



미국 주가관련 뉴스 사건이 한국 주식시장의 변동성에 미치는 영향*

최 완 수** (평택대학교)

본 연구에서는 미국 주식시장의 충격이 한국 주식시장의 변동성에 미치는 영향을 규명하였다. 표본기간은 2001년 1월 4일부터 2016년 12월 30일까지이며, 주가자료로는 미국의 S&P500 지수와 한국의 코스피 지수 일별증가를 사용하였다. 먼저 이변량 BEKK-GARCH 모형을 통해 미국 주식시장과 한국 주식시장은 상호 영향을 미치고, 그 영향의 정도는 글로벌 금융위기 이전보다는 이후에 더 강화되었음을 발견하였다. 그리고 변동성 충격반응함수 분석을 통해 동일한 충격에 대해 위기 이전에 비해 이후에 충격에 대한 변동성 반응이 보다 역동적이고 충격의 지속성이 낮아짐을 발견하였다. 이는 변동성 충격반응함수가 원래의 상태로 회귀하는데 소요되는 기간이 짧아졌음을 의미하는데 이는 두 시장 간의 통합성의 정도가 금융위기 이전보다는 이후에 증대되었다는 하나의 증거로 간주할 수 있다. 한편, 개별 충격에 대한 변동성 충격반응함수의 전개양상은 사건별로 사뭇 다른 양상을 보였는데 이러한 점은 두 시장 간의 변동성 전이구조가 일정하다고 가정할 때 충격이 발생한 시점의 최초 충격의 크기와 당시의 변동성 상태의 차이로 인한 결과로 판단된다. 그러나 대체로 최초 충격의 크기가 크고 변동성이 높은 기간에 속한 사건일수록 충격반응함수의 전개양상이 보다 역동적임을 발견하였다.

[1] 서 론

1987년 10월 19일 소위 "Black Monday" 사건 이후 세계 증권시장 간의 수익률 및 변동성의 전이현상을 설명하기 위한 연구들이 활발히 이루어졌다. 미국 증권시장에서 발생한 주가 폭락은 유럽과 일본 등의 주요 증권시장에서도 연쇄적인 주가폭락으로 유발되었기 때문이다. 그 이유는 전 세계적으로 자본시장규

제의 완화와 이에 따른 국제자금이동의 확산 및 정보통신기술의 발달로 인해 국가 간 금융시장의 통합의 정도가 높아진 상태에서 한 국가에서 발생한 금융위기는 다른 국가로 쉽게 전이되기 쉬워졌기 때문이다. 최근에는 과거와 달리 국제 금융위기가 발발하는 주기가 짧아지는 한편 그 충격의 크기도 커지는 상황 하에서

* 본 논문은 2017년 상반기 펀드평가3사(한국펀드평가, FnGuide, KG제로인)의 성균관대학교 자산운용연구센터(CAPM) 연구비 지원으로 수행되었습니다.
주제어 : 주식시장, 변동성 전이, BEKK-GARCH 모형, 변동성 충격반응함수
JEL 분류기호 : C32, G15
** 평택대학교 경영학과 교수(E-mail : cws2119@ptu.ac.kr)

한 국가에서 발생한 금융충격이 다른 국가로 전이되는 현상에 대한 연구는 금융위기와 그 전달 메커니즘을 이해하고 체계적 위험의 확인과 금융안정성 확보 측면에서 매우 중요하다고 하겠다.

주식시장 정보의 이동에 관한 1980년대 후반 이후의 초기연구들은 주식시장의 수익률 정보 전이를 중심으로 이루어져 왔다. 하지만 최근에는 주식시장의 수익률 정보 전이뿐만 아니라 주가의 변동성 사이에 나타나는 정보전이 현상에 대한 연구가 주류를 이루고 있다. 변동성 전이 효과가 있다는 것은 한 주식시장에서 발생한 충격이 다른 시장의 움직임에 영향을 미친다는 것을 의미한다. Ross(1989)가 암시했듯이 한 시장의 정보의 전달은 무위험차익거래 기회가 없는 시장에서 자산가격의 변화에 따른 변동성에 주로 기인한다. 즉, 정보의 흐름 측면에서 수익률보다는 이차 모멘트인 변동성이 더 중요하다는 것이다. 이러한 맥락에서 Engle, Ito and Lin(1990)은 변동성의 이동원인을 각 시장 참가자들이 새로운 정보를 처리하는데 따라 시간이 소요되기 때문이라고 보았다. 주식시장 간 변동성의 전이효과를 검증하기 위한 여러 방법 중 하나로 빈번히 사용되는 것 중의 하나가 Engle and Kroner (1995)의 다변량 BEKK(Baba, Engle, Kraft and Kroner)-GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)모형이다. 동 모형은 변동성의 전이효과를 포착하기 용이할 뿐만 아니라 조건부 분산-공분산 행렬이 비교적 약한 가정 하에서도 양정치가 됨을 보장한다는 장점을 갖는다. 이와 더불어 본 연구에서는 Hafner and Herwartz(2006)가 개발한 변동성 충격반응함수(Volatility Impulse Response Function; VIRF)를 통해 한 시장의 특정 시점에서 발생하는 충격에 대한 반응함수를 통해 다른 시장의 변동성 반응을 분석하였다. 변동성 충격반응함수는 Sims(1980)의 VAR모형을 통해 추출되는 충격반응함수(impulse response function; IRF)와는 달리 수익률 충격에 대한 일차함수의 형태가 아닌 변동성과 같은 이차적률체계에 적용하는 방법이다. 비선

형체계에서의 충격반응함수로는 Gallant, Rossi and Tauchen (1993)과 Koop, Pesaran and Potter(1996)의 방법이 있고, 이들 두 접근법의 주된 차이는 체계에 영향을 미치는 실제 충격의 정의와 충격의 영향을 측정하는 기준의 설정방법에 있다. Hafner and Herwartz(2006)의 방법은 후자의 방법을 다변량 GARCH체제에 응용한 방법이라 할 수 있는데,¹⁾ 다변량 GARCH 표기의 일종인 Engle and Kroner(1995)가 제시한 *vech*모형에 기반하여 이를 도출하였다. 따라서 변동성 충격반응함수를 도출하기 위해서는 BEKK-GARCH모형을 일반적인 *vech*모형으로 전환하는 작업이 선행되어야 한다. 이때 변동성 반응함수에서 특별히 주목하는 부분은 충격에 대한 반응의 크기와 충격의 지속성이라 할 수 있다. 본 연구에서는 GARCH-BEKK모형에서 미국과 한국 주식시장 간의 변동성 전이형태를 글로벌 금융위기 이전과 이후로 나누어 분석하였고, 만약 두 기간 간 변동성 전이형태가 차이가 있다면 변동성 충격반응함수의 형태가 어떻게 차이를 보이는지 규명하였다.

지금까지 다변량 GARCH모형을 통해 미국과 한국 주식시장 간 변동성 전이효과를 연구한 논문은 다수이지만 이러한 변동성 전이 유형을 글로벌 금융위기 전후로 나누어 분석하고, 동시에 이러한 기간별 차이가 미국에서 발생한 뉴스 이벤트 시점에서 변동성 충격반응함수에 어떻게 반영되는지를 분석한 연구는 많지 않다는 점에서 본 연구가 공헌할 수 있다고 생각된다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 연구주제와 관련된 기존 연구들을 고찰하고, 제3장에서는 연구방법론으로서 BEKK-GARCH모형과 이를 이용한 VIRF 도출방법을 설명하였다. 그리고 제4장에서는 실증분석 결과를 제시한 후 마지막으로 제5장에서 주요 결론을 도출하고 관련된 시사점에 대해 제시하였다.

1) 이 두 접근법의 차이에 관해서는 Le Pen and Sevi(2008)에 상세히 설명되어 있음.



[2] 문헌연구

변동성 전이현상에 관한 최초 연구자는 Eun and Shim(1989)이라 할 수 있는데 이들은 미국, 영국 등을 비롯한 9개국 주요 증권시장의 주가지수를 대상으로 VAR모형을 이용하여 분석하였다. 그 결과 단기적으로 주가지수 수익률 간에 동적인 상호 연관관계가 존재하며 미국 증권시장의 영향력이 다른 증권시장에 비해 크게 작용하고 있음을 보고하였다. GARCH 모형을 이용하여 미국, 영국, 일본 등 3개국 증권시장을 분석한 Hamao, Masulis and Ng(1990)은 단변량 GARCH모형을 이용해서 1987년 미국 주식시장 대폭락 시점 전후의 미국과 영국 및 일본 주식시장 간 전이현상을 연구하였다. 이들은 미국으로부터 영국과 일본으로의 유의적인 가격과 변동성의 전이현상이 존재하며, 미국으로부터의 충격이 가장 크고 지속성이 큼을 밝혔다. Lin, Engle and Ito(1994)은 GARCH과정을 갖는 신호추출모형을 이용하여 미국과 일본 간의 가격과 변동성간의 양방향 전이효과가 존재함을 발견하였다. Susmel and Engle(1994)은 미국과 영국 주식시장 간의 연관성을 시간별 자료를 이용해 분석하였는데, 결과적으로 두 시장 간에는 평균이나 변동성의 전이현상이 존재한다는 강력한 증거를 찾지는 못했다. Karolyi(1995)는 미국과 캐나다 주식시장간의 동적 관계를 이변량 GARCH모형을 사용해서 수익률과 수익률의 변동성을 통해 살펴보았는데 미국시장에서 발생한 충격이 캐나다 시장의 수익률과 변동성에 미치는 효과는 전통적인 VAR모형을 사용해서 측정한 결과보다는 그 규모가 더 작고 지속성이 더 낮다는 점을 밝혔다. Theodossiou and Lee(1993)는 미국, 영국, 캐나다, 독일 및 일본 주식시장 간의 관계를 다변량 GARCH-M모형을 이용하여 검증한 결과 이들 시장들 일부에서 평균과 변동성의 전이효과가 존재하고 동시에 미국이 변동성의 주요 원천임을 밝혔다. Koutmos and Booth(1995)는 미국, 영국 및 일본시장간의 가격과 변동성의 전이현상을 광범위한 다변량

EGARCH모형의 맥락에서 검증하였는데 동 모형은 변동성의 비대칭효과를 포착할 수 있다는 장점이 있다. 검증결과 가격 전이효과 이외에도 광범위한 변동성의 비대칭 전이효과, 즉 주어진 한 시장의 음(-)의 잔차는 다음 시장의 변동성을 증가시키는데 그 규모가 정(+)의 잔차보다 높음을 입증하였다. 한편, 1997년의 아시아 외환위기는 기존 선진국 시장에 대한 관심을 선진국과 신흥시장 간의 관계로 돌려놓는 계기가 되었다(예를 들어 Ng, 2000; He, 2001; Chen, Firth and Rui, 2002; Miyakoshi, 2003; Yang, Hsiao and Wang, 2006). 이들은 연구 결과를 통해 신흥시장은 미국시장으로부터 주로 영향을 받는다는 사실을 제시하였다. 또한 최근에는 2007년부터 2009년 간 진행된 글로벌 금융위기를 계기로 다시 아시아를 비롯한 신흥시장과 선진시장과의 변동성 전이 또는 신흥시장간 변동성 전이현상에 대한 연구가 활발히 진행되고 있다(Coudert, Herve and Mabile, 2015; Frank and Hesse, 2009; Guimaraes-Filho and Hong, 2016; Kang, Cho and Yoon, 2009; Li and Giles, 2015). 이들의 연구에 의하면 고도로 통합된 금융시장은 한 시장에서 발생한 충격을 다른 시장으로 전달하는 속도가 과거보다 더 빨라지고 있으며, 이러한 전이효과는 특히 글로벌 금융위기와 같은 변동성이 높은 기간에 더 강하게 나타남을 보였다. So and Tse(2009)는 아시아 시장의 통합의 정도가 급격히 증대되고 있으며 특히 금융위기 기간 동안 이들 시장의 동조현상(co-movement)이 두드러지게 나타나고 있음을 밝혔다. 또한 이전까지는 주로 정보전달의 주된 원천이 미국시장으로 보았지만 2015년 8월에 발생한 중국 주식시장의 요동(turbulence)에 의해 밝혀진 바와 같이 신흥시장에서 발생한 충격도 선진시장을 포함한 전 세계 시장에 영향을 미칠 수 있음을 보여주고 있다. 또한 Bae, Karolyi and Stulz(2003)에서와 같이 모형 추정상의 오류를 고려한 후 이를 제거한 상태에서 보면

이러한 전이현상은 착시일 수도 있다고 지적하였다.

한국 증권시장을 대상으로 수익률 및 변동성의 전이현상에 대한 초기연구는 유태우·김춘호(1997), 차인백·오세경(1998), 김인무·김찬웅(2001), 길재욱(2003) 등에 의해 진행되었다. 유태우·김춘호(1997)는 미국과 일본의 주식시장이 한국의 주식시장에 장기적인 관계를 가지고 움직이는지, 미국과 일본의 주식시장에서의 충격이 한국시장에 전달되는 효과가 있는지, 한국에서 추진되어온 자본 자유화 조치가 한·미·일 주식시장간의 장·단기적 관계에 어떤 영향을 주었는지 등에 관하여 VECM을 이용하여 분석하였다. 그 결과, 한·미·일 주식시장이 장기적 균형관계에 있으며 한국 증시가 미국과 일본증시의 단기적 충격에도 영향을 받을 수 있음을 보였다. 차백인·오세경(1998)은 VAR모형을 이용하여 아시아 외환위기 이후 아시아의 4개 신흥공업국(홍콩, 한국, 싱가포르, 대만)의 주식시장들과 세계에서 가장 규모가 큰 미국 및 일본 주식시장간의 상호 연관성을 실증적으로 분석하였다. 그 결과 미국과 일본 주식시장의 아시아 4개 신흥공업국 주식시장에 대한 영향력은 아시아 외환위기 발생(1997년 7월) 이후 대폭 증가하였을 뿐만 아니라 영향력의 지속기간 또한 더욱 늘어났음을 발견하였다. 김인무·김찬웅(2001)은 한국 일본 미국 주식시장 수익률 상호간의 구조변화를 파악하기 위해 VAR모형을 이용하였으며 이에 따라 전체기간을 두 기간으로 나누어 그랜저인과 관계, 충격반응함수 및 분산분해를 사용하여 외환위기 전후의 각국 주가지수 간 예측력과 충격반응의 변화를 점검하였다. 길재욱(2003)은 미국, 일본, 한국 3국의 거래소 시장과 장외 시장지수를 VAR과 VECM 모형에 적용하여 상호 시장의 연관관계에 대한 동적 분석을 실시한 결과, 주식시장과 장외시장 모두 미국의 충격이 일본과 한국으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그 외에는 일본의 주식시장에서 미국으로 약간의 영향을 주고 장외 시장에서는 한국에 약간의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이후에도 GARCH 모형을 이용한 다수의 연구들이 이루어 졌는데 외국 증권시장을 대상으로 수익률 및 변동성의 전이현상을 연구한 논문들과 마찬가지로 국내 연구들도 세계 증권시장에서 주도적

역할을 수행하는 미국 증권시장에서 발생한 충격이 국내 증권시장에 상당한 영향을 주고 있음을 밝히고 있다. 하지만 미국시장의 한국시장에 대한 변동성 전이효과 정도에 대해서는 일부 다른 주장이 제기되기도 하였는데 예를 들어 정재만·정태영(2010)은 한국 증권시장과 미국 증권시장 간의 수익률 및 변동성의 전이현상이 존재하지만, 최근에 변동성 전이효과가 강화되는 현상은 발견할 수 없다고 주장하였다. 반면에 김석진 외(2011)는 미국 증권시장의 수익률 및 변동성이 모두 한국 증권시장에 정의 영향을 주고 있으며, 최근에 변동성 전이효과가 강화되었다고 주장하였다. 최완수(2014)는 미국 주식시장을 포함한 동아시아 5개국 주식시장 간 주가지수 수익률과 변동성의 전이효과를 검증하였다. 검증결과 1997년 아시아 외환위기와 같은 지역적 요인에 의한 충격보다는 2007년 이후 전개된 글로벌 금융위기의 경우가 전이효과에 더 큰 영향을 미치고 있으며, 글로벌 금융위기 전후에 관련 없이 미국 주식시장의 충격이 동아시아 주식시장에서 가장 강한 영향력을 행사하며, 그 강도는 금융위기 이후가 이전보다 더 크게 나타난다고 하였다.

한편 방법론적인 측면에서 초기에는 VAR모형이나 VECM 혹은 단변량 GARCH모형을 주로 사용하다가 Bollerslev, Engle and Wooldridge(1988)의 다변량 VECH GARCH모형이 개발된 이후에는 다양한 유형의 GARCH 모형들이 활용되고 있다. 다변량 GARCH 모형은 여러 시장 간 수익률과 변동성의 동적 특성을 잘 포착할 뿐만 아니라 수익률과 변동성의 전이현상을 규명할 수 있다. 그러나 이들 모형의 추정치를 통해 일정 기간 동안의 전이현상의 존재 유무나 전이의 방향, 전이현상의 강도 차이 등을 알 수는 있지만 특정 시점에 한 시장에서 발행한 극단적 충격이나 정치·경제적 사건이 자국 시장의 변동성은 물론 다른 시장의 변동성에 어떠한 영향을 미치고 또 이후의 변동성의 전개과정이 어떠한지는 알 수 없다. 특히 글로벌 금융위기 이후 미국의 통화정책(금리변경, 양적완화 등)이나 유럽 재정위기 및 그리스 사태, 영국의 EU탈퇴(Brexit), 트럼프의 미국 대통령 당선 등 예측하였거나 예측치 못한 외부충격이 발생하였을 때 다른



시장의 변동성의 규모나 충격의 지속기간 등에 관한 의문점을 해결하지 못한다. 이와 같은 점을 분석할 수 있는 모형이 Hafner and Herwartz(2006)의 변동성 충격반응함수(volatility impulse response function, 이하 VIRF라 함)이다. VIRF는 Sims(1980)의 VAR(vector autoregression)모형을 통해 추출되는 충격반응함수(impulse response function; IRF)와는 달리 수익률 충격에 대한 일차함수의 형태가 아닌 변동성과 같은 이차적틀체계에 적용하는 방법이다. 비선형체계에서의 충격반응함수로는 Gallant, Rossi and Tauchen(1993)과 Koop, Pesaran and Potter(1996)의 방법이 있고, 이들 두 접근법의 주된 차이는 체계에 영향을 미치는 실제 충격의 정의와 충격의 영향을 측정하는 기준의 설정방법에 있다. Hafner and Herwartz(2006)의 방법은 Koop, Pesaran and Potter(1996)의 방법을 다변량 GARCH체계에 응용한 방법이라 할 수 있는데,²⁾ 다변

량 GARCH 표기의 일종인 Engle and Kroner(1995)가 제시한 *vech*모형에 기반하여 이를 도출하였다. VIRF를 사용해서 변동성 전이를 분석한 논문은 많지 않은데 Panopoulou and Pantelidis(2005)가 G-7 주식시장에 적용한 경우, Hafner and Herwartz(2006)가 환율에 적용한 경우, Le Pen and Sevi(2010)이 유럽 전기 선도시장에 적용한 경우 및 Grobys(2010)가 유럽 주식시장에 적용한 경우가 전부이다. 이중 주식시장에 관한 Panopoulou and Pantelidis(2005)와 Grobys(2010)는 VIRF의 전개 양상은 충격의 발생시점의 충격의 크기와 변동성 상태, 시장 간 변동성 전이 양상(단방향 혹은 양방향)에 따라 시장별로 상당히 다양하게 나타나나 대체로 과거 보다는 최근에 이룰수록 변동성 전이현상이 강화되고 있으며, 그 결과 동일한 충격에 대한 변동성 반응의 규모가 더 크고 충격에 의한 변동성의 증가가 원래 수준으로 회귀하는 기간이 더 길게 나타남을 보고하였다.

[3] 연구방법론

지금까지 충격반응함수(impulse response function; IRF)은 Sims(1980)에 의해 고안되어 VAR(vector autoregression)모형과 함께 경제·금융 분야에서 광범위하게 활용되어 왔다.

이러한 충격반응함수는 수익률 충격에 대한 일차함수의 형태를 띠고 있어 이를 변동성과 같은 이차함수 체계에 적용할 경우 상당히 복잡해진다. Gallant, Rossi and Tauchen(1993)과 Koop, Pesaran and Potter(1996)는 비선형체계에서의 두 가지 충격반응함수를 각기 제시하였는데, Hafner and Herwartz(2006)의 방법은 후자의 방법을 다변량 GARCH체계에 응용한 방법이라 할 수 있다.³⁾ 이들은 다변량 GARCH 모형 중 가장 일반화된 형태의 *vech*-GARCH 모형에 기반하여 변동성 충격반응함수를

고안하였는데, 이는 식(8)과 같다.

$$vech(H_t) = C + A * vech(E_{t-1} * E'_{t-1}) + B * vech(H_{t-1}) \quad (1)$$

이변량 모형의 경우 *A*와 *B*는 각각 (2×2) 행렬이고 *vech*(*A*)와 *vech*(*B*)는 각각 다음과 같다.

$$vech(A) = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{12} \\ a_{21} \\ a_{22} \end{bmatrix}, \quad vech(B) = \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{12} \\ b_{21} \\ b_{22} \end{bmatrix}$$

여기서 *C*는 3×1 상수행렬이고, *A*와 *B*는 각각 3×3 계수행렬이다. *vech*는 정사각행렬의 하방삼각부분을 일렬로 쌓으라는 연산자이다. 시계열자료의

2) 이 두 접근법의 차이에 관해서는 Le Pen and Sevi(2008)에 상세히 설명되어 있음.
3) 이 두 접근법에 대한 상세한 차이는 Le Pen and Sevi(2008)의 논문을 참조하기 바람.

수 $N=2$ 일 때 Vech-GARCH(1,1) 모형은 다음 식 (2)와 같다.

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_1^* \\ \omega_2^* \\ \omega_3^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* & a_{13}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* & a_{23}^* \\ a_{31}^* & a_{32}^* & a_{33}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t-1}^2 \\ \epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} \\ \epsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \quad (2)$$

$$+ \begin{bmatrix} b_{11}^* & b_{12}^* & b_{13}^* \\ b_{21}^* & b_{22}^* & b_{23}^* \\ b_{31}^* & b_{32}^* & b_{33}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

이때 추정대상이 되는 모수의 수는 $[1+(p+q)[N(N+1)/2]^2]$ 이 되며 본 모형의 경우 21가 된다. 이와 같이 *vech*모형은 추정모수의 수가 너무 많고 따라서 분산-공분산 행렬이 양정(positive definite.) 행렬이 됨을 보장하지 못한다는 점이다. 이러한 점을 보완한 것이 BEKK모형이다. 또한 BEKK모형은 추정이 더욱 용이한데, 이는 추정대상이 되는 모수의 수가 다른 모형들에 비해 훨씬 적기 때문이다. Engle and Kroner(1995)는 식(2)의 BEKK모형은 만약 $(A \otimes A + B \otimes B)$ 의 모든 고유치(eigenvalue)의 절댓값이 1보다 작으면 이차 안정적(second-order stationary)임을 입증하였다.

Engle and Kroner(1995)에 의하면 일반적으로 어떠한 BEKK모형이라도 이에 대응하는 동등한 유일의 *vech*모형이 존재하며, 반대로 그 역은 성립되지 않는다. BEKK모형을 채택함으로써 우리는 모형의 일반성을 거의 상실함이 없이 추정대상이 되는 모수의 수를 현격히 줄이고 동시에 분산-공분산 행렬의 양정성을 확보할 수 있게 된다. BEKK모형의 유일의 동등한 구조의 *vech*모형을 구하는 것은 간단하다. 이 경우 E_t 의 비조건부 분산인 $Var(E_t)$ 는 다음과 같이 쉽게 계산된다.

즉, $vec[Var(E_t)] = [I_4 - (A \otimes A)' - (B \otimes B)']^{-1} * vec(\Omega' \Omega)$ 과 같은데, 여기서 *vec*은 정사각 행렬의 열들을 순차적으로 쌓으라는 연산자이다. 이변량 GARCH(1,1)의 각 방정식의 조건부 분산을 쉽게 확장해서 표기하면 다음과 같다.

$$h_{11,t} = \omega_{11}^2 + a_{11}^2 \epsilon_{1t-1}^2 \quad (3)$$

$$+ 2a_{11}a_{12}\epsilon_{1t-1}\epsilon_{2t-1} + a_{12}^2\epsilon_{2t-1}^2$$

$$+ b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{12}h_{12,t-1}$$

$$+ b_{12}^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{22,t} = \omega_{21}^2 + \omega_{22}^2 + a_{21}^2 \epsilon_{1t-1}^2 \quad (4)$$

$$+ 2a_{21}a_{22}\epsilon_{1t-1}\epsilon_{2t-1} + a_{22}^2 \epsilon_{2t-1}^2$$

$$+ b_{21}^2 h_{11,t-1} + 2b_{21}b_{22}h_{12,t-1}$$

$$+ b_{22}^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = \omega_{11}\omega_{21} + a_{11}a_{21}\epsilon_{1t-1}^2 \quad (5)$$

$$+ (a_{11}a_{22} + a_{12}a_{21})\epsilon_{1t-1}\epsilon_{2t-1}$$

$$+ a_{12}a_{22}\epsilon_{2t-1}^2 + b_{11}b_{21}h_{11,t-1}$$

$$+ (b_{11}b_{22} + b_{12}b_{21})h_{12,t-1}$$

$$+ b_{12}b_{22}h_{22,t-1}$$

한편, 변동성 충격반응함수(이하 VIRF라 칭함)의 도출과정은 다음과 같다. 시점 $t=0$ 에서 조건부 공분산은 최초상태 H_0 에 있고, 최초 충격 $Z_0 = (z_{1,0}, z_{2,0})'$ 가 발생한다고 가정하자. 이때 VIRF $V_t(Z_0)$ 는 다음 식(6)과 같이 정의된다.

$$V_t(Z_0) = E[vech(H_t)|\Phi_{t-1}, Z_0] - E[vech(H_t)|\Phi_{t-1}] \quad (6)$$

이때 $V_t(Z_0)$ 의 첫 번째와 세 번째 항(각기 $v_{1,t}$ 와 $v_{3,t}$ 로 표기됨)은 t 기간 전에 발생한 충격 Z_0 에 대한 첫 번째 변수와 두 번째 변수의 조건부 분산의 반응을 나타낸다. 비슷한 방식으로 $V_t(Z_0)$ 의 두 번째 항($v_{2,t}$ 로 표기됨)은 t 기간 전에 발생한 충격 Z_0 에 대한 조건부 공분산의 반응을 나타낸다. 이 경우 VIRF는 다음 관계식(7)에 기초하여 반복적으로 계산된다.

$$V_1(Z_0) = A * [vech(H_0^{1/2} Z_0' H_0^{1/2}) - vech(H_0)] \quad (7)$$

$$V_t(Z_0) = (A + B) * V_{t-1}(Z_0), t > 1$$



여기서 변동성 충격은 변동성 상태 추정치의 기준시점을 사용하여 계산되며, 따라서 변동성 상태의 기준시점의 예상치 못한 충격(\hat{E}_t)과 동시점의 최초 변동성 상태(\hat{H}_0)에 따라 그 결과는 달라진다는 점에 유의해야 한다.

VIRF 분석을 통해 우리는 다음과 같은 사실을 규명할 수 있다. 첫째, 한 시장에서의 충격이 다른 시장에서의 변동성의 동적 조정에 어떻게 영향을 미치는지를 파악할 수 있다. 둘째, VIRF는 충격이 발생하는 시점의 변동성의 상태와 비기대수익률들에 의해 좌우된다. 만약 충격의 형태를 부의 충격과 정의 충격으로 나누어 살펴 보면 Koutmos and Booth(1995) 등과 같은 관련 연구문헌들에서 전형적으로 포착되는 변동성의 비대칭반응(asymmetric response of volatility)을 다른 형태로 파악할 수 있다. 셋째, 전형적인 VAR모형에서의 충격반응함수와 달리 VIRF는 상호연관성이 매우 높거나 일별자료나 일중자료와 같은 고빈도 금융시계열 시리즈에서 흔히 나타나는 변수배열(ordering) 문제를 회피할 수 있다. 전통적인 IRF는 출레스키 분해(Cholesky decomposition)를 사용해서 변수들을 직교화한 후 독립적이고 동일한 잔차항을 얻으나 잔차항 구성요소의 배열문제를 회피할 수 없다. 반면 Hafner and Herwartz(2006)의 VIRF는 줄단 분해(Jordan decomposition)를 사용해서 독립적이고 동일한 분포를 갖는 잔차항을 얻는다.

한편, VIRF는 전통적인 조건부 평균식의 충격반응함수(IRF)와 대비하여 세 가지 중요한 차이점을 갖는다. 첫째, VIRF는 최초 충격의 짝함수(even function)이다. 즉 $V_t(Z_0) = V_t(-Z_0)$ 이다. 반면 IRF는 최초 충격에 대한 홀함수(odd function)이다. 둘째, IRF는 선형함수이다. 즉, $IRF(k*Z_0) = k*IRF(Z_0)$ 이다. 반면 VIRF는 어떤 차수에도 동질적이지 않다. 셋째, VIRF는 충격이 발생한 당시의 변동성 상태(H_0)로 측정되는 과거 역사에 의존하는 반면 IRF는 과거 역사에 의존하지 않는다.

본 연구의 실증결과를 제시하기 전에 VIRF의

형태를 간단히 요약하면 다음과 같다. 먼저 $\Psi = [\Psi_{i,1}] \equiv vech(H_0^{1/2}Z_0'Z_0H_0^{1/2}) - vech(H_0)$, $i = 1, 2, 3$ 으로 정의한다. 위 식에서 Ψ 의 원소는 초기 상태 H_0 의 원소들과 충격 Z_0 의 원소들의 함수이다. 한편, 우리가 관심을 갖는 BEKK모형의 형태별 충격반응함수의 형태는 다음과 같다.

Case I : 대각(diagonal) BEKK모형

$$(즉, a_{12} = a_{21} = b_{12} = b_{21} = 0)$$

$$v_{1,1} = a_{11}^2 \Psi_{1,1} \text{ 그리고}$$

$$v_{1,t} = (a_{11}^2 + b_{11}^2)^{t-1} v_{1,1} \quad (t > 1)$$

$$v_{2,1} = a_{11} a_{22} \Psi_{2,1} \text{ 그리고}$$

$$v_{2,t} = (a_{11} a_{22} + b_{11} b_{22})^{t-1} v_{2,1} \quad (t > 1)$$

$$v_{3,1} = a_{22}^2 \Psi_{3,1} \text{ 그리고}$$

$$v_{3,t} = (a_{22}^2 + b_{22}^2)^{t-1} v_{3,1} \quad (t > 1)$$

Case II : $a_{12} = b_{12} = 0$ 인 반면 $a_{21} \neq 0$

그리고(또는) $b_{21} \neq 0$

$$v_{1,1} = a_{11}^2 \Psi_{1,1} \text{ 그리고}$$

$$v_{1,t} = (a_{11}^2 + b_{11}^2)^{t-1} v_{1,1} \quad (t > 1)$$

$$v_{2,1} = a_{11} a_{21} \Psi_{1,1} + a_{11} a_{22} \Psi_{2,1}$$

$$\text{그리고 } v_{2,t} = f(v_{1,1}, v_{2,1}) \quad (t > 1)$$

$$v_{3,1} = a_{21}^2 \Psi_{1,1} + 2a_{21} a_{22} \Psi_{2,1}$$

$$+ a_{22}^2 \Psi_{3,1} \text{ 그리고}$$

$$v_{3,t} = g(v_{1,1}, v_{2,1}, v_{3,1}) \quad (t > 1)$$

여기서 f 는 아래와 같이 $v_{1,1}, v_{2,1}, a_{ij}$ 및 $b_{ij}, i, j = 1, 2$ 의 함수이고 g 는 $v_{1,1}, v_{2,1}, v_{3,1}, a_{ij}$ 및 $b_{ij}, i, j = 1, 2$ 의 함수이다.

$$\begin{aligned} f(v_{1,1}, v_{2,1}) &= \\ &= \frac{(a_{11} a_{21} + b_{11} + b_{21})(a_{11}^2 + b_{11}^2)^{t-1} - (a_{11} a_{22} + b_{11} b_{22})^{t-1}}{a_{11}^2 - a_{11} a_{22} + b_{11}(b_{11} - b_{22})} v_{1,1} \\ &+ (a_{11} a_{22} + b_{11} b_{22})^{t-1} v_{2,1} \end{aligned}$$

[4] 실증분석

4.1 자료 및 요약 통계량

본 연구에서는 미국 주식시장과 한국 주식시장 간의 변동성 전이와 미국 주식시장의 충격에 대한 한국 주식시장의 변동성 반응을 살펴보기 위해 미국의 경우 S&P500지수와 한국의 경우 코스피지수를 사용하였다. 자료는 한국은행 경제통계 데이터베이스인 ECOS (<http://ecos.bok.or.kr>)에서 추출하였다. 기간은 2000년 1월 4일부터 2016년 12월 30일까지이며 일별 종가자료를 사용하였다. 수준자료의 단위 근 문제를 해결하기 위해 두 시장 주가지수 모두

$r_t = [\ln(p_t) - \ln(p_{t-1})] * 100$ 과 같이 연속수익률로 전환하여 활용하였다. 수익률자료의 주요 기술통계량은 <표 1>에 정리되어 있다.

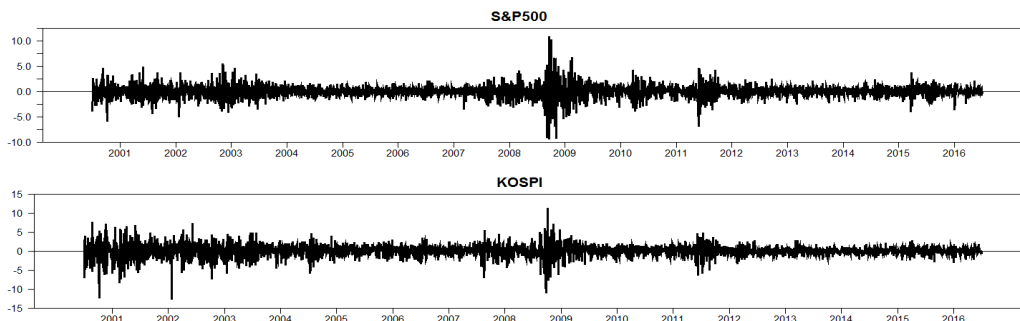
변동성을 나타내는 표준편차와 범위(최대치-최소치)를 보면 역시 국고채보다는 코스피의 경우가 더 높게 나타나고 있다. 그리고 초과첨도와 자크-베라 통계량을 볼 때 국고채와 코스피 모두 정규분포보다는 첨예분포 양상을 보이고 있는데 이는 기존 연구에서 나타난 바와 같이 거의 모든 금융시계열자료에서 나타나는 일반적인 현상이다. 분석 기간 동안의 미국과 한국의 주가 수익률의 추이를 살펴보면 <그림 1>과 같다.

<표 1> 주가수익률의 기술통계량

	S&P 500 수익률	KOSPI 수익률
평균	0.0067	0.0135
표준편차	1.2541	1.5744
최 소 치	-9.4695	-12.8047
최 대 치	10.9572	11.2844
왜 도	-0.1922**	-0.5220**
초과첨도	8.2734**	6.5439**
J-B 통계량	11592.95**	7157.85**

주) (**) 는 각각 5%(1%) 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

<그림 1> 주가수익률의 시계열 추이





4.2 BEKK-GARCH 모형의 추정

본 연구의 분석은 이변량 BEKK-GARCH(1,1) 모형에 기초한다. 먼저 평균방정식의 수익률 벡터 $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t})'$ 는 식(8)과 같은데 y_{1t} 는 KOSPI 수익률을 y_{2t} 는 국고채 수익률을 나타낸다.

$$Y_t = C + M^* Y_{t-1} + E_t \quad (8)$$

이때 C 는 2×1 의 상수항 벡터이고 M 는 2×2 의 계수행렬이며 $E_t = (e_{1t}, e_{2t})'$ 는 평균이 0인 오차항 벡터이다. 이때 $Var(E_t | \Omega_{t-1}) = H_t$ 로 정의하며, Ω_{t-1} 은 t-1시점에서 활용가능한 모든 정보집합을 나타낸다. 본 연구에서는 조건부 분산 H_t 가 식(2)와 같이 Engle and Kroner(1995)가 제시한 이변량 BEKK-GARCH(1,1)모형을 고려한다.

$$E_t = H_t^{1/2} * Z_t \quad (9)$$

$$H_t = \Omega * \Omega' + A * E_{t-1} * E_{t-1}' * A' + B * H_{t-1} * B' \quad (10)$$

여기서 $\Omega = [\omega_{ij}]$, $i, j = 1, 2$ 는 상수항의 2×2 하방삼각행렬이며, $A = [a_{ij}]$ 와 $B = [b_{ij}]$, $i, j = 1, 2$ 는 2×2 계수행렬이며 $Z_t \sim N(0, 1)$ 이다. 행렬 A 는 ARCH항으로서 수익률의 단기충격을 그리고 행렬 B 는 GARCH항으로서 수익률의 장기충격을 나타낸다. 추정절차에 대해 설명하면 먼저 단변량 GARCH(1,1)모형을 사용해서 각 국가별 모두의 초기치를 구한 후 이를 BEKK모형의 추정에 활용하였다. 행렬 A 와 B 의 대각요소들은 해당되는 단변량 추정치의 제곱근으로 간주하였으며, 비대각요소들은 초기치를 0으로 설정하였다. 앞서 방법론에서 언급한 바와 같이 잔차항의 조건부 분포는 정규분포가 아닌 t분포(자유도 ν)로 가정하였으며 식(6)과 (7)에서 정의된 대수우도함수를 BFGS(Broyden, Fletcher, Goldfarb and Shanno)방법으로 최대화하였다. GARCH(1,1)-BEKK모형으로부터 추정된 조건부 분산과 공분산 및 이의 표준편차, t-분포의 자유도, 전체 시스템의 고유값과 대수우도함수는 <표 2>와 같다.

<표 2> BEKK-GARCH 추정결과

	전체기간 (2000.1.3.~2016.12.31.)	부분기간 1(ante-GFC) (2000.1.3.~2006.12.31.)	부분기간 2(post-GFC) (2010.1.3.~2016.12.31.)
평균방정식			
c_1	0.0546** (0.0161)	0.0929** (0.0355)	0.0486* (0.0190)
m_1	-0.0089 (0.0155)	0.0133 (0.0253)	-0.0064 (0.0220)
c_2	0.0687** (0.0129)	0.0403* (0.0203)	0.0693** (0.0180)
m_2	-0.1444** (0.0167)	-0.1122** (0.0268)	-0.1038 (0.0248)
분산방정식			
ω_{11}	0.0693** (0.0150)	0.1116** (0.0350)	-0.2163** (0.0441)

	전체기간 (2000.1.3.~2016.12.31.)	부분기간 1(ante-GFC) (2000.1.3.~2006.12.31.)	부분기간 2(post-GFC) (2010.1.3.~2016.12.31.)
ω_{21}	0.0253 (0.0282)	0.0282 (0.0304)	0.0309 (0.0688)
ω_{22}	0.1204** (0.0127)	0.0696** (0.0193)	0.1627** (0.0488)
a_{11}	0.1796** (0.0108)	0.1667** (0.0179)	0.1684** (0.0294)
a_{12}	-0.0501** (0.0106)	-0.0343** (0.0120)	0.2294** (0.0269)
a_{21}	0.0693** (0.0166)	0.1879** (0.0351)	-0.2780** (0.0284)
a_{22}	0.3043** (0.0150)	0.2474** (0.0214)	0.1489** (0.0333)
b_{11}	0.9820** (0.0021)	0.9777** (0.0042)	0.8769** (0.0193)
b_{12}	0.0090** (0.0024)	0.0042 (0.0031)	-0.1228** (0.0212)
b_{21}	-0.0177** (0.0055)	-0.0376** (0.0088)	0.1809** (0.0200)
b_{22}	0.9479** (0.0048)	0.9671** (0.0053)	0.9562** (0.0174)
$d.f.$	7.6036** (0.6077)	10.8301** (1.5362)	6.5708** (0.8389)
LL	-12309.84	-5444.27	-4214.64
고유값	(0.99726, -0.00000) (0.98615, 0.00548) (0.98615, -0.00548)	(0.99630, 0.00000) (0.98201, 0.00480) (0.98201, -0.00480)	(0.95981, 0.00000) (0.77577, 0.18357) (0.77577, -0.18357)

주1) 모수 추정치 아래의 괄호값은 추정치의 표준오차를 표시함.

주2) **과 *은 각각 99%와 95%에서 통계적으로 유의적임을 나타냄.

추정결과를 살펴보면 모형의 적합성 측면에서 전반적으로 BEKK 모형은 미국과 한국 시장의 변동성과 시장간 교차 변동성의 동학을 효과적으로 잘 포착하고 있는 것으로 보인다. 분석의 초점인 분산방정식에 한정해서 말하면 충격의 단기지속성을 나타내는 ARCH 항의 계수 a_{11} 과 a_{22} 은 모두 전체기간 및 부분기간에서 통계적으로 유의적이고 정의 값을 갖고 있다. 또한 충격의 장기지속성을 나타내는 GARCH 항의 계수 b_{11}

과 b_{22} 도 마찬가지로 전체기간 및 부분기간 모두에서 통계적으로 유의적이고 정의 값을 갖고 있다.⁴⁾ 한편, 미국시장의 충격이 한국시장의 변동성에 영향을 미치는 것과 관련된 모수인 a_{12} 과 b_{12} 값을 보면 전체기간의 경우 a_{12} 의 값은 부의 유의성을 갖고 b_{12} 의 값은 정의 유의성을 갖는 것으로 나타났다. 앞의 식(3)에서 한국시장의 변동성에 영향을 미치는 항목들을 살펴보면 a_{12} 의 값은 미국과 한국 시장의 잔차항의 교차곱과

4) 정규분포를 가정한 BEKK모형의 추정값은 t-분포를 가정한 경우와 크게 다르지 않으나 대수우도 값은 모든 경우에서 t-분포를 가정한 경우보다 작은 값을 갖는 것으로 나타나 본 연구의 t-분포 가정을 정당화한다.



미국시장의 ARCH항과 연계되어 한국시장의 변동성에 영향을 미치고 b_{12} 의 값은 미국시장과 한국시장 간의 공분산과 미국시장의 GARCH항과 연계되어 한국시장의 변동성에 영향을 미치게 된다. 이때 잔차항의 교차곱은 한국 시장의 변동성을 낮추는 요인으로 작용하고 ARCH항과 GARCH항은 반대로 증가시키는 요인이 됨을 알 수 있다. 그러나 그 크기는 두 시장 모두의 ARCH항과 GARCH항에 비해서 상대적으로 매우 작기 때문에 미국 시장의 충격은 한국 시장의 변동성에 영향을 미치기는 하나 그 영향의 정도는 한국 시장의 고유한 변동성 결정요인과 비교하여 미미하다고 볼 수 있다. 반면 식(5)의 한국시장이 미국시장의 변동성에 영향을 미치는 것과 관련된 모수의 계수인 a_{21} 과 b_{21} 의 값을 보면 모두 통계적으로 유의적으로 나타났으나 a_{12} 와 b_{12} 의 부호와 반대로 나타나고 있고 계수 값도 상대적으로 크다. 즉, 한국시장의 충격이나 변동성도 앞의 결과와 부호는 반대이지만 미국시장의 변동성에 유의적인 영향을 미치고 오히려 그 영향력은 미국시장의 영향력보다 큼을 알 수 있다. 이러한 경우는 변동성 전이가 미국시장과 한국시장의 경우 미국에서 한국으로의 단 방향만의 전이현상이 나타나는 것이 아니라 쌍방향으로의 전이현상이 나타남을 의미하는데 이는 기존연구와 차별되는 결과이다.⁵⁾

한편 글로벌 금융위기(2007년~2009년) 전후의 부분기간을 보면 먼저 금융위기 이전인 부분기간 I (200년~2006년)의 경우에는 전체기간에서 나타난 공분산행렬의 비 대각요소의 부호와 동일하고 계수의 크기도 큰 차이를 보이지 않는다. 반면 금융위기 이후인 부분기간 II의 경우에는 비 대각요소의 부호도 전체기간이나 부분기간 I 과 반대로 나타나고 있고 계수 추정치도 매우 크게 나타났다. 이는 글로벌 금융 위기를 거치면서 이전에 비해 시장 간의 통합의 정도가 커졌다는 기존 연구와 같은 결과라고 할 수 있다. 단, 두 시장 간의 변동성에 영향을 미치는 요인들의 부호가 달리 나타난 것은 글로벌 금융위기 전후의 변동성 영향요인의 부호가 달리 나타난 점이 특징적이

다. 이러한 결과를 해석하기 위해서는 앞서 이변량 BEKK-GARCH모형을 vec형태로 확장한 식(3)에서 식(5)를 참조할 필요가 있는데, 식(3)을 보면 미국으로부터 한국 주식시장의 변동성 전이와 관련된 계수는 a_{12} 와 b_{12} 가 있고, 식(4)를 보면 한국으로부터 미국 주식시장의 변동성 전이와 관련된 계수는 a_{21} 과 b_{21} 이 있다. 이때 a_{12} 와 a_{21} 은 전일의 미국 시장의 충격과 한국시장의 충격이 각각 다른 시장의 변동성에 직접적인 영향을 미치는 요인과 관련된 모수이고, b_{12} 와 b_{21} 은 전일의 미국과 한국시장의 변동성이 공분산을 통해 간접적으로 영향을 미치는 요인과 관련된 변수이다. 본 연구의 주된 관심인 a_{12} 의 경우 글로벌 금융위기 이전에는 유의적인 부의 값을 갖다가 위기 이후에는 유의적인 정의 값을 가지면서 그 값이 상대적으로 매우 크게 나타나고 있습니다. 이러한 사실은 기존 연구에서와 같이 글로벌 금융위기 이전보다는 위기 이후에 미국시장의 충격이 한국 주식시장에 미치는 직접적 영향이 상대적으로 높게 나타나고 미국시장의 충격이 한국 주식시장의 변동성을 증대시키는 요인으로 작용하였음을 알 수 있다.

4.3 변동성 충격반응함수의 도출

본 절에서는 제2장에서 살펴본 Hafner and Herwartz(2006)의 VIRF를 여러 시점에서 도출하고 이를 통해 앞서 BEKK 모형 추정결과에서 나타난 미국시장과 한국시장과의 변동성 전이현상의 구조적 변화와 관련성을 살펴보았다.

VIRF은 식(7)에서와 같이 변동성 상태의 기준시점의 예상치 못한 충격(\hat{E}_t)과 동 시점의 최초 변동성 상태(\hat{H}_t)에 따라 결정된다. 따라서 충격의 발생시점의 선정이 중요한데 표본기간을 글로벌 금융위기 전후로 나누었기 때문에 되도록 글로벌 금융위기 이전기간, 위기간, 그리고 위기 이후기간으로 나누 후 각 기간별

5) 이는 Engle et. al.(1990)의 유형분류체계(typology)에 따르면 “heat wave”효과보다는 “meteor showers”효과가 더 강하게 나타남을 의미한다.

로 시점을 분산하여 배정하였다. 첫 번째 기준은 미국시장의 상당한 부의 주가충격이 발생하고 다음 날 한국시장에서도 그 영향을 받아 주가가 폭락한 시점을 선정하였다. 그 다음으로 미국 통화정책 관련 제1차 양적완화(quantitative easing) 시행시점과 버냉키 미 연준 의장의 긴축발작(taper tantrum) 발언시점, 금리관련 사건으로 글로벌 금융위기 이후 최초 금리인하 시점과 이후 최초 금리인상 시점을 선정하였다. 마지막으로

정치적 사건으로 2016년 영국 브렉시트(Brexit) 결정 투표결과 발표시점과 동년 트럼프(Donald Trump) 미 대통령 당선시점을 선정하였다. 충격발생 시점 당일의 미국 주가수익률과 다음 날 한국 주식시장의 주가수익률을 분석순서대로 요약정리하면 <표 3>과 같다.

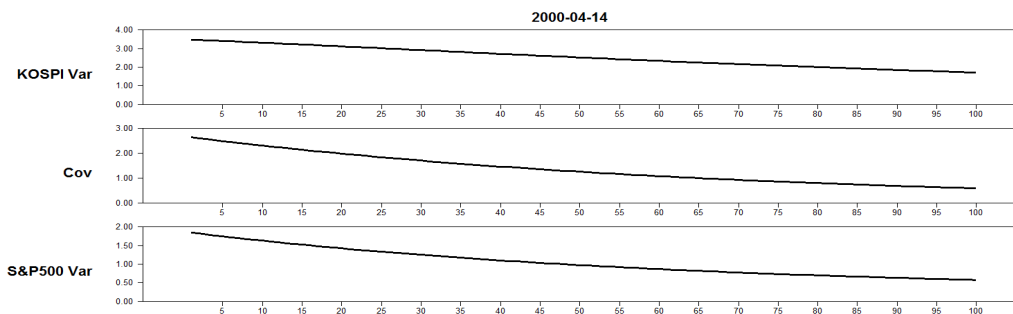
먼저 부분기간 I을 대상으로 한 BEKK 모형 모수 추정치를 이용한 세 시점의 VIRF는 <그림 2>에 나타나 있다.

<표 3> 미국 뉴스 이벤트 발생시점 및 주가수익률 충격

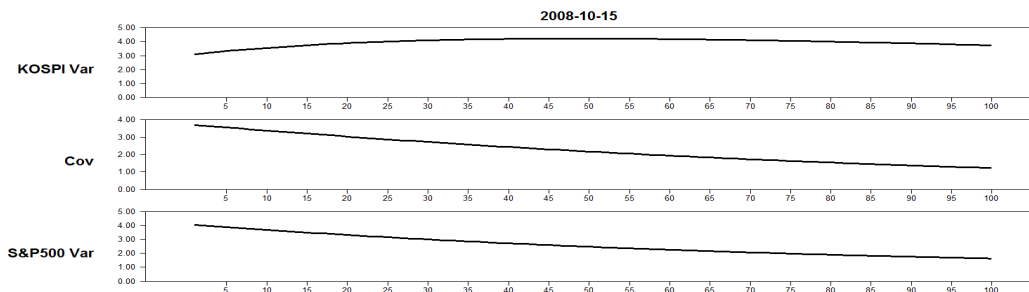
뉴스 이벤트		발생시점	S&P 수익률	KOSPI 수익률
주가폭락	미국 IT버블 붕괴	2000. 4.14	-6.00%	-12.37%
	리먼 부도	2008.10.15	-9.47%	-9.91%
	그리스 파산	2011. 8. 8	-6.89%	-3.71%
통화관련	제1차 양적완화	2009. 3.18	2.06%	-0.70%
	긴축 발작	2013. 6.19	-1.39%	-2.02%
금리관련	최초 금리인하	2007. 9.18	2.88%	3.42%
	최초 금리인상	2015.12.16	-1.52%	0.43%
정치적 사건 관련	브렉시트	2016. 6.24	-3.66%	0.08%
	트럼프 당선	2016. 11. 9	1.10%	-2.27%

<그림 2> 미국 주가 충격에 대한 VIRF(위기 이전기간)

A: 미국 IT버블 붕괴

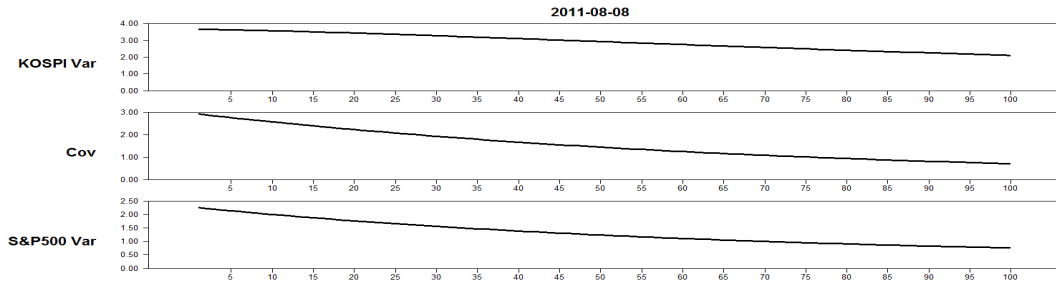


B: 리먼 부도사태





C: 그리스 파산위기



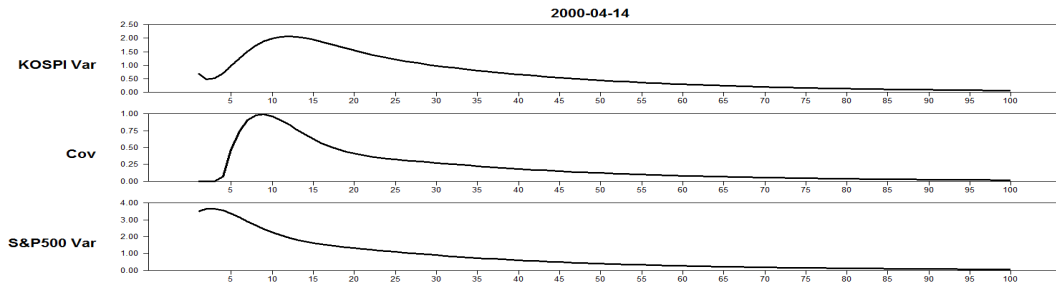
이때 최초 충격 \hat{Z}_0 은 잔차 벡터 추정치 \hat{E}_t 와 공분산 행렬 추정치 $vech(\hat{H}_t)$ 를 이용해서 $\hat{Z}_0 = (\hat{H}_t^{1/2})^{-1} \hat{E}_t$ 과 같이 계산되고, 최초 충격반응은 식(7)과 같이 충격이 발생한 시점의 변동성상태를 기준으로 이를 초과한 값으로 계산하였다. 초기 세 시점별 VIRF을 보면 모든 시점에서 비록 미국 발 충격에 대한 변동성과 공분산의 반응의 규모는 차이를 보이지만 그 전개 양상은 유사하게 나타났다. 즉, 초기 충격에 따른 두 시장의 변동성은 2008년 10월 15일의

한국시장의 변동성을 제외하고 시간이 흐름에 따라 분산과 공분산이 감소하는 양상을 보였다. 그러나 변동성이 원래의 수준으로 회귀하는 기간은 추정기간인 100일을 초과하였다. 이는 충격에 대한 변동성의 반응이 상당히 오랜 기간 유지되고 따라서 충격의 지속성이 상대적으로 매우 높음을 나타낸다.

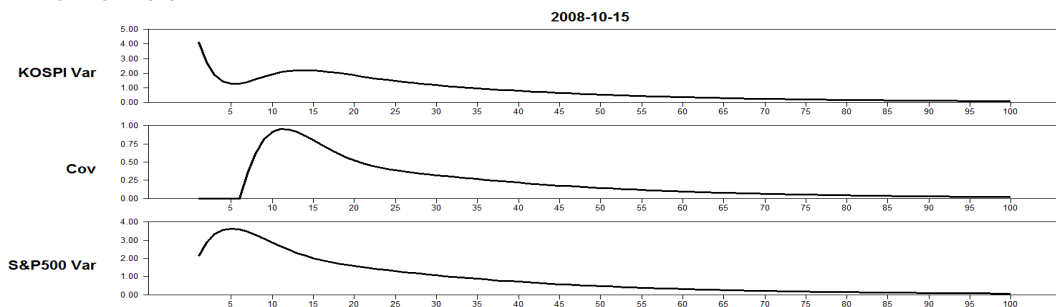
한편 글로벌 금융위기 이후인 부분기간 II의 분산-공분산 행렬 추정치를 사용한 동일한 세 시점의 VIRF를 도출하면 다음 <그림 3>과 같다.

<그림 3> 미국 주가 충격에 대한 VIRF(위기 이후기간)

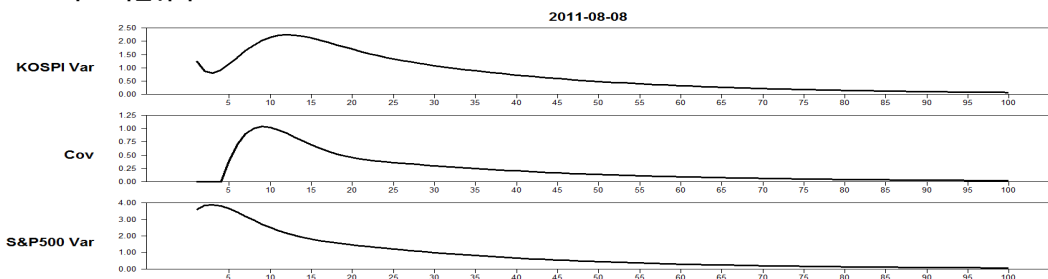
A: 미국 IT버블 붕괴



B: 리먼 부도사태



C: 그리스 파산위기



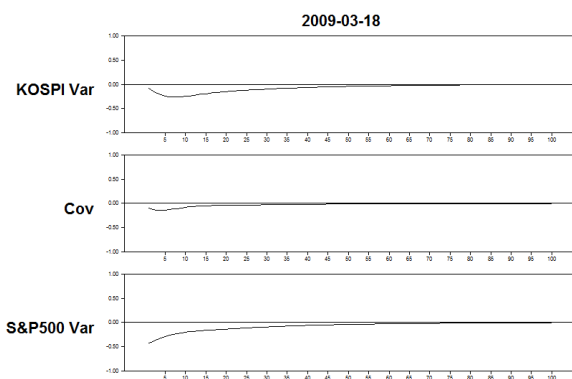
부분기간 II의 분산-공분산 행렬 모수 추정치를 이용한 VIRF는 세 시점 모두 앞서 부분기간 I을 이용한 VIRF와 현격히 다른 양상을 보여주고 있는데 두 시장 모두의 분산과 공분산 모두에서 초기 충격반응이 좀 더 역동적으로 나타났다. 더 중요한 점은 충격반응의 지속성 측면에서 금융위기 이전에 비해 변동성이 상대적으로 빠르게 감소하고 있다. 이는 금융위기 이전보다 충격에 대한 반응이 보다 활발히 나타나기 때문인데 이는 앞서 <표 2>의 BEKK 모형 추정결과에서 나타난 바와 같이 금융위기 이후 미국시장과 한국시장의 통합이 높게 이루어지고 이에 따른 정보전달의

속도가 크게 향상되었음을 의미한다.

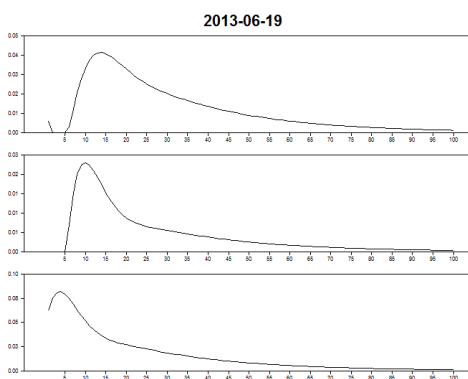
다음으로 분석대상 시점은 글로벌 금융위기를 극복하기 위해 미 연준(Fed)이 1차 양적완화(quantitative easing)을 실시한 2009년 3월 18일과 이후 당시 버냉키(Ben Bernanke) FRB의장이 양적완화를 중단하기로 선언한 2013년 6월 19일로서 이로 인한 긴축발작(taper tantrum) 현상이 대두된 바 있다. 앞의 결과를 토대로 이후부터는 부분기간 II의 분산-공분산행렬 추정치를 활용하였다. 두 사건의 VIRF는 다음 <그림 4>와 같다.

<그림 4> QE1 시행 공표 및 Taper Tantrum 발생시점의 VIRF

A: QE1 시행 공표



B: Taper Tantrum 발표



두 사건 중 전자는 시장에 막대한 유동성을 공급하는 정책을 공표함으로써 주가에 긍정적 영향을 미쳤고, 후자는 반대로 양적완화를 통해 공급된 유동성을 더 이상 확대하지 않는다는 선언으로서 주가에 부정적 영향을 미쳤다. 두 시점의 VIRF를 비교해 보면 QE1

시행발표에 따른 변동성 반응은 상당히 미약하게 나타난 반면, 긴축발작의 경우 미국시장과 한국시장 모두 변동성에 상당한 충격을 받았음을 알 수 있다. 특히 미국의 경우에는 잠시 충격에 따른 변동성이 증가하는 기간을 거쳐 점차 감소하는 반면 한국의 경우에는

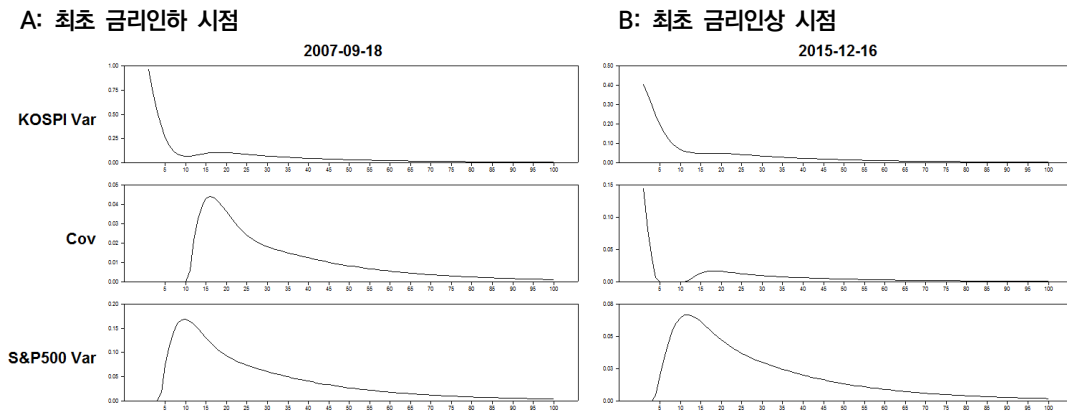


처음에는 변동성에 별 영향이 없다가 점차 변동성이 상당히 증가하고 이후에도 증가된 변동성이 쉽게 줄어 들지 않고 있다. 이러한 점은 긴축발작으로 인해 선진국인 미국보다는 신흥국에 속하는 한국이 유동성 축소 방침에 따른 영향이 더 크게 나타난 측면이 있다. 두 시점에서 다른 반응이 나온 것은 예측된 충격과 예측하지 못한 충격 간의 차이라고 볼 수 있다. 1차 양적완화 정책의 공표는 시장에서 이미 상당히 예견된 상태에서 이에 관한 정보가 이미 발표 전에 주가에 반영되었을 가능성이 높다. 반면에 긴축발작의 경우 시장에서 거의 예상치 못한 상태에서 발표된 측면이 크기 때문에 충격이 크고 그 충격을 해소하기까지

상당 기간이 소요됨을 알 수 있다. 따라서 예상했던 사건은 실제 그 사건이 발생하는 시점에서 변동성에 미치는 영향은 거의 없는 반면, 예상치 못한 충격의 발생은 사건 발생 시점은 물론 이후 상당 기간에도 변동성을 증가시키는 요인으로 작용하다 이후 점차적으로 그 충격의 효과가 사라지는 양상을 나타내는 것으로 보인다.

다음으로 금융위기 기간 동안 미국에서 최초로 금리를 인하한 시점인 2007년 9월 18일과 연속적인 금리 인하를 끝내고 최초로 금리를 인상한 2015년 12월 16일을 분석시점으로 설정하였는데 두 시점의 VIRF는 <그림 5>와 같다.

<그림 5> 최초 금리인하 시점과 최초 금리인상 시점의 VIRF



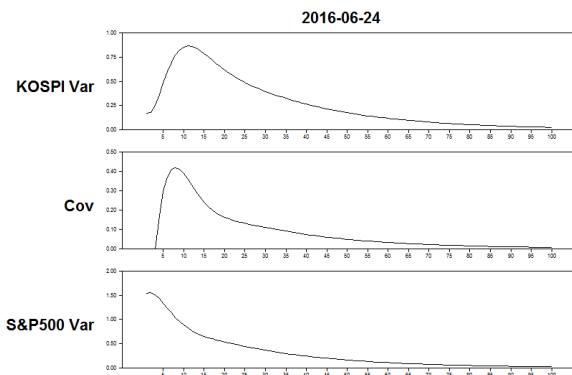
미국의 금리정책의 경우 결정 발표 이전에 상당부분 시장에서 그 결과를 예상하는 경우가 많기 때문에 뉴스 발표 시점 이전에 이미 그 영향이 주가에 반영되었을 가능성이 있다. 이 경우 <그림 4>의 1차 양적완화 발표와 같은 변동성 충격반응이 예상되었으나 의외로 금리인하나 인상 모두 미국 시장의 변동성에 큰 충격을 주었음을 알 수 있다. 반면 한국시장의 경우 초기에는 충격의 크기는 미국시장보다 더 크게 나타났지만 이후 급속히 감소하여 그 충격을 상당히 빠른 기간 내에 소화하는 경향이 있다. 미국시장과 한국시장의 변동성 반응이 다르게 나타난 이유는 정확히 알 수는 없고 두 시장의 미국 기준금리정책에 대한 시장 영향력

차이라고 볼 수 있다. 여기서 주목할 점은 2015년 12월 미국 기준금리 인상 시 두 시장 간의 공분산이 다른 분석결과와 달리 상당히 빠른 속도로 감소하는 경향을 보인다는 점이다.

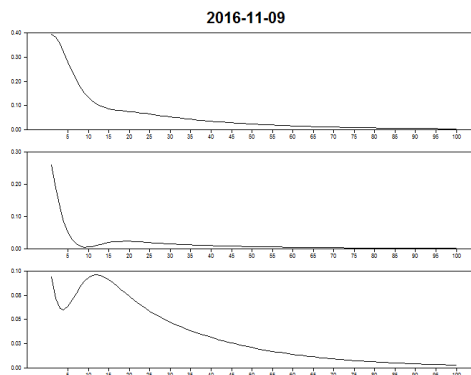
마지막으로 정치적 사건에 의한 충격이 변동성에 미치는 영향을 살펴보기 위해 비교적 최근인 2016년 6월 24일 발생한 브렉시트(Brexit) 사건과 트럼프(Donald Trump) 미 대통령 당선 사건이다. 두 사건 모두 전혀 예상치 못한 사건으로 시장에 큰 충격을 주었으나 사건 이후 곧 그 충격이 해소되거나 반전된 경우라고 할 수 있는데 이때의 VIRF는 <그림 6>과 같다.

〈그림 6〉 브렉시트와 트럼프 미 대통령 당선 사건의 VIRF

A: 브렉시트(Brexit) 시점



B: 트럼프 대통령 당선 시점



위 그림에서 알 수 있듯이 브렉시트의 경우에는 상대적으로 미국보다는 한국시장의 충격이 더 크고 변동성의 지속기간도 큰 반면 트럼프 당선 경우에는 한국보다는 미국시장의 충격이 더 크고 변동성의 지속기간도 더 장기간으로 나타났다.

이와 같이 충격이 발생하는 시점에 따라 VIRF는 매우 다양한 양상을 보이고 있기 때문에 기간별 비교와 달리 특정 시점의 사건의 성격에 따른 VIRF 양상의 일반화는 어렵다고 보여진다. 그 이유는 VIRF는 각

시장에서 충격이 발생한 시점의 최초 충격의 크기, 최초 변동성 상태 그리고 두 시장 간의 변동성 전이구조에 따라 상당히 다른 전개과정을 나타내기 때문이라 생각된다. 그렇지만 두 시장 간의 변동성 전이구조가 주어진 상태라고 가정한다면 VIRF는 최초 충격이 크고 변동성이 높은 상태일 때가 그렇지 않은 경우에 비해 상대적으로 더 강한 역동성을 보인다고 조심스럽게 판단할 수 있다.

5 결론

다변량 GARCH 모형은 여러 시장 간 수익률과 변동성의 동적 특성을 잘 포착할 뿐만 아니라 수익률과 변동성의 전이현상을 규명할 수 있다. 그러나 이들 모형의 추정치를 통해 일정 기간 동안의 전이현상의 존재 유무나 전이의 방향, 전이현상의 강도 차이 등을 알 수는 있지만 특정 시점에 한 시장에서 발행한 극단적 충격이나 정치·경제적 사건이 자국 시장의 변동성은 물론 다른 시장의 변동성에 어떠한 영향을 미치고 또 이후의 변동성의 전개과정이 어떠한지는 알 수 없다. 특히 글로벌 금융위기 이후 미국의 통화정책(금리변경, 양적완화 등)이나 유럽 재정위기 및 그리스

사태, 영국의 EU탈퇴(Brexit), 트럼프의 미국 대통령 당선 등 예측하였거나 예측치 못한 외부충격이 발생하였을 때 다른 시장의 변동성의 규모나 충격의 지속기간 등에 관한 의문점을 해결하지 못한다. 이와 같은 점을 분석할 수 있는 모형이 Hafner and Herwartz(2006)의 변동성 충격반응함수(volatility impulse response function, 이하 VIRF라 함)이다. VIRF는 Sims(1980)의 VAR(vector autoregression)모형을 통해 추출되는 충격반응함수(impulse response function; IRF)와는 달리 수익률 충격에 대한 일차함수의 형태가 아닌 변동성과 같은 이차적률체계에 적용



하는 방법이다.

본 연구에서는 VIRF를 이용하여 미국 주식시장에서 발생한 충격이 한국 주식시장의 변동성에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석기간은 2000년 1월부터 2016 12월까지이며, 일별종가 자료를 활용하였다. 미국 주가는 S&P500 지수를, 한국 주가는 코프피지수를 사용하였다.

Hafner and Herwatz(2006)의 VIRF는 다변량 *vech*-GARCH모형을 사용하여 도출된다. 그러나 동 모형은 추정 모수의 수가 너무 크고 분산-공분산 행렬이 양정행렬이어야 함을 보장하지 못한다. 이를 보완하기 위해 Engle and Kroner(1995)의 BEKK-GARCH모형을 통해 모수를 추정하고 이를 다시 *vech*모형으로 전환하는 방법을 사용하였다. BEKK모형은 *vech*모형에 비해 추정모수의 수가 적고 일정 조건 하에 분산-공분산 행렬이 양정행렬임을 보장하는 장점을 갖는다.

먼저 BEKK모형을 통한 변동성 전이현상의 분석결과 미국 주식시장과 한국 주식시장은 미국으로부터의 일방적 전이가 아닌 양방향 전이현상이 존재하고, 그 강도는 글로벌 금융위기 이전보다는 이후에 강화됨을 확인하였다. 이러한 점은 미국시장으로부터 한국시장으로 일방적인 전이현상이 나타나고 있다는 기존 연구와 대비되는 결과이다. 또한 VIRF를 이용하여 다양한 시점에서 미국 주식시장에서 충격이 발생하였을 때 한국 주식시장의 변동성에 미치는 효과를 살펴보았다. 그 결과 대체로 VIRF는 충격이 발생한 시점의 최초 충격의 크기, 당시의 변동성 상태에 따라 상당히 다른 양상을 보였으나, 전반적으로 글로벌 금융위기 이전과 이후의 VIRF는 현저한 차이를 나타내고 있음을 발견하였다. 즉, 위기 이전기간에 비해 이후 기간에서 VIRF

가 보다 역동적인 양상을 보이고 있고 충격에 대한 반응의 지속기간이 훨씬 더 짧았다. 이러한 사실은 앞서 BEKK 모형을 통해 살펴본 변동성 전이현상 분석과정에서와 같이 미국시장과 한국시장 간의 상호연관성이 글로벌 금융위기 이전기간 보다는 이후기간에 더 높아짐을 반영하는 것으로 판단된다. 즉 두 시장 간의 통합의 정도가 높아짐에 따라 충격에 대한 흡수가 보다 빨리 이루어졌다고 볼 수 있다. 또한 글로벌 금융위기 동안의 미국의 최초 양적완화 시행이나 종료, 최초 금리인하나 최초 금리인상과 같은 경우처럼 주가에 서로 반대되는 영향을 미치는 뉴스에 따른 VIRF를 분석한 결과 보면 상당히 다른 전개양상을 보이고 있다. 이러한 점은 브렉시트나 트럼프 미 대통령 당선과 같은 예측하지 못한 정치적 사건에 대한 VIRF의 경우에도 나타나고 있다.

이와 같이 충격이 발생하는 시점에 따라 VIRF는 매우 다양한 양상을 보이고 있기 때문에 기간별 비교와 달리 특정 시점의 사건의 성격에 따른 VIRF 양상의 일반화는 어렵다고 보여진다. 그 이유는 VIRF는 각 시장에서 충격이 발생한 시점의 최초 충격의 크기, 최초 변동성 상태 그리고 두 시장 간의 변동성 전이구조에 따라 상당히 다른 전개과정을 나타내기 때문이라 생각된다. 그렇지만 두 시장 간의 변동성 전이구조가 주어진 상태라고 가정한다면 VIRF는 최초 충격이 크고 변동성이 높은 상태일 때가 그렇지 않은 경우에 비해 상대적으로 더 강한 역동성을 보인다고 조심스럽게 판단할 수 있다. 추후에 보다 다양한 사건들에 대한 VIRF를 도출해서 사건의 성격에 따른 VIRF 전개양상에 대한 일반화된 원리 도출이 가능한 지에 대한 검증이 요구된다고 하겠다.

참고 문헌

- 길재우(2003), “주가 동조화현상에 관한 연구”, 재무관리연구, 제20권 제2호, 181-200.
- 김석진, 포영영, 도영호(2011), “한국, 중국 및 미국 증권시장의 동조화”, 재무관리연구, 제28권 제2호, pp. 1-23.
- 김인무, 김찬웅(2001), “한국, 일본, 미국 증권시장의 정보전달: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로”, 증권학회지, 제28집, pp. 481-513.
- 유태우, 김춘호(1997), 미·일 주가의 한국주가에 미치는 영향에 대한 분석, 증권·금융연구, 제3권 제1호, pp. 1-20.
- 정재만, 정태영(2010), “한중 증권시장간 동조화는 강해지고 있는가?”, 재무관리연구, 제 27권 제3호, pp. 119-149.
- 차백인, 오세경(1998), “미국 및 일본 주식시장의 아시아 신흥 주식시장에 대한 영향력 분석”, 금융연구, 제12권 제1호, pp. 1-23.
- 최완수(2014), “Stock price return and volatility spillovers across East Asian equity markets”, 산업경제연구, 제27권 제1호, pp. 269-292.
- Bae, K.H., Karolyi, G.A. and R.M. Stulz(2003), “A new approach to measuring financial contagion”, *The Review of Financial Studies*, 16(3), pp. 717-763.
- Bollerslev, R., Engle, R.F. and J.M. Wooldridge(1988), “A capital asset pricing model with time varying covariance”, *Journal of Political Economy*, 96, pp. 116-131.
- Chen, G., Firth, M. and O.M. Rui(2002), “Stock market linkages: Evidence from Latin America”, *Journal of Banking and Finance*, 26(6), pp. 1113-1141.
- Coudert, V., Jerve, K., and P. Mabilie(2015), “Internationalization versus regionalisation in the emerging stock markets,” *International Journal of Finance and Economics*, 20, pp. 16-27.
- Engle, R.F., Ito, T. and W.L. Lin(1990), “Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange markets”, *Econometrica*, 58(3), pp. 525-542.
- Engle, R.F. and K.F. Kroner(1995), “Multivariate simultaneous generalized ARCH”, *Econometric Theory*, 11, pp. 122-150.
- Eun, C. and S. Shim(1989), “International transmission of stock market movements”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, pp. 241-256.
- Frank, N. and H. Hesse(2009), “Financial spillovers to emerging markets during the global financial crisis,” IMF Working paper, WP/09/104.
- Gallant, A.R., Rossi, P.E. and G. Tauchen (1992), “Stock prices and volume,” *The Review of Financial Studies*, 5(2), pp. 199-242.
- Grobys, K.(2010), “Have volatility spillover effects of cointegrated European stock markets increased over time?”, *The Review of Finance and Banking*, 2(2), pp. 83-94.
- Guimaraes-Filho, R. and G.H. Hong(2016), “Dynamic connectedness of Asian equity markets,” IMF Working paper, WP/16/57.
- Hafner, C. and H. Herwartz(2006), “Volatility Impulse Response Functions for Multivariate GARCH Models: An Exchange Rate Illustration”, *Journal of International Money and Finance*, 25, pp. 719-740.
- Hamao, Y., Masulis, R., and V. Ng(1990), “Correlations in price changes and volatility across international stock markets”, *Review of Financial Studies*, 3, pp. 281-307.
- He, L.T.(2001), “Time variation paths of inter-



national transmission of stock volatility — US vs. Hong Kong and South Korea”, *Global Finance Journal*, 12(1), pp. 79-93.

Kang, S.H., Cho, H.G. and S.M. Yoon(2009), “Modeling sudden volatility changes: Evidence from Japanese and Korean stock markets,” *Physica A*, 383, pp. 3543-3550.

Karolyi, A.(1995), “A multivariate GARCH model of international transmission of stock returns and volatility”, *Journal of Business, Economics and Statistics*, 13, pp. 11-25.

Koch, P.D. and T.W. Koch(1991), “Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes”, *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 231-251.

Koop, G., M.H. Pesaran, and S.M. Potter(1996), “Impulse Response Analysis in Non- linear Multivariate Models,” *Journal of Econometrics*, 74(1), pp. 119-147.

Koutmos, G. and G.G. Booth(1995), “Asymmetric volatility transmission in international stock markets”, *Journal of International Money and Finance*, 14, pp. 747-762.

Le Pen, Y. and B. Sevi(2010), “Volatility transmission and volatility impulse response function in European electricity forward markets”, *Energy Economics*, vol. 32, pp. 758-770.

Li, Y. and D.E. Giles(2015), “Modelling volatility spillover effects between developed stock markets and Asian emerging stock markets,” *International Journal of Finance and Economics*, 20, pp. 155-177.

Lin, W.-L., R.F. Engle and T. Ito(1994), “Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility”, *Review of Financial Studies*, 7(3), pp. 507-538.

Miyakoshi, T.(2003), “Spillovers of stock return volatility to Asian equity markets from Japan and the US. International Financial Markets”, *Institutions and Money*, 13, pp. 383-399.

Ng, A.(2000), “Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin”, *Journal of International Money and Finance*, 19, pp. 207-233.

Panopoulou, E. and T. Pantelidis(2005), “Integration at a cost: Evidence from volatility impulse response functions”, NUIM Working Paper N1540305.

Ross, S.A.(1989), “Institutional markets, financial marketing, and financial innovation,” *Journal of Finance*, 44(3), pp. 541-556.

Sims, C.A.(1980), “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 48(1), pp. 1-48.

So, M.K. and S.S.L. Tse(2009), “Dynamic modelling of tail risk: Applications to China, Hong Kong and other Asian markets”, *Asia-Pacific Financial Markets*, 16, pp. 183-210.

Susmel, R. and R.F. Engle(1994), “Hourly volatility spillovers between international equity markets”, *Journal of International Money and Finance*, 13(1), pp. 3-25.

Theodossiou, P. and U. Lee(1993), “Mean and volatility spillovers across major national stock markets: Further empirical evidence”, *Journal of Financial Research*, 16, pp. 337-350.

Yang, J., Hsiao, C. and Z. Wang(2006), “The emerging market crisis and stock market linkages: Further evidence,” *Journal of Applied Econometrics*, 21, pp. 727-744.

The Impacts of News Events in U.S. Stock Markets on the Volatility of Korean Stock Market

Wan-Soo Choi* (Pyeongtaek University Business Administration)

Abstract

This study investigated the volatility spillover between the U.S. and Korean stock market, and analysed the impact of several news events shocks in the U.S. on Korea. We used the daily stock index return data covering from January 2000 to December 2016. The analysis of the pre and post global financial crisis using Engle and Kroner(1995)'s bivariate BEKK-GARCH model revealed that the bi-directional volatility spillover between the two stock markets. And the linkage between the U.S. and the Korean stock markets increased substantially in the post-crisis era, suggesting that the two markets had become more interdependent and integrated. We further uncovered the dynamics of the volatility spillover between the two markets by means of the volatility impulse response functions developed by Hafner and Herwartz(2006). Based on several historical shocks and news events that caused the turbulence in the U.S. stock markets, we found that the patterns of volatility responses were more dynamic. And the persistence of volatility shocks was decreased substantially during the post-crisis period. These results were mainly due to the increased interdependence between the two markets. Also, the increased linkage made the pattern of the volatility impulse response functions were more dynamic in the post-crisis era rather than pre-crisis era.

Key words : *stock markets, volatility spillovers, BEKK-GARCH, volatility impulse response functions*

Article history : Received 7 April 2017, Revised 17 May 2017, Accepted 22 May 2017

* Corresponding Author. Pyeongtaek University Business Administration (E-mail : cws2119@ptu.ac.kr)