

# 글로벌 금융위기와 국제원유의 충격이 산업별 주가지수 변동성에 미치는 영향

고희운\*, 강상훈\*\*

## < 요약 >

본 연구는 국제원유가격과 15개의 한국 유가증권시장 산업별 주가지수 간의 변동성과 충격의 전이현상을 BEKK모형을 이용하여 알아보고 이를 변동성 충격반응함수(VIRF)를 그려서 금융위기기간동안 시장의 변동성 충격의 반응 정도와 지속성을 알아 보았다. 또한 이러한 변동성 충격에 의한 리스크를 효과적으로 관리하기 위해 최적포트폴리오를 구성하고 헤지 비율 분석을 하였다.

본 연구의 실증분석의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 원유가격과 산업별 주가지수 간의 관계를 살펴본 결과 두 자산시장 간의 연계성이 발견되었다. 각 자산들 모두 자기 자신의 과거 정보의 충격과 변동성에 영향을 받는 것으로 나타났고, 화학, 운수장비, 건설업, 금융업 그리고 제조업이 원유가격 변동에 직접적으로 영향을 받으며 민감하게 반응하고 있음을 확인하였다. 둘째, 조건부 분산에 대한 충격의 영향이 파산 선고일 후가 전보다 더욱 큰 것을 볼 수 있었다. 리먼 브라더스 파산이라는 큰 시장 충격이 발생하면서 시장의 전이현상이 더욱 두드러졌음을 발견하였다. 또한 국제원유와 같은 국외정보뿐만 아니라 국내정보에 대한 영향도 함께 영향을 미치면서 변동성 충격은 장기간 지속된다는 것을 알아냈다. 셋째, 국제원유가격이 변동 리스크를 관리하는데 최적포트폴리오 구성비중과 헤지 비율 분석이 효과적인 헤지 전략을 제공하였다.

결과적으로 각 시장의 특성에 따라 포트폴리오 구성과 헤지 전략에 차이가 있으며 이것을 충분히 고려한다면 리먼 브라더스 파산과 같은 예기치 못한 강한 시장충격에 적절히 대응할 수 있을 것이다. 따라서 본 연구의 분석은 시장참여자들이 국제원유가격의 변동에 따른 리스크를 예측하고 효율적으로 관리하는데 중요한 역할을 할 것으로 기대한다.

\* 주저자, 부산대학교 경영대학 경영학과 박사과정, E-mail: cloud3817@naver.com

\*\* 교신저자, 부산대학교 경영대학 경영학과 부교수, E-mail: sanghoonkang@pusan.ac.kr

## I. 서론

최근 미국의 셰일오일 생산 확대와 세계경기둔화 등의 경제이슈들로 인해 국제유가의 하락세가 가속화되면서 2016년 2월에 서부텍사스산중질유(이하 WTI)의 가격이 배럴당 26.21달러로 최저치를 기록했다. 하지만 그 이후로 최저점에 비해 70%이상 급등하면서 국제원유시장의 가격에 대한 불확실성도 증대되고 있는 실정이다.

국제원유가격과 변동성의 움직임은 경제 및 금융시장에 지대한 영향을 미치고 있다. 특히 대외의존도가 높은 우리나라 경제에서는 유가와 환율 등의 글로벌 경제변수와 밀접한 관계를 가지고 있으므로 그 중요도가 점차 커지고 있다. 원유수입국으로 분류되는 우리나라는 우리경제의 특성상 석유의 의존도가 아주 높으므로 국제유가의 움직임에 더욱 민감하다. 이와 같은 특성으로 인해 원유가격의 변동에 관한 연구가 다수 진행되어왔다(Hamilton, 2003; Cunado and de Garcia, 2005; Cologni and Manera, 2008; Kilian, 2008; Lardic and Mignon, 2008).

변동성의 군집현상은 변동성의 대표적인 특징 중 하나로서 과거의 변동성이 현재에 영향을 미치며 일정기간 유지되는 현상을 의미한다. 시장에서 흔히 발견되는 이러한 변동성 군집현상을 Engle et al.(1990)은 환율시장의 변동성 군집현상의 원인을 분석하면서 한 시장에서 다른 시장으로 일중 변동성이 전이되는 현상이 원인이라는 가설인 “meteor shower”가 원인이라고 밝혔다. 이와 관련하여 과거 금융위기를 겪으면서 변동성 전이현상과 관련해서 학계의 관심이 증대되면서 많은 연구가 진행되었다. 주로 주식시장 간의 수익률과 변동성 전이효과에 관한 연구가 대부분을 차지하였고, 최근에는 주로 선진주식시장과 신흥국 주식시장 간의 전이현상에 관한 연구가 활발하다(Ng 2000; Edwards and Susmel 2001; Tse, Wu and Young 2003; Kanokwan and Dibooglu 2006; Chuang, Lu and Tswei 2007; Li and Majerowska 2008; Beirne, Schulze-Ghattas and Spagnolo 2010; Wang and Wang 2010).

본 연구에서는 국제원유와 한국 유가증권시장의 산업별 주가지수의 변동성 전이현상을 알아보고자 한다. 이와 관련하여 재무학적 관점에서 원유와 주식간의 관계에 관한 연구가 주로 많이 다뤄졌다. Malik and Ewing(2009)는 이변량 GARCH모형을 통해 원유가격과 미국 5개 산업지수와의 변동성 전이효과를 분석하였는데 고객서비스, 헬스케어, 제조업에서 원유가격변동성의 영향을 받는 것으로 나타났고, 금융업, 고객서비스, 헬스케어에서 원유가격의 충격의 영향을 받는 것을 밝혔다. Arouri et al.(2011)은 유럽과 미국 주식시장과 원유시장 간의 변동성 전이현상을 일반화된 VAR-GARCH모형을 통해 분석하였다. 그 결과, 원유시장과 유럽 및 미국 주식시장 간의 변동성 전이현상이 존재하고, 유럽주식시장은 원유시장에 단방향으로 영향을 받으며 미국 주식시장은 원유시장과 양방향의 전이현상이 발견되었다. 또한 유럽시장은 금융업과 유틸리티, 미국시장은 자동차와 부품주, 금융업, 제조업, 유틸리티가 원유가격변동성에 영향을 많이 받는 것을 발견했다. Kang and Yoon(2014)는 국제원유가격이 한국의 코스피 200 산업별 주가지수 변동성에 미치는 영향에 대해 GARCH-BEKK모형으로 분석하였다. 그 결과, 제조업, 건설업, 서비스업 주가지수가 원유가격에 민감하게 반응하며, 이를 이용하여 포트폴리오에 원유 자산을 포함시키면 원유가격으로부터 발생하는 위험을 효율적으로 헤지할 수 있음을 밝혔다. 서지용(2007)은 국제유가요인이 산업별 주식수익률 결정요인으로 작용하는지에 관해 분석하였는데 유가변동성의 주식수익률로의 전이효과

가 통계적으로 유의한 것을 보여주었다. 또한 전기·전자업종에서만 유가요인이 독립적 가격 결정요인임을 확인하였다. 강인철(2012)는 원유가격변동성이 주식시장변동성에 미치는 영향을 분석한 결과, 원유가격의 변동에 대해 코스닥시장이 유가증권시장보다 민감하게 반응하고 대형주와 중형주가 소형주보다 더 민감하며 기계, 건설과 금융업종이 상당히 민감하게 반응하는 것을 밝혔다.

본 연구는 이러한 변동성 전이현상을 알아보고, Hafner and Herwartz(2006)가 제안한 변동성 충격반응함수(Volatility Impulse Response Function: VIRF)를 이용하여 원유가격의 충격이 미치는 산업별 주가지수의 변동성의 규모와 지속성을 살펴보도록 한다. 지금까지는 주로 Sims(1980)의 충격반응함수(Impulse Response Function: IRF)를 통해 현재 시장충격에 대한 반응을 시간함수로 표현하였으나, VIRF는 Koop et al.(1996)의 방법을 다변량 GARCH 모형에 응용한 방법으로서 일반 충격반응함수에 변동성을 적용하여 각 시장 간의 변동성 충격의 영향을 수치화하여 보여준다. VIRF는 변동성 전이현상을 분석하는데 한 시장의 충격이 다른 시장에서의 변동성의 움직임에 대한 영향을 정확히 파악할 수 있어 매우 유리하다.

이러한 장점으로 인해 최근 VIRF를 변동성 전이현상과 연계시킨 연구가 활발히 진행되고 있다. Pen and Sévi<sup>b,c</sup>(2010)는 VAR-BEKK모형과 VIRF를 이용하여 독일, 네덜란드, 영국의 전자시장 간의 수익률과 변동성 전이현상을 분석하였다. 시장 간의 변동성 전이현상이 존재하고, 국내·외의 충격에 의해 변동성이 변화하며, 현재 변동성의 수준과 비교하여 큰 충격은 기대된 조건부 변동성들의 증가를 일으킨다. 또한 충격영향의 크기와 다이내믹스는 주로 시장의 특성으로 설명된다는 것을 발견했다. Jin et al.(2012)는 원유시장 간의 변동성 전이현상을 VAR-BEKK모형을 통해 살펴보고 2008년 금융위기와 BP의 딥워터 호라이즌 석유시추시설 폭발사고(BP Deepwater Horizon oil spill)의 충격을 VIRF를 이용하여 분석하였다. 브렌트유와 두바이유는 시장충격에 높게 반응하지만 WTI는 비교적 적은 반응을 보였다. 또한 큰 충격만이 기대되는 조건부 변동성의 증가를 야기한다는 것을 발견했다. Olson et al.(2014)는 골드만 삭스의 에너지 인덱스와 S&P500의 관계를 다변량 BEKK모형으로부터 VIRF를 추정하여 분석하였다. S&P500의 낮은 수익률은 에너지 인덱스의 변동성을 상당히 증가시켰지만 S&P500 변동성에서 에너지 가격 충격은 약한 반응을 발견했다. Jin and An(2016)은 VIRF를 이용하여 브릭스와 미국주식시장 간의 전염효과(contagion effects)의 존재와 2007-2009년 글로벌 금융위기기간에서 브릭스 주식시장의 영향은 어떤지 살펴보았다. 글로벌 금융위기기간동안 미국주식시장에서 브릭스 주식시장으로 유의적인 전염효과가 존재하였고, 국제경제의 통합수준에 따라 한 시장에서 다른 시장에게 주는 반응의 정도가 다르게 나타나는 것을 알아냈다. 최완수(2014)는 미국과 동아시아 5개국 간의 변동성 전이현상을 이변량 GARCH-BEKK모형을 적용한 결과, 미국과 동아시아 5개국 시장 간의 연계성은 국가별로 차이가 있음을 발견하였는데 한국, 일본, 홍콩은 미국과 양방향, 싱가포르 대만은 미국에게 변동성 전이하는 단방향의 변동성 전이현상을 발견하였다. 또한 VIRF를 통해 일본과 홍콩이 충격반응의 규모가 크고 지속성이 낮은 것으로 나타났으며 그 외의 국가들은 반대의 모습을 보였다.

본 연구는 총 3가지 세부주제를 다룬다. 첫째, 국제원유와 한국 유가증권시장의 산업별 주가지수의 변동성 전이현상을 알아보고 둘째, 글로벌 금융위기기간동안 변동성 전이현상을 변동성 충격전이함수를 통해 규모와 지속성을 살펴본다. 셋째, 국제원유가격의 변화로 인해 발생하는 위험을 최소화하기 위해 자산 간의 최적 포트폴리오 구성비율과 헤지비율에 대해 분석한다.

본 연구의 구성은 제 2장에서 연구방법론에 대해 설명하고 제 3장에서 분석 대상의 자료 및 기술통계량을 분석한다. 제 4장에서는 연구방법론을 통해 분석된 실증분석의 결과를 제시하고 제 5장에서는 본 연구의 결론 및 시사점을 제시한다.

## II. 연구 방법론

### 1. BEKK모형

다변량 GARCH(Multivariate GARCH: MGARCH)모형은 주식시장에서 변동성 전이효과를 측정하는데 매우 유용한 것으로 알려져 있다(Lin et al., 1994; Karolyi, 1995; Booth et al., 1997; Cha and Jithendranathan, 2009). 본 연구는 Engle and Kroner(1995)가 제시한 이변량(bivariate) BEKK(1,1)모형에 적용한다.

$$r_{i,t} = m_{i,o} + m_{i,1}r_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, 2 \quad (1)$$

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

$$H_t = C' \times C + A' \times E_{t-1} \times E_{t-1}' \times A + B' \times H_{t-1} \times B \quad (3)$$

여기서 식(1)은  $i = 1, 2$ 에 대한 1시차 수익률이며,  $\epsilon_{i,t}$ 은 랜덤오차항으로 백색잡음과정을 따른다. 식(2)는  $\epsilon_{i,t}$ 와 조건부 분산  $H_t$ 와의 관계를 명시한다. 식(3)에서  $C = [c_{ij}]$ ,  $i, j = 1, 2$ 는 상수항의  $2 \times 2$  하방삼각행렬이며,  $A = [a_{ij}]$ 와  $B = [b_{ij}]$ ,  $i, j = 1, 2$ 는  $2 \times 2$  계수행렬이며,  $Z_t = (z_{1t}, z_{2t})' \sim iid\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}\right)$ 이다. 행렬A는 조건부 분산이 과거 자승된 비기대 수익률(즉, 평균으로부터의 편차)과 어느 정도로 상관되어 있는지를 측정하며 그 결과 충격이 변동성에 미치는 효과를 포착한다. 반면, 행렬B는 조건부 분산과 공분산의 현재 수준이 얼마만큼 과거 조건부 분산과 공분산에 연관되어 있는지를 보여준다. 이 모형은 충분히 일반화된 모형일 뿐만 아니라, 조건부 분산-공분산행렬인  $H_t = [h_{ij,t}]$ ,  $i, j = 1, 2$ 가 비교적 약한 가정하에서도 양정행렬(positive definite matrix)임을 보장한다.

다른 대안적인 다변량 GARCH표기와 비교할 때 BEKK모형은 추정이 더욱 용이한데, 이는 추정대상이 되는 모수의 수가 다른 모형들에 비해 훨씬 적기 때문이다. Engle and Kroner(1995)는 식(3)의 BEKK모형은 만약  $(A \otimes A + B \otimes B)$ 의 모든 고유치(eigenvalue)의 절댓값이 1보다 작으면 이차 안정적(second-order stationary)임을 입증하였다. 본 모형은 시장들 간의 조건부 분산이 다른 시장에 전이되는 것을 살펴보기 위해 적합하다.

이변량 GARCH(1,1)모형의 조건부 분산을 확장하여 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{11}^2 \epsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{12}\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} + a_{12}^2 \epsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1}^2 + 2b_{11}b_{12}h_{12,t-1} + b_{12}^2 h_{22,t-1} \quad (4)$$

$$h_{22,t} = c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{21}^2 \epsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{21}a_{22}\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \epsilon_{2,t-1}^2 + b_{21}^2 h_{11,t-1}^2 + 2b_{21}b_{22}h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} \quad (5)$$

$$h_{11,t} = c_{11}c_{21} + a_{11}a_{21}\epsilon_{1,t-1}^2 + (a_{11}a_{22} + a_{12}a_{21})\epsilon_{1,t-1}\epsilon_{2,t-1} + a_{12}a_{22}\epsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{21}h_{11,t-1}^2 + (b_{11}b_{22} + b_{12}b_{21})h_{12,t-1} + b_{12}b_{22}h_{22,t-1} \quad (6)$$

예를 들어 식(4)~(6)에 기초하여 국제원유와 음식료품의 이변량 시스템을 추정한다고 가정한다. 이때  $h_{11,t}$ 와  $h_{22,t}$ 는 각각 자기 자신의 조건부 분산을 의미하며,  $h_{12,t}$ 는 이 두 시리츠의 조건부 공분산을 나타낸다. 식(5)에서  $a_{12}$ 나  $b_{12}$  중 하나 혹은 두 개 모두 통계적으로 유의적인 값을 갖는다면 이는 국제원유가 음식료품의 변동성 전개에 영향을 주는 것을 의미하는데, 국제원유의 과거 변동성  $h_{11,t-1}$  혹은 과거 제공된 잔차항  $\epsilon_{1,t-1}^2$ 에 의한 결과이다. 즉, 행렬 A와 B의 비대각요소는 각 시장의 상호적인 효과를 의미하며,  $a_{12}$ 와  $a_{21}$ 는 충격 전이이고  $b_{12}$ 와  $b_{21}$ 은 변동성 전이를 나타낸다. 국제원유시장의 변동성과 그에 따른 음식료품의 의존성을 고려할 때도 유사한 추론을 따른다면 식(4)로부터 직접 도출된다. 국제원유와 음식료품의 변동성에서 동시대적 동조화(contemporaneous co-movement)는 식(6)에 주어져 있으며, 과거 제공된 이노베이션, 이노베이션의 외적, 과거 조건부 변동성 그리고 과거 조건부 공분산에 의해 영향을 받는다.

대부분의 최대우도의 추정은 정규분포를 가정하지만, 여기서 추정된 표준화된 잔차항에서 나타나는 초과첨도에 대한 대응을 위해 Bollerslev(1986)의 연구에 기초하여 잔차항이 Student's t-분포 과정을 따른다고 가정하고 표본의 대수-우도함수(log-likelihood function)를 극대화하는 모수를 추정하였다.

$$L_T = \sum_{t=1}^T \log F(H_t^{-1/2} E_t) + \sum_{t=1}^T |H_t^{-1/2}| \quad (7)$$

여기서 F는 표준화된 Student's t-분포의 밀도함수이다.  $E_t$ 의 조건부 분산은 Student's t-분포와 같은 비정규분포에 의해 통제되기 때문에 식(7)에서 주어진 추정절차는 Broyden, Fletcher, Goldfarb and Shanno(BFGS) 알고리즘을 사용하여 유사최대우도(quasi-maximum likelihood: QML)로서 설명된다. T통계량은 공분산행렬의 견고한 추정치를 사용하여 계산된다.

## 2. 변동성 충격반응함수

여기서는 Hafner and Herwartz(2006)가 소개한 변동성 충격반응함수(Volatility Impulse Response Function: VIRF)를 간단히 소개한다. 지금까지의 충격반응함수(Impulse Response Function: IRF)은 Sims(1980)에 의해 고안되어 VAR(vector autoregression)모형과 함께 광범위한 경제·금융 분야에서 활용되어 왔다. 이러한 충격반응함수는 수익률 충격에 대한 일차함수의 형태를 띠고 있어 이를 변동성과 같은 비선형체계에 적용할 경우 상당히 복잡해진다. Gallant, Rossi and Tauchen(1993)과 Koop, Pesaran and Potter(1996)는 비선형체계에서의 두 가지 충격반응함수를 각기 제시하였다. 이들 두 접근법의 주된 차이점은 체계에 영향을

미치는 실제 충격의 정의와 충격의 영향을 측정하는 기준을 어떻게 설정하는가에 있다. Hafner and Herwartz(2006)의 방법은 Koop et al.(1996)의 방법을 다변량 GARCH 체계에 응용한 방법이라 할 수 있다. 저자들은 다변량 GARCH 표기의 또 다른 대안으로서 Engle and Kroner(1995)가 제시한 vech모형을 기반으로 이를 도출하였는데 vech모형은 다음과 같다.

$$vech(H_t) = C + R * vech(E_{t-1} \times E'_{t-1}) + F * vech(H_{t-1}) \quad (8)$$

여기서 C는  $3 \times 1$  상수행렬이고, R과 F는 각각  $3 \times 3$  계수행렬이다. vech는 정사각행렬의 하방삼각부분을 일렬로 쌓으라는 연산자이다. 여기서 중요한 점은 식(8)과 같은 vech모형은 총 21개 모수의 추정을 필요로 하는 반면에 식(3)의 BEKK모형은 단지 11개의 모수추정만을 요구한다는 점이다. 따라서 BEKK모형은 모수의 수를 상당부분 줄여줌으로써 추정을 보다 용이하게 할 수 있다는 장점을 갖는다. 이러한 점에서 vech모형은 BEKK모형보다 훨씬 일반적인 모형이며, BEKK모형은 vech모형에 몇 가지 특수한 제약을 가함으로써 모수의 수를 줄인 일종의 축약모형이라고 볼 수 있다.

일반적으로 어떠한 BEKK모형이라도 이에 대응하는 동등한 유일의 vech모형이 존재하며 (Engle and Kroner, 1995), 그 반대는 성립되지 않는다. 요약해보면 BEKK모형을 채택함으로써 모형의 일반성을 거의 상실함이 없이 모수의 수를 줄일 수 있게 된다. BEKK모형의 유일한 동등한 구조의 vech모형을 구하는 것은 간단하다. 이하 본 연구에서는 식(8)이 식(2)와 동등한 vech모형표기라 가정한다.

시점  $t=0$ 에서 조건부 공분산은 최초상태  $H_0$ 에 있고, 최초 충격  $Z_0 = (z_{1,0}, z_{2,0})'$ 가 발생한다고 가정한다. 이때 VIRF의  $V_t(Z_0)$ 는 다음과 같이 정의된다. VIRF는 최초 충격과 히스토리에 대한 조건부 변동성의 기대치에서 오직 히스토리에 대한 조건들의 베이스라인 기대치를 뺀 것이다.

$$V_t(Z_0) = E[vech(H_t)|I_{t-1}, Z_0] - E[vech(H_t)|I_{t-1}] \quad (8)$$

여기서  $I_{t-1}$ 은  $t-1$ 시점까지 관찰된 히스토리이고,  $V_t(Z_0)$ 는  $t$ 기간 조건부 분산-공분산행렬 요소들에서  $Z_0$ 의 동일한 충격요소와 독립적인 충격요소의 영향의  $N^* = N(N+1)/2$  벡터이다. 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 변동성 충격반응함수 VIRF는 다음 관계식에 기초하여 반복적으로 쉽게 계산될 수 있다.

$$V_1(Z_0) = R * \{vech(H_0^{1/2} z_0 z_0' H_0^{1/2}) - vech(H_0)\} = RD_N^+(H_0^{1/2} z_0 z_0' H_0^{1/2}) D_N vech(z_0 z_0' - I_N) \quad (9)$$

$$V_t(Z_0) = (R+F)^{t-1} RD_N^+(H_0^{1/2} \otimes H_0^{1/2}) D_N vech(z_0 z_0' - I_N) = (R+F) * V_{t-1}(z_0) \quad (10)$$

여기서  $H_0$ 는 초기 0시점에서의 조건부 분산-공분산행렬이고,  $D_N$ 은 사전에 정의된 중복행렬(duplication matrix)이며,  $D_N^+$ 는 어떤 대칭행렬  $Z$ 에 대한 Moore-Penrose의 역행렬  $Z$ 이다. 그리고  $I_N$ 은 항등행렬이고,  $R$ 은 식(8)에 명시된 것과 같다. 식(10)은  $t \geq 2$ 일 때, VIRF를 나타낸다.

여기서 주의할 점은 변동성 충격은 변동성 상태 추정치의 기준점을 사용하여 계산되므로 기준점 공분산의 추정치를 초과한 값으로 계산된다는 것이다. 따라서 변동성 상태의 기준점을 어떻게 설정하느냐에 따라 그 결과는 달라지며, 변동성 충격은 충격이 발생한 시점의 변동성 상태를 초과하는 정도를 나타낸다는 점을 유의해야 한다.

VIRF가 변동성 전이현상을 분석하는데 있어서 다음 세 가지 장점을 갖는다. 첫째, 이 접근법을 사용하면 한 시장에서의 충격이 다른 시장에서의 변동성의 동적 조정에 어떻게 영향을 미치는지를 정확하게 파악할 수 있다. 둘째, VIRF는 충격이 발생하는 시점의 변동성의 상태와 비기대 수익률에 의해 좌우된다. 그 결과 Koutmos and Booth(1995)과 같은 관련 문헌들에서 전형적으로 포착되는 변동성의 비대칭반응(asymmetric response of volatility)을 쉽게 수용할 수 있다는 점이다. 셋째, 전형적인 VAR모형에서의 충격반응함수와 달리 VIRF는 상호연관성이 매우 높거나 일별자료나 일중자료와 같은 고빈도 금융시계열에서 흔히 나타나는 변수배열(ordering)문제를 회피할 수 있다. 전통적인 IRF는 출레스키 분해(Cholesky decomposition)를 사용하여 변수들을 직교화한 후 독립적이고 동일한 잔차항을 얻는데 잔차항 구성요소의 배열문제를 회피할 수 없다. 반면, Hafner and Herwartz(2006)의 VIRF는 조르단 분해(Jordan decomposition)를 사용하여 *i.i.d.*(independent and identically defined) 잔차항을 얻는다. 대칭적인 공분산행렬은 다음과 같이 정의된다.

$$H_t^{1/2} = \Gamma_t \Lambda_t^{1/2} \Gamma_t' \quad \text{식(11)}$$

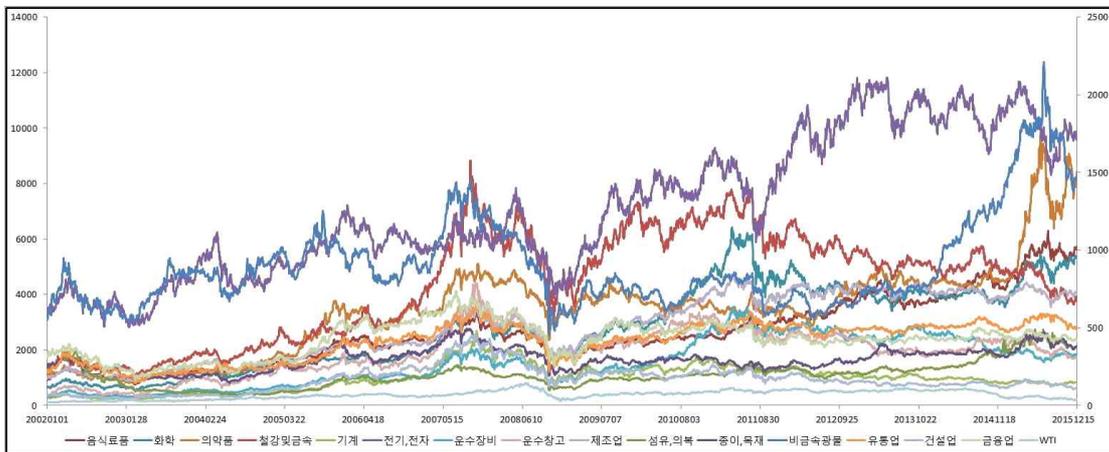
여기서  $\Lambda_t = \text{diag}(\lambda_{1t}, \lambda_{2t}, \dots, \lambda_{Nt})$ 는 대각행렬로서 그 구성요소  $\lambda_{i=1}^N$ 은  $H_t$ 의 고유값(eigenvalue)이다.  $\Gamma_t = (\gamma_{1t}, \gamma_{2t}, \dots, \gamma_{Nt})$ 는  $N \times N$ 의 해당 고유벡터 행렬을 나타낸다. 독립적 충격벡터는  $H_t^{1/2} E_t$ 로 정의된다. Hafner and Herwartz(2006)는 비정규분포 가정 하에서 충격벡터는 유일하게 정의되며, 이러한 잔차항의 벡터는 시장에 영향을 미치는 과거로부터 예측 불가능한 독립적인 섭동(perturbations)으로서 새로운 독립적 충격으로 처리된다.

한편, VIRF는 전통적인 조건부 평균식의 충격반응함수(IRF)와 비교하여 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 추정되는 과거 히스토리에 의존하는 반면 IRF는 과거 히스토리에 의존하지 않는다.

### Ⅲ. 자료 분석

본 연구는 국제원유시장(WTI)과 한국 유가증권시장의 15개 산업별 주가지수(음식료품, 섬유·의복, 종이·목재, 화학, 의약품, 비금속광물, 철강및금속, 기계, 전기·전자, 운수장비, 유통업, 건설업, 운수창고, 금융업, 제조업)를 대상으로 분석하였다. 표본자료는 new-informax에서 추출하였으며 2002년 01월 01일부터 2015년 12월 31일까지의 3653개의 일별자료를 사용하였다.

[그림 1]은 국제원유시장과 한국 유가증권시장의 15개 산업별 주가지수의 일별 가격의 추이를 보여주고 있다. 2007년 서브프라임 모기지 사태로부터 2008년 리먼 브라더스 사태의 기간 동안 시장의 가격이 급격하게 하락하는 모습을 보인다. 또한 각 산업별 주가지수의 움직임이 이와 같은 글로벌 금융위기의 전과 후로 움직임이 다른 것을 볼 수 있다. 글로벌 금융위기의 충격 후에 각 산업별 주가지수의 움직임은 금융위기 이전보다 더욱 변동폭이 커지고 산업별로 각기 다른 움직임을 보이고 있다.



[그림1] 국제원유가격과 한국 유가증권시장의 섹터지수의 가격 추이

수익률은 각 변수에 대해  $r_t = \log(p_t) - \log(p_{t-1})$ 의 형식으로 변환한 연속수익률을 사용하였다. 여기서  $p_t$ 는  $t$ 시점의 가격을 의미한다. 이렇게 수익률로 변환한 변수들의 기초통계량은 다음의 <표 1>에서 볼 수 있다.

<표 1>에서 보는 바와 같이 모두 0에 가까운 양(+)의 평균수익률을 보이고 있다. WTI의 표준편차(0.0240)이 가장 높은 것으로 나타났고 산업별 주가지수에서는 건설업의 표준편차(0.0212)가 가장 높은 것으로 나타났다. 최대값과 최소값의 수익률에서도 WTI와 건설업의 값이 가장 큰 것으로 나타났다. 왜도(skewness)는 WTI는 양(+)의 왜도값을 보이고, 산업별 주가지수는 모두 음(-)의 값을 보였다. 즉 산업별 주가지수는 왼쪽꼬리가 길게 늘어지는 분포를 보이는 반면 WTI는 오른쪽 꼬리가 길게 늘어지는 비대칭 분포를 보인다. 첨도(kurtosis)는 모두 정규분포에 비해 초과하는 값으로 나타나 급첨도(leptocurtosis)의 모습을 보인다. 분포의 왜도와 첨도에서 모두 정규성(normality)을 볼 수 없으며, 정규성 검정을 위한 Jarque-Bera 검정에서도 분포의 정규성 귀무가설을 기각하고 있다. Ljung-Box 통계량을 이용하여 자기상관성을 분석한 결과, 잔차의 자기상관성에서는 운수장비, 제조업을 제외한

모두가 자기상관성이 없다는 귀무가설을 기각하고 있으며, 잔차제곱의 자기상관성에서는 모두 자기상관성이 존재하는 것으로 나타났다.

<표 1> 수익률 기초통계량

J-B는 Jarque-Bera 통계량을 의미하며, 표본의 수익률 분포의 정규성에 대한 검정통계량임.  $Q(10)$ 와  $Q^2(10)$ 는 표준 잔차와 표준 잔차의 제곱을 적용한 Ljung-Box 검정통계량임. \*, \*\*는 5%, 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미함.

	Mean	Median	Max	Min	ST.D.	Skew	Kurt	J-B	$Q(10)$	$Q^2(10)$
WTI	0.0002	0.0000	0.2301	-0.1870	0.0240	0.1104	11.1130	10025.9**	38.695**	1868.2**
음식료품	0.0005	0.0001	0.1127	-0.0959	0.0131	-0.2185	7.2494	2777.6**	25.068**	716.26**
섬유·의복	0.0001	0.0000	0.1055	-0.1240	0.0156	-0.4305	9.9749	7517.7**	50.601**	1144.2**
종이·목재	0.0001	0.0001	0.1155	-0.1179	0.0151	-0.7654	9.8595	7518.4**	96.252**	1229.4**
화학	0.0006	0.0003	0.1146	-0.1186	0.0162	-0.3772	7.6059	3315.7**	27.351**	1739.9**
의약품	0.0006	0.0001	0.0988	-0.1410	0.0151	-0.3791	9.6168	6751.4**	66.010**	523.54**
비금속광물	0.0003	0.0001	0.1090	-0.1253	0.0159	-0.5606	9.0220	5711.2**	97.528**	2453.2**
철강및금속	0.0003	0.0000	0.1370	-0.1548	0.0187	-0.1207	8.7920	5115.1**	27.249**	2475.0**
기계	0.0003	0.0000	0.1268	-0.1421	0.0208	-0.4154	9.7007	6939.1**	28.965**	2299.9**
전기·전자	0.0003	0.0000	0.1249	-0.1492	0.0182	-0.0806	6.8090	2212.3**	32.917**	825.90**
운수장비	0.0005	0.0000	0.1258	-0.1426	0.0198	-0.3033	8.0881	3996.5**	16.695	1935.1**
유통업	0.0002	0.0000	0.1307	-0.1280	0.0163	-0.2743	8.8023	5170.1**	56.173**	2075.3**
건설업	0.0001	0.0000	0.1335	-0.1483	0.0212	-0.3659	8.2808	4326.1**	42.294**	2547.8**
운수장고	0.0004	0.0000	0.1150	-0.1378	0.0204	-0.1731	6.3663	1743.0**	38.983**	903.71**
금융업	0.0001	0.0000	0.1002	-0.1307	0.0178	-0.2143	8.1751	4104.4**	25.742**	1849.4**
제조업	0.0004	0.0003	0.1201	-0.1286	0.0149	-0.3704	9.0222	5603.7**	15.273	1695.7**

## IV. 실증 분석

### 1. 이변량 변동성 전이효과

이변량 모형에 대한 조건부 이분산성의 분석에 앞서, 먼저 모든 수익률에 대해 단변량 AR(1)모형을 추정함으로써 수익률 시계열을 독립적으로 만들고 이것을 이변량 변동성 분석을 위한 잔차로 사용한다. Hafner and Herwartz(2006)이 언급한대로 AR의 계수값을 추론할 때 주어진 조건부 이분산성을 고려하는 것은 매우 중요하다. 그래서 본 논문에서는 단변량 AR(1)-GARCH(1,1)모형으로 추정한 후, 모형의 잔차에 대한 검증을 실시한다.

일련의 과정을 <표 2>에서 모형의 추정결과와 진단 검증을 통해 보여주고 있다. AR(1)은 WTI가 음(-)의 값을 가지고, 산업별 주가지수는 모두 양(+)의 값을 가진다. 그리고 음식료품과 제조업을 제외하고 모두 유의한 값을 보이고 있어 시장정보가 가격에 빠르게 반영되고 있음을 알 수 있다. 진단 검정에서는 AR(1)-GARCH(1,1)모형이 내재된 조건부 이분산성이 존재하고 있음을 충분히 잘 포착하고 있으며 모형을 통해 대부분의 수익률 시계열에서 자기상관성이 제거된 것을 발견되었다. 하지만 분포의 정규성에 대한 가정을 강하게 기각하고 있어서 모든 잔차 프로세스가 초과 첨도이며 두터운 꼬리분포의 형태를 보여준다.

<표 2> AR(1)-GARCH(1,1) model 추정 결과

ARCH-LM(1)은 잔차시계열에서 조건부 이분산성에 대한 검정통계량임.  $Q(10)$ 와  $Q^2(10)$ 는 표준 잔차와 표준 잔차의 제곱을 적용한 Ljung-Box 검정통계량임. \*, \*\*는 5%, 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미함.

	WTI	음식료품	섬유·의복	종이·목재	화학	의약품	비금속광물	철강및금속
<i>Panel A: estimation results</i>								
constant	0.0003 (0.0003)	0.0007 (0.0002)*	0.0005 (0.0002)*	0.0004 (0.0002)*	0.0007 (0.0002)*	0.0003 (0.0002)	0.0005 (0.0003)	0.0003 (0.0003)
AR(1)	-0.0578 (0.0255)*	0.0255 (0.0179)	0.0645 (0.0192)*	0.1366 (0.0185)*	0.0549 (0.0176)*	0.0967 (0.0192)*	0.0886 (0.0213)*	0.0587 (0.0171)*
<i>Panel B: diagnostic tests</i>								
ARCH-LM(1)	2.509 (0.113)	0.124 (0.725)	0.194 (0.660)	1.120 (0.290)	0.040 (0.842)	1.460 (0.227)	0.205 (0.650)	0.453 (0.501)
$Q(10)$	7.671	8.040	26.586**	13.322	6.147	16.799	23.110**	5.288
$Q^2(10)$	10.678	8.2048	16.638	13.484	6.3366	10.995	4.5762	3.308
J-B	796.8**	259.2**	944.6**	1404.5**	120.4**	2155.6**	781.8**	273.9**
	기계	전기·전자	운수장비	유통업	건설업	운수창고	금융업	제조업
<i>Panel A: estimation results</i>								
constant	0.0004 (0.0003)	0.0004 (0.0003)	0.0005 (0.0003)	0.0003 (0.0002)	0.0004 (0.0003)	0.0004 (0.0003)	0.0003 (0.0002)	0.0006 (0.0002)*
AR(1)	0.0893 (0.0177)*	0.0456 (0.0181)*	0.0565 (0.0179)*	0.0771 (0.0182)*	0.0961 (0.0174)*	0.0757 (0.0217)*	0.0541 (0.0185)*	0.0203 (0.0178)
<i>Panel B: diagnostic tests</i>								
ARCH-LM(1)	1.811 (0.179)	1.688 (0.194)	4.776 (0.029)	0.660 (0.417)	0.697 (0.404)	1.467 (0.226)	0.045 (0.833)	7.055 (0.008)
$Q(10)$	12.756	14.874	11.159	5.348	13.348	5.082	13.239	5.504
$Q^2(10)$	11.652	23.411**	8.9078	12.427	11.705	16.028	15.78	25.116**
J-B	419.3**	182.5**	222.7**	212.6**	225.6**	357.3**	128.3**	199.3**

<표 3>은 WTI와 각 산업별 주가지수간의 student's t분포를 고려한 이변량 BEKK모형의 추정치를 보여준다.<sup>1)</sup> 분석 표본의 분포가 비정규성을 보이기 때문에 본 논문은 Student's t 분포를 따르는  $E_t$ 의 조건부 이분산 분포를 고려한다. <표 3>의 결과는 각각 WTI와 음식료품, WTI와 섬유·의복, WTI와 종이·목재 등으로 구성되며 이처럼 WTI와 각 산업별 주가지수간의 관계를 나타낸 것이다.

앞에서 설명한대로 행렬의 대각요소 중에서 행렬A( $A_{11}$ ,  $A_{22}$ )는 자기 자신의 과거의 충격 효과를 설명하고 행렬B( $B_{11}$ ,  $B_{22}$ )는 자기 자신의 과거의 변동성 효과를 나타낸다. 그리고 전이효과를 살펴보기 위해서는 행렬의 비대각요소를 살펴봐야하는데 A행렬의 대각요소( $A_{12}$ ,  $A_{21}$ )는 예상치 못한 뉴스충격의 전이효과를 의미하고 B행렬의 대각요소( $B_{12}$ ,  $B_{21}$ )는 변동성 전이효과를 나타낸다. 만일 이러한 전이효과가 발생한다면 시장 간의 조건부 분산의

1) Hafner and Herwartz(2006)는 모형의 분포가정에 따른 적합성과 관련하여 대수우도값을 비교하고 있으며, Student's t분포를 고려한 GARCH-BEKK모형이 정규분포를 가정했을 때보다 더욱 높은 대수우도값을 가지는 것으로 분석되었다. 본 연구에서도 역시 같은 결과를 도출되어 정규분포를 가정한 모형은 생략하도록 한다.

동조화를 의미하며 Engle et al.(1990)의 유형분류체계(typology)에서 “meteor showers”프로세스를 나타내고 있음을 의미한다.<sup>2)</sup>

위의 정보를 토대로 <표 3>의 대각요소를 먼저 살펴보면, 모두 통계적으로 유의한 값을 가지는 것을 볼 수 있다. 따라서 모든 시장에서 과거의 자기 자신의 정보와 변동성에 영향을 받는 것을 알 수 있다. 예를 들어 어제 식음료품에서 발생한 정보와 변동성이 오늘 주가에 반영되어 오늘의 변동성에 직접적인 영향을 미치는 것을 의미한다.

전이효과를 나타내는 비대각요소를 살펴보면, 몇가지 산업에서 통계적으로 유의한 값을 발견하였다. 예상치 못한 뉴스 충격 전이의 관점에서 화학, 철강및금속, 운수장비, 건설업, 금융업, 제조업이 WTI와 양방향의 전이효과를 발견했다. 즉, 국제원유가격의 예상치 못한 뉴스의 충격이 위 6개 산업별 주가지수에 유의미한 가격전이효과를 가져다준 것을 의미한다. 변동성 전이효과를 의미하는 B행렬의 비대각요소를 살펴보면 화학, 운수장비, 건설업, 금융업, 제조업이 5%유의수준에서 통계적으로 유의미한 값을 도출하였다. 다시 말하면 국제원유와 위 5개 산업별 주가지수 사이에서 변동성 전이효과가 존재함을 의미한다. 이는 국제원유가격과 산업별 주가지수의 관계에서 “meteor showers”를 나타내고 있음을 의미한다.

그리고 표 아래의  $\rho_i$ 는 행렬A와 B의 추정치의 고유치를 나타낸다. 이들 규모가 1보다 작거나 비슷한 수준을 볼 수 있는데, 이는 공분산이 안정적이지만 시장 간의 변동성 전이에서 높은 지속성을 가지는 것을 나타낸다. 즉, 변동성 전이의 지속기간이 증가하고 있을 가능성이 있음을 의미한다.

추가로 시장 간의 상호관계가 시간에 따라 어떻게 변하는지를 살펴보기 위해 원유가격과 산업별 주가와 시간가변적 조건부 상관관계를 분석하였다. [그림 2]에서 그 결과를 보여주고 있는데 시간가변적으로 조건부 상관관계가 다이내믹하게 움직이는 것을 알 수 있다. 또한 2008년 9월을 시작으로 금융위기기간에 상관관계가 상당히 증가하며 상당기간 지속되었다가 줄어드는 모습을 볼 수 있다. 미국에서 시작된 리먼 브라더스 파산으로 강한 시장충격은 국제 원유가격뿐만 아니라 한국의 산업지수에도 충격이 전이되어 변동성을 증가시키고 더불어 시장 간의 동조화를 유발하고 있음을 알 수 있다.

결과적으로 국제원유가격의 예상치 못한 충격 및 변동성이 한국 유가증권시장의 산업별 주가지수에 영향을 주고 있고, 그 중 화학, 운수장비, 건설업, 금융업 그리고 제조업이 직접적으로 영향을 받으며 민감하게 반응하는 것을 발견하였다.<sup>3)</sup> 또한 변동성 전이의 지속기간이 장기간 유지되고 있음을 확인하였다.

다음 절에서는 위의 결과를 바탕으로 변동성의 충격이 시장의 큰 충격이 발생하였을 때 어떻게 반응하고 그 반응의 규모는 어떠하며 변동성 충격의 지속력은 얼마정도 유지되는지를 변동성 충격반응함수를 통해 알아보도록 한다.

---

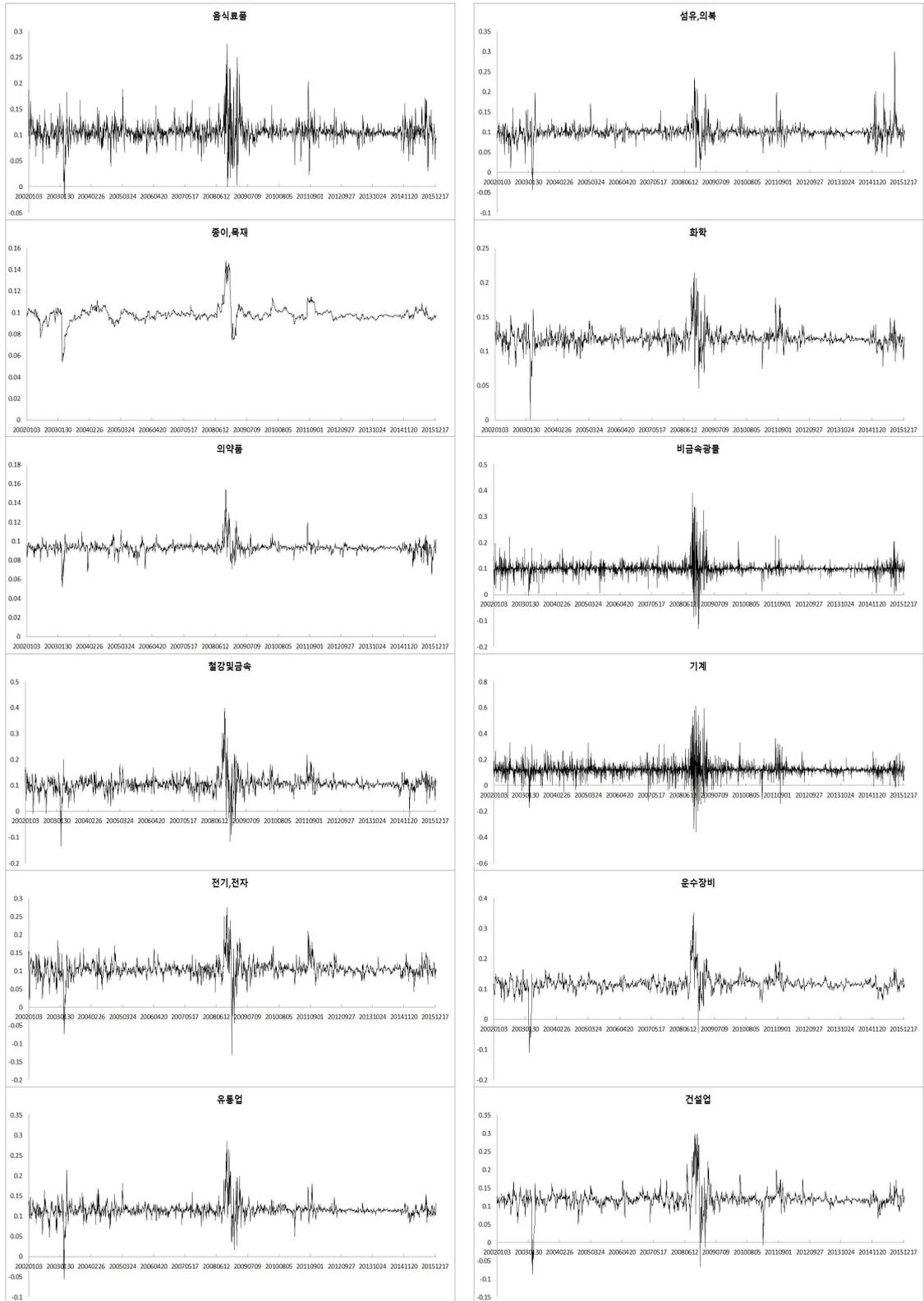
2) Engle et al.(1990)은 환율의 변동성 군집현상(volatility clustering)의 원인을 분석하면서 두 가지 가설을 제시하는데, 하나는 “heat waves”라 칭하며 변동성은 특정국가의 자기상관에 의해서만 설명이 된다고 정의했다. 또 다른 하나는 “meteor showers”이며 “heat waves”와는 반대되는 개념으로, 한 시장으로부터 다른 시장에 일중 변동성 전이효과와 현상이 원인이라고 정의된 가설이다.

3) 강인철(2012)은 두바이유의 변동성 추정치와 산업별 주가지수의 관계를 회귀분석을 통해 살펴보았는데 기계, 건설, 운수장비, 금융업종이 유가변동에 상당히 민감하게 반응함을 밝혔다.

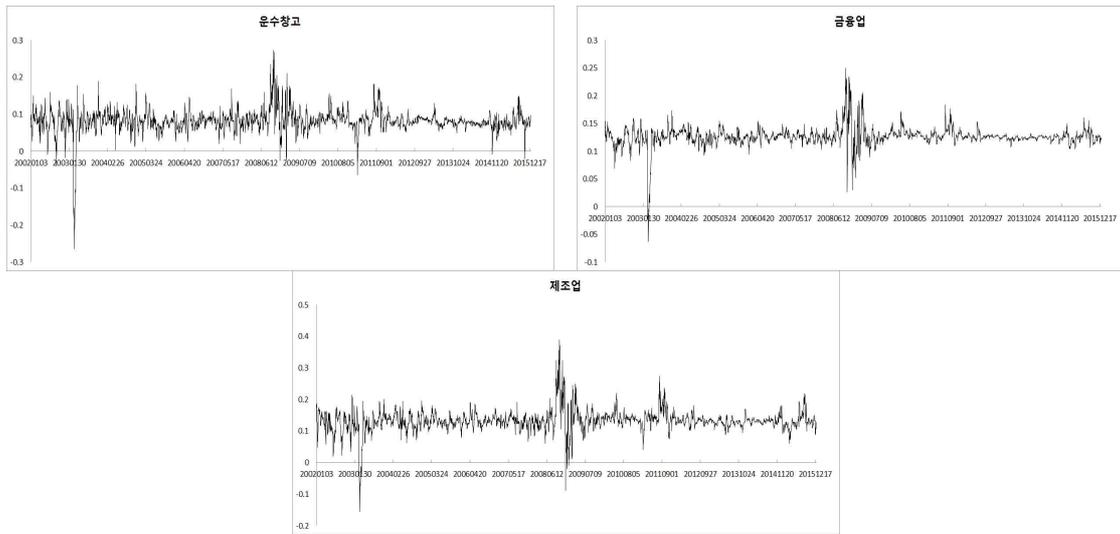
<표 3> Student's t분포를 고려한 BEKK모형의 추정결과

$\rho_i, i=1, \dots, 4$ 는  $A_{11} \otimes A_{11} + B_{11} \otimes B_{11}$  행렬의 고유치를 의미함. \*는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미함.

	음식료품	섬유·의복	종이·목재	화학	의약품	비금속광물	철강및금속	기계	전기·전자	운수장비	유통업	건설업	운수창고	금융업	제조업
	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)	Coef.(S.E.)
$C_{11}$	0.002 (0.000)*	0.002 (0.000)*	0.002 (0.000)*	0.003 (0.000)*	-0.002 (0.000)*	0.002 (0.000)*	0.002 (0.000)*	0.002 (0.000)*	0.002 (0.000)*	0.002 (0.001)	0.002 (0.000)*	0.003 (0.001)*	0.002 (0.000)*	-0.003 (0.000)*	0.003 (0.000)*
$C_{21}$	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.001)*	0.000 (0.000)	-0.002 (0.001)*	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
$C_{22}$	0.002 (0.000)*	0.002 (0.000)*	0.003 (0.000)*	0.000 (0.001)	0.003 (0.000)*	0.002 (0.000)*	0.002 (0.000)*	0.002 (0.000)*	0.001 (0.000)*	0.000 (-0.002)	0.001 (0.000)*	0.000 (-0.001)	0.002 (0.000)*	0.000 (0.001)	0.000 (-0.002)
$A_{11}$	0.204 (0.013)*	0.201 (0.014)*	0.191 (0.015)*	0.184 (0.017)*	0.200 (0.013)*	0.200 (0.015)*	0.207 (0.015)*	0.213 (0.015)*	0.220 (0.015)*	0.153 (0.016)*	0.203 (0.015)*	0.200 (0.017)*	0.216 (0.015)*	0.139 (0.019)*	0.160 (0.018)*
$A_{12}$	-0.002 (0.009)	0.006 (0.010)	0.016 (0.015)	0.088 (0.012)*	0.014 (0.010)	-0.002 (0.012)	0.030 (0.012)*	0.011 (0.013)	0.005 (0.010)	0.122 (0.013)*	0.017 (0.012)	0.094 (0.017)*	0.025 (0.013)	0.103 (0.011)*	0.089 (0.010)*
$A_{21}$	-0.036 (0.029)	-0.043 (0.022)	-0.035 (0.025)	-0.197 (0.029)*	-0.028 (0.026)	-0.053 (0.021)*	-0.057 (0.020)*	0.001 (0.034)	0.016 (0.021)	-0.146 (0.021)*	-0.045 (0.023)	-0.136 (0.024)*	-0.027 (0.024)	-0.190 (0.023)*	-0.201 (0.030)*
$A_{22}$	0.234 (0.018)*	0.247 (0.021)*	0.307 (0.025)*	0.213 (0.016)*	0.312 (0.022)*	0.268 (0.019)*	0.207 (0.017)*	0.203 (0.017)*	0.172 (0.013)*	0.170 (0.016)*	0.249 (0.020)*	0.181 (0.017)*	0.208 (0.023)*	0.157 (0.019)*	0.185 (0.017)*
$B_{11}$	0.976 (0.003)*	0.977 (0.003)*	0.978 (0.003)*	0.915 (0.008)*	0.978 (0.003)*	0.977 (0.003)*	0.975 (0.003)*	0.975 (0.003)*	0.973 (0.003)*	0.906 (0.008)*	0.976 (0.003)*	0.912 (0.008)*	0.975 (0.003)*	0.864 (0.008)*	0.891 (0.008)*
$B_{12}$	0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.004)	-0.159 (0.006)*	-0.004 (0.003)	0.000 (0.003)	-0.006 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.240 (0.007)*	-0.004 (0.003)	-0.204 (0.008)*	-0.003 (0.003)	-0.268 (0.007)*	-0.185 (0.005)*
$B_{21}$	0.011 (0.011)	0.013 (0.008)	0.027 (0.011)*	0.343 (0.014)*	0.013 (0.011)	0.022 (0.008)*	0.013 (0.006)*	0.001 (0.010)	-0.004 (0.005)	0.339 (0.010)*	0.016 (0.008)*	0.266 (0.009)*	0.005 (0.007)	0.489 (0.013)*	0.475 (0.015)*
$B_{22}$	0.964 (0.006)*	0.959 (0.007)*	0.925 (0.013)*	0.960 (0.007)*	0.931 (0.010)*	0.953 (0.007)*	0.974 (0.004)*	0.975 (0.004)*	0.982 (0.003)*	0.956 (0.008)*	0.965 (0.006)*	0.969 (0.007)*	0.972 (0.007)*	0.949 (0.008)*	0.960 (0.008)*
$d.f.$	8.190 (0.655)*	7.025 (0.533)*	6.929 (0.521)*	8.432 (0.729)*	6.183 (0.444)*	6.944 (0.480)*	8.356 (0.660)*	7.276 (0.548)*	8.113 (0.618)*	7.829 (0.640)*	8.216 (0.700)*	7.523 (0.624)*	7.270 (0.549)*	7.169 (0.535)*	7.081 (0.559)*
$\rho_i$	0.995 0.960 0.983	0.996 0.937 0.979	0.994 0.983 0.945	0.992 0.879-0.382i 0.848+0.382i	0.996 0.963 0.963	0.995 0.904 0.979	0.995 0.924 0.990	0.994 0.989 0.993	0.995 0.983 0.994	0.993 0.707-0.489i 0.794+0.486i	0.996 0.953-0.002i 0.992+0.002i	0.986 0.863+0.397i 0.854-0.392i	0.996 0.935 0.990	0.994 0.612+0.609i 0.694-0.609i	0.993 0.754-0.491i 0.782+0.497i



[그림 2-1] 시간가변적 원유-산업별 조건부 상관관계



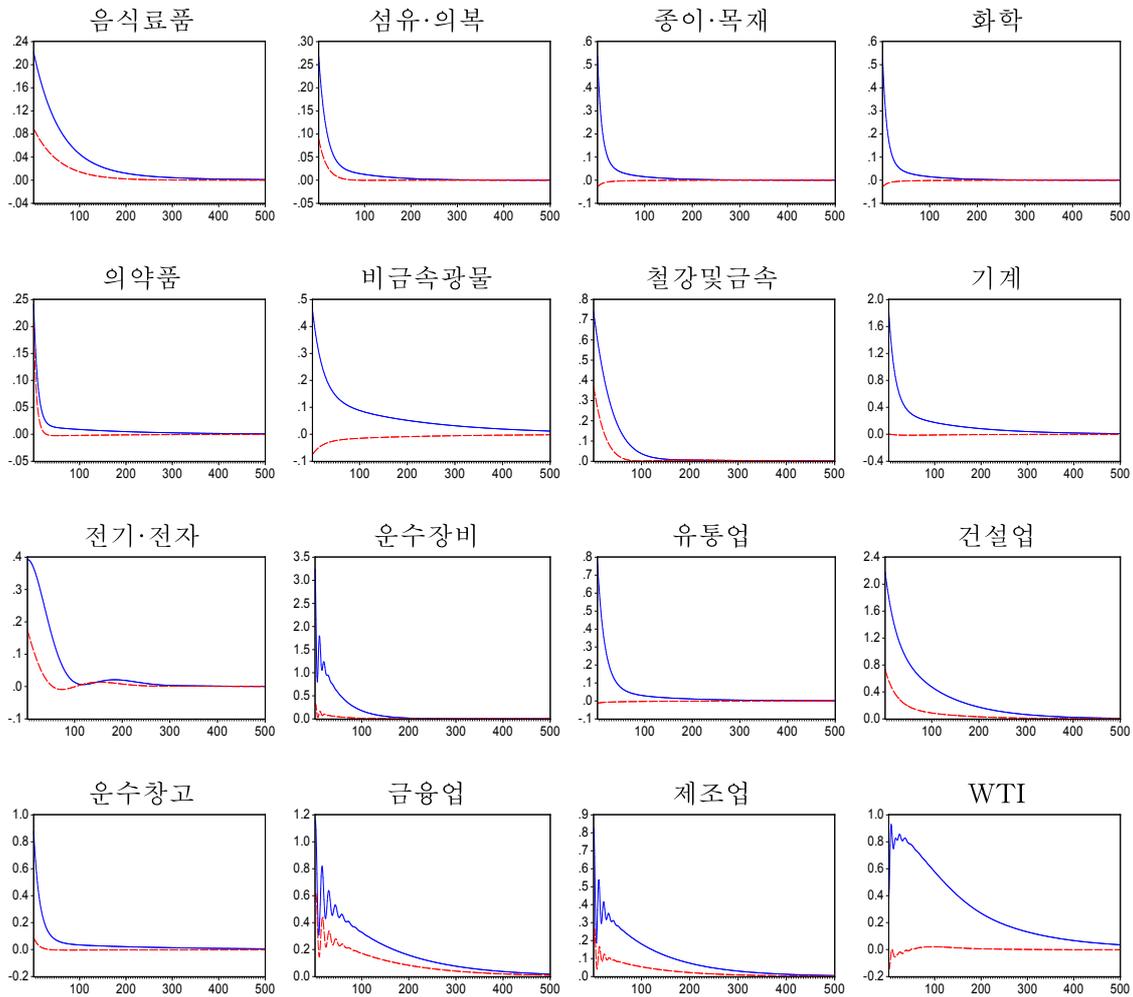
[그림 2-2] 시간가변적 원유-산업별 조건부 상관관계

## 2. 변동성 충격반응함수

[그림 3]은 2007-2009년 글로벌 금융위기동안 리먼 브라더스 파산 선고일 2009년 9월 15일을 기준으로 거래일 5일간의 양쪽 구간에 대한 변동성 충격반응함수를 나타낸 것이다.<sup>4)</sup> 먼저 리먼 브라더스 파산 선고일 후를 살펴보면, 9월 15일 이후 5일간의 변동성 충격반응의 평균을 나타낸 것이며 모든 시장에서 양(+)<sup>4)</sup>의 큰 충격 영향을 볼 수 있다. 이는 2007-2009년 글로벌 금융위기가 국제유가시장뿐만 아니라 한국 유가증권시장의 산업별 주가지수에도 상당한 영향을 주는 것을 의미한다. 그 중에서 운수장비가 가장 크게 반응하였고 식음료품이 가장 적게 반응하였다. 또한 대부분의 변동성 충격이 200일 이상 지속되는 것으로 분석되었다.

리먼 브라더스 파산 선고일 전을 살펴보면, 9월 15일 이전 5일간의 변동성 충격반응의 평균을 나타낸 것이며 종이·목재, 화학, 비금속광물을 제외하고 모두 양(+)<sup>4)</sup>의 충격반응이 있었지만 미미한 수준이었다. 해당 분석기간이 국내·외 시장의 평온한 기간으로 보이며, 일부 충격이 전해지는 것은 개별 기업의 특성에 의한 충격으로 설명된다. 그리고 충격이 발생했을 때 파산 선고일 전후를 비교해보면 차이가 나는 것을 볼 수 있다. 이러한 현상은 Dooley and Hutchinson(2009)와 Llaudes et al.(2010)의 연구와 일치하는 결과이다. 해당 연구에서는 2007년 6월부터 2008년 8월까지 파산 선고일 전의 기간에 이머징 경제시장의 반응은 제한적이었지만, 2008년 9월 리먼 브라더스의 파산 이후 이머징 시장에 전이현상이 더욱 두드러지는 것을 발견했다.

4) WTI에 대한 분석은 15개 산업별 주가지수 변동성과의 이변량 모형들에 의해 산출된 평균값이다.



[그림 3] 변동성 충격반응함수

위 그림은 2007-2009년 글로벌 금융위기동안의 변동성 충격반응함수이다. 실선은 리먼 브라더스 파산 선고일 후를 나타내고, 점선은 리먼 브라더스 파산 선고일 전을 나타낸다.

추가적으로 충격에 대한 지속력이 매우 긴 것을 확인할 수 있다. 즉 각 시장에 오는 변동성 충격에 대한 영향이 장기간 줄어들지 않고 서서히 줄어드는 것을 의미하는데 이것은 <표 3>에서 언급한 바와 같이 1에 가까운 행렬 A와 B의 추정치의 개별 고유치로 인한 영향이다. Lim et al.(2006)에 따르면, VIRF와 같이 비선형 계열의존적구조(nonlinear serial dependency structures)의 존재는 예측치 못한 충격에 대한 시장의 느린 반응을 설명할 수 있는데 시장이 새로운 균형가격을 찾아가기 전에 투자자들은 예측치 못한 충격에 대한 영향을 온전히 이해하는데 장기간의 시간이 걸린다고 설명하였다.

종합해보면 모든 예측 조건부 분산에 대한 충격의 영향이 파산 선고일 후가 전보다 더욱 큰 것을 볼 수 있었는데 이는 이머징마켓에 대해 제한적이었던 영향이 리먼 브라더스 파산 이후에 큰 시장 충격이 발생하면서 시장의 전이현상이 두드러졌음을 발견하였다. 또한 국제 원유와 같은 국외정보뿐만 아니라 국내정보에 대한 영향도 함께 영향을 미치면서 변동성 충격은 장기간 지속된다는 것을 알아냈다.

### 3. 포트폴리오 최적 자산배분과 헤지 비율

앞서 연구에서 원유시장과 산업별 주가지수시장의 변동성 전이는 효율적인 분산 포트폴리오와 리스크 관리를 위해 중요한 요소이다. 사실상, 자산관리자들은 원유가격 변동의 리스크를 효율적으로 헤지하기 위해 최적 자산비율과 헤지 비율을 수량화해야한다. 그들의 목표는 기대수익이 높으면서 위험은 감소하는 것이 될 것이다. 그래서 기대수익의 감소를 최소화하기 위해 원유가격과 산업별 주가지수의 포트폴리오 구성을 고려해야한다. Kroner and Ng(1998)에 따르면, 원유와 산업별 주식의 포트폴리오 최적 자산배분은 다음과 같이 주어진다.

$$w_t^{os} = \frac{h_t^s - h_t^{os}}{h_t^o - 2h_t^{os} + h_t^s} \quad \text{식(12)}$$

and

$$w_t^{os} = \begin{cases} 0, & \text{if } w_t^{os} < 0 \\ w_t^{os} & \text{if } 0 \leq w_t^{os} \leq 1 \\ 1, & \text{if } w_t^{os} > 1 \end{cases}$$

여기서  $w_t^{os}$ 는 두 자산들의 1달러 포트폴리오에서 원유의 구성 비중을 말한다.  $h_t^o$ 와  $h_t^s$ 는 t시점에서 각각 원유가격과 산업별 주가지수의 조건부 분산을 의미하며,  $h_t^{os}$ 는 t시점에서 원유가격과 산업별 주가지수의 조건부 공분산을 의미한다. 본 포트폴리오에서 산업별 주가지수의 최적 자산 구성 비중은  $(1 - w_t^{os})$ 으로 산출된다.

헤지 비율은 조건부 변동성 추정치를 이용하여 구할 수 있다(Kroner and Sultan, 1993). 이 포트폴리오 위험을 최소화하기 위해, 원유시장에서 1달러의 매입포지션을 하고 산업별 주식시장에서  $\beta_t^{os}$ 만큼 매도 포지션을 하여 얼마나 헤지될 수 있는지를 측정한다. 이에 대한 측정은 다음의 식과 같다.

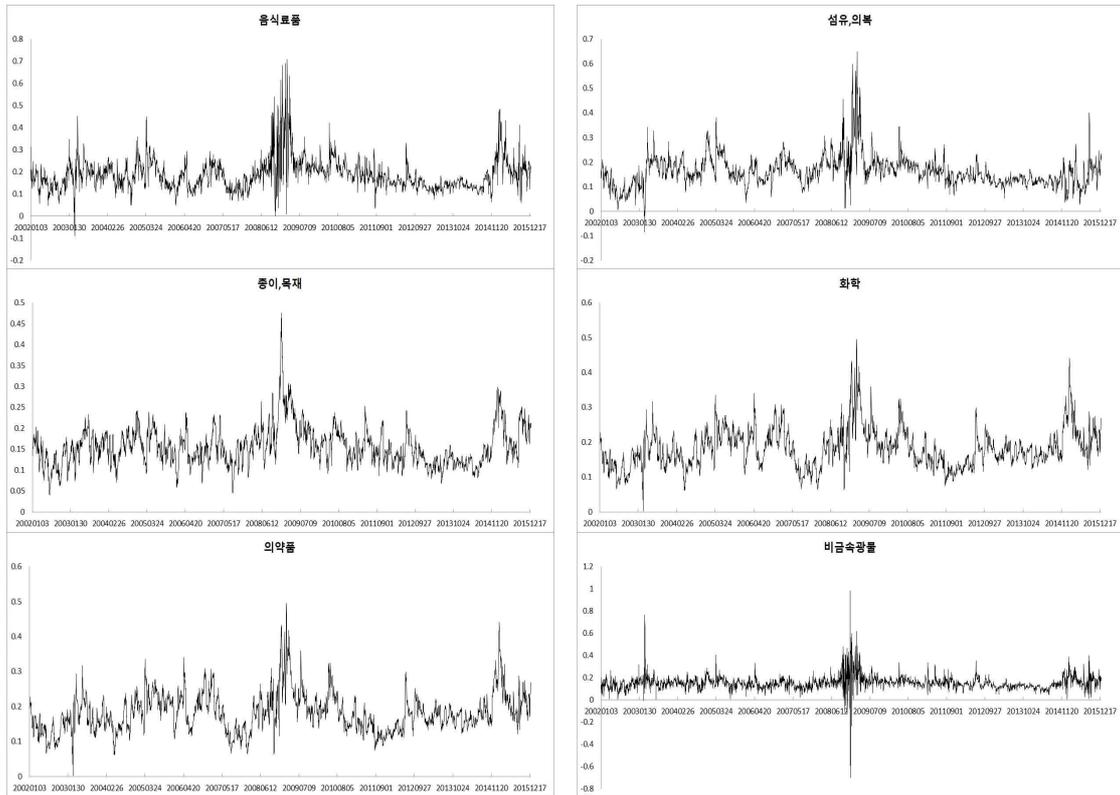
$$\beta_t^{os} = \frac{h_t^{os}}{h_t^s} \quad \text{식(13)}$$

다음의 <표 4>는 포트폴리오 최적 자산비율과 헤지 비율에 대한 기초통계량을 보여주고 있다. 포트폴리오 최적 자산비율의 평균가치 중 가장 높은 값은 0.75로 WTI-음식료품이다. 이 수치는 75%는 국제원유자산의 최적 자산비율을 나타내며, 나머지 25%는 음식료품에 투자하라는 의미이다. 그리고 가장 낮은 값은 0.55로 WTI-건설업과 WTI-운수창고이다. 이것 역시 국제원유자산에 55%의 비중을 두고, 건설업과 운수창고는 각각 45%의 비중으로 투자하는 것이 최적 포트폴리오를 구성하는 방법이다.

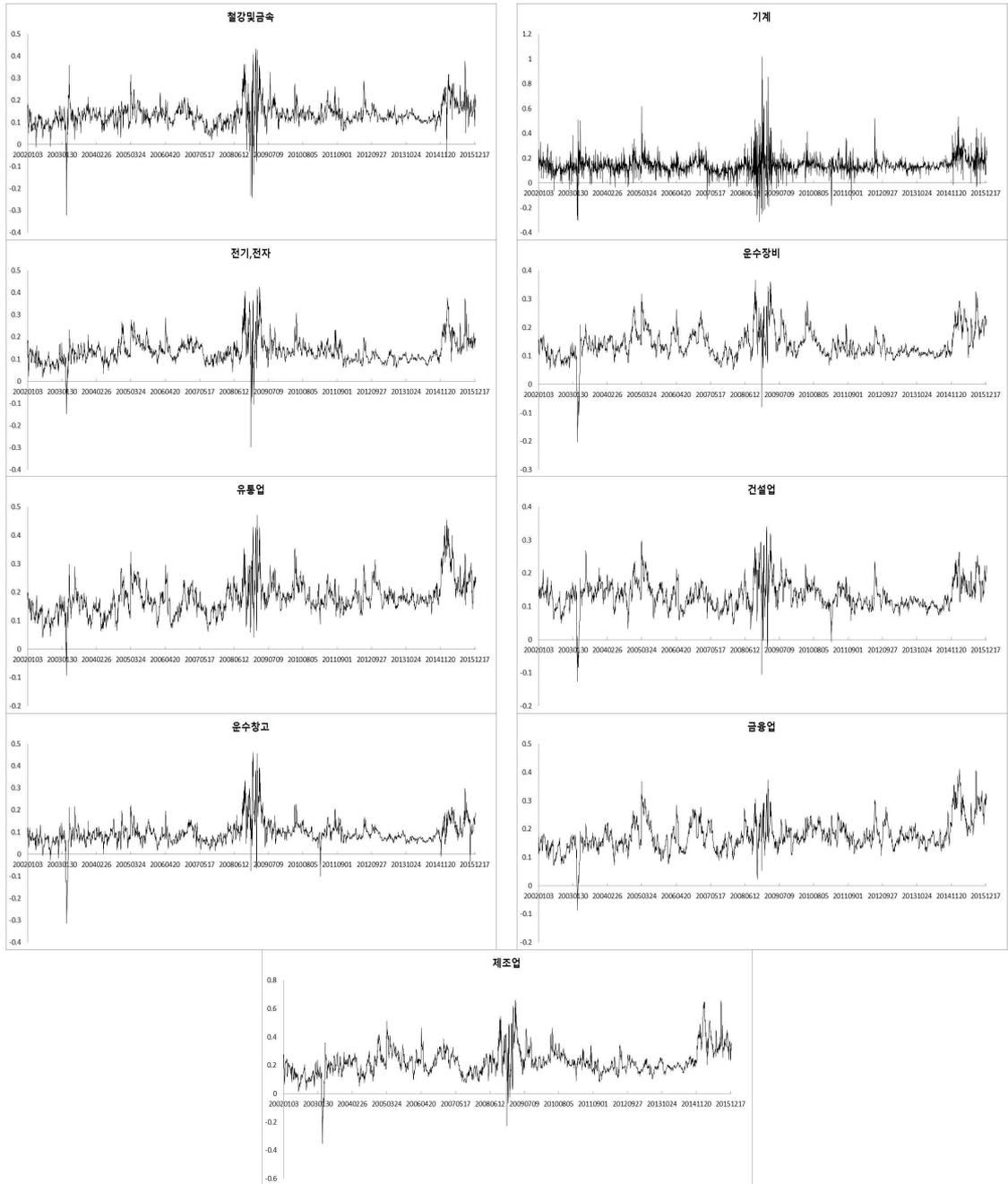
헤지 비율의 평균 가치를 살펴보면, 최대치는 WTI-제조업이 0.22로 가장 높으며 최저치는 WTI-운수창고가 0.10으로 가장 낮은 것으로 나타났다. 이러한 헤지 비율은 일반적으로 낮으며, 상품 위험은 주식시장에서 매도 포지션을 취함으로써 효율적으로 헤지할 수 있다.

<표 4> 포트폴리오 최적자산비중과 헤지 비율

	Optimal portfolio weights				Hedge ratios			
	Mean	S.D	Min.	Max.	Mean	S.D.	Min.	Max.
WTI-음식료품	0.75	0.12	0.21	0.98	0.19	0.07	-0.09	0.71
WTI-섬유의복	0.70	0.14	0.14	0.98	0.16	0.06	-0.09	0.65
WTI-종이목재	0.71	0.12	0.13	0.98	0.16	0.05	0.04	0.48
WTI-화학	0.69	0.14	0.21	0.96	0.18	0.06	0.00	0.50
WTI-의약품	0.70	0.15	0.16	0.99	0.15	0.05	0.03	0.53
WTI-비금속광물	0.69	0.12	0.13	1.00	0.15	0.06	-0.70	0.98
WTI-철강및금속	0.62	0.12	0.18	0.93	0.13	0.05	-0.32	0.43
WTI-기계	0.57	0.13	0.02	1.00	0.14	0.07	-0.31	1.02
WTI-전기전자	0.61	0.14	0.25	0.94	0.13	0.05	-0.30	0.43
WTI-운수장비	0.58	0.14	0.23	0.93	0.14	0.05	-0.20	0.37
WTI-유통업	0.70	0.13	0.20	0.98	0.18	0.06	-0.09	0.47
WTI-건설업	0.55	0.14	0.12	0.89	0.13	0.04	-0.13	0.34
WTI-운수창고	0.55	0.15	0.08	0.95	0.10	0.05	-0.31	0.46
WTI-금융업	0.66	0.12	0.19	0.95	0.18	0.05	-0.09	0.41
WTI-제조업	0.73	0.13	0.26	0.99	0.22	0.09	-0.35	0.66



[그림 4-1] 시간가변적 원유-산업별 주가지수의 헤지 비율



[그림 4-1] 시간가변적 원유-산업별 주가지수의 헤지 비율

예를 들어, 가장 높은 평균 헤지 비율인 WTI-제조업을 살펴보면, 0.22의 평균값을 가지는데 이 가치는 국제원유시장에서 1달러를 매수함과 동시에 한국의 제조업시장에서 22센트를 매도해야 함을 의미한다. 반대로 가장 낮은 평균 헤지 비율인 0.10의 경우에는 국제원유시장에서 1달러를 매수함과 동시에 한국의 운수창고업시장에서 10센트보다 적은 매도 포지션을 취함으로써 헤지될 수 있음을 나타낸다. 결국 이러한 결과를 봤을 때 국제원유가격 변동과 관련된 리스크를 헤지하기 위한 가장 효과적인 전략은 한국의 운수창고업에 매도 포지션을 취하는 것이다.

[그림 4]는 WTI와 산업별 주가 간의 헤지 비율의 시간가변적인 움직임을 나타낸 것이다. 이것의 의미는 시장참여자들이 산업별 주식시장의 상태가 호황인지 불황인지에 따라 포트폴리오의 구성과 헤지 포지션을 적절하게 조정해야 함을 의미한다. 전체적으로 분서기간 중에 모든 산업별 헤지 비율이 0을 초과하는 것을 볼 수 있는데 이는 산업별 주식시장에 비해 유가시장의 불확실성이 더욱 큰 것을 의미한다. 자세히 살펴보면 2008년 리먼 브라더스 파산으로 인한 글로벌 금융위기 때에 헤지 비율이 상승하는 것을 볼 수 있다. 즉 예기치 못한 큰 시장충격으로 인해 변동성이 급격하게 증가하게 되면서 국제시장의 리스크 또한 확대되어 지속적으로 헤지비율이 상승하였다.

결과적으로 국제원유가격 변동의 리스크를 관리하는데 있어서 포트폴리오 최적 자산비중과 헤지 비율은 효과적인 헤지 전략을 제공하며, 특히 리먼 브라더스 파산과 같은 시장의 강한 충격이 발생했을 시에 더욱 효과적일 것이다.

## V. 결론

본 연구는 국제원유가격과 15개의 한국 유가증권시장 산업별 주가지수 간의 변동성과 충격의 전이현상을 BEKK모형을 이용하여 알아보고 이를 변동성 충격반응함수(VIRF)를 그려서 금융위기기간동안 시장의 변동성 충격의 반응 정도와 지속성을 알아보았다. 또한 이러한 변동성 충격에 의한 리스크를 효과적으로 관리하기 위해 최적포트폴리오를 구성하고 헤지 비율 분석을 하였다.

본 연구의 실증분석의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 원유가격과 산업별 주가지수 간의 관계를 살펴본 결과 두 자산시장 간의 연계성이 발견되었다. 각 자산들 모두 자기 자신의 과거 정보의 충격과 변동성에 영향을 받는 것으로 나타났고 화학, 운수장비, 건설업, 금융업 그리고 제조업이 원유가격 변동에 직접적으로 영향을 받으며 민감하게 반응하고 있음을 확인하였다. 둘째, 조건부 분산에 대한 충격의 영향이 파산 선고일 후가 전보다 더욱 큰 것을 볼 수 있었다. 이는 이머징마켓에 대해 제한적이었던 영향이 리먼 브라더스 파산 이후에 큰 시장 충격이 발생하면서 시장의 전이현상이 두드러졌음을 발견하였다. 또한 국제원유와 같은 국외정보뿐만 아니라 국내정보에 대한 영향도 함께 영향을 미치면서 변동성 충격은 장기간 지속된다는 것을 알아냈다. 셋째, 국제원유가격이 변동 리스크를 관리하는데 최적포트폴리오 구성비중과 헤지 비율 분석이 효과적인 헤지 전략을 제공하였다.

원유수입국이자 석유의존도가 매우 높은 한국 주식시장은 국제원유시장과 매우 밀접한 관계를 가진다. 본 연구에서는 이를 좀 더 세부적인 분석을 위해서 산업별로 나누어 알아보았다. 그리고 글로벌 금융위기기간의 큰 시장충격에 대한 시장의 반응과 효과적인 대응전략을 제시하였다. 결국 각 시장의 특성에 따라 포트폴리오 구성과 헤지 전략에 차이가 있으며 이것을 충분히 고려한다면 리먼 브라더스 파산과 같은 예기치 못한 강한 시장충격에 적절히 대응할 수 있을 것이다.

따라서 본 연구의 분석은 시장참여자들이 국제원유가격의 변동에 따른 리스크를 예측하고 효율적으로 관리하는데 중요한 역할을 할 것으로 기대한다.

## 참고문헌

- 장인철, “국제 원유가격의 변동이 주식시장의 변동에 미치는 영향에 관한 연구”, *금융공학연구*, 11(2), (2012), 23-43.
- 서지용, “한국주식시장에 과급되는 국제유가의 위험에 관한 연구”, *재무관리연구*, 24(4), (2007), 75-106.
- 최완수, “동아시아 주식시장의 변동성 전이와 변동성 충격반응함수”, *한국산업경제학회 춘계국제학술발표대회 논문집*, (2014), 743-763.
- Arouri, M.E.H., J. Jouini and D.k. Nguyen, “Volatility spillovers between oil prices and stock sector returns: Implications for portfolio management”, *Journal of International Money and Finance*, 30, (2011), 1387-1405.
- Beirne, J., G. M. Caporale, M. Schulze-Ghattas and N. Spagnolo, “Global and regional spillovers in emerging stock markets: A multivariate GARCH-in-mean analysis”, *Emerging Markets Review*, 11(3), (2010), 250-260.
- Booth, G.G., T. Martikainen and Y. Tse, “Price and Volatility spillovers in Scandinavian Stock markets”, *Journal of Banking and Finance*, 21, (1997), 811-823.
- Bollerslev, T., “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31, (1986), 307-327.
- Cha, H.-J. and T. Jithendranathan, “Time-varying correlations and optimal allocation in emerging market equities for the US investor”, *International Journal of Finance and Economics*, 14(2), (2009), 172-187.
- Chuang, I.-Y., J.-R. Lu., and K. Tswei, “Interdependence of international equity variances: Evidence from East Asian markets”, *Emerging Markets Review*, 8(4), (2007), 311-327.
- Cologni, A. and M. Manera, “Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries”, *Energy Economics*, 30(3), (2008), 856-888.
- Cunado, J. and F.P. de Gracia, “Oil Prices, Economic Activity and Inflation: Evidence for Some Asian Countries”, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(1), (2005), 65-83.
- Dooley, M. and M. Hutchison, “Transmission of the U.S. subprime crisis to emerging markets: evidence on the decoupling-recoupling hypothesis”, *Journal of International Money and Finance*, 28(8), (2009), 1331-1349.
- Edwards, S. and R. Susmel, “Volatility Dependence and Contagion in Emerging

- Equity Markets”, *Journal of Development Economics*, 66(2), (2001), 505–532.
- Engle, R.F., T. Ito and W.-L. Lin, “Meteor showers or Heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market”, *Econometrica*, 58(3), (1990), 525–542.
- Engle, R.F. and K.F. Kroner, “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH”, *Econometric Theory*, 11(1), (1995), 122–150.
- Gallent, A.R., P.E. Rossi and G. Tauchen, “Nonlinear dynamic structures”, *Econometrica*, 61(4), (1993), 871–907.
- Hafner, C.M., H. Herwartz, “Volatility impulse responses for multivariate GARCH models: An exchange rate illustration”, *Journal of International Money and Finance*, 25, (2006), 719–740.
- Hamilton, J.D., “What is an Oil Shock?”, *Journal of Econometrics*, 113(2), (2003), 363–398.
- Jin, X., S.X. Lin and M. Tamvakis, “Volatility transmission and volatility impulse response functions in crude oil markets”, *Energy Economics*, 34, (2012), 2125–2134.
- Jin, X. and X. An, “Global financial crisis and emerging stock market contagion: A volatility impulse response function approach”, *Research in International Business and Finance*, 36, (2016), 179–195.
- Kang, S.H. and S.M. Yoon, “The Impact of Oil Price on Equity Sector Volatility in Korea”, *Journal of Industrial Economics and Business*, 27(4), (2014), 1527–1545.
- Kanokwan, C. and S. Dibooglu, “Volatility spillovers and contagion during the Asian crisis: Evidence from six Southeast Asian stock markets”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 42(2), (2006), 4–17.
- Karolyi, A., “A multivariate GARCH Model of International Transmission of Stock Returns and Volatility”, *Journal of Business, Economics and Statistics*, 13, (1995), 11–25.
- Kilian, L., “Exogenous Oil Supply Shocks: How Big Are They and How Much on the Volatility of Spot Stock Market”, *Journal of Economics and Statistics*, 90(2), (2008), 216–240.
- Koop, G., M. H. Pesaran, and S. M. Potter, “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”, *Journal of econometrics*, 74(1), (1996), 119–147.
- Koutmos, G. and G. G. Booth, “Asymmetric volatility transmission in international stock markets”, *Journal of International Money and Finance*, 14(6), (1995), 747–762.
- Kroner, K.F. and V.K. Ng, “Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns”, *Review of Financial Studies*, 11(4), (1998), 817–844.

- Kroner, K.F. and J. Sultan, "Time-varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28(4), (1993), 535-551.
- Lardic, S. and V. Mignon, "Oil Prices and Economic Activity: An Asymmetric Cointegration Approach", *Energy Economics*, 30(3), (2008), 847-855.
- Li, H. and E. Majerowska, "Testing stock market linkages for Poland and Hungary: A multivariate GARCH approach," *Research in International Business and Finance*, 22(3), (2008), 247-266.
- Lim, K.P., M.J. Hinich and R.D. Brooks, "Events that shock the market: an insight from nonlinear serial dependencies in intraday returns", *Working Paper Series*, (2006), <http://ssrn.com/abstract=912603>.
- Lin, W.-L., R.F. Engle and T. Ito, "Do bulls and Bears Move across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility", *Review of Financial Studies*, 7(3), (1994), 507-538.
- Llaudes, R., F. Salman and M. Chivakul, "The impact of the great recession on emerging markets", *IMF Working Paper*, (2010), 10/237.
- Malik, F. and B.T. Ewing, "Volatility transmission between oil prices and equity sector returns", *International Review of Financial Analysis*, 18, (2009), 95-200.
- Ng, A., "Volatility spillovers effects from Japan and the US to the Pacific-Basin", *Journal of Business*, 19(2), (2000), pp.207-233.
- Olson, E., A.J. Vivian and M.E. Wohar, "The relationship between energy and equity markets: Evidence from volatility impulse response functions", *Energy Economics*, 43, (2014), 297-305.
- Pen, Y.L. and B. Sévi, "Volatility transmission and volatility impulse response functions in European electricity forward markets", *Energy Economics*, 32, (2010), 758-770.
- Sims, C. A., "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, 48(1), (1980), 1-48.
- Tse, Y., C. Wu and A. Young, "Asymmetric information transmission between a transition economy and the U.S. market: Evidence from the Warsaw stock exchange", *Global Finance Journal*, 14(3), (2003), 319-332.
- Wang, P. and P. Wang, "Price and volatility spillovers between the greater China markets and the developed markets of US and Japan", *Global Finance Journal*, 21(3), (2010), 304-317.