있다. 그러나 비인과관계 귀무가설을 채택하지 못하면 선택한 다변량 GARCH 모형이 잘못 설정되었다는 증거가 될 수도 있다. 이 분석 종류는 원자료와 GARCH 모형에서 일변량 BDS 검정을 사용하는 것과 유사하다(Brock, Dechert, Scheinkman and LeBaron, 1996; Brooks, 1996). 또한 금융시장에서 조건부 공분산의 정확한 표현은 일변량 조건부 분산의 적절한 모수화에 의해 보장된다.

이 연구에서 주식시장 수익률의 정형화된 사실을 설명하기 위해서 비대칭 Glosten, Jagannathan 및 Runkle(1993)의 GJR-GARCH(1,1) 사양은 조건부 상관관계를 표현할 경우 다변량 조건부 분산을 모델링하는 데 사용된다.

따라서 비대칭 행태는 조건부 분산의 GJR-GARCH 모수화에 의해 보장되고 수익률 분포가 두터운 꼬리분포의 존재로 인한 높은 첨도를 보여준다고 적절히 가정된다. 단계적 필터링에 사용되는 다변량 모형은 이후 공식적으로 설명된다. 정보집합 $\{y_t\}$ 을 차원 $N \times 1$ 과 ω 인 벡터확률의 수익률 과정으로 구성한다. 이때 $\mu_t(\theta)$ 가 조건부 평균벡터인 경우 $y_t = \mu_t(\omega) + \epsilon_t$ 와 $H_t^{1/2}(\omega)$ 가 $N \times N$ 양정행렬인 경우 $\epsilon_t = H_t^{1/2}(\omega)$ 를 나타낸다. 또한 I_t 기항등행렬인 경우 $N \times 1$ 랜덤벡터 Z_t 는 첫 2개의 적률인 $E(Z_t) = 0$ 와 $Var(Z_t) = I_N$ 를 갖는다. 따라서 H_t 는 y_t 의 조건부 분산행렬이다.

2.1 VEC와 BEKK 모형

일반적인 VEC 모형에서 H_t 의 각 요소는 시차제곱잔차, 잔차의 교차곱 및 H_t 요소의 시차값의 선형 함수이다(Bollerslev, Engle and Wooldridge, 1988). VEC(1,1) 모형은 다음과 같이 정의된다.

$$h_t = \alpha + A\eta_{t-1} + Mh_{t-1} \quad (9)$$

여기서 $h_t = \text{vech}(H_t)$, $\eta_t = \text{vech}(\epsilon_t \epsilon_t')$, $\text{vech}(\cdot)$ 는 $N(N+1)/2 \times 1$ 벡터인 $N \times N$ 행렬의 하방삼각부분을 나타내는 연산자들이다. 또한 A 와 M 는 제곱모수행렬이고 α 는 모수벡터이다. 대규모의 모수인 $N(N+1)(N(N+1)+1)/2$ 는 실제로 이러한 모형이 이변량 경우에만 사용됨을 의미한다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 Bollerslev 등(1988)은 A 와 M 행렬이 대각으로 가정되고 각 요소 h_{ijt} 는 자체 시차와 이전 값의 $\epsilon_{it}\epsilon_{jt}$ 에만 의존하는 대각 VEC(DVEC) 모형을 제안한다.

Engle과 Kroner(1995)는 모수에 대한 강력한 제한 없이 VEC 표현에서 H_t 의 양(+)의 값을 보장하기가 어렵기 때문에 양(+)의 값을 부여하는 H_t 의 새로운 모수화, 즉 Baba-Engle - Kraft-Kroner(BEKK) 모형을 제안한다. 전체 BEKK(1,1,K) 모형은 다음과 같이 정의된다.

$$H_t = C^* C^* + \sum_{k=1}^K A_k^* \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' \quad (10)$$

$$A_k^* + \sum_{k=1}^K M_k^* H_{t-1} + M_k^*$$

여기서 C^* , A_k^* , M_k^* 는 $N \times N$ 행렬이나, C^* 는 상방삼각행렬(upper triangular matrix)이다. 합산 한계 K 는 과정의 일반성을 결정하고 BEKK 모형을 식별하기에 충분한 조건은 $A_{k,11}^*$, $M_{k,11}^*$, C^* 의 대각요소는 양(+)의 값으로 제한된다. BEKK(1,1,1) 모형에서 $N(5N+1)/2$ 모수의 수를 줄이고 결과적으로 일반성을 감소시키기 위해, 대각 BEKK 모형이 적용될 수 있다(즉, 식(10)의 A_k^* , M_k^* 은 대각행렬이다.) VEC 및 BEKK 모형에는 최대 우도 추정이 사용된다. 확률 과정에 조건부 평균, 조건부 분산행렬 및 조건부 분포는 각 $\mu_t(\omega_0)$, $H_t(\omega_0)$, $p(y_t|\xi_0, I_{t-1})$ 로 나타내고 $\xi_0 = (\omega_0 \eta_0)$ 는 τ -차원 모수벡터, η_0 는 독립적이고 정규분포로 가정된 잔차분포 Z_t 의 모수의 벡터라고 가정한다. 여기서 $\xi_0 = (\omega_0 \eta_0)$ 은 r -차원 파라미터이다. 밀도 함수는 η 는 특이 모수의 벡터를 나타낸 $g(Z_t(\omega)|\eta)$ 로 표시된다.

따라서 해결해야 할 문제는 $f(y_t|\xi, I_{t-1}) = |H_t|^{-1/2} g(H_t^{-1/2}(y_t - \mu_t)|\eta)$ 를 갖는 표본 로그우도 $L_T(\xi) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t|\xi, I_{t-1})$ 를 최대화하고 ω 와 관련된 종속성은 μ_t 와 H_t 를 통해 발생된다. $|H_t|^{-1/2}$ 라는 용어는 잔차에서 관찰치로 변환하여 발생하는 함수행렬식이다. 문헌에서 가장 일반적으로 사용되는 분포는 다변량 정규분포이다 (Fiorentini, Sentana and Calzolari, 2003; Harvey, Ruiz and Shephard, 1992).

2.2 조건부 상관 모형

이 모형은 개별 조건부 분산과 개별 시계열 간의 조건부 상관행렬 모두 허용한다. Bollerslev(1990)는 상관관계가 일정하고 조건부 공분산은 해당 조건부 표준편차의 곱에 비례하는 MGARCH 모형의 종류를 제안한다. 이 제한은 미지수의 수를 크게 감소시키고 추정을 단순화 한다. CCC 모형은 다음과 같이 정의 된다.

$$H_t = G_t R G_t = (\rho_{ij} \sqrt{h_{ii} h_{jj}}) \quad (11)$$

여기서 $G_t = \text{diag}(h_{11,t}^{1/2} \dots h_{NN,t}^{1/2})$ 이다. $h_{ii,t}$ 는 모든 일변량 GARCH 모형과 $R = (\rho_{ij})$ 는 $\rho_{ii} = 1, \forall i$ 을 갖는 상수 조건부 상관행렬을 포함하는 대칭양정행렬로 정의될 수 있음을 주목해야 한다. 전통적 CCC 모형은 G_t 에 각 조건부 분산에 대한 GARCH(1,1) 사양이 있다. 이 연구에서 Glosten 등(1993)의 GJR-GARCH(1,1) 모형은 다음과 같이 적용된다.

$$h_{ii,t}^2 = \lambda + \beta Y_{t-1}^2 + \gamma h_{ii,t-1}^2 + \delta Y_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (12)$$

여기서 $Y_{t-1} < 0$ 이고 이와 반대면 0인 경우, $\lambda \geq 0, \beta \geq 0, \gamma \geq 0, \delta \geq 0, I_{t-1} = 1$ 를 나타낸다. 모든 N 의 조건부 분산이 양(+)이고 R 도 양(+)인 경우에만 H_t 는 양(+)의 값으로 한정된다. 비조건부 분산은 단변량의 경우와 같이 쉽게 구할 수 있지만, 비조건부 공분산은 식(11)의 비선형성으로 인해 계산하기 어렵다. 일정한 조건부 상관의 가정은 많은 실증적 응용에서 빈번하게 비현실적인 것처럼 보인다. Christodoulakis와 Satchell(2002), Engle(2002) 및 Tse와 Tsui(2002)는 조건부 상관행렬을 시간 종속적으로 만들어 CCC 모형의 일반화를 제안한다. 시간에 따른 조건부 상관행렬이 양(+)의 행렬 \forall_t 이어야 한다는 추가 가정과 더불어 동적 조건부 상관(dynamic conditional correlation: DCC) 모형을 제안한다. 이는 모수의 간단한 조건하에서 보장된다. Christodoulakis와 Satchell(2002)의 DCC 모형은 상관계수의 Fisher 변환을 사용하지만 이변량 모형일 뿐이다.

Engle(2002)의 DCC 모형은 실제로 다변량이며 고차원 데이터 표본을 모델링 할 때 특히 유용하다. Engle(2002)의 DCC 모형은 다음과 같이 정의된다.

$$H_t = G_t R_t G_t \quad (13)$$

여기서 $R_t = \text{diag}(w_{11,t}^{-1/2} \dots w_{NN,t}^{-1/2})$ $W_t \text{diag}(w_{11,t}^{-1/2} \dots w_{NN,t}^{-1/2})$ 이다. $N \times N$ 대칭양정행렬 $W_t = (w_{ij,t})$ 는 $u_{i,t} = (\epsilon_{i,t} / \sqrt{h_{ii,t}})$ 와 $W_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{W} + \alpha u_{t-1} u_{t-1}' + \beta W_{t-1}$ 를 구성

한다.

\overline{W} 는 u_t 의 $N \times N$ 비조건부 분산행렬이고 α 와 β 는 $\alpha + \beta < 1$ 을 만족시키는 비음(-)의 스칼라모수이다. 이변량의 상관계수는 다음과 같다.

$$\rho_{12t} = \frac{(1 - \alpha - \beta) \overline{W}_{12} + \alpha u_{1,t-1} u_{2,t-1} + \beta w_{12,t-1}}{\sqrt{\left((1 - \alpha - \beta) \overline{W}_{11} + \alpha u_{1,t-1}^2 + \beta w_{11,t-1} \right) \left((1 - \alpha - \beta) \overline{W}_{22} + \alpha u_{2,t-1}^2 + \beta w_{22,t-1} \right)}} \quad (14)$$

DCC 모형의 한 가지 단점은 α, β 가 스칼라이므로 모든 조건부 상관이 동일한 동적성을 따른다. 그럼에도 불구하고, R_t 가 양정행렬을 보장하기 위해 필요하다. DCC 모형은 2 단계 접근방식을 사용하여 일관되게 추정할 수 있다. Engle과 Sheppard(2001)는 Engle(2002)의 DCC 모형의 경우, 로그우도는 일련의 미지수 ω_1^* 와 ω_2^* 를 따르는 상관관계부분에 종속하는 평균의 합과 변동성 부분으로 표시된다는 것을 보여준다. 따라서 준우도함수는 다음과 같은 N 일변량 모형의 로그우도함수의 합에 해당한다.

$$QL1_T(\omega_1^*) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \left[\log(h_{iit}) + \frac{(y_{iit} - \mu_{iit})^2}{h_{iit}} \right] \quad (15)$$

주어진 ω_1^* 과 적절한 규칙성 조건하에서 일관되지만 비효율적 추정값인 ω_2^* 은

$$QL2_T(\omega_2^* | \omega_1^*) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |R_t| + u_t' R_t^{-1} u_t)$$

를 최대화하여 획득될 수 있다. 여기서 $u_t = G_t^{-1}(y_t - \mu_t)$ (Bauwens, Laurent and Rombouts, 2006)를 나타낸다. 우도함수의 합과 제곱표준화 잔차의 총합의 절반(거의 $NT/2$ 와 동일한 $\sum u_t' u_t / 2$)은 BEKK 모형의 로그우도와 동일하다. 본 연구에서 비대칭 GJG-GARCH(1,1) 모형의 사양은 수익률 분포의 비대칭과 두터운 꼬리분포의 존재로 인한 높은 침도를 적절히 설명하기 위해 CCC 및 DCC 모형 모두에서 일변량 조건부 분산을 모델링하는 데 사용된다.

IV. 자료 수집 및 예비 분석

자료는 $r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$ 로 정의된 미국, 유럽 및 BRIC 주식시장의 일별 종가의 주가지수 수익률이다. 특히 S&P500(미국)와 DAX30(독일)은 미국과 유럽 지역, BRIC의 경우 각각 Bovespa(브라질), RTS(러시아), Bombay Sensex 100(인도) 및 Shanghai SE Composite(중국)를 나타낸다. 이 지수는 동일한 투자자의 관점에서 교환 위험을 설명하기 위해 미국 달러 (USD)를 기준으로 표시된다(Chan, Hameed and Tong, 2000). 총표본기간은 유로의 도입이 시작된 1999년 1월 5일부터 2011년 2월 28일까지이다.

조사된 기간은 기술시장 거품의 상승과 하락(또는 닷컴 거품), 2007년~2010년의 금융위기 및 2010년 초에 시작된 유로존 부채위기 등 많은 극단적인 최대의 사건을 포함한 다양한 국면을 포함한다. 특히 닷컴 거품은 1990년대 중반의 새로운 e-비즈니스 부문과 관련된 기업의 대부분을 포함한다. 그러나 거대한 거품이 시작된 특정 시점에 대해 많은 해석이 있으며 미국의 America Enterprise Institute에서 연준 Alan Greenspan 전의장이 유명한 "비이성적 충동" 연설을 발표한 1996년 12월 5일에 통념이 시작되었다.

2000년 3월 10일, NASDAQ 종합지수는 닷컴 버블의 "붕괴"에 해당하는 불과 1년 전 5048.62(일중 최고점 5132.52)로 최고점을 나타내어 1년 전보다 두 배 이상 높았다. 또한 금융위기는 미국 금융시스템의 유동성 부족으로 인해 유발되었는데 이는 대규모 금융기관의 붕괴, 연방정부의 은행구제, 전세계 주식시장의 혼란 및 침체 등으로 이어졌다(Krugman, 2009). 이러한 위기는 2007년 세계 최대 은행인 HSBC가 서브프라임 관련 담보대출 담보부증권 보유액을 105억 달러로 평가하면서 금융권에 영향을 미치기 시작했는데 이는 최초로 보고된 주요 서브프라임 관련 손실이었다.

2008년 9월 15일, Lehman Brothers Holdings는 대부분 고객의 대규모 이탈, 주식의 급격한 손실 및 신용평가기관의 자산 평가절하에 따라 파산 보호를 신청하였다. 이때 파산보호신청은 미국 역사상 가장 큰 파산을 나타낸다. 마지막으로, 그리스, 아일랜드,

포르투갈과 같은 유로존 국가 관련한 2010년초 국제 위기도 조사되고 있다. 그것은 채권수익률의 확대는 물론 이들 국가와 다른 유로존 회원국들 간의 신용 부도스와프에 대한 위험보험의 확대로 신뢰의 위기를 초래하였다. 2010년초 포르투갈에서 5억 유로의 국제 경매는 포르투갈의 채무불이행에 대비한 보험 비용 증가로 인해 대략 3억 유로만 조성하였다. 실패한 포르투갈 국제 경매는 최근 발생한 국제 문제가 전 세계적으로 전이될 수 있다는 두려움을 더욱 심화시켰다. 이러한 두려움으로 인해 유로화는 약세를 보였고 널리 전파된 글로벌 주식과 상품은 2010년 2월 이후 판매되었다. 더욱이 그리스는 2010년 3월 중순과 4월에 위기의 중심이 되었다. 그리스 정부는 잠재적인 구제계획, 즉 이는 신용시장을 통해 예산부족을 충당하기 위해 필요한 자금을 조달하지 못할 경우 결국 유로존 회원에 의해 결정되었다.

EU와 IMF에 의한 그리스 구제계획은 투자자들을 확신시키지 못하였으며, 공통 통화에 대한 무자비한 투기 공격을 예방하고 궁극적으로 안정성을 복원하기 위해서 유럽 통화와 IMF에 의한 750,000 유로의 전례없는 방어 패키지 계약으로 이어졌다. 3개의 주요 국제 신용기관(Fitch, Moody's 및 S&P)에 의한 그리스 신용등급의 강등으로 인해 급격한 스프레드가 증가하면서 위기는 2009년 말에 더욱 심화되었다. 결과의 강건성을 위해 여러 하위 기간으로 조사된다. 금융위기는 하위기간의 식별을 위한 주요 분기점으로 간주되어 인과관계 검정을 위한 출발의 발판을 마련한다. 2007년 2월 22일 세계에서 가장 큰 HSBC 은행은 담보부 증권 보유액을 150억 달러로 평가하였다. 이것은 최초의 주요 서브프라임 관련 보고된 손실인데, 따라서 상기 날짜는 위기의 분기점으로 사용된다.

전반적으로 조사된 하위기간은 다음과 같다. P_1 : 1999년 1월 5일 ~ 2007년 2월 21일, P_2 : 2007년 2월 22일 ~ 2011년 2월 28일이고 또한 전체 표본기간 P_{Total} : 1999년 1월 5일 ~ 2011년 2월 28일이 조사된다. 모든 시계열에 대한 기술통계량은 <표 1>에 제시된다.

모든 기간의 주식시장에 대한 Jarque-Bera값은 통계적으로 유의하므로 모두 주식수익률 분포가 정규 분포를 나타내지 못한다. 또한 이들은 0의 평균과 저

분산을 보여준다. 일반적으로 P_1 의 NYS와 DAX를 제외한 모든 기간의 주식수익률에 대한 침도는 정규 분포보다 크므로 두터운 꼬리, 극단적 관찰치, 또는 변동성 집중이 존재함을 알 수 있다. 왜도의 경우, 음(-)의 값을 나타내는 주식수익률은 왼쪽 꼬리가 더 길지만 위기 이전의 $NYS(P_1)$ 와 $DAX(P_1)$ 는 대칭에 가깝다. Ljung-Box Q-통계량의 경우, 최대 12까지 모든 주식수익률의 상관계수는 0이라는 귀무가설은 특히 BRIC 경제의 경우 대부분 유의하여 기각된다. 따라서 주식수익률 시계열은 변동성 집중 또는 조건부 이분산성으로 인해 비선형 의존성을 나타내며 ARCH LM-통계량의 결과에 의해 더 입증된다는 사실로 추론될 수 있다(Engle, 1982). 그만큼 위기 전 (P_1)과 후(P_2) 기간의 차이는 <표 1>에서 명백하게 보여준다. 이 표에서 표준편차의 큰 증가는 높은 침도에 반영된 두터운 꼬리의 확대 뿐만 아니라 모든 주식수익률에 대해 P_2 에서 관찰될 수 있다. 또한 P_2 는 왜도에서 유추될 수 있는 많은 음(-)의 스파이크를 보여준다. <표 1>은 또한 모든 기간에 대한 동시적 상관행렬을 나타낸다. NYS, DAX 및 BOV는 해당 주식시장에서 높은 상호 관계를 나타내어 유의한 교차 상관관계를 보여주며 일반적으로 모든 시계열은 두 기간 모두 양(+)의 상관관계가 존재한다.

중국의 경우 낮은 상관관계 또는 비상관성도 대부분 관찰된다. 더 중요한 것은 위기가 발생(P_2)한 후 모든 주식시장 간의 교차 상관관계는 BRIC 국가 간 뿐만 아니라 미국 또는 유럽 및 BRIC 간에 유의하게 증가한다. 그러나 이 결과는 신뢰할 수 있는 방식으로 동적 연계성을 완전히 포착할 수 없으므로 선형 상관관계가 신중하게 해석되어야 한다. <표 2>에서 비정상성은 로그와 수익률 모두 적용하여 Augmented Dickey-Fuller(ADF)와 Phillips-Perron(PP)로 검정된다. 시차길이는 Schwartz Information Criterion(SIC) 또는 Bayesian Information Criterion(BIC)을 이용하여 선택되고 PP 검정의 경우 시차길이가 Bartlett 커널을 포함한 Newey와 West(1994) 방법을 이용하여 자동적으로 선택된다.

모든 변수는 p 값을 바탕으로 로그변수에서 비정상적으로 나타나고 수익률변수에서 정상적으로 나타난다. 특히 ADF 및 PP 검정은 일정하고 선형적인 추

세인지 아니면 상수가 결정적 구성요소에 포함되는 지 여부와 관계없이 모든 기간의 로그변수에 대해 1% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정한다. 또한 두 검정결과 수익률변수는 모든 주가지수와 기간에 대해 기각될 수 있으므로 귀무가설이 정상적임을 보여준다. 단위근 검정의 결합된 결과는 조사된 모든 로그변수는 $I(1)$ 로 나타난다. 이러한 결과를 바탕으로 선형 및 비선형 인과성 조사에 적합한 모형 사양을 식별하기 위해 (예를 들어, VAR 또는 VECM 모형), 추적 및 최대 고유값 통계량은 공적분의 가능한 효과를 조사하기 위해서 로그변수 시계열에 추가로 적용될 수 있다(Johansen, 1988; Johansen and Juselius, 1990).

<표 3>에서 모든 쌍에 대해 Johansen 검정에서 어떤 공적분 벡터도 파악되지 않고 공적분이 없다는 귀무가설은 기각되지 않는다. 마지막으로 비선형 의존성 분석의 구현은 Brock, Dechert 및 Scheinkman(BDS) 검정의 결과에 근거하여 더 합리화된다(Brock et al., 1996).

$$W_{m,N}(\epsilon) = N^{1/2} [C_{m,N}(\epsilon) - C_{1,N}^m(\epsilon)] / \sigma_{m,N}(\epsilon) \quad (16)$$

여기서 총표본이 N 이고 $\sigma_{m,N}(\epsilon)$ 은 $C_{m,N}(\epsilon)$ 의 표준편차일 때, $C_{m,N}(\epsilon)$ 은 각각이 어떤 ϵ 거리내에 있는 m 차원 벡터의 상관적분이다. 귀무가설하에서 $W_{m,N}(\epsilon)$ 는 제한적 표준정규분포분포를 나타낸다. BDS 검정은 다음과 같이 적용된다: (a) 최초 수익률 자료, (b) 선형 의존성으로 인해 귀무가설이 기각되지 않도록 하기 위한 SIC 선택된 수익률 시차를 바탕으로 한 자기회귀 필터 AR(2)의 잔차. 나머지 비선형성(있는 경우)은 2차 적률효과, 즉 변동성 군집 또는 조건부 이분산성에 기인될 수 있다(De Lima, 1996). <표 4>에 표시된 바와 같이, 모든 경우에 1% 유의수준에서 시계열변수가 상호독립적이고 모두 동일한 확률분포를 가진다는 귀무가설은 기각될 수 있고 이러한 결과는 자료에서 진정한 비선형 의존성이 존재함을 시사한다고 볼 수 있다.

<표 1> 기초통계량과 상관행렬

구 분	NYS			DAX			BOV		
	P _{Total}	P ₁	P ₂	P _{Total}	P ₁	P ₂	P _{Total}	P ₁	P ₂
평균	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001
표준편차	0.012	0.011	0.017	0.016	0.016	0.021	0.024	0.025	0.028
분산	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001
왜도	-0.279	0.008	-0.298	0.007	-0.092	0.109	-0.191	-0.081	-0.323
첨도	9.861	2.876	6.665	4.936	2.347	5.792	5.971	4.181	7.191
JB값	1267*	637*	1950*	3199*	497*	1445*	4691*	1555*	2297*
Q(12)	38.67*	16.65*	29.27*	33.76*	25.92*	23.35*	45.32*	53.45*	27.49*
ARCH-LM (5)	236*	59*	79*	1112*	81*	34*	159*	53*	99*

구 분	RTS			BSE			SSE		
	P _{Total}	P ₁	P ₂	P _{Total}	P ₁	P ₂	P _{Total}	P ₁	P ₂
평균	0.001	0.002	0.000	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
표준편차	0.024	0.023	0.027	0.019	0.017	0.023	0.016	0.014	0.021
분산	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000
왜도	-0.319	-0.280	-0.333	-0.191	-0.521	0.111	-0.056	0.537	-0.383
첨도	8.124	5.049	11.022	6.302	4.154	6.359	4.283	5.287	2.352
JB값	8739*	2268*	5268*	5244*	1612*	1747*	2414*	2559*	263*
Q(12)	56.56*	28.71*	59.45*	72.94*	47.26*	33.34*	28.91*	22.93*	12.13
ARCH-LM (5)	80*	37*	33*	47*	81*	7*	34*	21*	7*

*: p<.05, P₁: 1999.01.05.~2007.02.21., P₂: 2007.02.22.~2011.02.28., P_{Total}: 1999.01.05.~2011.02.28., NYS: 미국, DAX: 독일(유럽), BOV: 브라질, RTS: 러시아, BSE: 인도, SSE: 중국.

구 분	P _{Total}					
	NYS	DAX	BOV	RTS	BSE	SSE
NYS	-					
DAX	0.596	-				
BOV	0.581	0.515	-			
RTS	0.273	0.386	0.345	-		
BSE	0.228	0.294	0.252	0.312	-	
SSE	0.054	0.095	0.106	0.104	0.176	-

구 분	P ₁					
	NYS	DAX	BOV	RTS	BSE	SSE
NYS	-					
DAX	0.566	-				
BOV	0.435	0.364	-			
RTS	0.184	0.238	0.214	-		
BSE	0.072	0.134	0.118	0.206	-	
SSE	-0.004	0.002	0.010	-0.006	0.043	-

구 분	P ₂					
	NYS	DAX	BOV	RTS	BSE	SSE
NYS	-					
DAX	0.637	-				
BOV	0.740	0.712	-			
RTS	0.370	0.584	0.534	-		
BSE	0.358	0.476	0.420	0.448	-	
SSE	0.097	0.191	0.215	0.232	0.308	-

*: p<.05, P₁: 1999.01.05.~2007.02.21., P₂: 2007.02.22.~2011.02.28., P_{Total}: 1999.01.05.~2011.02.28., NYS: 미국, DAX: 독일(유럽), BOV: 브라질, RTS: 러시아, BSE: 인도, SSE: 중국.

<표 2> 단위근 검정

구 분		P _{Total}				P ₁				P ₂			
		ADF		PP		ADF		PP		ADF		PP	
		ADF _c	ADF _τ	PP _c	PP _τ	ADF _c	ADF _τ	PP _c	PP _τ	ADF _c	ADF _τ	PP _c	PP _τ
NYS	\hat{p}_t	0.53	0.71	0.53	0.72	0.95	0.95	0.97	0.97	0.60	0.96	0.62	0.96
	r_t	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*
DAX	\hat{p}_t	0.79	0.67	0.78	0.68	0.96	0.99	0.97	0.99	0.62	0.92	0.63	0.92
	r_t	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*
BOV	\hat{p}_t	0.92	0.57	0.93	0.58	0.99	0.98	0.99	0.99	0.52	0.77	0.53	0.78
	r_t	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*
RTS	\hat{p}_t	0.85	0.76	0.84	0.75	0.99	0.99	0.99	0.98	0.72	0.97	0.74	0.98
	r_t	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*
BSE	\hat{p}_t	0.82	0.54	0.82	0.55	0.99	0.99	0.99	0.99	0.54	0.84	0.55	0.84
	r_t	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*
SSE	\hat{p}_t	0.71	0.82	0.71	0.81	0.99	0.99	0.99	0.99	0.60	0.72	0.59	0.72
	r_t	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*	0.00*

*: p<.05, ADF: Augmented Dickey - Fuller, PP: Phillips - Perron, NYS: 미국, DAX: 독일(유럽), BOV: 브라질, RTS: 러시아, BSE: 인도, SSE: 중국.

<표 3> 공적분 검정

구 분		Trace statistic						Maximum eigenvalue statistic					
		P _{Total}		P ₁		P ₂		P _{Total}		P ₁		P ₂	
X	Y	r=0	r≤1	r=0	r≤1	r=0	r≤1	r=0	r≤1	r=0	r≤1	r=0	r≤1
NYS	BOV	0.95	0.91	0.11	0.27	0.48	0.22	0.92	0.91	0.11	0.27	0.57	0.22
	RTS	0.70	0.47	0.50	0.10	0.64	0.28	0.68	0.48	0.81	0.10	0.71	0.28
	BSE	0.87	0.43	0.20	0.22	0.58	0.24	0.88	0.43	0.24	0.22	0.67	0.24
	SSE	0.59	0.23	0.11	0.52	0.34	0.28	0.68	0.24	0.11	0.52	0.36	0.28
DAX	BOV	0.88	0.76	0.27	0.56	0.80	0.20	0.84	0.76	0.22	0.56	0.92	0.20
	RTS	0.56	0.32	0.49	0.28	0.17	0.28	0.58	0.32	0.53	0.28	0.17	0.28
	BSE	0.42	0.35	0.26	0.86	0.74	0.18	0.42	0.35	0.19	0.86	0.88	0.18
	SSE	0.41	0.47	0.11	0.23	0.36	0.16	0.37	0.47	0.11	0.23	0.47	0.16

<표 4> BDS 검정

구 분	Corr. Dim.	m = 2		m = 3		m = 4	
	Dim. distance	ε = 1	ε = 2	ε = 1	ε = 2	ε = 1	ε = 2
NYS	Raw data	10.164	14.398	14.887	18.553	18.447	21.072
	ARFR	10.285	14.242	15.075	18.231	18.642	20.955
DAX	Raw data	11.058	10.757	16.009	15.479	19.767	18.766
	ARFR	11.166	10.759	16.045	15.472	19.791	18.740
BOV	Raw data	8.469	12.999	10.815	16.577	13.309	18.480
	ARFR	7.449	12.022	9.824	16.045	12.412	18.134
RTS	Raw data	14.374	14.095	18.971	17.028	22.616	19.330
	ARFR	13.925	14.167	18.830	17.249	22.606	19.510
BSE	Raw data	15.608	15.231	19.975	18.210	23.131	20.071
	ARFR	15.378	14.938	19.878	18.097	23.033	20.081
SSE	Raw data	9.1962	9.0574	13.334	11.625	16.675	14.219
	ARFR	9.1029	8.9538	13.329	11.621	16.728	14.244

NYS: 미국, DAX: 독일(유럽), BOV: 브라질, RTS: 러시아, BSE: 인도, SSE: 중국. Raw data: 일별 수익률, ARFR: 자기회귀 필터 AR(2)의 잔차, m: 차원, ε: 자료의 표준편차의 수, 1% 유의수준의 임계치: 2.58, BDS 검정: P_{Total}에 적용됨.

V. 실증 결과

인과관계의 본질과 방향은 주식수익률에 대한 Granger 인과관계 검정과 수정된 Baek - Brock 검정 모두에 처음으로 응용 프로그램을 통해 조사된다. 또한 전술되었듯이 벡터자기회귀 필터링이 수익률 시계열로 실행되고 잔차는 수정된 Baek - Brock 검정에 의해 쌍으로 검사된다. 자기회귀 필터는 선형 인과관계를 이미 설정하였으므로 남아있는 인과관계는 본질적으로 비선형이다. 마지막으로 비선형 비인과관계는 다변량 GARCH 필터링을 통한 조건부 이분산성을 통제한 후 조사된다. 공적분 결과를 바탕으로, 선형 및 비선형의 인과관계는 VAR 모형으로 조사된다. 각 한 쌍의 VAR 모델링에 대하여 많은 시차 사양을 고려한 SIC의 결과는 대부분의 경우 모든 기간의 주식수익률 시계열에 대해 선정된 4 시차에서 적

합하게 나타낸다. 수정된 Baek - Brock 비선형 인과관계 검정의 경우 사용되는 일반적인 시차 길이는 $l_x = l_y = 1$ 이다. 검정이 한 쌍의 선형 인과관계 검정에서 도출된 VAR 잔차에 적용되고 거리 측정값은 Hiemstra 와 Jones(1994)에서 제시한대로 $\epsilon = 1.5$ 로 설정된다. 또한, 미국, 유럽 및 BRIC 주식시장 간의 정보 전송 메커니즘을 포착하고 비동시적 거래의 효과를 줄이기 위해서 주식시장의 연대순 운영 시간이 고려되어야 하고 지정된 시차의 차이를 적절하게 사용되어야 한다. 각 증권거래소의 거래시간은 완벽하게 동기화 되지는 않는다. 아시아-태평양 지역에서 거래일이 시작되고 5개 주식시장 개설 순서는 중국, 인도, 러시아, 독일, 브라질이고 마지막 거래시장은 미국이라는 것은 잘 알려져 있다. <표 5>는 t-1 일부터 t 일까지 순서대로 미국 동부시간과 Greenwich 시간을 사용하여 거래시간 순서를 나타낸다. 미국 주

식시장은 브라질 주식시장과 거의 모든 주식 거래 시간을 공유한다. 또한 중국, 인도, 러시아 시장은 거래시간이 겹치고 일반적으로 그들의 거래 활동은 대부분 동시적으로 고려될 수 있다. 그러나 미국의 수익률은 중국, 인도 및 러시아 주식시장의 개장 전에 거래자들에게 알려져 있다. 이러한 비동시 거래시간으로 인해 가설검정 문제가 발생한다.

만약에 거의 완전히 겹치지 않는 지역 거래시간을 공유하는 미국과 아시아-태평양 지역이 t 시점에서 동시에 검정되었다면, 이때 Granger 인과관계 검정은 아마도 t-1 시점에 미국발 뉴스가 t 시점에 앞서

언급한 다른 시장에 지속적으로 영향을 미치기 때문에 편향된 단방향 인과관계를 가정하였을 것이다. 마찬가지로 t 시점의 아시아 시장에서 동일한 t 시점에 미국으로의 단방향 인과관계는 미리 가정되고 명백하다.

따라서 정보 흐름으로 인한 검정 편의를 제거하고 시계열 달력 날짜를 정렬하고 최후에 부정확한 결론을 피하기 위해서 선형 및 비선형 인과관계에 대한 양방향 귀무가설은 미국 시장의 경우 t-1 시점에서 한 방향으로 검정되고 t 시점에서 동시적 시계열의 다른 방향으로 검정된다.

<표 5> 거래시장

구 분	주식시장					
	미국	브라질	중국	인도	러시아	독일
GMT (Greenwich time)	14:30~ 21:00(t-1)	15:00~ 22:00(t-1)	1:30~ 3:30(t) &5:00~ 7:30(t)	4:00~ 11:00(t)	7:00~ 16:00(t)	9:00~ 17:30(t)
USA (Eastern time)	9:30~ 16:00(t-1)	10:00~ 17:00(t-1)	19:30~ 21:30(t-1) &23:00(t-1)~ 1:30(t)	23:00(t-1)~ 6:00(t)	2:15(t)~ 11:05(t)	4:15(t)~ 12:35(t)

본 연구에서 실행된 선형 및 비선형 인과관계 과정은 전이, 즉 시장의 상호 의존성과 인위적으로 겹치지 않는 시장들 사이에서 한 시차의 뉴스 흐름을 이끌어내는 2차 적률효과에 대한 조사를 목표로 둔다. 예를 들어, 사용된 시계열 달력 일일 자료를 기준으로 중국의 경우(인도 및 러시아에도 동일하게 적용됨)는 H_0 : t 시점의 중국은 t-1 시점의 미국과 Granger 인과관계가 없다. 또는 H_0 : t 시점의 미국은 t 시점의 중국과 Granger 인과관계가 없다는 귀무가설로 검정될 수 있다.

일반적으로 마감 시간에서 차이점은 잠재적으로 실수하여 인과관계로 인식될 수 있는 공통 정보에 순차적 반응을 일으킬 수 있다. 일별 자료는 특정일 이내에 인과적 전달에서 이러한 순차적 반응을 분리할 수 있다. 유감스럽게도 이러한 자료는 BRIC 주식 시장에서 사용할 수 없다. 전반적으로 결과는 <표 6>의 해당 열에서 보여준다. "***"는 해당하는 인과관계 검정의 p 값이 1% 유의수준보다 작다는 것을 나

타내고 "*"는 p 값이 5% 유의수준보다 작음을 의미한다. 방향성 인과관계는 → 는 단방향 연계 또는 ↔ 는 양방향 연계를 보여준다.

1. 주식수익률에 대한 선형 및 비선형 인과관계 파악

주식수익률에 대한 선형 인과관계의 결과는 모든 기간의 1% 유의수준에서 미국 ↔ 러시아, 미국 ↔ 인도, 유럽 ↔ 브라질 간에 강한 양방향 피드백 관계를 나타낸다. 또한, 미국 → 브라질 및 유럽 → 중국의 강력한 일방향 연계성은 모든 기간에서 관찰된다. 흥미롭게도 이러한 국가는 다른 방향도 인과관계가 부족한 듯하다. 더욱이 미국과 중국은 P_2 및 P_{Total} 의 강한 양방향 연계성을 보여준다. 그것이 위기 전(P_1) 기간에서 사라진다는 사실은 금융위기의 확산 이후에 발생하였음을 시사한다. 이러한 위기는 주로 미국 주식시장에 영향을 미쳤다.

구분		Nonlinear causality											
X	Y	CCC-GARCH						DCC-GARCH					
		X → Y			Y → X			X → Y			Y → X		
		P _{Total}	P ₁	P ₂	P _{Total}	P ₁	P ₂	P _{Total}	P ₁	P ₂	P _{Total}	P ₁	P ₂
미국	브라질				*						*		*
미국	러시아	**	**		**	**	**	**	**		**	**	**
미국	인도	**	**		**	*	**	**	**		**	*	**
미국	중국												
유럽	브라질	*		*				*		*			
유럽	러시아	*		*				*					
유럽	인도				*			*			*		
유럽	중국												

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

3. 다변량 GARCH 필터링 후 잔차 비선형 상호 의존성

GARCH-BEKK 필터링 후 비선형 연계는 제거된다. 특히 P₁와 P₂의 미국 → 브라질 및 P₁에서만 브라질 → 미국 뿐만 아니라 P₂의 유럽 → 중국 인과관계는 제거된다. 또한 P₁과 P₂에서 러시아 → 유럽의 일방향 연계는 제거되고 P_{Total}에서 약화되었다. VAR 필터링이 지속된 후 나머지 모든 비선형 상호 의존성은 GARCH-BEKK 필터링 후에도 존재하므로 이 특정 분산-공분산 표현하에 변동성 효과는 비선형 인과관계를 유도하지 않는다는 것을 시사한다. 대신 CCC-GARCH와 DCC-GARCH 필터링 이후 대부분의 비선형 연계의 대부분은 사라진다. 물론 이것은 모든 조사된 한 쌍에 대해 적용되지 않는다. 그러나 이 모형으로 이분산성을 필터링한 이후 전체적으로 잔차는 GARCH-BEKK 모형과 비교된 다른 인과관계를 나타낸다.

또한 VAR 필터링된 잔차와의 주요 차이점은 비선형 인과관계는 BEKK 모형에 의해 포착되지 않는 단순한 변동성 효과로 인해 주로 발생한다. 실제로, 수익률분포의 높은 첨도를 설명하기 위해서 CCC 및 DCC 모형 모두에서 일변량 조건부 모델링을 위한 비대칭 GJR-GARCH 사양의 사용을 통해 더 나은 결과를 제공할 수 있다. 특히 중국의 경우 모든 연계가 미국과 유럽에서 사라졌고 위기 이후에도 미국-브라질 및 유럽, 브라질, 러시아, 인도의 P₂(및 P_{Total})에서 여전히 소수만이 남아있다. 게다가 나머지 관계는 통계적 유의성 측면에서 상당히 약화되었다. 그러나 이것은 일반적인 결론을 나타내는 것이 아니다.

흥미롭게, 조건부 상관 필터링 이후에도 유의한 비선형 상호 의존성이 유지되는데, 이는 2차 적률효과와 변동성 전이가 아마도 비선형 인과관계를 유발하는 유일한 것은 아니라고 볼 수 있다.

미국-러시아 및 미국-인도의 사례에서, 강력한 양방향 피드백 관계는 P₂를 제외한 모든 기간에 남아 있다. 결과적으로 위기 이후의 기간에서 상호 의존성은 아마도 2차 적률효과와 변동성 전이 때문일 것이다. 즉 이것이 GARCH 필터링에 의해 포착되고 제거된 이유이다. 반대로, 위기 전(P₁)의 인과관계는 변동성 전달 메커니즘에 기인하지 않는 듯하다. 왜냐하면 이들이 P₁에서 제거되지 않았지만 가장 중요한 것은 P_{Total}에도 남아있기 때문이다. 그러므로, 미국-러시아와 미국-인도의 인과관계 상호 의존성은 위기 전 기간 동안의 변동성 집중으로 인해 침해되지 않았다 (Bekaert and Harvey, 2003). 또한 다변량 GARCH 필터링 후 이들은 통계적으로 전혀 약화되지 않는다. 한 가지 가능한 설명은 3차 또는 더 높은 차원의 적률의 인과관계가 나머지 상호 의존성의 유의한 요소일 수 있다. 또한 나머지 인과관계가 변동성 집중이 설명되더라도 존재하는 꼬리분포 의존성으로 인한 것일 수 있다. 이러한 결과는 이 금융시장에서의 포트폴리오 다각화를 고려하는 정책 함의에 영향을 줄 수도 있다.

4. 경제 및 정책적 시사점

주식시장의 국제화와 관련하여 흥미로운 결론은 미국 금융위기와 그에 따른 유로존 국제위기 이후 국내에서 고려된 모든 시장이 더 국제적으로 통합되

었다는 점이 본 연구에서 나타났다. 또한 이전 연구에서 보았듯이 수익률과 변동성 전이효과가 미국 주식시장에서 유럽과 아시아의 선진 주식시장까지 뿐만 아니라 미국과 BRIC 국가 간에 존재한다는 결과에서 명백히 알 수 있다. 또 다른 발견은 약간의 차이가 위기 전·후의 기간에 인과관계의 지속성과 수준 간에 존재한다는 것이다. BRIC이 무역과 금융시장을 통해 글로벌 경제권과 강한 연계성을 갖는다는 사실을 고려할 때 미국발 서브프라임 위기가 BRIC 주식시장에 전달되면서 전이효과는 더욱 입증되었다. 예를 들어, 미국과 유럽에 의해 항상 Granger 인과관계가 존재하는 중국을 제외하고 위기 이후 기간은 미국 주식시장과 BRIC 주식시장 간에 매우 유의한 양방향 피드백 전이효과를 보여주었다. 두 기간의 결과는 인도와 러시아의 주식수익률이 미국 주식시장의 움직임에 의해 큰 영향을 받는다는 것을 보여주었다. 특히 러시아의 경우 리먼 브라더스 파산 이후 전이효과의 확실한 증거가 성립된다. 세계 금융시스템에서 미국 주식시장의 주도적 역할은 모든 인과관계 검정과 모든 기간에 걸쳐 볼 수 있는데 이는 Eun과 Shim(1989)의 이전의 연구결과와 일치한다. 반면 중국 주식시장은 미국과 유럽의 주가변동에 상대적으로 거의 영향을 미치지 않는데, 특히 VAR 필터링을 통해 선형 효과가 제거되면 더욱 영향을 미치지 않는다. 이번 결과는 중국이 다른 주식시장에 정보를 전달할 때 소극적인 역할을 한다고 볼 수 있다. 또한 미국, 중국 및 인도 주식시장의 변동성은 투자, 무역 및 거시경제 펀더멘털을 통해 상호 관련될 수 있다. 따라서 미국 경제상황에 관한 뉴스가 중국과 인도 경제 및 금융에 많은 영향을 줄 수 있는 함의가 있다. 그러나 미국-러시아, 미국-브라질 간의 무역 연계는 약간 작다. 그럼에도 불구하고 그들의 주식시장은 세계 석유와 에너지 수요의 영향을 통해 연계될 수 있는데, 이는 러시아나 브라질 경제에 어느 정도 영향을 미칠 가능성이 크다.

일반적으로 미국, 유럽 및 BRIC 경제는 상대의 경쟁력에 영향을 미치는 통화 시장의 변화를 통해 관련도 있다. 금융부문에서 외환 변동성으로 인해 또한 글로벌 포트폴리오 관리자가 동적으로 6개의 시장 중 투자 포지션을 수정할 수 있다. 나머지 인과관계의 또 다른 이유는 거래 유행이 주도하는 투기 움직

임이 미국, 유럽 및 BRIC 주식시장으로 옮겨질 수 있기 때문일 수 있다. 따라서 투기 및 소음 거래 또한 조사된 시장 간에 걸쳐 전이효과를 초래할 수 있다. 마지막으로, BRIC 주식시장에 영향을 미치는 미국 금융위기의 전이효과를 넘어 본 연구는 소위 탈동조화(decoupling) 현상을 조사한다.

인과관계의 결과를 기반으로 탈동조화 관점을 지지하는 일부 증거가 발견된 것으로 보인다. 특히, 신흥시장이 세계 성장의 주요 동력이 될 수 있다는 가정은 파악된 피드백 연계성에 의해 부분적으로 검증된다. 그러나 탈동조화는 특히 금융위기 이후 BRIC에서 미국 주식시장으로의 강력한 일방향 연계가 감지되고 반대 방향도 감지되지 않는 경우에만 그럴듯할 것이다.

VI. 결 론

본 연구는 지금까지 거의 주목을 받지 못하고 있는 소위 BRIC 국가, 즉 브라질, 러시아, 인도, 그리고 중국의 고성장 신흥 주식시장에 초점을 두면서 세계 금융시장 간의 전이효과에 관한 문헌에 기여하고 있다. 본 연구는 선진국인 미국 및 유럽 주식시장과 BRIC 주식시장 간의 관계를 파악하고 세계에서 가장 급성장하는 국가에 미국발 서브프라임 위기가 전이되는 것을 조사한다.

본 연구의 목적은 2007년~2010년 유로 도입 이후 금융위기 및 그에 따른 EU 부채 위기까지의 기간 내에 조사된 금융시장 간의 선형 및 비선형적 인과관계의 존재를 검증하는데 있다. 본 연구에서 몇 가지 흥미로운 결론이 나왔다. 특히, 거의 모든 시장이 미국발 금융위기와 그 결과의 유로존 국채위기 이후 국제적으로 더 많이 통합된 것으로 나타났다. 적절한 필터링 후에 주식수익률에서 파악된 선형 인과관계가 사라졌지만 일부 경우의 비선형 인과관계가 나타났으며 금융위기 전·후 모두에서 다변량 GARCH 필터링 후조차도 더 중요하게 지속되었다.

위기 후 기간 동안 무역 상호관계를 통할 뿐만 아니라 미국발 서브프라임 위기를 BRIC 주식시장으로 전파하였으므로 전이효과는 추가로 입증되었다. 또한 미국 주식시장의 주도적 역할은 모든 인과관계 검정

과 모든 기간 동안 나타난 반면, 중국 주식시장은 미국과 유럽의 주가 변동에 상대적으로 거의 영향을 미치지 않으며, 특히 선형 효과가 제거되면 더 영향을 미치지 않는다. 미국, 중국 및 인도의 주식시장은 투자, 무역 및 거시경제 펀더멘털을 통해 상호관련될 수 있고 미국, 러시아 및 브라질의 주식시장은 에너지 수요를 통해 연계될 수 있다. 마지막으로, 미국 위기가 BRIC 주식시장에 영향을 미치는 전이효과를 넘어서 탈동조화 현상도 조사되었다. 그만큼 BRIC이 세계 성장의 주요 동인이라는 가정은 감지된 양방향 피드백 연계로 확인되었다. 그러나, 특히 금융위기 이후 BRIC에서 미국 주식시장으로의 단독의 강한 연계가 수반되거나 반대 방향 또한 수반되지 않기 때문에 탈동조화는 관찰되지 않았다.

미래의 연구를 위한 흥미로운 주제는 비선형 인과관계 상호 의존성의 본질과 근원이다. 이것은 변동성 효과가 부분적으로 비선형 인과관계를 유발할 수 있다고 추정된다. 적합한 다변량 조건부 상관관계 GARCH 모형은 모든 경우에 그렇지 않지만 비선형 인과관계의 큰 부분을 차지한다. 또는 다른 모수화된 GARCH 모형 또는 구조 모형이 사용될 수 있으며, 후자는 신흥 주식시장의 상호 의존성을 촉진하는 경제적 요인과 거시적 펀더멘털을 통합할 수 있다. 주식수익률이 세 번째 또는 그 이상의 적률을 나타낼 수 있는 확률을 제외해서는 안된다. 또한 나머지 인과관계는 변동성 집중이 설명되어 존재하더라도 꼬리분포 의존성 때문일 수 있다.

이러한 요인은 GARCH 필터링이 주식수익률의 비선형성을 모두 포착하지 못한다는 이유를 설명할 수 있다. 실증 결과는 BRIC 주식시장의 효율성에 많은 함의를 가질 수 있다. 예를 들어, 이러한 결과는 이 시장의 예측가능성에 영향을 미칠 뿐만 아니라 시장의 금융통합의 과정을 수량화하기 위해서 미래의 연구에 유용할 수 있다. 미국, 유럽 및 BRIC 간의 상호 의존성이 감지되면 금융시장 규제, 헤징 및 거래 전략에 대한 중요한 함의를 나타낼 수 있다.

이러한 주식시장들 간에 강한 연계성이 존재한다는 사실은 초과위험 조정수익률이 존재함을 암시한다. 또한 동적 비선형 인과관계의 존재는 국제 포트폴리오 분산을 통한 이익을 획득하고 체계적인 시장 위험을 감소시키기 위해서 사용될 수 있다.

참고문헌

1. 김미경(2015), “21세기 관광산업진흥을 위한 관광벤처사업 활성화 방안,” *경영과 정보연구*, 34(3), 197-213.
2. 김미숙(2015), “경영자보상이 투자와 이익조정에 미치는 영향에 관한 연구,” *경영과 정보연구*, 34(3), 179-196.
3. 이경희·김경수(2015), “마코프국면전환모형을 이용한 글로벌 주식시장의 변동성에 대한 연구,” *경영과 정보연구*, 34(3), 17-39.
4. 이경희·김경수(2016), “MS-VAR 모형을 이용한 글로벌 경기변동의 동조화 및 구조적 변화에 대한 연구,” *경영과 정보연구*, 35(3), 1-22.
5. 이경희·김경수(2017), “ARDL 모형을 이용한 관광탄력성 추정에 대한 연구,” *경영과 정보연구*, 36(2), 81-92.
6. 이경희·김경수(2019), “MRS-GARCH를 이용한 아시아 주식시장 간의 변동성 추정,” *경영과 정보연구*, 38(1), 181-199.
7. Angkinand, A. P., Barth, J. R. and Kim, H. (2010), *Spillover effects from the U.S. financial crisis: Some time-series evidence from national stock returns*, Forthcoming in: *The financial and economic crises: An international perspective* Benton Gup. Edward Elgar.
8. Arshanapalli, B. and Doukas, J.(1993), “International stock market linkages: Evidence from the pre- and post October 1987 period”, *Journal of Banking and Finance*, 17, 193 - 208.
9. Baek, E. and Brock, W.(1992), A general test for non-linear Granger causality: Bivariate model, Working paper, Madison, WI: Iowa State University and University of Wisconsin.
10. Baur, D. and Jung, R. C.(2006), “Return and volatility linkages between the US and German stock market”, *Journal of International Money and Finance*, 25, 598 - 613.
11. Bauwens, L., Laurent, S. and Rombouts, J. V. K.(2006), “Multivariate GARCH models: A

- survey”, *Journal of Applied Econometrics*, 21, 79 - 109.
12. Bekaert, G. and Harvey, C. R.(2003), “Emerging markets finance”, *Journal of Empirical Finance*, 10, 3 - 55.
 13. Bollerslev, T.(1990) “Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model”, *The Review of Economics and Statistics*, 72, 498 - 505.
 14. Bollerslev, T., Engle, R. F. and Wooldridge, J. M.(1988), “A capital asset pricing model with time varying covariances”, *Journal of Political Economy*, 96, 116 - 131.
 15. Brock, W. A., Dechert, W. D., Scheinkman, J. A. and LeBaron, B.(1996), “A test for independence based on the correlation dimension”, *Econometric Reviews*, 15(3), 197 - 235.
 16. Brooks, C.(1996), “Testing for nonlinearities in daily pound exchange rates”, *Applied Financial Economics*, 6, 307 - 317.
 17. Chan, K., Hameed, A. and Tong, W.(2000), “Profitability of momentum strategies in the international equity markets”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(2), 153 - 172.
 18. Chen, G., Firth, M. and Rui, O. M.(2002), “Stock market linkages: Evidence from Latin America”, *Journal of Banking and Finance*, 26, 1113 - 1141.
 19. Christodoulakis, G. A. and Satchell, S. E.(2002), “Correlated ARCH: Modelling the time-varying correlation between financial asset returns”, *European Journal of Operations Research*, 139, 351 - 370.
 20. Christofi, A. and Pericli, A.(1999), “Correlation in price changes and volatility of major Latin American stock markets”, *Journal of Multinational Financial Management*, 9, 79 - 93.
 21. De Lima, P. J. F.(1996), “Nuisance parameter free properties of correlation integral based statistics”, *Econometric Reviews*, 15, 237 - 259.
 22. Denker, M. and Keller, G.(1983), “On U-statistics and von-Mises statistics for weakly dependent processes”, *Zeitschrift für Wahrscheinlichkeits theorie und Verwandte Gebiete*, 64, 505 - 522.
 23. Dooley, M. and Hutchison, M.(2009), “Transmission of the U.S. subprime crisis to emerging markets: Evidence on the decoupling - recoupling hypothesis”, *Journal of International Money and Finance*, 28, 1331 - 1349.
 24. Dornau, R.(1998), Shock around the clock—On the causal relations between international stock markets, the strength of causality and the intensity of shock transmission: An econometric analysis, ZEW-working paper no. 98-13.
 25. Engle, R. F.(1982), “Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation”, *Econometrica*, 50, 987 - 1008.
 26. Engle, R. F.(2002), “Dynamic conditional correlation—A simple class of multivariate GARCH models”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339 - 350.
 27. Engle, R. F. and Kroner, F. K.(1995), “Multivariate simultaneous generalized ARCH”, *Econometric Theory*, 11, 122 - 150.
 28. Engle, R. F. and Sheppard, K.(2001), Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH, UCSD (Mimeo).
 29. Eun, C. and Shim, S.(1989), “International transmission of stock market movements”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241 - 256.
 30. Fidrmuc, J. and Korhonen, I.(2010), “The impact of the global financial crisis on business cycles in Asian emerging economies”,

- Journal of Asian Economics*, 21(3), 293 - 303.
31. Fiorentini, G., Sentana, E. and Calzolari, G.(2003), "Maximum likelihood estimation and inference in multivariate conditionally heteroskedastic dynamic regression models with Student t innovations", *Journal of Business and Economic Statistics*, 21, 532 - 546.
 32. Frank, N. and Hesse, H.(2009), Financial spillovers to emerging markets during the global financial crisis, IMF working paper WP/09/104.
 33. Garza-García, J. G. and Vera-Juárez, M. E.(2010), "Who influences Latin American stock market returns? China versus USA", *International Research Journal of Finance and Economics*, 55, 22 - 35.
 34. Gilmore, C. G. and McManus, G. M.(2002), "International portfolio diversification: US and Central European equity markets", *Emerging Markets Review*, 3, 69 - 83.
 35. Glosten, L. R., Jagannathan, R. and Runkle, D. E.(1993), "On the relation between expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *Journal of Finance*, 48, 1779 - 1801.
 36. Granger, C. W. J.(1969), "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 37(3), 424 - 438.
 37. Gündüz, L. and Hatemi, A. J.(2005), "Stock price and volume relation in emerging markets", *Emerging Markets Finance and Trade*, 41, 29 - 44.
 38. Hamao, Y., Masulis, R. and Ng, V.(1990), "Correlation in price changes and volatility across international stock markets", *Review of Financial Studies*, 3, 281 - 307.
 39. Harvey, A.C., Ruiz, E. and Shephard, N.(1992), "Unobservable component time series models with ARCH disturbances", *Journal of Econometrics*, 52, 129 - 158.
 40. Hiemstra, C. and Jones, J. D.(1994), "Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price - volume relation", *Journal of Finance*, 49, 1639 - 1664.
 41. Hsieh, D. A.(1991), "Chaos and non-linear dynamics; application to financial markets", *Journal of Finance*, 5, 1839 - 1877.
 42. Hunter, D. M.(2003), Linear and nonlinear dynamic linkages between emerging market ADRs and their underlying stocks, Working paper.
 43. Johansen, S.(1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2 - 3), 231 - 254.
 44. Johansen, S. and Juselius, K.(1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169 - 209.
 45. King, M. and Wadhvani, S.(1990), "Transmission of volatility between stock markets", *The Review of Financial Studies*, 3, 5 - 33.
 46. Krugman, P.(2009), *The return of depression economics and the crisis of 2008*, W.W. Norton.
 47. Lee, B. S., Rui, O. M. and Wang, S. S.(2004), "Information transmission between the NASDAQ and ASIAN second board markets", *Journal of Banking and Finance*, 28, 1637 - 1670.
 48. Newey, W. K. and West, K. D.(1994), "Automatic lag selection in covariance matrix estimation", *Review of Economic Studies*, 61(4), 631 - 653.
 49. Peiro, A., Quesada, J. and Uriel, E.(1998), "Transmission of movements in stock markets", *The European Journal of Finance*, 4, 331 - 343.
 50. Phylaktis, K. and Ravazzolo, F.(2005), "Stock

- market linkages in emerging markets: Implications for international portfolio diversification”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15(2), 91 - 106.
51. Rivas, R. and Albuquerque, P. H.(2006), “Are European stock markets influencing Latin American stock markets?”, *Analisis Economico*, 21, 51 - 67
52. Roca, E.(1999), “Short-term and long-term price linkages between the equity markets of Australia and its major trading partners”, *Applied Financial Economics*, 9, 501 - 511.
53. Sheng, H. C. and Tu, A. H.(2000), “A study of cointegration and variance decomposition among national equity indices before and after the period of the Asian financial crisis”, *Journal of Multinational Financial Management*, 10, 345 - 365.
54. Smyth, R. and Nandha, M.(2003), “Bivariate causality between exchange rates and stock prices in South Asia”, *Applied Economics Letters*, 10, 699 - 704.
55. Susmel, R. and Engle, R.(1994), “Hourly volatility spillovers between international equity markets,” *Journal of International Money and Finance*, 13, 3-25.
56. Tarzi, S.(2005), “Foreign direct investment flows into developing countries: Impact of location and government policy”, *The Journal of Social, Political, and Economic Studies*, 30(4), 497 - 515.
57. Tse, Y. K. and Tsui, A. K. C.(2002), “A multivariate GARCH model with time-varying correlations”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 351 - 362.
58. Weber, E.(2007), Volatility and causality in Asia Pacific financial markets, SFB 649 discussion paper 2007-004.
59. Wilson, D. and Purushothaman, R.(2003), “Dreaming with BRICs: The path to 2050”, *Goldman Sachs Global Economics Paper*, 99, 1 - 22.

Abstract

Estimation of the Spillovers during the Global Financial Crisis

Lee, Kyung-Hee* · Kim, Kyung-Soo**

The purpose of this study is to investigate the global spillover effects through the existence of linear and nonlinear causal relationships between the US, European and BRIC financial markets after the period from the introduction of the Euro, the financial crisis and the subsequent EU debt crisis in 2007~2010. Although the global spillover effects of the financial crisis are well described, the nature of the volatility effects and the spread mechanisms between the US, Europe and BRIC stock markets have not been systematically examined. A stepwise filtering methodology was introduced to investigate the dynamic linear and nonlinear causality, which included a vector autoregressive regression model and a multivariate GARCH model. The sample in this paper includes the post-Euro period, and also includes the financial crisis and the Eurozone financial and sovereign crisis. The empirical results can have many implications for the efficiency of the BRIC stock market. These results not only affect the predictability of this market, but can also be useful in future research to quantify the process of financial integration in the market. The interdependence between the United States, Europe and the BRIC can reveal significant implications for financial market regulation, hedging and trading strategies. And the findings show that the BRIC has been integrated internationally since the sub-prime and financial crisis erupted in the United States, and the spillover effects have become more specific and remarkable. Furthermore, there is no consistent evidence supporting the decoupling phenomenon. Some nonlinear causality persists even after filtering during the investigation period. Although the tail distribution dependence and higher moments may be significant factors for the remaining interdependencies, this can be largely explained by the simple volatility spillover effects in nonlinear causality.

Key Words: Financial Crisis, BRIC, Causality, Volatility, Spillover Effects

* Ph. D., Dept. of Tourism Administration, Kangwon National University, iwilloit7@naver.com

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