자원 · 환경경제연구 제 30 권 제 4 호
Environmental and Resource Economics Review
Volume 30, Number 4, December 2021 : pp. 535~555
DOI: https://doi.org/10.15266/KEREA.2021.30.4.535

국내 주식시장 변동성에 대한 국제유가의 영향: 이질적 자기회귀(HAR) 모형을 사용하여†

김형건*

요 약 : 본 연구는 국내 주식시장 변동성에 대한 국제유가의 영향을 실증적으로 분석한다. 분석을 위해 사용된 자료는 2015년 1월 2일부터 2021년 7월 30일까지 KOSPI 지수와 WTI 선물가격의 10분 주기 고빈도 자료이다. 이를 사용하기 위해서는 이질적 자기회귀(HAR) 모형을 사용하였다. 분석 모형에서는 고빈도 자료의 장점을 살려 국제유가의 영향을 수익률뿐 아니라 실현변동성, 실현 왜도 및 첨도를 통해 확인한다. 추정에는 큰 왜도를 갖는 실현 변동성 분포를 감안하여 Box-Cox 변환을 적용하였다. 추정 결과, WTI 가격의 일간 수익률 변동은 KOSPI 수익률의 변동성에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 WTI 수익률의 변동성, 왜도, 첨도는 KOSPI 수익률의 변동성에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 KOSPI 수익률의 변동성이 거래 시간의 시차를 갖는 WTI 수익률의 일간 변화는 반영하지만 투자자의 일중 거래 행태까지는 반영하지 않기 때문으로 판단된다.

주제어 : 유가, 주가수익률, WTI, KOSPI, 실현변동성, Box-Cox 변환, HAR 모형

JEL 분류 : C4, G1, Q3

접수일(2021년 11월 1일), 수정일(2021년 11월 30일), 게재확정일(2021년 12월 1일)

†이 논문은 2020년도 강원대학교 대학회계의 지원을 받아 수행한 연구임.

* 강원대학교 경제 · 정보통계학부 부교수, 교신저자(e-mail: khg@kangwon.ac.kr)

An Analysis of the Effects of WTI on Korean Stock Market Using HAR Model †

Hyung-Gun Kim*

ABSTRACT : This study empirically analyzes the effects of international oil prices on domestic stock market volatility. The data used for the analysis are 10-minute high-frequency data of the KOSPI index and WTI futures price from January 2, 2015, to July 30, 2021. For using the high-frequency data, a heterogeneous autoregression (HAR) model is employed. The analysis model utilizes the advantages of high frequency data to observe the impact of international oil prices through realized volatility, realized skewness, and kurtosis as well as oil price return. In the estimation, the Box-Cox transformation is applied in consideration of the distribution of realized volatility with high skewness. As a result, it finds that the daily return fluctuation of the WTI price has a statistically significant positive (+) effect on the volatility of the KOSPI return. However, the volatility, skewness, and kurtosis of the WTI return do not appear to affect the volatility of the KOSPI return. This result is believed to be because the volatility of the KOSPI return reflects the daily change in the WTI return, but does not reflect the intraday trading behavior of investors.

Keywords : Oil price, Stock returns, WTI, KOSPI, Realized volatility, Box-cox, HAR model

Received: November 1, 2021. Revised: November 30, 2021. Accepted: December 1, 2021.

† This study was supported by the research grant of Kangwon National University in 2020.

* Associate Professor, Division of Economics and Information Statistics, Kangwon National University, Corresponding author(e-mail: khg@kangwon.ac.kr)

Ⅰ. 서 론

최근 컴퓨터 성능이 크게 향상되고 고빈도 자료의 수집이 용이해지면서 이에 대한 활용의 폭이 점차 넓어지고 있다. 특히, 변동성과 관련한 연구에 있어서는 Andersen and Bollerslev(1997), Andersen et al.(2003) 등이 고빈도 자료를 사용해 계산되는 실현변동성(Realized Variance)이 기존에 많이 사용하였던 GARCH 계열의 추정 변동성에 비해 상대적으로 예측력이 뛰어나며 좋은 통계적 성질들을 갖었다는 점을 확인하여 이론적 토대를 마련함에 따라 이를 바탕으로 한 관련 실증분석이 점차 활발하게 이루어지고 있다. 그리고 실현변동성을 사용하는 실증분석에서는 Corsi(2009)의 이질적 자기회귀(HAR; heterogeneous autoregressive) 모형이 많이 활용된다. 이 모형은 실현변동성을 일별, 주별, 월별로 구분하여 반영하는 아주 간단하고 쉬운 구조를 가지고 있으면서도 변동성의 기간별 속성을 추정할 수 있는 장점을 가지고 있다. 이와 같은 좋은 성질들로 인해 우리나라에서도 금융 부문의 연구를 중심으로 점차 사용의 폭을 넓혀 가고 있다. 유가와 관련해서는 서유정·조철근(2019)이 HAR 모형과 함께 이를 개선한 파생 모형들을 사용하여 모형 간 유가 예측력을 확인한 바 있다.

금융 부문에서는 Baek and Oh(2016)가 2009년에서 2013년까지 1분 주기 한국 KOSPI와 홍콩 HSI 주가수익률 간 변동성 전이효과를 추정한 바 있고, 엄철준·박종원(2016)은 2004년 1월에서 2014년 6월까지 일중 5분 주기 자료를 사용하여 HAR 모형의 높은 예측력을 확인하고, 점프 요소의 분리, 실현왜도 및 첨도의 추가가 예측성과를 개선한다는 점을 확인하였다. 또한, 엄철준 외(2017)는 HAR 모형에서 국내 주가수익률 이외에 환율, 해외 주가지표, 금리, 유가 등 10개의 외부요인을 주성분분석을 통해 외부충격지표로 계산하고 이를 외생변수로 사용하였다. 국내 주가수익률 변동성에 대한 영향 중 유가가 외부충격변수의 한 요인으로 포함되었다는 점에서 동 연구는 본 연구가 분석하고자 하는 주제에 가장 근접한 선행연구라고 할 수 있다. 다만, 이 연구에서는 유가가 별도의 외생변수로 취급되지 않아 유가로 인한 영향만을 확인할 수 없는 한계가 있다.

본 연구에서는 10분 주기 고빈도 자료를 사용하여 WTI 수익률, 그리고 수익률의 2차~4차 적률이 우리 주식시장 변동성에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 변동성의 대리변수는 일중 고빈도 자료의 속성을 감안하여 실현변동성(Realized Variance)을 사용하

고 고빈도 자료의 효과적인 사용을 위해서는 HAR(Heterogeneous Autoregressive) 모형을 사용한다. 2015년 1월 2일에서 2021년 7월 30일까지 10분 주기의 자료를 통해 KOSPI 지수 및 WTI 선물가격의 일일 실현 변동성, 왜도, 첨도 등을 계산하였고 계산된 일일 통계량들은 KOSPI의 실현변동성의 설명을 위해 모형의 대리변수로 사용되었다.

추정에 있어 가장 큰 문제가 될 수 있는 것은 KOSPI 실현 변동성의 왜도이다. 제곱이 취해지는 통계량의 특성상 실현 변동성은 오른쪽 꼬리가 긴 높은 왜도를 갖는다. 그러므로, 최소제곱법(OLS)을 사용하면 평균이 커질수록 설명변수의 영향이 더 강한 것으로 보이게 되고 이로 인해 편향된(biased) 결과가 도출될 가능성이 높다. Gonçalves and Meddahi(2011)와 Clements and Preve(2021) 역시 변수 변환이 없는 HAR 모형의 추정에 문제가 발생할 수 있음을 지적하고 있다. 그럼에도 불구하고 아직 HAR 모형을 사용한 국내 선행연구에서는 실현변동성의 변환이 강조되지 않고 있다.[1] 본 연구에서는 이와 같은 문제를 해결하기 위해, Gonçalves and Meddahi(2011)와 Clements and Preve(2021)이 제안하는 바와 같이, 실현변동성에 Box-Cox 변환을 적용한다(Box and Cox, 1964). 추가적으로 이분산과 자기상관으로 인한 문제를 최소화하기 위해서는 Newey-West의 표준오차를 사용하였다(Newey and West, 1987).

우리나라 주식시장 변동성에 대한 설명변수로는 HAR에서 통상적으로 사용되는 KOSPI 수익률의 통계적 특성과 함께 WTI의 수익률, 실현 변동성, 첨도, 왜도가 사용되었다. 이 중 WTI 수익률은 국내 주식시장에 대한 국제유가의 영향을 가장 잘 확인할 수 있는 중요한 대리변수이다. 또한, 2~4차 실현 적률을 통해서는, 투자자의 행태 등을 포함하여, 타 시장으로부터 이전되는 추가 정보를 확인할 수 있다. 추정결과, 전일 WTI 수익률은 우리 시장의 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 나머지 실현 적률들은 우리 시장의 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러므로 우리나라 주식시장 변동성에 영향을 미치는 WTI 시장의 정보는 일간 수익률로 제한되며 일중 거래에 발생할 수 있는 추가적인 투자자들의 행태 정보는 이전되지 않는 것으로 판단된다.

연구의 구성은 다음과 같다. 우선, II장에서 주식시장에 대한 유가의 영향과 관련된 선행연구들을 살펴보고, Ⅲ장에서 실증분석을 위해 사용된 이질적 자기회귀(HAR), 그리

1) 저자가 확인한 선행연구에서는 실현 변동성의 변환이 강조된 국내 선행연구는 없었다.

고 대리변수로 사용된 통계량들에 대해 설명한다. 이어 Ⅵ장에서는 사용된 자료에 대해 설명한다. Ⅴ장에서 추정 결과에 대해 서술 및 해석하고, 마지막 Ⅵ장에서 연구의 내용을 요약하고 이에 대한 결론을 내린다.

Ⅱ. 선행 연구

거시 경제에 미치는 유가의 영향은 Hamilton(1983)에 의해 처음 강조된 이후 굳이 세세히 언급할 필요가 없을 정도로 수많은 연구가 이루어졌다. 경제활동, 이자율, 실업율 등 수많은 경제 지표에 대한 유가의 영향은 다양한 방법론, 대상, 기간, 주기 등을 통해 분석되었고 지속적으로 도출되는 연구결과를 통해 실물 경제에 대한 유가의 영향을 상당 부분 이해할 수 있게 되었다. 본 연구에서 분석의 대상으로 삼고자 하는 주식시장에 대한 유가충격의 영향 역시 다른 거시 지표와 마찬가지로 Jones and Kaul(1996), Huang et al.(1996), Sadorsky(1999) 등의 연구 이후 수많은 연구들이 진행되었다. 본 연구의 주제와 간극을 조금만 더 좁히자면, 주식시장의 변동성에 대한 유가의 영향 역시 Huang et al.(1996) 이후 많은 연구가 진행되었다. 예를 들어, Degiannakis et al.(2014), Kang et al.(2015), Bastianin et al.(2016), Bastianin and Manera(2018) 등은 Killian(2009)이 유가 충격의 원인을 구분하기 위해 구조벡터자기회귀(SVAR) 모형을 사용하였던 유사한 방식을 통해 주식시장의 변동성에 대한 유가 충격의 영향을 분석하였다. 조금 더 자세히 설명하자면, Kang et al.(2015)은 일일 주가수익률을 통해 월별 실현변동성(RV; Realized Volatillity)과 GARCH(1,1) 추정 조건부 변동성을 계산하고 이를 월별 원유 생산량, 소비량, 평균 유가과 함께 SVAR에 사용하여, 주식변동성에 대한 유가의 생산 충격, 수요 충격, 석유시장의 개별충격의 영향을 추정하였다. 다른 세 개의 연구 역시 대상과 자료에 조금씩 차이는 있지만 대체적으로 유사한 방법을 사용하였다. SVAR 모형에서의 추정 잔차를 통해 유가 충격을 세 가지 성격으로 구분하고 이들 충격이 주식시장의 불확실성에 미치는 영향을 추정하는 방식이다. 이들 선행연구들은 유가 상승이 그 원인에 따라 주식시장의 불확실성에 미치는 영향이 달라질 수 있다는 점을 고려하고 있다는 점에서 유가 충격에 대한 이해의 괘를 함께 한다. Deginnakis et al.(2018)의 분류에 따르면, 일반적으로 유가가 주식시장에 미치는 영향은 주가 가치, 현금, 산출물, 재정, 불확실

성의 다섯 경로 혹은 이들의 혼합을 통해 이루어지는 것으로 이해된다.

미묘한 차이이기는 하지만 주식시장에 대한 유가의 영향을 이해하는 또 다른 관점은 유가의 변화 혹은 변동성의 영향이 주식시장에 미치는 영향을 정보 이전(spillover)의 효과로 이해하는 것이다. 유가 시장에서의 정보는 평균과 변동성의 지표로 대리되어 주식시장으로 이전된다고 이해하는 것이다. 이와 같은 관점은 Huang et al.(1996)의 연구에 잘 설명되어 있다. Huang et al.(1996)에 따르면, 만일 원유 선물 시장과 주식 시장이 효율적이라고 가정한다면, 새로운 정보에 대해 한쪽 시장이 먼저 반응하거나 혹은 늦게 반응할 수 있지만 투자자 기대의 자본화로 인해 다른 쪽 시장 역시 빠른 속도로 조정되기 때문에 결국 두 시장의 가격은 동시 상관하게 된다. 또한, 그들의 연구에서는, 금융 시장에서의 가격 변동성이 정보 흐름의 비중을 나타내는 정확한 지표가 될 수 있다는 Ross(1989)를 인용하여, 이와 같은 정보 이전이 수익률뿐 아니라 변동성 간에도 나타날 수 있다는 점을 강조하고 있다. Huang et al.(1996) 혹은 Ross(1989)의 관점은 주로 유가의 변동성이 주식시장의 변동성에 미치는 영향을 분석한 실증분석에 흔히 반영된다(Malik and Hammoudeh, 2007; Malik and Ewing, 2009; Aloui et al., 2013; Mensi et al., 2013; Phan et al., 2016; Ashfaq et al., 2019; Cevik et al., 2020; Belhassine and Karamti, 2021 등). 예를 들어, Malik and Ewing(2009)은 WTI와 Dow Jones의 5개 부문 지표 변동성 간 이전(spillover) 효과, Aouli et al.(2013)은 WTI와 25개 개발도상국 주가 지표 변동성 간 이전, Mensi et al.(2013)은 WTI와 S&P500, 원자재(commodity) 지표들 간 변동성, Ashfaq et al.(2019)은 WTI와 아시아 주요 원유 수출입 국가 주가 지표 간, Cevik et al.(2020)은 WTI, Brent와 터키 주가 지표인 BIST 100 간의 변동성 이전 효과를 분석하였다. 이들 연구들은 대상과 기간 그리고 방법론의 구체적인 사용 방법에 있어 조금씩 차이를 보이고는 있지만 모두 GARCH 계열(EGARCH, VAR-GARCH, MS-GARCH, BEKK-GARCH, DCC-GARCH, ADCC-GARCH 등)의 모형들을 통해 변동성 이전효과를 분석한다. 그리고 일중 5분 주기 E-mini S&P500 선물 및 E-mini NASDAQ 선물과 WTI 선물 가격을 사용한 Phan et al.(2016)를 제외하고는 모두 저빈도 자료를 사용하고 있다. Liu et al.(2021)에서 지적한 바와 같이, GARCH 계열의 모형을 통해 시장 간 변동성 이전 효과를 분석하는 경우에는 이전 효과의 크기를 정량화하지 못하는 한계가 있다.

우리나라에서도 주가수익률에 대한 유가의 영향에 대해서는 많이 분석된 바 있다(서

지용, 2009; 정준환·김형건, 2011; 박동욱·장병기, 2016; 주영찬·박성용, 2019 등). 상대적으로 많은 연구가 이루어지지는 못하였지만 주가 변동성에 대한 유가의 영향 역시 어느 정도 분석된 바 있다(이장우 외, 2010; 정세미·제상영, 2011; 강인철, 2012; 김명현, 2017; 박소현, 2019 등). 하지만 이들 연구 역시 모두 앞서 설명한 해외 선행연구들과 마찬가지로 GARCH 계열의 모형을 통해 주식시장의 변동성을 설명하거나 혹은 주식시장의 변동성을 추정한 뒤 이를 VAR 및 VECM 등의 모형을 통해 유가 충격의 정도를 확인한다.

Ⅲ. 모 형

본 연구에서 실증분석을 위해 사용하는 Corsi(2009)의 HAR 모형 기본형태는 아래와 같이 표현할 수 있다. 모형의 설명은 Clements and Preve(2021)을 따랐다.

$$RV_t^{(d)} = \beta_0 + \beta_1 RV_{t-1}^{(d)} + \beta_2 RV_{t-1}^{(w)} + \beta_3 RV_{t-1}^{(m)} + \epsilon_t, \tag{1}$$

여기서 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)'$는 추정할 모수를 뜻하고, RV_t는 t기의 주가 및 유가 실현변동성(각각 RV_t, RVW_t로 표기)을 의미한다. t는 일($t = 1, 2, \ldots, T$)을 나타낸다. 이때 실현변동성은 일일, 주간, 월간으로 구분된다. 일중 10분 주기로 계산되는 일일 시차 실현변동성, $RV_{t-1}^{(d)} = RV_{t-1}$, 주간 시차 실현변동성은 $RV_{t-1}^{(w)} = \frac{1}{5}\sum_{i=1}^{5} RV_{t-i}$, 월간 실현변동성은 $RV_{t-1}^{(m)} = \frac{1}{22}\sum_{i=1}^{22} RV_{t-i}$이다.[2] RV는 Andersen and Bollerslev(1998)에 따라, 대수 가격 p로부터 계산된다. 확률 과정 p_t는 다음의 확률미분방정식을 만족한다.

$$dp_t = \mu_t dt + \sigma_t dW_t, \tag{2}$$

μ_t와 σ_t는 각각 표류와 변동성 계수들이고 W_t는 위너과정(Wiener process)이다. 관찰되

2) Corsi(2009)의 모형에서 모든 변동성 요소들은 최근 실현 변동성에 대한 관찰에 기반하여 다음 기의 실현 변동성에 대한 기대가 형성되어 반영된다는 가정을 하고 있다.

지 않는 일일 적분 분산은 $IV_t = \int_{t-1}^{1} \sigma_s^2 ds$이다. N이 일중 관찰값의 표본수($i = 1, 2, ..., N$), $r_{t,i} = p_{t,i} - p_{t,i-1}$, t기의 일중 수익률을 $r_t = \sum_{i=1}^{N} r_{t,i}$라고 할 때, $N \to \infty$에 따라 적분분산의 일치추정량은 실현변동성 $RV_t = \sum_{i=1}^{N} r_{t,i}^2$으로 주어진다. 추가적으로 일중 변동성 외에 거래가 없을 때의 변동을 반영하기 위해서는, Andersen et al.(2007)이 제안한 바와 같이, 일중 변동성, $\sum_{i=1}^{N} r_{t,i}^2$에 일간 변동성, $rd_t = (p_t^{\text{시작가}} - p_{t-1}^{\text{종가}})^2$을 추가한다. 일간변동성의 대수 가격차는 일별 종가와 익일 시작가의 차이이다. 이를 반영한 실현변동성은 아래와 같이 정의된다.

$$RV_t = \sum_{i=1}^{N} r_{t,i}^2 + rd_t \tag{3}$$

RV_t는 연속적 요소와 점프(jump) 요소로 분해할 수 있다. 점프 요소의 분해를 위해서는 실현 겹지수 변동성(RBV; realized bi-power variation)을 사용한다.[3] Barndorff-Nielsen and Shephard(2004)에 의한 정의를 사용하였고 이는 아래와 같다.[4]

$$RBV_t \equiv \mu_1^{-2} \sum_{j=2}^{h} | r_{t,j-1} | \ | r_{t,j} | , \tag{4}$$

여기서 $\mu_1^{-2} = \frac{\pi}{2}$로 정규분포의 평균을 의미한다. 이를 이용한 점프 요소는 아래와 같이 정의한다.

$$J_t = I_{[Z_t > \Phi_{1-\alpha}]}(RV_t - RBV_t), \tag{5}$$

3) 국내 선행연구에서도 엄철준·박종원(2016), 엄철준 외(2017), 서유정·조철근(2019)에서 점프 요소를 반영하고 있다.

4) 보다 자세한 내용은 Barndorff-Nielsen and Shephard(2004)을 참고하기 바란다.

여기서 $I_{[Z_t > \Phi_{1-\alpha}]}$는 지시함수로 $RV_t - RBV_t$로 계산되는 Z-통계량이 유의한 경우에는 1, 그렇지 않은 경우에는 0을 의미한다.[5] 본 연구에서는 $\alpha = 0.01$로 설정하여 1% 내에서 유의한 경우 $RV_t - RBV_t$를 점프 요소로 고려하고 그렇지 않은 관찰값은 0으로 설정하였다.

또한, 본 연구에서는 실현 분산 이외에도 실현 왜도(Realized Skewness)와 실현 첨도(Realized Kutosis)를 변동성을 설명하기 위한 대리변수로 사용하고 있다. 실현 왜도와 첨도 모두 Amaya el al.(2015)에 따라 각각 다음과 같이 정의하였다.[6]

$$RS_t = \frac{\sqrt{N}\sum_{i=1}^{N}(r_{t,i})^3}{(\sum_{i=1}^{N} r_{i,t}^2)^{3/2}} \tag{6}$$

$$RK_t = \frac{N\sum_{i=1}^{N}(r_{t,i})^4}{(\sum_{i=1}^{N} r_{t,i})^2} - 3 \tag{7}$$

본 연구에서는 Corsi(2009)의 HAR 모형 기본형태인 식 (1)에서 점프 요소인 식 (5), 실현 왜도와 첨도인 식 (6), (7)을 추가한다. 그리고 최종적으로는 국내 주식시장 변동성에 대한 WTI의 영향을 살펴보기 위해서는 WTI의 통계적 특성들을 추가한다. 추가되는 유가 변수는 유가 수익률, 유가 실현 변동성, 유가 실현 왜도, 유가 실현 첨도이다. 이를 추가한 식은 식 (8)과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} RV_t^{(d)} = \beta_0 + \beta_1 RV_{t-1}^{(d)} + \beta_2 RV_{t-1}^{(w)} + \beta_3 RV_{t-1}^{(m)} + \beta_4 J_{t-1} + \beta_5 RS_{t-1} + \beta_6 RK_{t-1} \\ \alpha_1 \Delta \ln WTI_{t-1} + \alpha_2 RVW_{t-1}^{(d)} + \alpha_3 RSW_{t-1} + \alpha_4 RKW_{t-1} + \epsilon_t, \end{aligned} \tag{8}$$

5) Z-통계량은 Barndorff-Nielsen and Shephard(2006)를 참고하기 바란다.

6) Amaya el al.(2015)는 Andersen and Bollerslev(1998)과 유사한 논리를 통해 실현 왜도(Realized Skewness)와 실현 첨도(Realized Kutosis)를 정의하고 이에 대한 시계열적, 횡단면적 특징들을 파악한 바 있다.

여기서 추가된 유가 관련 변수는 $\Delta \ln WTI_{t-1}$, $RVW_{t-1}^{(d)}$, RSW_{t-1}, RKW_{t-1}이고 유가의 영향을 분석할 추정계수는 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4)'$로 표기하였다. 이중 $\Delta \ln WTI_{t-1}$는 대수를 취한 WTI 선물가격을 차분한 것이고, $RVW_{t-1}^{(d)}$, RSW_{t-1}, RKW_{t-1}는 각각 실현 변동성, 실현 왜도, 실현 첨도로 이에 대한 정의는 앞의 식 (3), (6), (7)과 동일하다. 다만, 실현 변동성의 경우에는 KOSPI와 달리 일간 변동성, rd_t를 배제하였다. 이는 WTI 전자거래의 거래 중단 시간이 1시간에 불과하다는 점을 감안하였기 때문이다. 그리고 추가적으로 유가와 관련된 설명변수에는 $\Delta \ln WTI_{t-1}$이 포함되어 있기 때문에 일간 변동에 의한 영향은 $\Delta \ln WTI_{t-1}$에 반영될 수 있다. 그러므로 WTI에 대한 실현 변동성은 순수 일중 변동인 $RVW_t = \sum_{i=1}^{N} r_{t,i}^2$로 정의된다. 그리고 WTI의 주거래 시장인 뉴욕 시장과 국내 시장 간의 시차를 감안하기 위해 유가 관련 변수들은 모두 t-1의 시점을 갖게 된다.

마지막으로 본 연구에서는 HAR의 추정에 있어 실현 변동성에 Box-Cox 변환을 한다 (Box and Cox, 1964). Gonçalves and Meddahi(2011)는 실현 변동성을 그대로 사용하였을 때 유한 표집단에서 왜도의 문제가 발생함을 지적하고, 실현 변동성의 대수 변환을 통해 이를 축소하는 시도가 있지만 이 역시 Box-Cox 변환에 비해서는 부족하다는 점을 지적하고 있다. 앞서 설명한 바와 같이, 실현변동성이 심한 왜도를 갖는 경우에는 평균이 커짐에 따라 설명변수의 영향이 과장될 가능성이 크다. Clement and Preve(2021) 역시 HAR 모형의 추정에 있어 Box-Cox 변환을 제안하고 있다. Box-cox 변환을 통한 실현 변동성의 정규분포화는 심한 왜도로 인해 추정 결과가 편향(bias)될 가능성을 축소하게 된다. 실현 변동성에 대한 Box-Cox 변환은 아래와 같이 정의한다.

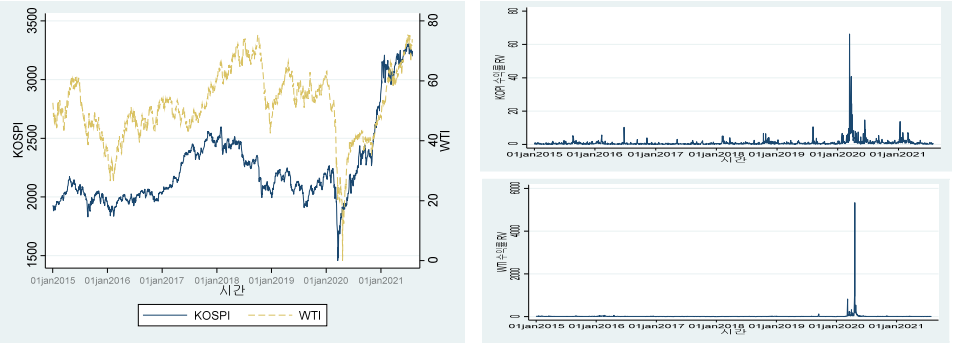
$$g(RV;\lambda) = \begin{cases} \dfrac{RV^{\lambda}-1}{\lambda}, \lambda \neq 0 \\ \log(RV), \lambda = 0 \end{cases}, \tag{9}$$

여기서 λ는 지수 계수이다. λ의 추정에는 최우추정법(maximum likelihood estimation)이 사용되었다.

Ⅳ. 자 료

분석에 사용된 자료는 우리나라 시간을 기준으로 2015년 1월 2일에서 2021년 7월 30일까지 우리나라 KOSPI 지수와 미국 WTI 익월물 선물가격 일중 10분 주기의 자료이다. 우리나라 주식시장은 특별한 일이 없는 경우 월요일에서 금요일까지 오전 9시에 시작해서 3시에 끝난다. 때문에 KOSPI 지수는 일일 37개의 관찰값을 갖게 된다. 수집된 전체 관찰값의 수는 63,588개이다. WTI 선물가격은 전자거래를 통해 일요일에서 금요일까지 하루 23시간 거래(미국 동부 시간으로 저녁 6시부터 다음 날 저녁 5시까지)되고 시작 15분 전 시간 외 거래가 있어 10분 주기의 관찰값은 일일 총 140개이다. 수집된 관찰값 수는 총 231,345개이다. 수집된 10분 주기 일중 자료를 사용하여, 앞서 모형에서 설명한 바와 같이, 일일 실현 변동성, 첨도, 왜도 등이 먼저 계산된다. 최종적으로 추정에 사용된 자료는 일일 기준으로 1,620일에 해당하는 관찰값이다.

〈그림 1〉 KOSPI와 WTI와 각 수익률의 실현 변동성 추이[7)]



실증분석을 위해서는 KOSPI와 WTI 모두 기본적으로 대수 차분을 통한 수익률을 대상으로 하였다. <그림 1>에서 보는 바와 같이, 분석 기간 중에는 KOSPI는 2000 정도에서 3000 정도에서 WTI는 20불에서 80불 정도에서 변동하였다. 또한 분석 기간 중에는 코로나-19가 발생한 기간을 포함하고 있어 일시적으로 큰 변동성이 발생하기도 하였다.

7) <그림 1> 좌측에서는 WTI 음(−)의 값은 제외하였다.

WTI 선물가격의 경우 2020년 4월 20일 역사상 처음으로 음(−)의 값을 나타내기도 하였다. 다음 <표 1>은 추정에 사용할 변수들의 기초통계량을 나타낸다. 주가와 유가 모두에 동일한 실현 추정량들이 사용되기 때문에 이를 구분하기 위해 유가 변수의 뒤에는 "W"를 넣어 구분하였다.

〈표 1〉 기초통계량

변수		평균	표준편차	중위값	최솟값	최댓값	ADF	PP
KOSPI	RV	0.95	2.56	0.45	0.05	66.30	-25.96^{***}	-30.20^{***}
	J	0.34	1.48	0.00	0.00	42.78	-36.43^{***}	-39.19^{***}
	RS	0.27	2.18	0.22	5.85	5.90	-40.69^{***}	-40.74^{***}
	RK	9.28	7.39	5.97	1.93	36.52	-40.25^{***}	-40.30^{***}
WTI	$\triangle \ln WTI_t$	0.00	0.67	0.00	−19.02	18.42	-68.58^{***}	-115.31^{***}
	RVW	12.52	139.93	3.33	0.00	5334.46	-30.67^{***}	-31.89^{***}
	RSW	0.01	1.86	−0.05	−9.52	10.76	-40.21^{***}	-40.23^{***}
	RKW	11.95	12.57	8.13	2.66	124.63	-42.00^{***}	-41.95^{***}

주: 1) ADF와 PP는 각각 Agumented Dickey-Fuller 검정과 Phillips-Perron 검정을 의미한다.
2) ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10% 내에서 유의함을 나타낸다.

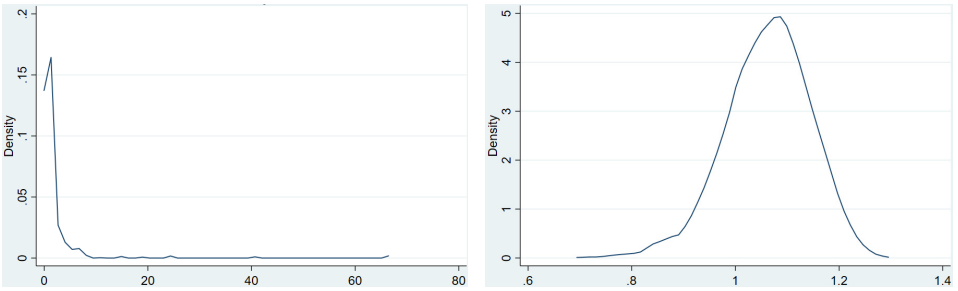
우선, 본 연구에서 가장 관심을 가지고 있는 실현 변동성을 보면 주가수익률과 유가 수익률의 실현 변동성을 각각 RV와 RVW로 표기하고 있다. <표 1>을 보면, 유가 수익률의 변동성이 상대적으로 훨씬 높다는 점을 볼 수 있다. KOSPI는 모든 주식에 대한 시가총액식 주가지수인 반면 WTI는 에너지 선물가격이라는 점에 기인한 것으로 보인다. 실현 왜도의 경우에는 WTI는 0으로 정규분포와 유사한 반면 KOSPI는 양수로 분포의 무게가 왼쪽으로 약간 치우친 평균값이 나왔다. 선행연구에서는 이와 같은 양의 왜도를 갖는 수익률의 분포는 S-자 형태의 효용함수를 갖는 투자자들의 일반적인 성향 때문에 발생한는 것으로 해석하고 있다(Mitton and Vorkink, 2007; Kumar, 2009 등). 이런 투자자들은 고빈도의 손실을 감내하며 저빈도의 높은 수익을 선호한다. 실현 첨도의 경우 WTI 수익률이 KOSPI보다 조금 높게 나타났다. Amaya et al.(2015)에 따르면 대형주일수록 첨도가 높은 특징을 갖는다. 이를 감안하면 전 세계적으로 거래되는 WTI 선물의 특징이 반영된 결과로 판단된다. 추가적으로 Agumented Dickey-Fuller 검정과 Phillips-Perron 검정 결과, 모두 단위근을 기각하여 모든 변수가 정상적임을 확인하였다. 마지막으로 추정에

서 종속변수로 사용하게 될 KOSPI 수익률 실현 변동성의 분포는 예상하였던 바와 같이 자크-베라 통계량이 60,000을 넘어 정규분포와는 아주 다른 형태를 가지고 있다. 이를 감안하여 본 연구에서는 Box-Cox 변환을 사용하도록 한다.

Ⅴ. 추정결과

본 연구에서는 앞서 설명한 바와 같이, 본격적인 추정에 앞서 Box-Cox 추정을 통해 실현 변동성의 변환을 실시하였다. 변환을 결정하는 계수 λ는 식 (8)의 설정에서 종속변수인 실현 변동성에 적용되었으며 추정에는 최우추정법이 사용되었다. λ는 −0.0811로 추정되었고 추정 방정식에는 이를 적용하여 변환된 실현 변동성들이 사용되었다.

〈그림 2〉 실현변동성(RV)의 변환 전(좌), 후(우)의 Kernel 추정 분포



주: 1) kernel은 epanechnikov이고 bandwidth는 각각 0.0937와 0.016이다.
2) 우측의 변환은 Box-Cox 추정 $\hat{\lambda}$= −0.0811이 사용되었다.

<그림 2> 좌측의 변환 전 실현 변동성은 제곱이 취해지는 계산상 특성으로 심한 왜도를 나타낸다. 그러므로 HAR 모형을 사용한 RV의 OLS 추정은 적절치 않다. 변환 없는 OLS 추정에서는 설명변수의 변화에 대한 종속변수의 변화가 과장되어 나타날 가능성이 크다. <그림 2> 우측에서의 실현 변동성은 Box-Cox 변환 이후 정규분포와 유사한 분포를 나타내고 있다. Box-Cox 변환은 적절한 것으로 보인다. 이외 추가적으로 OLS 추정을 통해 발생할 수 있는 이분산과 자기상관의 가능성을 감안하기 위해서는 Newey-West의 표준오차를 사용하였다(Newey and West, 1987).

〈표 2〉 추정 결과

종속변수: $RV_t^{(d)}$	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
$RV_{t-1}^{(d)}$	0.192*** (0.028)	0.181*** (0.028)	0.339*** (0.033)	0.340*** (0.033)	0.341*** (0.033)	0.339*** (0.033)
$RV_{t-1}^{(w)}$	0.505*** (0.052)	0.480*** (0.053)	0.415*** (0.047)	0.414*** (0.047)	0.413*** (0.047)	0.416*** (0.047)
$RV_{t-1}^{(m)}$	0.193*** (0.054)	0.193*** (0.054)	0.146*** (0.048)	0.145*** (0.048)	0.147*** (0.048)	0.145*** (0.048)
J_{t-1}	-	0.006*** (0.002)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)
RS_{t-1}	-	-	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
RK_{t-1}	-	-	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
$\Delta \ln WTI_{t-1}$	-	-	-	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
$RVW_{t-1}^{(d)}$	-	-	-	-	0.000 (0.000)	0.00 (0.000)
RSW_{t-1}	-	-	-	-	-	0.001 (0.001)
RKW_{t-1}	-	-	-	-	-	0.000 (0.000)
상수항	0.117*** (0.032)	0.154*** (0.036)	0.085*** (0.032)	0.085*** (0.032)	0.083*** (0.031)	0.085*** (0.032)
조정된 R^2	0.440	0.445	0.479	0.479	0.479	0.480

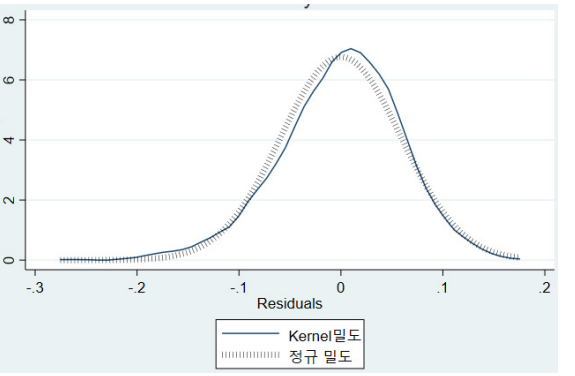
주: 1) 괄호 안은 Newey-West 표준오차를 의미하며, ***, **, *는 각각 통계적으로 1%, 5%, 10% 내에서 유의함을 나타낸다.
2) 모든 추정의 관찰값은 1,617개이다.
3) 모형1~모형6은 상이한 변수를 포함하고 있음을 나타낸다.

<표 2>에 나타난 바와 같이 추정결과, WTI 수익률은 KOSPI의 실현 변동성에 통계적으로 1%에서 유의한 양(+)의 영향을 미치지만, 나머지 실현 적률들은 KOSPI의 변동에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 유가 수익률이 높아질수록 우리나라 금융시장의 변동성은 더 커진다. 이와 같은 결과는 두 시장이 시차가 존재하는 시장으로 일일 WTI 수익률의 변화는 우리 주식시장의 변동성 혹은 불확실성에 영향을 미치지만, 거래 시간동안 발생

하는 일중 변동성, 왜도, 첨도는 우리나라의 금융시장 변동성에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 해석할 수 있다.

우리 주식시장에 대한 국제유가의 영향을 제외한 나머지 변수들은 금융시장 투자자들의 일반적인 행태가 반영된 결과들이다. 우선, 일별, 주별, 월별 변동성은 모두 다음 기의 변동성에 통계적으로 1% 내에서 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 이는 장단기 변동성 모두 지속성을 가지고 미래의 변동성에 영향을 미칠 수 있다는 점을 시사한다. 거래가 단절된 변동성을 설명하는 점프 요소 역시 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 나타낸다. 단절된 거래에 의한 변동성 역시 미래 변동성을 크게 하는 원인이 된다. 실현 왜도 역시 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 나타낸다. 앞서 설명한 바와 같이, 주식수익률의 왜도가 커지면 커질수록 투자자들은 보다 위험선호적 성향을 갖고 있다는 점을 의미한다. 그러므로 이는 투자자들이 위험선호적 성향을 갖게 될수록 주식시장의 실현 변동성은 더 높아진다는 점을 시사하는 추정 결과이다. 유사하게 실현 첨도가 높다는 것은 투자자들이 간간히 발생하는 극단적인 수익률에 노출되어 있다는 뜻이 된다. 그러므로 추정결과는 투자자들이 극단적 수익률에 노출될 수 있는 상황일수록 변동성이 더 커진다는 의미로 해석할 수 있다. 이와 같은 추정 결과들은 모두 금융시장의 일반적인 투자자의 성향과 일치하는 것이다.

〈그림 3〉 추정잔차의 Kernel 추정 분포



주: kernel은 epanechnikov이고 bandwidth는 0.0119이다. 회색 분포는 정규분포를 나타낸다.

추가적으로 기본적인 HAR 모형의 변수들은 추가 변수의 포함 여부와 관계없이 대

부분 일관성 있는 추정값을 나타낸다. 마지막으로 <그림 3>에 나타난 바와 같이 추정 잔차는 Box-Cox 변환을 통해 기대했던 바와 같이 정규분포와 거의 유사한 모습을 가지고 있다.

Ⅵ. 결 론

주식시장 변동성에 대한 유가의 영향을 분석한 연구들은 대부분, 일간을 포함, 저빈도 자료를 사용한다. 저빈도 자료를 통해 GARCH 계열의 모형을 사용하거나 혹은 변동성에 대한 대리변수를 GARCH 혹은 실현 변동성 등으로 추정하고 이를 VAR 및 VECM 등의 모형을 통해 분석하는 것이 가장 일반적으로 사용되는 방법이다. 일중 변동성에 대해서는 고려하지 않는 것이 보통이다. 하지만 최근 고빈도 자료의 사용이 빈번해짐에 따라 이를 효과적으로 사용하기 위한 방법론 역시 많이 발전하였다. 특히, 고빈도 자료의 수집이 용이한 금융 분야에서는 점차 그 활용의 폭을 넓혀 가고 있다. 본 연구는 이런 최근의 추세를 반영하여 일중을 포함한 주식시장 변동성에 대한 유가의 영향을 분석하기 위해 HAR 모형을 사용하였다. 실증분석을 위해서는 2015년 1월 2일에서 2021년 7월 30일까지의 10분 주기 자료를 수집하였다. 우리나라의 주식시장 수익률을 대리하기 위해서는 KOSPI 지수를 그리고 국제 유가의 수익률을 대리하기 위해서는 WTI 선물가격을 수집하였다. 수집된 일중 관찰값을 통해 KOSPI 지수 수익률과 WTI 가격 수익률의 실현 변동성, 실현 왜도, 실현 첨도를 계산하였고 계산된 실현 적률들은 모두 KOSPI 지수의 실현변동성을 설명하기 위해 사용되었다. HAR 모형을 사용한 추정에 있어서는 OLS 추정으로 인한 문제를 해결하기 위해 Box-Cox 변환을 적용하였다. 그리고 이분산과 자기상관으로 인한 효율성 문제를 개선하기 위해서는 Newey-West의 표준오차를 사용하였다. 추정 결과, 분석 기간 중 KOSPI 주가수익률 변동성은 시차를 둔 일간, 주간, 월간 변동성에 의해 잘 설명된다. 거래가 단절된 변동성을 고려하기 위해 추가한 점프 요소 역시 주가수익률의 변동성을 잘 설명하고 있다. 하지만 KOSPI 주가수익률 변동성에 대한 유가의 영향은 상당히 제한적으로 유가 수익률의 일간 변화가 미치는 영향이 유일하다는 점을 확인하였다. 일일 유가 수익률의 변화는 통계적으로 유의한 수준에서 국내 KOSPI 수익률의 변동성에 양(+)의 영향을 미친다. 유가 수익률이 높을수록 우리 주식

시장의 변동 역시 높아지는 것이다. 하지만 유가 수익률의 실현 변동성을 포함한 실현 왜도와 첨도는 국내 주가수익률의 실현 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 시차가 발생하는 국내 주식시장과 WTI 선물 시장 간 관계에 기인한 것으로 보인다. 다시 말해, WTI 선물 시장의 거래 시간 중에 발생하는 변동이나 투자자의 행태 정보는 일중 변동성을 포함하는 우리의 주식시장 변동성에는 이전되지 않는 것이다.

본 연구는 국내 주식시장의 변동성에 대한 유가의 영향을 단순히 일간 수익률 혹은 변동성으로 대리하는 것이 아니라 일중 변동, 왜도, 첨도의 고차 적률을 통해 분석하고 있다는 점에서 기존의 선행연구들과는 궤를 달리한다. 이를 위해 10분 주기의 고빈도 자료를 사용한 것 역시 국내에서는 많이 시도되는 방법은 아니다. 그런 점에서 본 연구의 결과는 향후 국내 주식시장에 대한 유가의 영향에 대한 이해를 조금이라도 넓히는 데 도움이 되리라 생각한다. 하지만 본 연구의 분석은 여전히 조건부 평균 추정을 위한 일반적인 분석으로 주식시장의 변동성이 극단적인 성향을 보일 때의 영향을 볼 수 없다는 한계를 가지고 있다. 그런 점에서 향후 분위수 회귀 등을 통해 분포 전반에 대한 추가 연구가 이루어질 필요가 있는 것을 보인다. 특히, 본 연구에서의 주요 관심사인 실현 변동성은 일반적인 다른 변수와 달리 정규분포를 따르지 않을 뿐 아니라 분명한 이변성을 가지고 있다. 분위수 회귀를 통한 분석은 금융시장에 대한 유가의 영향을 면밀히 관찰하는 데 도움이 될 뿐 아니라 방법론의 측면에서도 강건한 추정 결과를 도출하기 위해서도 도움이 될 것으로 기대된다.

[References]

강인철, “국제 원유가격의 변동이 주식시장의 변동에 미치는 영향에 관한 연구”, 「금융공학연구」, 제11권 제2호, 2012, pp. 23~43.

김명현, “유가와 주식변동성의 관계: 유가하락기를 중심으로”, 「대한경영학회 학술발표대회 발표논문집」, 2017.10., pp. 213~229.

박동욱 · 장병기, “주가에 대한 유가의 영향력 변화: 업종별 분석을 중심으로”, 「Journal of the

Korean Data Analysis Society」, 제18권 제2호, 2016, pp. 783~798.

박소현, "유가의 변동성이 국내 주식 시장 변동성에 미치는 단기 영향에 대한 실증 연구", 한국과학기술원(KAIST) 석사학위논문, 2019.

서지용, "유가충격의 요인별 분석 및 한국주식시장과의 관계",「사회과학연구」, 제35권 제2호, 2009, pp. 1~20.

서유정 · 조철근, "국제유가 변동성 예측과 유가 확률분포 추정", 에너지경제연구원 기본연구보고서, 19-07, 2019.

정세미 · 제상영, "유가 충격에 따른 국내 주식시장의 비대칭적 변동성과 요인분석",「Journal of the Korean Data Analysis Society」, 제13권 제6호, 2011, pp. 3153~3162.

정준환 · 김형건, "유가충격에 따른 국내 주식시장의 업종별 효과에 관한 연구",「산업경제연구」, 제24권 제6호, 2011, pp. 3589~3610.

주영찬 · 박성용, "분위수회귀분석을 이용한 유가 변동성에 대한 산업별 주식시장의 이질적 반응 분석",「경영과 정보연구」, 제38권 제2호, 2019, pp. 1~19.

엄철준 · 박종원, "변동성 예측에서 실현 왜도와 첨도가 갖는 정보효과 - 이질적 자기회귀모형의 개선을 중심으로",「경영학연구」, 제45권 제4호, 2016, pp. 1173~1211.

엄철준 · 장욱 · 박종원, "외부충격과 실현변동성의 이질적 자기회귀모형",「재무연구」, 제30권 제2호, 2017, pp. 181~216.

이장우 · 지성권 · 신승재, "외부충격 및 외생변수를 고려한 주요국 주가변동성의 비대칭적 반응에 관한 연구",「금융공학연구」, 제9권 제4호, 2010, pp. 31~56.

Aloui, C., D. K. Nguyen, and H. Njeh, "Assessing the Impacts of Oil Price Fluctuations on Stock Returns in Emerging Markets," *Economic Modelling*, Vol. 29, 2013, pp. 2686~2695.

Amaya, D., P. Christoffersen, K. Jacobs, A. Vasquez, "Does realized skewness and kurtosis predict the cross-section of equity returns?," *Journal of Financial Economics*, Vol. 118, 2015, pp. 135~167.

Andersen, T. G., and T. Bollerslev, "Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models do Provide Accurate Forecasts," *International Economic Review*, Vol. 39, No. 4, 1998, pp. 885~905.

Andersen, T. G., and T. Bollerslev, "Intraday Periodicity and Volatility Persistence in Financial," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 4, 1997, pp. 115~158.

Andersen, T. G., T. Bollerslev, and F. X. Diebold, "Roughing It Up: Including Jump

Components in the Measurement, Modeling, and Forecasting of Return Volatility," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 89, No. 4, 2007, pp. 701~720.

Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and P. Labys, "Modeling and Forecasting Realized Volatility," *Econometrica*, Vol. 71, 2003, pp. 529~626.

Ashfaq, S., Y. Tang, and R. Maqbool, "Volatility Spillover Impact of World Oil Prices on Leading Asian Energy Exporting and Importing Economies' Stock Returns," *Energy*, Vol. 188, 2019, pp. 1~13.

Baek, E., and M. Oh, "Volatility Spillover between the Korean KOSPI and the Hong Kong HSI Stock Markets," *Communication for Statistical Application and Methods*, Vol. 23, 2016, pp. 203~213.

Barndorff-Nielsen, O. E., and N. Shephard, "Power and Bipower Variation with Stochastic Volatility and Jumps," *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 2, No. 1, 2004, pp. 1~37.

Barndorff-Nielsen, O. E., and N. Shephard, "Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics Using Bipower Variation," *Journal of Financial Econometrics*, Vo. 4, 2006, pp. 1~30.

Bastianin, A., and M. Manera, "How does stock market volatility react to oil price shocks?," *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 22, No. 3, 2018, pp. 666~682.

Bastianin, A., F. Conti, and M. Manera, "The impacts of oil price shocks on stock market volatility: Evidence from the G7 countries," *Energy Policy*, Vol. 98, 2016, pp. 160~169.

Belhassine, O., and C. Karamti, "Volatility Spillover and Hedging Effectiveness between Oil and Stock Markets: Evidence from a Wavelet-Based Structural Breaks Analysis," *Energy Economics*, Vol. 102, 2021, Online.

Box, G. E. P., and D. R. Cox, " An analysis of transformations," *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B. Vol. 26, No. 2, 1964, pp. 211~252.

Cevik, N. K., E. I. Cevik, and S. Dibooglu, "Oil Prices, Stock Market Returns and Volatility Spillovers: Evidence from Turkey," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 42, 2020, pp. 597~614.

Clements, A., and D. P. Preve, "A Practical Guide to Harnessing the HAR Volatility Model," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 133, 2021, Forthcoming.

Corsi, F., "A Simple Approximate Long-Memory Model of Realized Volatility," *Journal of*

Financial Econometrics, Vol. 7, No. 2, 2009, pp. 174~196.

Degiannakis, S., G. Filis, and V. Arora, "Oil Prices and Stock Markets: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Energy Journal*, Vol. 5, No. 39, 2018, pp. 85~130.

Degiannakis, S., G. Filis, and R. Kizys, "The Effects of Oil Price Shocks on Stock Market Volatility: Evidence from European Data," *Energy Journal*, Vol. 35, No. 1, 2014, pp. 35~56.

Gonçalves, S., and N. Meddahi, " Box-Cox Transformations for Realized Volatility," *Journal of Econometrics*, Vol. 160, 2011, pp. 129~144.

Hamilton, J. D., "Oil and the Macroeconomy since World War II," *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 2, 1983, pp. 228~248.

Huang, R. D., R. W. Masulis, and H. R. Stoll, "Energy Shocks and Financial Markets," *Journal of Futures Markets*, Vol.16, 1996, pp. 1~27.

Jones, C. M., and G. Kaul, "Oil and the Stock Markets," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 2, 1996, pp. 463~491.

Kang, W., R. A. Ratti, and K. H. Yoon, "The Impact of Oil Price Shocks on the Stock market Return and Volatility Relationship," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 34, 2015, pp. 41~54.

Kilian, L., "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market," *American Economic Review*, Vol. 99, No. 3, 2009, pp. 1053~1069.

Kumar, A., "Who Gambles in the Stock Market?," *Journal of Finance*, Vol. 64, Issue 4, 2009, pp. 1889~1933.

Liu, Z., X. Shi, P. Zhai, S. Wu, Z. Ding, and Y. Zhou, "Tail Risk Connectedness in the Oil-Stock Nexus: Evidence from a Novel Quantile Spillover Approach," *Resources Policy*, Vol. 74, 2021, Online.

Malik, F., and B. T. Ewing, "Volatility Transmission between Oil Prices and Equity Sector Returns," *International Review of Financial Analysis*, Vol. 18, 2009, pp. 95~100.

Malik, F., and S. Hammoudeh, "Shock and Volatility in the Oil, US and Gulf Equity Markets," *International Review of Economics and Finance*, Vol. 16, 2007, pp. 357~368.

Mensi, W., M. Beljid, and A. Boubaker, "Correction and Volatility Spillover across Commodity and Stock Markets: Linking Energies, Food, and Gold," *Economic Modelling*, Vol. 32, 2013, pp. 15~22.

Mitton, T., and K. Vorkink, "Equilibrium Underdiversification and the Preference for Skewness," *Review of Financial Studies*, Vol. 20, Issue 4, 2007, pp. 1255~1288.

Newey, W. K., and K. West, "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, Issue 3, 1987, pp. 703~708.

Phan, D. H. B., S. S. Sharma, and P. K. Narayan, "Intraday volatility interaction between the crude oil and equity markets," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 40, 2016, pp. 1~13.

Ross, S., "Information and volatility: the no-arbitrage Martingale approach to timing and resolution irrelevancy," *Journal of Finance*, Vol. 44, No. 1, 1989, pp. 1~17.

Sadorsky, P., "Oil Price Shocks and Stock Market Activity," *Energy Economics*, Vol. 21, No, 5, 1999, pp. 449~469.