

## 원유시장과 동아시아 주식시장 간의 장기기억 및 변동성 전이효과 분석\*

김형태\*\* · 윤성민\*\*\*

### 요 약

본 연구는 이변량 AR(1)-FIAPARCH(1,  $d$ , 1)-DCC 모델을 이용하여 원유선물 시장과 동아시아 5개국 주식시장 간의 변동성 전이효과를 분석하였다. 실증분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, 원유선물시장과 동아시아 5개국 주식시장 모두 변동성에 장기기억과 비대칭성이 존재하는 것으로 분석되었다. 둘째, 조건부 상관관계수의 평균값은 원유선물-중국주식 조합이 가장 높았으며, 원유선물-일본주식 조합은 가장 낮은 값을 갖는 것으로 나타났다. 셋째, 시간 가변에 따른 조건부 상관관계수의 변화는 글로벌 금융위기 이후로 급격히 증가하는 것으로 나타났다. 넷째, 헤지비율의 평균은 원유선물-홍콩주식이 가장 높았으며 원유선물-일본주식이 가장 낮게 나타났다. 마지막으로 시간 가변에 따른 헤지비율의 변화는 글로벌 금융위기 이후에 급격히 증가하는 것으로 나타났다.

주요 단어 : 장기기억, 비대칭성, 변동성 전이효과, 헤지비율, 원유선물  
경제학문헌목록 주제분류 : C58, E44, Q02

\* 이 논문은 제1저자인 김형태의 2017년 석사학위논문 일부를 발췌하여 수정 보완한 것이며, 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2017S1A5B8057488).

\*\* 부산대학교 경제학과 박사과정(제1저자). kht1258@hanmail.net

\*\*\* 부산대학교 경제학부 교수(교신저자). smyoon@pusan.ac.kr

## I. 서 론

2008년 글로벌 금융위기(global financial crisis)의 여파는 전 세계의 금융시장은 물론 실물경제에도 영향을 미치며 대공황 이후의 최악의 경제 상황을 만들어냈다. 한편 금융위기 직전인 2008년 7월 서부 텍사스 중질유(West Texas Intermediate: WTI) 기준으로 배럴당 145.18달러로 최고가를 기록하던 국제유가는 금융위기 이후 급격한 하락세를 보이며 2008년 12월에는 33.87달러까지 내려갔다. 이후 국제유가는 상승<sup>1)</sup>과 하락<sup>2)</sup>이 반복되면서 불확실성이 증대되고 있으며 글로벌 금융위기 이후의 국제유가 변동은 그 배경과 영향에 대해 다양한 시각에서의 연구와 분석을 촉발하였다.

원유는 산업 전반에 걸쳐 주요 원자재로 활용되고 있는 중요한 생산 요소이기 때문에 세계 경제에 차지하는 비중이 높으며 실물경제에 큰 영향을 미치고 있다. 특히 우리나라는 원유를 전량 수입에 의존하고 있으므로 국내 경제가 국제유가 변동에 많은 영향을 받는다고 할 수 있다. 이러한 측면들을 고려한다면 국제유가의 변동성은 실물경제에 영향에 있어 매우 중요하다고 할 수 있다. 또한, 2000년대 이후로 글로벌 금융시장의 통합과 정보의 발달로 상품시장의 금융화(commodity financialization)가 진전이 되면서, 원유는 시장 위험을 최소화하기 위한 목적으로 인플레이션 헤지(inflation hedge) 및 포트폴리오 다각화(portfolio diversification)의 수단으로 자리 잡고 있다.

원유시장 및 주식시장의 변동성의 특징을 분석할 수 있다면 실물경제의 분석과 거시경제정책 수립에 큰 도움이 될 것이다. 원유는 상품시장의 금융화로 인해 금융시장에 미치는 영향력이 커지고 위험 분산의 수단으로 자리 잡고

---

1) 2011년 4월 29일 WTI 선물기준 배럴 당 113.39달러([www.eia.gov](http://www.eia.gov)).

2) 2016년 2월 11일 WTI 선물기준 배럴 당 26.21달러([www.eia.gov](http://www.eia.gov)).

있다. 따라서 변동성 전이효과 분석을 이용한 수익률 분산의 추정이 필요하다고 볼 수 있다.

본 연구의 목적은 원유선물시장과 동아시아 5개국 주식시장(한국, 대만, 일본, 중국 및 홍콩)의 변동성의 특징을 분석하고 두 시장 간의 변동성 전이효과와 포트폴리오 구성을 분석하는 것이다. 본 연구의 주요 특징은 다음과 같다. 첫째, 국제유가의 대표적인 지수인 WTI 선물지수와 동아시아 5개국의 주식시장인 모건 스탠리 캐피털(Morgan Stanley Capital International: MSCI) 지수의 변동성의 특징과 변동성 전이효과를 분석하였다.

둘째, 원유선물시장과 주식시장 간의 변동성 전이효과를 정확하게 분석하기 위해 변동성 비대칭성(asymmetry)과 장기기억(long memory)의 특징을 동시에 반영한 이변량 AR(1)-FIAPARCH(fractionally integrated asymmetric power autoregressive conditional heteroskedasticity)-DCC(dynamic conditional correlation) 모형을 이용하여 원유시장과 동아시아 5개국 주식시장의 변동성 장기기억과 비대칭성의 특징을 분석하였고 원유시장과 주식시장 간의 조건부 상관관계를 분석하였다.

마지막으로 최적 포트폴리오 가중치(optimal portfolio)와 최적의 헤지비율(hedging ratio) 측정을 원유선물시장과 각 주식시장의 수익률의 조건부 분산(conditional variance) 및 공분산(conditional covariance)을 이용하여 분석하였다. 이는 국제유가의 변동에 대한 동아시아 5개국 주식시장의 포트폴리오 전략에 대해 연구하는 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 II절에서는 주요 선행연구들을 분석하고, III절에서는 본 연구에서 이용한 분석방법에 대하여 설명한다. IV절에서는 본 연구에 이용된 표본자료를 설명하고, 그것의 기초통계량을 분석한다. V절에서는 실증분석 결과를 제시하고, 마지막 VI절에서는 본 연구에서 얻은 주요 분석결과를 요약하고, 결론을 제시한다.

## II. 선행연구

본 연구는 원유선물시장과 동아시아 5개국 주식시장의 변동성의 특징을 분석하고 두 시장 간의 변동성 전이효과와 포트폴리오를 분석하는 것이다. 이와 관련된 선행연구로는 주로 Bollerslev(1986)의 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형을 이용한 연구가 진행되고 있다.

Malik and Hammoudeh(2007)는 걸프 지역 3개국 주식시장과 국제 원유시장을 대상으로 다변량(multivariate) GARCH-BEKK(Baba, Engle, Kraft and Kroner) 모형을 이용하여 변동성 전이효과에 대해 분석하였다. 실증분석 결과, 걸프 지역 주식시장은 국제유가의 변동성에 영향을 받으며, 걸프 지역 주식시장 중 사우디아라비아의 주식시장의 변동성이 국제유가에 변동성 전이가 된다는 결과를 도출하였다.

Choi and Hammoudeh(2010)는 원유, 구리, 금 및 은과 같은 원자재시장과 미국주식시장(S&P 500) 간의 변동성 전이효과를 국면전환(regime switching)을 이용한 대칭적 GARCH-DCC 모형을 이용하여 분석하였다. 실증분석 결과, 원유, 구리, 금 및 은 등 원자재시장의 상관관계가 점차 증대되는 경향이 있지만 원유와 S&P 500 지수 간의 상관관계는 2003년 이라크 전쟁 이후로 점차 약화하는 경향을 드러냄을 밝혔다.

Arouri et al.(2011)은 유럽과 미국 주식시장과 원유시장 간의 변동성 전이효과를 VAR-GARCH 모형을 통해 분석하였다. 실증분석 결과, 원유시장과 유럽 및 미국 주식시장 간의 변동성 전이효과가 존재하고, 유럽주식시장은 원유시장과 단방향의 전이효과가, 미국 주식시장은 원유시장과 양방향의 전이효과가 발견되었다.

Mensi et al.(2013)은 VAR-GARCH-CCC(constant conditional correlation)

모형을 이용하여 미국주식시장(S&P 500)과 국제유가와 원자재(원유, 금 및 밀, 음료) 간의 변동성 전이효과 및 헤지비율을 분석하였다. 실증분석 결과, 원자재 시장 중 금과 S&P 500, 원유와 S&P 500 간의 상관관계가 가장 높다는 결과를 도출하였다. 또한 헤지비율의 평균은 S&P 500-원유(Brent)의 조합(0.203)이 가장 높았으며, S&P 500-밀의 조합(0.103)이 가장 낮은 결과를 나타내고 있다.

Chkili et al.(2014)은 국제유가와 미국 주식시장 간의 수익률과 변동성의 조건부 상관관계를 FIAPARCH-DCC 모형을 이용하여 분석하였다. 실증분석 결과, 원유시장과 주식시장의 변동성에 장기기억과 비대칭성의 특징을 발견할 수 있었으며 글로벌 금융위기가 상관관계에 영향을 주기 때문에 투자 전략에 영향을 미치는 중요한 요인이라고 설명하고 있다.

한편, 국제유가와 주식시장의 변동성 전이효과에 대한 국내 연구로는 강인철(2012)은 국제유가의 변동성이 국내 주식시장 변동성에 미치는 영향을 GARCH 모형을 이용하여 밝혔다. 실증분석 결과, 국제유가의 변동에 대해 코스닥시장이 코스피시장보다 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

김성기 외(2012)는 국제유가와 6개국 주식시장 간의 조건부 상관관계를 분석하기 위해 GARCH-CCC 및 GARCH-DCC 모형을 이용하였다. 실증분석 결과, 주식시장과 원유시장 간의 변동성 파급효과를 나타내는 계수는 모두 유의하게 나타나 국제유가와 주식시장은 서로 영향을 주고받는 것으로 나타났다.

강상훈·윤성민(2016)은 글로벌 금융위기가 원유선물시장과 아시아 주식시장 간 변동성 전이효과에 미치는 영향을 GARCH-DCC 모형을 이용하여 분석하였으며, 최적 포트폴리오 구성과 헤지비율도 분석하였다. 실증분석 결과, 아시아 주식시장과 국제원유 시장 간 높은 양(+)의 상관관계를 가지고 있으며 최근의 금융위기가 그러한 상관관계를 강화하는 것으로 나타났다. 또한, 최적의 포트폴리오 구성과 헤지비율을 분석한 결과 최근 글로벌 금융위기가 포트폴리오 투자전략에도 영향을 미치는 중요한 요인으로 작용하는 것으로 나타났다.

본 연구는 기존의 선행연구를 토대로 원유시장과 주식시장 간의 변동성 전이효과를 분석하였으며 기존의 선행연구가 다루지 못했던 점을 보완하여 연구를 진행하였다.

우선 기존의 선행연구에서는 장기기억과 비대칭성을 고려한 변동성의 특징과 포트폴리오 구성을 반영하지 않거나 부분적으로만 반영하고 있다. 이를 고려하여 본 연구에서는 변동성의 대표적인 특징인 장기기억과 비대칭성을 동시에 고려하고 변동성 전이효과를 분석할 수 있는 AR(1)-FIAPARCH(1,  $d$ , 1)-DCC 모형을 이용하였다. 모형을 통해 두 시장 간의 조건부 상관관계를 분석한 다음 최적 포트폴리오 구성에 관한 연구를 함께 진행하였다. 그리고 기존의 선행연구가 금융 시계열 분석이 쉬운 선진국 주식시장과 석유산업 비중이 높은 중동 주식시장을 대상으로 진행했으나, 최근에는 글로벌 금융위기 이후의 신흥 주식시장을 대상으로 한 연구들이 점차 진행되는 추세이다. 따라서 본 연구에서는 원유수입<sup>3)</sup> 및 소비<sup>4)</sup> 비중이 높은 동아시아 5개국 주식시장에 대한 국제유가의 변동성 전이효과에 관한 연구를 진행함으로써 동아시아 주식시장을 중심으로 투자하려는 투자자들에게 포트폴리오 구성에 대한 전략을 제공할 수 있다.

---

3) 2014년 기준 동아시아 5개국의 세계대비 원유수입 비중은 29.0%를 차지하며 중국, 일본, 한국은 각각 세계 2, 4, 5위의 원유수입국임(www.cia.gov).

4) 2015년 기준 동아시아 5개국의 세계대비 원유소비 비중은 21.4%(www.bp.com).

### Ⅲ. 분석방법

#### 3.1. AR(1)-FIAPARCH(1,d,1)-DCC 모형

본 연구는 원유선물시장과 주식시장 간의 변동성 전이효과를 분석하기 위해 장기기억과 비대칭성의 특징을 반영하는 모형을 제시할 필요가 있다. 금융 시계열의 특징으로는 변동성 장기기억과 비대칭성이 있는 것으로 알려져 있다. 따라서 변동성 장기기억과 비대칭성을 분석하기 위해서 이변량 AR(1)-FIAPARCH(1,d,1)-DCC 모형을 이용하였다.

우선 시계열 수익률의 자기 상관성(autocorrelation)을 고려하여 평균 방정식(mean equation)에 AR(1) 과정을 갖는다고 가정하였다.<sup>5)</sup> AR(1) 모형은 다음과 같다.

$$r_{i,t} = \mu + \psi_1 r_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad t \in T \quad \text{with} \quad \varepsilon_{i,t} = z_t \sqrt{h_t} z_t, \quad z_t \sim N(0,1). \quad (1)$$

여기서  $r_{i,t}$ 는 원유선물시장 및 주식시장의  $t$ 기의 수익률을 의미하며,  $|\mu| \in (0, \infty)$ ,  $|\psi_1| < 1$ 의 조건을 만족한다.  $\{z_t\}$ 는 서로 독립적이고 동일한 확률분포를 따른다고(independent and identically distributed) 가정한다.  $h_t$ 는 비음수(non-negativity) 조건의 조건부 분산(conditional variance)의 제곱근을 의미한다.

Tse(1998)은 Ding et al.(1993)의 APARCH 모형을 분수 적분 과정으로 확장한 FIAPARCH 모형을 이용하여 변동성 장기기억 특징뿐만 아니라 변동성

5) Cheung and Lai(1993)의 연구에서 지적하였듯이 AR 시차를 높게 설정하면 시계열에 내재한 장기기억 특성을 제거할 가능성이 있다. 이 점을 고려하여 본 연구에서는 AR(1) 과정을 이용하기로 한다.

비대칭성의 특징도 분석한 모형을 제시하였다. 일변량 FIAPARCH( $p, d, q$ ) 모형에서의 조건부 분산 방정식은 다음과 같다.

$$h_t^{\delta/2} = \omega[1 - \beta(L)]^{-1} + [1 - (1 - \beta(L))^{-1}\phi(L)(1 - L)^d](|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t)^\delta. \quad (2)$$

여기서 변동성이 양의 안정적인 시계열로 추정되기 위해서는  $\delta > 0$ ,  $-1 < \gamma < 1$ ,  $0 < d > 1$ 의 조건을 만족시켜야 한다. 그리고  $0 < d < 1$ 의 분수 적분 과정을 가지는 것으로 추정되면 변동성은 장기기억 특성을 내재하고 있는 것을 의미하며, 장기기억의 정도가 클수록  $d$ 는 큰 값으로 나타난다.  $\gamma > 0$  이면 변동성 비대칭성이 존재한다는 것을 나타낸다. 즉, 변동성이 좋은 충격보다 나쁜 충격에 더 민감하게 반응한다는 것을 의미한다.

한편 본 연구에서는 원유선물시장과 주식시장 간의 조건부 상관계수를 추정하기 위해 Engle(2002)이 제시한 DCC 모형을 이용하였다. 우선 이변량 모형의 잔차의 분산-공분산 행렬(variance-covariance matrix)  $H_t$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$H_t = D_t R_t D_t, \quad (3)$$

여기서  $D_t = \text{diag}(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{NN,t}^{1/2})$ 는 잔차의 조건부 표준편차(conditional standard deviation)의  $(2 \times 2)$  대각행렬(diagonal matrix)이며, 이것은 일변량 FIAPARCH 모형에 의해 모형화된 조건부 분산의 제곱근으로부터 나왔다.  $R_t$ 는  $(2 \times 2)$  시간 가변적 조건부 상관계수 행렬(time varying correlation matrix)이고, 다음과 같이 주어진다.

$$R_t = (\text{diag}(Q_t))^{-1/2} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{-1/2}, \quad (4)$$

$$Q_t = (1 - \alpha_{dcc} - \beta_{dcc}) \bar{Q} + \alpha_{dcc}(u_{t-1} u'_{t-1}) + \beta_{dcc} Q_{t-1}. \quad (5)$$

여기서  $Q_t$ 는  $2 \times 2$  대칭인 양정부호행렬(symmetric positive definite matrix)이며 표준화된 잔차( $u_{i,t} = \varepsilon_t^i / \sqrt{h_t^{ii}}$ )에 의존한다.  $\alpha_{dcc} > 0$ ,  $\beta_{dcc} > 0$ ,  $\alpha_{dcc} + \beta_{dcc} < 1$ 는 과거 표준화된 충격과 변동 조건부 상관계수가 현재의 변동조건부 상관관계에 영향을 미치는 효과를 파악하기 위한 조건이다.  $\alpha_{dcc}$ 를 통해 상관관계의 시간 가변성의 조건을,  $\beta_{dcc}$ 를 통해 상관관계의 균집성을 그리고  $\alpha_{dcc} + \beta_{dcc}$ 를 통해 상관관계의 지속성을 알 수 있다.  $\bar{Q}$ 는  $2 \times 2$  비조건부 분산행렬(unconditional variance matrix)이며 이들의 원소는 추정의 편의상 표준화된 잔차  $u_{i,t}$ 의 표본 분산-공분산 행렬  $\Psi_{t-1}$ 로 추정된다.

$$\Psi_{t-1} = \frac{\sum_{m=1}^M u_{i,t-m} u_{j,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m=1}^M u_{i,t-m}^2\right)\left(\sum_{m=1}^M u_{j,t-m}^2\right)}}, 1 \leq i \leq j \leq N. \quad (6)$$

여기서  $u_{i,t}$ 는 일변량 FIAPARCH 모형으로부터 계산된 표준화된 잔차이다. 원유선물시장 및 주식시장이 이변량일 경우 조건부 상관계수는 아래와 같이 계산할 수 있다.

$$\rho_{i,j,t} = (1 - \alpha_{dcc} - \beta_{dcc})\rho_{ij} + \beta_{dcc}\rho_{i,j,t} + \alpha_{dcc} \frac{\sum_{m=1}^M u_{i,t-m} u_{j,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m=1}^M u_{i,t-m}^2\right)\left(\sum_{m=1}^M u_{j,t-m}^2\right)}} \quad (7)$$

한편 본 연구는 Baillie and Bollerslev(1989)의 평균 방정식의 잔차항(residual)이 Student-t 분포를 따른다고 가정하였다. 금융 시계열은 정규분포(normal distribution)를 따르지 않기 때문에 잔차항이 비정규분포(irregular distribution)를 따른다고 가정하는 것이 조건부 분산을 추정하는데 정확도를 높이는 방법이 된다. 그리고 FIAPARCH-DCC 모형의 계수들은 모수 추정이 쉬운 준-최대 우도 추정(quasi-maximum likelihood estimation: QMLE) 방법을

사용하여 추정할 수 있다. 이때 로그우도함수(log likelihood function)는 다음과 같다.

$$I_t(\theta, \Phi) = \frac{1}{2} \left[ \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |D_t|^2 \varepsilon_t D_t^{-2} \varepsilon_t) + \sum_{t=1}^T (\log |C_t| + u_t' C_t^{-1} - u_t' u_t) \right]. \quad (8)$$

이 추정 방법에서는 2단계 추정 과정을 거치는데, 첫 번째 단계에서는 각각의 시계열 수익률에서 일변량 FIAPARCH 모형을 통해  $h_{ii,t}$ 를 추정한다. 두 번째 단계는 첫 번째 단계에서 얻은 추정된 표준편차를 이용한 수익률 자료를 변형시켜 시간 가변적 조건부 상관계수를 추정하기 위해 이용된다.

### 3.2. 포트폴리오 구성 모형

원유선물시장과 동아시아 5개국 주식시장의 적절한 위험 관리를 위해서 최적 포트폴리오를 구성하여 위험을 최소화할 수 있는 헤지비율을 제시하고자 한다. 본 연구에서는 포트폴리오 가중치를 구하는 방법으로 Kroner and Ng(1998)가 제안한 모형을 사용할 것이다.

$$w_t^{os} = \frac{h_t^{stock} - h_t^{os}}{h_t^{stock} + h_t^{oil} - 2h_t^{os}}, \quad (9)$$

$$w_t^{*os} = \begin{cases} 0, & \text{if } w_t^{os} < 0 \\ w_t^{os}, & \text{if } 1 < w_t^{os} < 1. \\ 1, & \text{if } w_t^{os} > 1 \end{cases} \quad (10)$$

시간  $t$ 에 따라 변하는 원유선물시장과 주식시장 간의 포트폴리오 가중치는 DCC 모형의 분산방정식을 추정하여 산출한 분산-공분산 행렬을 이용하였다.  $w_t^{*os}$ 는 시간  $t$ 에서 보유 중인 두 자산에 있어 1달러에서 보유한 원유선물시장과 동아시아 5개국 주식시장의 최적 포트폴리오 가중치이다.  $h_t^{oil}$ 과  $h_t^{stock}$ 은 시간  $t$ 에서 원유선물시장과 주식시장 수익률의 조건부 분산을 나타낸다.  $h_t^{os}$ 는 시간  $t$ 에서 원유선물시장과 주식시장 간의 수익률의 조건부 공분산을 나타낸다. 포트폴리오에서 주식시장의 가중치는  $(1 - w_t^{*os})$ 로 나타낸다.

본 연구에서는 위험 최소화 헤지비율에 대하여 Kroner and Sultan(1993)이 제안한 베타 헤지비율을 사용하여 두 자산의 포트폴리오를 분석할 것이다.

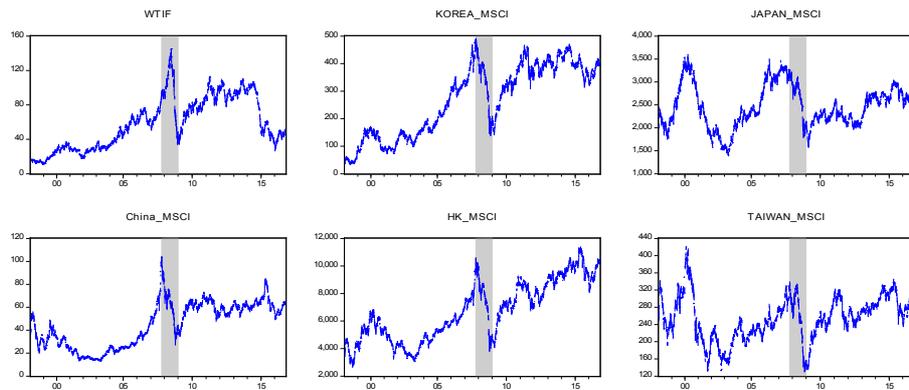
$$\beta_t^{os} = \frac{h_t^{os}}{h_t^{stock}}. \quad (11)$$

포트폴리오 가중치와 마찬가지로 시간  $t$ 에 따른 헤지비율은 DCC 모형의 분산방정식을 추정하여 산출한 분산-공분산 행렬을 이용하였다.  $t$ 시점의 위험을 최소화하기 위한 헤지비율  $\beta_t^{os}$ 은 시간  $t$ 에서 원유선물시장과 주식시장 사이의 수익률의 조건부 공분산  $h_t^{os}$ 에 대해 주식시장 수익률의 조건부 분산  $h_t^{stock}$ 의 비율로  $t$ 시점마다 계산함으로써 구할 수 있다. 즉, 첫 번째 자산(원유선물시장)에서 1달러 매수 포지션(long position)의 포트폴리오 위험을 최소화하기 위해서 투자자들은 두 번째 자산(동아시아 5개국 주식 시장)의  $\beta_t^{os}$ 달러를 매도 포지션(short position)을 취해야 한다는 것이다.

#### IV. 표본자료 및 기초통계량 분석

본 연구의 분석 자료로 국제유가는 WTI 선물지수를 이용하였으며, 주식시장은 한국, 일본, 중국, 대만, 홍콩의 MSCI 지수를 이용하였다.<sup>6)</sup> 각 데이터들의 출처는 미국 에너지 관리청(Energy Information Administration: EIA) 및 MSCI Database에서 가져왔으며 분석 기간은 1998년 1월 5일부터 2016년 10월 31일까지의 일별 자료를 이용하였다. 시계열의 정상성(stationary)을 확보하기 위해 자연로그 차분을 취한 로그 수익률(logarithmic returns)로 변환하여 분석에 사용하였다. [그림 1]의 WTI 선물지수와 동아시아 5개국의 MSCI 지수의 그래프를 보면 대체로 글로벌 금융위기 이전에는 상승세를 보였지만 글로벌 금융위기 이후에 큰 폭의 하락이 있었다는 것을 알 수 있다.

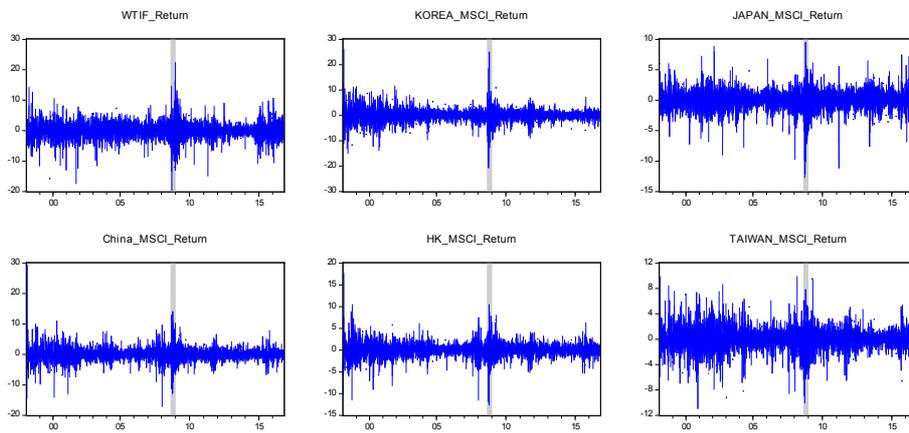
[그림 1] WTI 선물지수와 동아시아 5개국 MSCI 지수의 그래프



6) 국가별 주가지수를 실증분석에 이용했을 경우 화폐단위가 통일되지 않기 때문에 인플레이션 및 환율변동에 따른 문제점이 발생할 수 있다. 따라서 주가지수를 달러 단위로 통일하여 환산할 필요성이 존재한다(Arouri et al., 2011, 2012; Mensi et al., 2015; 강상훈·윤성민, 2014, 2016; 노현승·강상훈, 2015).

[그림 2]의 WTI 선물 수익률과 동아시아 5개국 MSCI 수익률 그래프에는 큰 시기와 안정적인 시기가 교대하면서 나타나고 있으며 글로벌 금융위기 시기에 변동성이 크다는 것을 알 수 있다. 따라서 시간 가변성이 존재한다는 것을 알 수 있으며 큰 충격이 발생했을 때 연속적으로 이어지는 변동성 군집성이 존재한다는 것을 알 수 있다.

[그림 2] WTI 선물 및 동아시아 5개국 MSCI 수익률의 그래프



<표 1>은 원유시장 및 주식시장 수익률의 기초 통계량과 단위근 검정을 요약한 것이다. Panel A의 기초 통계량에서는 수익률의 평균값은 거의 0에 가까우며 모두 양(+)의 값을 가진다. 한국 주가 수익률의 평균값이 가장 크고, 대만 주가 수익률의 평균값이 가장 작다. 또한, 수익률의 표준편차(standard deviation)가 가장 큰 시장은 WTI 선물시장으로 동아시아 5개국 주식시장보다 가격 변동이 더 심한 위험한 시장이라는 것을 의미한다.

왜도(skewness)는 한국 주식시장을 제외한 모든 시장이 음(-)의 값을 가지고 있는 것으로 볼 수 있으며, 첨도(kurtosis)의 경우는 모든 시장에서 정규분포의 첨도의 값인 3보다 큰 것으로 나타나고 있다. 한편 자크-베라(Jarque-Bera) 검정은 모든 시장에서 수익률 시계열의 확률분포가 정규분포를 따른다는 귀

무가설(null hypothesis)을 1% 유의수준에서 기각하는 것을 알 수 있어 모든 시장의 수익률 시계열의 확률분포는 정규분포를 따르지 않는다는 것을 알 수 있다.

시계열 수익률의 잔차의 자기 상관을 알아보기 위해 시차 20의 Ljung-Box의  $Q^2(20)$  통계량을 계산하였다. 그 결과 모든 시장의 수익률 제공의 시계열에는 자기 상관이 존재한다는 것을 알 수 있다. 또한 ARCH(10)의 검정결과를 보면 이분산이 존재하는 것을 알 수 있다.

Panel B는 단위근 검정(unit root test) 결과를 나타낸 것이다. 본 연구에서는 수익률 시계열의 안정성을 검정하기 위하여 ADF(augmented Dickey-Fuller) 및 PP(Phillips and Perron) 검정을 이용하였다. ADF 검정 및 PP 검정 통계량의 결과는 시계열 수익률의 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하게 되어 모든 시장의 수익률 시계열은 안정적임을 알 수 있다.

〈표 1〉 WTI 선물 및 주가지수 수익률의 기초통계량과 단위근 검정

	WTI 선물	한국	일본	중국	홍콩	대만
Panel A: Descriptive Statistics						
평균	0.0210	0.0513	0.0042	0.0035	0.0178	0.0023
표준편차	2.4642	2.2803	1.6615	1.9693	1.5147	1.6434
왜도	-0.0676	0.0704	-0.4857	-0.0474	-0.0347	-0.1016
초과첨도	6.8806	12.3659	8.2492	9.1816	11.1713	6.7331
J-B	2964.56***	17149.5***	4675.97***	7470.58***	13048.9***	2731.98***
$Q^2(20)$	2202.2***	2038.10***	1794.93***	2345.12***	2273.11***	1080.19***
ARCH(10)	58.104***	81.857***	62.613***	72.638***	57.943***	35.318***
Panel B: Unit Root Test						
ADF	-70.705***	-66.277***	-64.526***	-63.388***	-67.146***	-66.142***
PP	-70.833***	-66.258***	-64.675***	-63.358***	-67.138***	-66.140***

주) J-B 검정은 수익률 시계열의 정규분포를 검정한다.  $Q^2(20)$ 은 수익률 제공의 시계열의 자기상관성을 검정한다. ARCH(10)은 10시차에서 ARCH 효과가 존재하는지 알아본다. ADF 검정 및 PP 검정은 귀무가설 “수익률이 단위근을 갖고 있다”를 검정한다.

한편, 비모수(non-parametric) 검정을 통해 수익률( $r_t$ )과 수익률의 제곱( $r_t^2$ ), 즉 변동성의 시계열에 장기기억이 존재하는지 분석하였다. 여기서 수익률의 제곱은 변동성을 의미한다. 본 연구에서는 Geweke and Porter-Hudak(1983)의 GPH 검정, Robinson(1995)의 GSP(Gaussian semiparametric estimation) 검정과 Lo(1991)의 수정된 R/S 검정(modified rescaled range analysis) 등의 장기기억 분석법을 이용하였으며 각 분석법에는 적당한 대역 값(bandwidth)을 이용하였다.

〈표 2〉 시계열 수익률( $r_t$ ) 및 변동성( $r_t^2$ )의 장기기억 분석

	WTI 선물	한국	일본	중국	홍콩	대만
Panel A: GPH Test						
Returns( $r_t$ )						
$m = T^{0.5}$	0.0643	0.0978	-0.0734	-0.1076	-0.0976	-0.0893
$m = T^{0.6}$	0.1062**	0.0277	-0.0802	0.0168	-0.0228	0.0591
Squared Returns( $r_t^2$ )						
$m = T^{0.5}$	0.6053***	0.3441***	0.2380***	0.3284***	0.3502***	0.4682***
$m = T^{0.6}$	0.5477***	0.4244***	0.4042***	0.4257***	0.3724***	0.5456***
Panel B: GSP Test						
Returns( $r_t$ )						
$m = T/4$	-0.0192	-0.0294**	-0.0269	-0.0020	0.0038	0.0023
$m = T/16$	0.0558*	0.0131	0.0162	0.0465	0.0447	0.0305
Squared Returns( $r_t^2$ )						
$m = T/4$	0.3627***	0.3700***	0.2587***	0.3531***	0.3747***	0.3514***
$m = T/16$	0.5442***	0.5189***	0.4418***	0.4864***	0.5204***	0.5144***
Panel C: GSP Test						
Returns( $r_t$ )						
$q = 1$	1.2675	0.9504	1.1283	1.4573	1.0221	1.0753
$q = 4$	1.2488	0.9669	1.1552	1.4301	1.0222	1.0483
Squared Returns( $r_t^2$ )						
$q = 1$	5.7929***	7.4281***	3.3597***	5.6717***	5.5207***	6.2492***
$q = 4$	4.7407***	5.9822***	2.7466***	4.5318***	4.3835***	5.2142***

주) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타낸다.

<표 2>는 수익률( $r_t$ )과 변동성( $r_t^2$ )의 시계열에 장기기억 특성이 내재하는지를 알아보기 위한 비모수 검정 분석결과를 각각 제시하고 있다. 수익률의 경우에는 시계열에 장기기억이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 반면에 변동성의 경우에는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하고 있다. 이러한 결과는 원유선물시장과 동아시아 5개국 주식시장의 수익률에는 장기기억이 존재하지 않으며 변동성에는 장기기억이 존재한다는 것을 알 수 있다.

## V. 실증분석 결과

### 5.1. AR(1)-FIAPARCH(1,d,1)-DCC 모형 추정결과

본 연구는 AR(1)-FIAPARCH(1,d,1)-DCC 모형을 추정하여 WTI 선물시장과 동아시아 5개국 주식시장의 변동성에 장기기억과 비대칭성이 존재하는지 분석하였으며 두 시장 간의 변동성 전이효과가 어떻게 나타나는지 분석하였다. AR(1)-FIAPARCH(1,d,1)-DCC 모형의 실증분석 결과는 <표 3>과 <표 4>에 제시되어 있다.

Panel A의 FIAPARCH(1,d,1) 모형의 추정결과를 보면 변동성의 시간 가변성을 나타내는 ARCH( $\phi$ ) 항은 중국 시장을 제외한 모든 시장에서 1% 수준에서 유의한 결과를 얻었으며 변동성 군집성을 나타내는 GARCH( $\beta$ ) 항은 모든 시장에서 1% 수준에서 유의한 결과를 나타내고 있다. 장기기억의 계수를 나타내는 FIGARCH( $d$ ) 항은 모든 시장에서 양(+)의 값을 가지며 1% 수준에서 유의하다는 것을 나타내고 있다. 이는 모든 시장에서 변동성의 장기기억이 존재하는 것을 의미한다. 변동성 비대칭성을 나타내는 APARCH( $\gamma$ ) 항의 값은 모든 시장에서 양(+)의 값을 갖고 1% 수준에서 유의하다는 것을 나타내고 있다.

이는 WTI 선물시장과 동아시아 5개국 주식시장에 변동성 비대칭성이 존재하는 것을 의미하고, 이러한 비대칭성은 원유시장과 주식시장의 가격이 좋은 정보보다 나쁜 정보에 더 민감하게 반응하는 것을 의미한다. 또한 APARCH( $\delta$ ) 항의 추정값이 모든 시장에서 2보다 적은 양(+의 값에 1% 수준에서 유의하다는 것으로 나타나는 것은 모형이 국제유가와 동아시아 5개국 주가의 변동성을 분석하는 데 적합하다는 것을 알 수 있다.

Panel B에서는 DCC 모형의 조건부 상관관계 추정 결과를 보여주고 있다. WTI 선물시장과 동아시아 5개국 주식시장의 상관계수의 평균값은 WTI 선물-중국주식의 조합이 가장 높았으며, WTI 선물-일본주식의 조합에서 상관계수 값이 가장 낮은 결과를 가져왔다. 이를 해석하자면 투자자들은 WTI 선물시장과 중국주식시장으로 구성된 포트폴리오에 투자를 기피할 가능성이 크며, WTI 선물시장과 일본 주식시장으로 구성된 포트폴리오에 대한 투자를 선호할 것으로 예상된다. 상관계수의 시간 가변성과 변동성 군집성을 나타내는  $\alpha_{dcc}$  및  $\beta_{dcc}$ 의 값들은 모든 조합에서 계수 값들이 1% 유의수준에서 유의한 양(+의 값)을 가지고 있으며  $\alpha_{dcc} + \beta_{dcc} < 1$ 의 조건을 만족하고 있어 상관관계의 변동성 지속성의 충족조건을 만족하고 있다. Student-t 분포의 자유도( $\nu$ ) 추정의 값은 모든 시장에서 2보다 크고 1% 수준에서 유의하다는 것을 나타내고 있다. 이는 모형의 표준화 잔차는 정규분포를 따르는 것이 아니라 비정규분포를 따른다는 것을 알 수 있다.

Panel C에서는 실증분석에 이용한 모형의 타당성에 대한 검정결과를 보여준다. 20시차까지 표준화 잔차의 자기상관을 알아보기 위해 Ljung-Box의 단변량  $Q^2(20)$  통계량, Hosking(1980, 1981)과 McLeod and Li(1981)의 다변량  $Q^2(20)$  통계량<sup>7)</sup>을 이용하여 검정을 수행하였다. 검정결과, 모형에 자기 상관

7) 다변량  $Q$  통계량은 Hosking(1980, 1981)과 McLeod and Li(1981)이 단변량 Ljung-Box  $Q$  통계량을 일반화한 것이며, 다변량 시계열 변수들 간의 횡단 상관관계수 행렬(cross correlation matrix)들이 특정한 시차까지 존재하는가에 대한 유무를 검정하는 데 이용된다. 이때 횡단 시계열 상관성이 없다는 귀무가설을 기각시키지 못하면 모형의 안정성은 충족된다고 할 수 있다.

이 존재하지 않는다는 귀무가설이 채택되는 것으로 나타났는데, 이는 본 연구에서 이용한 모형이 잘못된 것이 아니라는 것을 의미한다.

〈표 3〉 FIAPARCH(1, d, 1)-DCC 모형 추정결과

	WTI 선물-한국		WTI 선물-일본		WTI 선물-중국	
	WTI 선물	한국	WTI 선물	일본	WTI 선물	중국
Panel A: Estimation of FIAPARCH(1, d, 1) Model						
Cst(M)	-0.0150 (0.0335)	0.0439 (0.0286)	-0.0150 (0.0335)	0.0160 (0.0208)	-0.0150 (0.0335)	0.0265 (0.0281)
AR(1)	-0.0347*** (0.0136)	0.0315* (0.0176)	-0.0347*** (0.0136)	-0.0032 (0.0158)	-0.0347*** (0.0136)	0.0716*** (0.0165)
Cst(V)	0.2308** (0.1090)	0.0468 (0.0452)	0.2308** (0.1090)	0.1379*** (0.0361)	0.2308** (0.1090)	0.1883** (0.0748)
FIGARCH(d)	0.5142*** (0.1247)	0.4187*** (0.0753)	0.5142*** (0.1247)	0.5559*** (0.1132)	0.5142*** (0.1247)	0.3737*** (0.0738)
ARCH( $\phi$ )	0.2382*** (0.0692)	0.2662*** (0.0606)	0.2382*** (0.0692)	0.2115*** (0.0581)	0.2382*** (0.0692)	0.1174 (0.0868)
GARCH( $\beta$ )	0.6912*** (0.1026)	0.6096*** (0.0788)	0.6912*** (0.1026)	0.6486*** (0.0823)	0.6912*** (0.1026)	0.4349*** (0.1299)
APARCH( $\gamma$ )	0.4106*** (0.1455)	0.2441*** (0.075)	0.4106*** (0.1455)	0.4973*** (0.1361)	0.4106*** (0.1455)	0.3288*** (0.0809)
APARCH( $\delta$ )	1.1381*** (0.4261)	1.9478*** (0.1206)	1.1381*** (0.4261)	1.1512*** (0.1701)	1.1381*** (0.4261)	1.7906*** (0.1585)
Panel B: Estimates of DCC Model						
<i>Average_Corr<sub>t</sub></i>	0.1224		0.0658		0.1243	
$\alpha_{dcc}$	0.0044*** (0.0016)		0.0028*** (0.0010)		0.0059*** (0.0017)	
$\beta_{dcc}$	0.9933*** (0.0025)		0.9955*** (0.0014)		0.9927*** (0.0025)	
Student-t( $\nu$ )	6.1271*** (0.3210)		7.0838*** (0.4352)		6.1407*** (0.3213)	
$(\alpha_{dcc} + \beta_{dcc})$	0.9977		0.9983		0.9986	
Panel C: Diagnostic Tests						
$Q^2(20)$	13.3385 [0.8624]	21.6603 [0.3592]	12.2569 [0.9069]	5.68867 [0.9993]	13.5998 [0.8502]	22.3586 [0.3213]
<i>Hosking</i> <sup>2</sup> (20)	64.2955[0.8675]		39.144[0.9999]		55.6152[0.9741]	
<i>McLeod-Li</i> <sup>2</sup> (20)	64.3381[0.8667]		39.2421[0.9999]		55.6641[0.9738]	
Log-likelihood	-17052.586		-15957.213		-16662.603	

주) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 나타낸다. (•)는 표준오차를 의미한다.  $Q^2(20)$ 은 표준오차의 제곱을 적용한 Ljung-Box  $Q$  통계량이다. *Hosking*<sup>2</sup>(20)과 *McLeod-Li*<sup>2</sup>(20)는 표준오차의 제곱을 적용한 다변량 통계량이다. [•]는 p-값을 의미한다.

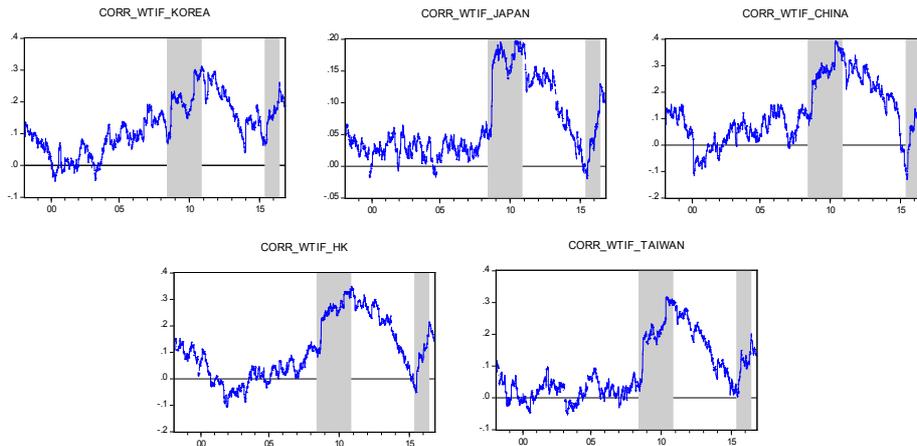
〈표 4〉 FIAPARCH(1, d, 1)-DCC 모형 추정결과

	WTI 선물-홍콩		WTI 선물-대만	
	WTI 선물	홍콩	WTI 선물	대만
Panel A: Estimation of FIAPARCH(1, d, 1) Model				
Cst(M)	-0.0150 (0.0335)	0.0252 (0.0209)	-0.0150 (0.0335)	0.0041 (0.0248)
AR(1)	-0.0347*** (0.0136)	0.0617*** (0.0166)	-0.0347*** (0.0136)	0.0781*** (0.0169)
Cst(V)	0.2308** (0.1090)	0.0946*** (0.0360)	0.2308** (0.1090)	0.0816 (0.0576)
FIGARCH(d)	0.5142*** (0.1247)	0.3495*** (0.0723)	0.5142*** (0.1247)	0.2668*** (0.0597)
ARCH( $\phi$ )	0.2382*** (0.0692)	0.1674*** (0.0561)	0.2382*** (0.0692)	0.2294*** (0.0699)
GARCH( $\beta$ )	0.6912*** (0.1026)	0.4798*** (0.0989)	0.6912*** (0.1026)	0.4679*** (0.0944)
APARCH( $\gamma$ )	0.4106*** (0.1455)	0.4804*** (0.0924)	0.4106*** (0.1455)	0.5933*** (0.1780)
APARCH( $\delta$ )	1.1381*** (0.4261)	1.66875*** (0.1260)	1.1381*** (0.4261)	1.7843*** (0.1531)
Panel B: Estimates of DCC Model				
<i>Average_Corr<sub>t</sub></i>	0.1075		0.0893	
$\alpha_{dcc}$	0.0047***		0.0044***	
$\beta_{dcc}$	-0.0011		-0.0012	
Student-t( $\nu$ )	0.9944***		0.9943***	
$(\alpha_{dcc} + \beta_{dcc})$	-0.0011		-0.0013	
	6.3202***		6.2576***	
	-0.3327		-0.3315	
	0.9991		0.9987	
Panel C: Diagnostic Tests				
$Q^2(20)$	13.2284 [0.8673]	5.7612 [0.8349]	13.202 [0.8685]	61.237 [0.9189]
<i>Hosking</i> <sup>2</sup> (20)	51.1064[0.9921]		61.1828[0.9197]	
<i>Mleod-Li</i> <sup>2</sup> (20)	51.1905[0.9919]		61.237[0.9189]	
Log-Likelihood	-15539.026		-16198.533	

주) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 나타낸다. (•)는 표준오차를 의미한다.  $Q^2(20)$ 은 표준오차의 제곱을 적용한 Ljung-Box  $Q$  통계량이다. *Hosking*<sup>2</sup>(20)과 *Mleod-Li*<sup>2</sup>(20)는 표준오차의 제곱을 적용한 다변량 통계량이다. [•]는 p-값을 의미한다.

[그림 3]은 FIAPARCH(1,d,1)-DCC 모형으로 추정된 WTI 선물시장과 동아시아 5개국 주식시장의 조건부 상관계수의 그래프를 나타낸다. 대부분 조합에서 두 모형의 조건부 상관계수는 비슷한 형태를 가지고 있으며, 그 값은 일정하지 않고 시간 가변적인 형태를 가지고 있다는 것을 알 수 있다. 이러한 시간 가변적인 형태는 2000년대 이후로 상관계수는 추세를 갖고 증가와 감소를 반복하고 있다는 것을 알 수 있으며 특히 2008년 글로벌 금융위기 시기에 급격히 증가하고 있다는 것을 알 수 있다. 그리고 2010년대 들어서 경기가 회복되면서 상관관계는 낮아지다가 2015년 이후에 모든 조합에서도 상관관계가 다시 증가하고 있다는 것을 알 수 있다. 이는 세계 경기가 나빠질수록 WTI 선물시장과 동아시아 5개국 주식시장 간의 상관관계를 증가시킨다는 것을 짐작할 수 있다. 그리고 WTI 선물시장과 동아시아 5개국 주식시장을 동시에 투자하는 금융투자자들에게 포트폴리오 구성에 대해 수정이 필요하다는 것을 알려준다. 다음 절에서 설명할 최적 포트폴리오 가중치 및 시간 가변적인 헤지비율을 계산하는 것은 금융투자자들에게 중요한 관심거리라고 할 수 있다.

[그림 3] 시간 가변에 따른 조건부 상관계수 그래프



## 5.2. 최적 포트폴리오 가중치와 헤지비율 분석결과

본 연구에서는 WTI 선물시장과 동아시아 5개국의 주식시장의 최적 포트폴리오 가중치와 헤지비율에 대해 알아볼 것이며 추정 결과들을 바탕으로 포트폴리오 배분과 위험관리에 있어서 어떠한 함의가 있는지 살펴보았다.

<표 5>는 최적 포트폴리오 가중치와 최적의 헤지비율의 결과를 나타낸 것이다. WTI 선물시장과 동아시아 5개국 주식시장의 조합의 최적 포트폴리오 가중치를 살펴보면, 최적 포트폴리오 가중치의 평균은 한국 주식시장이 가장 높았으며 그 값은 0.4067이다. 이것이 의미하는 바는 WTI 선물시장과 한국 주식시장의 조합에서 1달러를 투자한 포트폴리오는 40.67%는 WTI 선물시장에 투자해야 하고 59.33%는 한국주식시장에 투자해야 한다는 것을 의미한다. 반면에 홍콩 주식시장은 최적 포트폴리오 가중치의 평균값이 가장 낮았으며 그 값은 0.2325이다. 이것이 의미하는 바는 23.25%는 WTI 선물시장에 투자해야 하고 76.75%는 홍콩 주식시장에 투자해야 한다는 것을 의미한다. 그리고 최적 포트폴리오 가중치 평균값이 대부분 조합에서 0.5를 넘지 않는 것으로 보아 원유선물시장이 상대적으로 위험도가 크므로 WTI 선물-동아시아 5개국 주식의 조합에서 주식시장에 많은 부분을 투자하고 WTI 선물시장에 나머지를 투자하는 포트폴리오를 구성할 가능성이 높다는 예측이 가능하다. 그리고 WTI 선물-한국 주식의 조합이 가장 높은 값을 가지므로 다른 주식시장보다 상대적으로 변동성 위험에 더 많이 노출되어 있다는 것을 의미하며, WTI 선물-홍콩 주식시장의 조합은 가장 낮은 값을 가지므로 홍콩 주식시장이 상대적으로 변동성 위험에 덜 노출된 것으로 평가할 수 있다.

위험을 최소화하기 위한 최적의 헤지비율의 결과는 WTI 선물-홍콩 주식의 조합이 헤지비율의 평균값이 가장 높았으며 그 값은 0.1875이다. 이것이 의미하는 바는 WTI 선물시장에서 1달러 매수포지션을 취했다면 홍콩 주식시장에서는 18.75%만큼 매도포지션을 취해야 최적의 헤지가 가능하다는 것을 의미

한다. 반면 일본 주식시장은 평균 헤지비율이 가장 낮았으며 그 값은 0.1068이다. 모든 조합의 결과를 고려할 때 유가 변동성과 관련된 위험을 분산하기 위한 가장 효과적인 전략은 동아시아 5개 주식 시장의 조합 중 일본주식시장에 매도 포지션을 취하는 것이다.

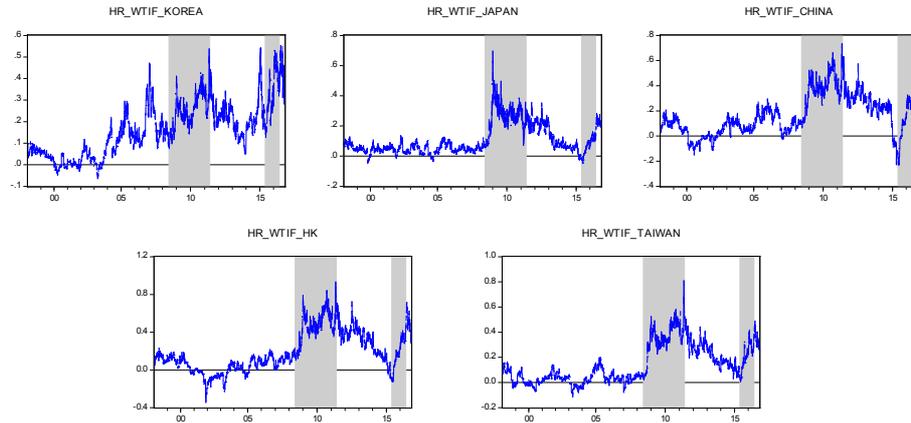
〈표 5〉 최적 포트폴리오 가중치와 헤지비율

	최적 포트폴리오 가중치				헤지비율			
	평균	표준편차	최대값	최소값	평균	표준편차	최대값	최소값
WTI 선물 -한국 주식	0.4067	0.1837	0.9638	0.0304	0.1654	0.1264	0.5530	-0.0642
WTI 선물 -일본 주식	0.2788	0.1350	0.8259	0.0200	0.1068	0.1019	0.6969	-0.0486
WTI 선물 -중국 주식	0.3569	0.1628	0.9591	0.0520	0.1702	0.1669	0.7362	-0.2310
WTI 선물 -홍콩 주식	0.2346	0.1359	0.8627	0.0072	0.1875	0.2143	0.9333	-0.3498
WTI 선물 -대만 주식	0.3000	0.1352	0.8570	0.0202	0.1421	0.1522	0.8094	-0.1152

[그림 4]는 WTI 선물시장과 동아시아 5개국 주식시장의 헤지비율의 시간 가변적인 움직임을 그래프로 나타낸 것이다. 실증분석 결과는 시장참여자들이 동아시아 5개국 주식시장이 경기 변동에 따라서 포트폴리오의 구성과 헤지 포지션을 적절하게 조정해야 한다는 것을 의미한다. 그래프를 살펴보면 2008년 글로벌 금융위기 시기에 헤지비율이 급격히 상승하는 것을 볼 수 있다. 그리고 2010년 이후로 헤지비율이 내려갔다가 2015년 이후에 다시 상승하는 것을 볼 수 있다. 즉 예기치 못한 큰 시장충격으로 인해 변동성이 급격하게 증가하게 되면서 국제유가 변동성의 위험이 동아시아 5개국 주식시장으로 확대되어 지속적으로 헤지비율이 증가하는 것을 알 수 있다. 이는 금융위기가 위험회피성향이 있는 투자자들에게 비싼 헤지 비용을 요구하는 것으로 해석할 수 있다. 결과적으로 국제유가의 변동에 따른 리스크를 관리하는 데 있어 포트폴리오 최적 자산 비중과 헤지비율은 동아시아 5개 국가에 효과적인 헤지

전략을 제공하며 시간 가변에 따른 헤지비율의 변화는 글로벌 금융위기와 같은 시장의 강한 충격이 발생했을 경우 국제유가 변동성의 위험을 관리하는 데 있어 더욱 효과적일 것이다.

[그림 4] 시간 가변에 따른 헤지비율 그래프



## VI. 결 론

최근 글로벌 금융위기로 인해 금융시장 및 국제유가의 변동성이 심해지고 있다. 국제유가의 변동은 세계 경기 상황에 따라 변동하면서 동시에 실물경제 및 주식시장에 큰 영향을 미치므로 이에 대한 분석이 필요하다.

본 연구는 변동성의 주요 특징인 장기기억과 비대칭성을 반영하는 이변량  $AR(1)$ -FIAPARCH(1, $d$ ,1)-DCC 모형을 이용하여 WTI 선물시장과 동아시아 5개국 주식시장 사이의 변동성 전이효과에 대해 분석하였다. 또한 원유선물시장과 동아시아 5개국 주식시장에 관심 있는 투자자들이 시장 리스크를 효과적으로 관리할 수 있는 투자전략 수립에 도움을 주기 위해 최적 포트폴리오 배분과 헤지비율에 대해서 분석하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, WTI 선물시장과 동아시아 5개국 주식시장의 변동성에 장기기억과 비대칭성이 존재하는 것으로 분석되었다.

둘째, WTI 선물시장과 동아시아 주식시장 간의 조건부 상관계수를 분석한 결과, WTI 선물-중국주식 조합의 조건부 상관계수가 가장 높았으며 그다음으로는 WTI 선물-한국주식 조합의 조건부 상관계수가 높았다. 반면에 WTI 선물-일본주식 조합은 가장 낮은 조건부 상관계수를 갖는 것으로 나타났다.

셋째, 시간 가변에 따른 조건부 상관계수 그래프 분석 결과로는 모든 조합에서 시간 가변적인 형태를 가지고 있으며 글로벌 금융위기 시기에 모든 조합에서 조건부 상관계수가 급격히 증가한다는 것을 알 수 있다. 이는 원유의 수입 및 소비의 비중이 높은 동아시아 주식시장이 금융위기 같은 구조적인 변동이 나타날수록 국제유가의 변동으로 인한 변동성 전이효과가 더 빈번해지고 강해지고 있다는 것을 알 수 있다.

넷째, 최적 포트폴리오 가중치에 대한 분석 결과로는 WTI 선물시장이 동아시아 주식시장보다 위험한 시장이라는 것을 알 수 있다. 그리고 WTI 선물-한국주식의 조합에서 WTI 선물시장에 투자하는 비율이 높았으며 상대적으로 WTI 선물-홍콩주식의 조합에서 WTI 선물시장이 투자하는 비율이 가장 낮았다. 최적의 헤지비율에 대한 분석 결과로는 WTI 선물-일본주식의 조합이 가장 낮은 결과를 가져와서 다른 조합보다 상대적으로 헤지 효율성이 좋다는 것을 알 수 있다.

마지막으로 시간 가변에 따른 헤지비율을 그래프로 나타난 결과는 글로벌 금융위기 이후로 대부분 조합에서 헤지비율이 급격하게 증가한다는 것을 알 수 있다. 이는 금융위기와 같은 구조 변동이 일어날수록 변동국제유가 변동성이 동아시아 주식시장으로 전이되면서 지속해서 헤지비율이 증가하는 것을 알 수 있다.

본 연구의 함의는 다음과 같다. WTI 선물시장과 동아시아 5개국 주식시장 간의 변동성 전이효과를 분석할 때 장기기억과 비대칭성을 고려한 모형이 더

나은 추정결과를 가져온다는 것을 알 수 있었다. 또한, 두 시장 간의 조건부 상관관계, 최적 포트폴리오 가중치 및 헤지비율 추정을 통해 효율적인 투자전략에 대한 방향을 제시하였다.

본 연구의 한계점으로는 시계열의 국면전환(regime switching)을 고려하지 못했다는 점을 지적할 필요가 있다. 변동성의 장기기억은 급격한 가격변화로 인해 나타날 수 있기 때문에 좀 더 정확한 모형 추정을 위해 시계열의 국면전환을 고려한 분석이 필요해 보인다. 그리고 원유시장과 주식시장으로 구성된 포트폴리오가 현실에 비해 단순하고 실제 투자자들은 인플레이션 헤지 차원에서 금 및 외환 같은 다른 투자상품을 포함시켜 고려하는 경우가 많으므로, 후속연구로 금시장 및 외환시장을 포함한 삼변량 이상의 조건부 상관관계 및 포트폴리오 분석이 필요하다.

접수일(2018년 1월 26일), 수정일(2018년 3월 2일), 게재확정일(2018년 3월 19일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 강상훈·윤성민, 2014, “국제원유와 브릭스 주식시장 사이 변동성 전이의 비대칭성과 장기기억”, *경제연구*, 제32권 제2호, pp. 189-220.
- 강상훈·윤성민, 2016, “구조변동이 아시아 주식시장과 원유 선물시장의 변동성 전이에 미치는 영향”, *선물연구*, 제24권 제1호, pp. 31-64.
- 강인철, 2012, “국제 원유가격의 변동이 주식시장의 변동에 미치는 영향에 관한 연구”, *금융공학연구*, 제11권 제2호, pp. 23-43.
- 노현승·강상훈, 2015, “ASEAN 주식시장에서의 변동성 장기기억 및 비대칭성 그리고 변동성 전이현상 분석”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 제17권 제3호, pp. 1383-1395.
- 김성기·김중윤·정상국, 2012, “WTI 원유시장과 주식시장간의 동학적인 상관관계에 관한 실증연구”, *산업경제연구*, 제25권 제6호, pp. 3613-3642.
- Arouri, M. E. H., Jouini, J., and Nguyen, D. K. 2011. “Volatility Spillovers between Oil Prices and Stock Sector Returns: Implications for Portfolio Management,” *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1387-1405.
- Arouri, M. E. H., Jouini, J., and Nguyen, D. K. 2012. “On the Impacts of Oil Price Fluctuations on European Equity Markets: Volatility Spillover and Hedging Effectiveness,” *Energy Economics*, 34(2), 611-617.
- Baillie, R. T., and Bollerslev, T. 1989. “The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(3), 297-305.
- Baillie, R. T., Bollerslev, T., and Mikkelsen, H. O. 1996. “Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, 74(1), 3-30.

- Bollerslev, T. 1986. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Choi, K., and Hammoudeh, S. 2010. "Volatility Behavior of Oil, Industrial Commodity and Stock Markets in a Regime-Switching Environment," *Energy Policy*, 38(8), 4388-4399.
- Cheung, Y. W., and Lai, K. S. 1993. "Do Gold Market Returns Have Long Memory?" *Financial Review*, 28(2), 181-202.
- Chkili, W., Aloui, C., and Nguyen, D. C. 2014. "Instabilities in the Relationships and Hedging Strategies between Crude Oil and US Stock Markets: Do Long Memory and Asymmetry Matter?" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 33, 354 - 366.
- Ding, Z., Granger, C. W., and Engle, R. F. 1993. "A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model," *Journal of Empirical Finance*, 1(1), 83-106.
- Engle, R. F., and Kroner, K. F. 1995. "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," *Econometric Theory*, 11, 122-150.
- Engle, R. F. 2002. "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Bivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Geweke, J., and Porter-Hudak, S. 1983. "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models," *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 221-238.
- Hosking, J. R. M. 1980. "The Multivariate Portmanteau Statistic," *Journal of the American Statistical Association*, 75(371), 602-608.
- Hosking, J. R. M. 1981. "Lagrange-Multiplier Tests of Bivariate Time Series Models," *Journal of the Royal Statistical Society*, 43(2), 219-230.
- Kroner, K. F., and Ng, V. K. 1998. "Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns," *Review of Financial Studies*, 11(4), 817-844.
- Kroner, K. F., and Sultan, J. 1993. "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28(4), 535-551.

- Lo, A. W. 1991. "Long-Term Memory in Stock Market Prices," *Econometrica*, 59(5), 1279-1313.
- Malik, F., and Hammoudeh, S. 2007, "Shock and Volatility Transmission in the Oil, US and Gulf Equity Markets," *International Review of Economics and Finance*, 16(3), 357-368.
- McLeod, A. I., and Li, W. K. 1981. "Distribution of the Residual Autocorrelation in Bivariate ARMA Time Series Models," *Journal of the Royal Statistical Society*, 43(2), 231-239.
- Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A., and Managi, S. 2013. "Correlations and Volatility Spillovers across Commodity and Stock Markets: Linking Energies, Food, and Gold," *Economic Modelling*, 32, 15-22.
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Rebordo, S., and Nguyen, D. K. 2015. "Are Sharia Stocks, Gold and U.S. Treasury Hedges and Safe Havens for the Oil-based GCC Markets?" *Emerging Markets Review*, 24, 1-17.
- Robinson, P. M. 1995. "Gaussian Semiparametric Estimation of Long Range Dependence," *The Annals of Statistics*, 23(5), 1630 - 1661.
- Tse, Y. K. 1998. "The Conditional Heteroscedasticity of the Yen-Dollar Exchange Rate," *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), 49-55.

ABSTRACT

Asymmetry, Long Memory and Volatility Spillover between Crude Oil Futures and East Asian Stock Markets

Hyeong-Tae Kim\* and Seong-Min Yoon\*\*

This study investigates volatility spillover between crude oil futures and East Asian stock markets using the AR(1)-FIAPARCH-DCC model during period 1998-2016. Empirical results of this study were summarized as follows. First, this study finds the evidence of long memory and asymmetry in volatility between crude oil futures and east Asian stock markets. Second, conditional correlations show that the pair of WTIF-China has the highest correlation and the pair of WTIF-Japan has the lowest correlation. Third, conditional correlations between crude oil futures and East Asian stock markets increase after the 2008 global financial crisis. Fourth, the average hedge ratio is highest for pair of WTIF-Hong Kong, while that of WTIF-Japan is the lowest, this result shows that a pair of WTIF-Japan offers the most efficient hedge ratio. Lastly, time-varying hedge ratios increase rapidly as do structural changes such as the financial crisis.

Key Words : Long Memory, Asymmetry, Volatility Spillover, Hedging Ratio, Crude Oil Futures

\* Ph.D. Candidate, Department of Economics, Pusan National University.  
E-mail: kht1258@hanmail.net.

\*\* Corresponding author. Professor, Department of Economics, Pusan National University. E-mail: smyoon@pusan.ac.kr.

