

# 유가 변화가 위험과 수익률의 관계에 미치는 영향\*

김상배\*\*

## 〈요 약〉

본 연구의 목적은 유가 변화가 우리나라 주식시장에서의 위험과 수익률의 관계에 미치는 영향을 분석하는데 있다. 이를 위해 본 연구에서는 국면전환이 부드럽게 발생하는 LSTR모형을 활용하고, 일중 자료를 이용하여 추정한 주별 실현변동성을 이용하여 분석한다. 분석결과, 우리나라 유가증권시장에서의 위험과 수익률의 관계는 유가 변화율이 아주 낮은 국면에서는 유의하지 않은 음(-)의 관계를 가지지만, 유가 변화율이 아주 높은 국면에서는 유의한 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 거시경제변수의 예상치 못한 변화 그리고 DCC-GARCH모형을 이용하여 추정한 헤징요소를 고려한 경우에도 동일하게 나타났다. 이러한 결과는 우리나라 유가증권시장에서의 위험과 수익률의 관계는 유가 변화의 국면에 따라 비대칭적이라는 것을 의미한다.

주제어 : 국제 유가, KOSPI지수, 위험-수익률 관계, STR모형, 실현변동성

논문접수일 : 2022년 01월 15일 논문게재확정일 : 2022년 01월 27일

\* 이 논문은 2018년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2018S1A5A2A01036750). 본 논문에 대해 건설적인 논평을 주신 정재만 편집위원장님과 익명의 두 분 심사자에게 감사드립니다.

\*\* 경북대학교 경영학부 교수, Email: sbkim@knu.ac.kr

## I. 서 론

위험과 수익률의 관계는 재무분야에서 중요한 주제로 다루어져 왔으며, 이는 위험프리미엄이 자산배분, 자본비용 추정, 투자성과 평가 등 재무의사결정의 중요한 기준이 되기 때문이다(박재곤, 이필상, 2009). 이로 인해 국내외 시장을 대상으로 위험과 수익률의 관계에 대한 많은 연구가 이루어져 왔으며, 우리나라를 대상으로 한 연구에서도 해외 선행연구와 유사하게 다양한 결과를 보여주고 있다. 이론적으로 위험과 수익률은 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상되지만, 이러한 다양한 부호가 발견되는 것은 국면에 영향을 받을 수 있으며(Whitelaw, 2000), 위험과 수익률 사이에 비선형관계가 존재할 수 있기 때문이다(Backus and Gregory, 1993). 또한, 장국현(2005)의 연구에서는 위험프리미엄의 크기가 변동성 국면에 따라 다양한 것으로 나타났고, 김세완(2009)에 의하면 위험이 시간가변적인 경우, 위험과 수익률 사이의 관계는 계량적 결과에 의존할 수 있다.

원유는 생산 원료로서 우리나라를 포함하여 전 세계적으로 경제에서 중요한 역할을 담당하고 있기 때문에 유가 변화가 실물경제에 미치는 영향 뿐만 아니라 주식시장과의 관계를 분석하는 많은 연구가 이루어지고 있으며, Jones and Kaul(1996)의 현금흐름가설에 의하면, 유가 변화는 기업의 미래현금흐름과 주가에 영향을 줄 수 있고 할인율에도 영향을 줄 수 있다. 또한, 서지용(2007)은 유가변화가 시가총액이 큰 산업에서 가격결정요인으로 작용하고, 김상배(2019)는 유가변화율의 국면에 따라 유가 상승과 하락은 주식수익률에 비대칭적 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다. 이러한 선행연구를 바탕으로 본 연구에서는 유가 변화의 국면에 따라 우리나라 주식시장에서의 위험과 수익률 사이의 관계에 차이가 존재하는지를 분석하고자 한다.

유가 변화가 위험과 수익률의 관계에 미치는 영향을 분석한 연구는 구조적 벡터자기회귀(Structural Vector Autoregression)모형을 활용하여 분석한 Kang et al.(2015)이 유일하다. 다수의 경제주체와 관련되어 있는 경제변수(예: 주가지수)는 경제주체별로 서로 다른 기대로 인해 부드러운 국면전환이 발생할 수 있다(김세완, 이기훈, 2008)는 점을 고려하여 본 연구에서는 국면전환이 부드럽게 발생하는 STR(Smooth Transition Regressive)모형을 활용하여 유가 변화의 국면에 따라 위험과 수익률의 관계가 변화하는지를 분석하고자 한다.

## II. 연구방법론

Merton(1973)의 다기간 자본자산가격결정모형(Intertemporal CAPM)에서 다음과 같은

위험과 수익률 사이의 균형관계를 볼 수 있다.

$$E_t(r_{m,t+1}) - r_{f,t+1} = \lambda \sigma_{m,t} + cov_t(r_{m,t+1}, x_{t+1}) B \quad (1)$$

여기서,  $r_{m,t+1} - r_{f,t+1}$ 은 시장포트폴리오의 초과기대수익률로서 본 연구에서는 KOSPI지수의 초과수익률을 활용하고,  $\sigma_{m,t}$ 는 시장포트폴리오의 조건부 분산을 의미하며,  $r_{f,t+1}$ 은 t시점에서 t+1시점까지의 무위험수익률을 나타낸다.  $x_{t+1}$ 는 투자기회의 변화를 나타내는 k개의 상태변수이며,  $cov_t(r_{m,t+1}, x_{t+1})$ 은 시장포트폴리오 수익률과 상태변수의 조건부 공분산으로 t시점 이후의 투자기회 변동에 대한 헤징 요인 또는 시간가변적 투자기회를 의미한다(엄영호, 한재훈, 박도준, 2021). B는 위험프리미엄과 공분산 사이의 관계를 나타내는 계수 벡터이다.

본 연구에서는 실증분석모형으로 다음 식 (2)와 (3)과 같은 LSTR(Logistic SIR)모형<sup>1)</sup>을 활용한다. LSTR모형에서는 전이함수( $F(\cdot)$ )이 로짓함수의 형태를 가짐에 따라 전이변수( $\xi_t$ )인 유가 변화율의 움직임에 따라 확장국면과 수축국면이 국면전환이 발생하는 임계점(threshold)인 모수  $c$ 를 중심으로 비대칭적으로 움직인다.<sup>2)</sup>

$$r_{m,t} = \left[ \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_{m,t} + \sum_{i=1}^3 \alpha_{i+1} cov(r_{m,t}, x_{i,t}) \right] \quad (2)$$

$$+ F(\xi_{t-d}, \gamma, c) \left[ \beta_0 + \beta_1 \sigma_{m,t} + \sum_{i=1}^3 \beta_{i+1} cov(r_{m,t}, x_{i,t}) \right] + u_t$$

$$F(\xi_{t-d}, \psi, c) = [1 + \exp\{-\psi(\xi_{t-d} - c)\}]^{-1} \quad (3)$$

여기서,  $d$ 는 전이변수의 시차를 나타내는 지연모수(delaying parameter)<sup>3)</sup>이다. 또한, 전이함수에 나타난 추정해야 할 모수인  $\psi$ 는 국면전환의 속도를 나타내며,  $\psi$ 가 큰 값을 가지면 국면전환이 빠르게 이루어진다는 것을 의미한다.

1) STR모형의 전이함수로 로짓함수 혹은 지수함수를 이용할 수 있다. 김상배(2019)에서와 같은 방법을 활용한 결과 두 가지 전이함수 형태 가운데 로짓함수가 전이함수로 적합한 것으로 판단되었다. 추정결과는 제시하지 않으나 저자에게 요청할 수 있다.

2) 예를 들어, 전이변수가 아주 낮은 값을 가질 경우 전이함수는 0의 값을 가지게 되며, 반대로 전이변수가 아주 큰 값을 가질 때 전이함수는 1의 값을 가지게 된다. 또한 이 모형에서는 전이함수는 전이변수의 크기에 따라 0과 1 사이의 값을 가질 수 있기 때문에 국면전환이 부드럽게 발생한다.

3) LM검정을 통해 최적 지연모수( $d$ )를 추정한 결과 0시차가 최적인 것으로 나타났다.

### Ⅲ. 표본자료 및 실증분석 결과

#### 1. 표본자료

Andersen et al.(2003)에 의하면, 실현변동성은 외표본 예측(out-of-sample forecasting) 측면에서 GARCH모형이나 확률변동성(stochastic volatility)모형보다 우수하다. 이에 따라 KOSPI지수의  $t$ 주의 일중 10분 수익률( $r_{m,t,i}$ )을 이용하여 주별 실현변동성(realized volatility)을  $\sqrt{\sum_{i=1}^n r_{m,t,i}^2}$ 로 추정한다. 이를 통해 2000년 1월 7일부터 2021년 2월 26일까지 주별 실현변동성<sup>4)</sup>을 구한다.

본 연구에서의 표본자료는 한국거래소로부터 입수한 KOSPI지수의 10분 자료 그리고 미국 에너지정보청을 통해 입수한 주별 WTI 현물가격이다. 또한, 기간스프레드와 신용스프레드를 계산하기 위한 국채 3년, AA-등급의 회사채, BBB-등급의 회사채, 그리고 CD91일물의 주별 수익률, 주별 원/달러 환율 그리고 무위험수익률로 활용하는 주별 통안증권수익률은 한국은행 경제통계시스템(ECOS)을 통해 입수하였다. 주별 SMB(small-minus-big market capitalization), HML(high-minus-low book-to-market ratio) 그리고 UMD(up-minus-down past return)를 산출하기 위한 유가증권시장에 상장된 기업에 대한 자료는 Fn-Guide를 통해 입수하였다.

#### 2. 실증분석결과

본 연구에서는 조건부 공분산에 의해 추정되는 헤징요소를 고려하지 않은 모형(이하 기본모형), Bali and Engle(2010)에서와 같이 식 (1)에서의 헤징요인을 고려하기 위해 두 가지 확장모형을 추정하고자 한다. 첫 번째 확장모형은 균형상태에서 미래 투자기회에 영향을 미치는 변수는 위험요인(priced risk factor)일 수 있기 때문에(Merton, 1973), 이러한 위험요인에 대한 대리변수로 거시경제변수의 기대치 못한 변화를 사용하고자 한다. 이들 거시경제변수의 기대치 못한 변화로서 본 연구에서는 세 가지 금융변수인 기간스프레드(term spread: TERM)의 변화, 채무불이행 스프레드(default spread: DEF)의 변화 그리고 환율(foreign exchange rate: FX)의 변화<sup>5)</sup>를 이용한다.

4) 일별 수익률을 활용할 경우 시장미시구조 효과(유동성, 가격조정지연 등)가 추정결과에 영향을 줄 수 있기 때문에(박도준 외 2인, 2017) 본 연구에서는 주별 자료를 활용한다.

5) 이들 세 가지 요인은 강성대, 윤선중(2020)에서 주식수익률에 영향을 미칠 수 있는 거시 위험요인으로 활용되었다.

기본모형과 거시경제변수를 고려한 첫 번째 확장모형에 대한 추정결과는 <표 1>에 제시되어 있다.<sup>6)</sup> 기본모형의 추정결과 가운데 전이함수에서 국면전환의 형태를 결정하는 모수인  $\gamma$ 와  $c$ 에 대한 추정결과를 먼저 살펴보면, 국면전환이 발생하는 임계점인  $c$ 는 1% 수준에서 유의하게 -3.118%로 나타났으며, 국면전환의 속도를 나타내는  $\gamma$  역시 1% 수준에서 유의하게 0.228로 나타났다.

<표 1> 기본모형과 거시경제변수를 포함한 확장모형 추정 결과

본 표는 LSTR모형을 활용하여 표본기간(2000년 1월 7일~2021년 2월 26일) 동안의 기본모형과 거시경제변수를 포함한 확장모형에 대한 추정결과를 나타낸다. 괄호 안에는 t-값이 제시되어 있으며, \*와 \*\*는 각각 5%와 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

| 계수         | 기본모형       |          |         | 거시경제변수 포함 확장모형  |           |         |
|------------|------------|----------|---------|-----------------|-----------|---------|
|            | 변수         | 추정계수     | t-값     | 변수              | 추정계수      | t-값     |
| $\alpha_0$ | 상수항        | -1.905** | -28.603 | 상수항             | -1.320**  | -4.122  |
| $\alpha_1$ | $\sigma_m$ | -0.038   | -0.6391 | $\sigma_m$      | -0.081    | -1.361  |
| $\alpha_2$ |            |          |         | $\Delta TERM_t$ | -2.353*   | -2.475  |
| $\alpha_3$ |            |          |         | $\Delta DEF_t$  | -15.728** | -9.243  |
| $\alpha_4$ |            |          |         | $\Delta FX_t$   | -0.868**  | -10.974 |
| $\beta_0$  | 상수항        | 3.997**  | 8.002   | 상수항             | 2.380**   | 6.427   |
| $\beta_1$  | $\sigma_m$ | -0.421** | -2.691  | $\sigma_m$      | -0.259**  | -3.176  |
| $\beta_2$  |            |          |         | $\Delta TERM_t$ | 6.568**   | 5.496   |
| $\beta_3$  |            |          |         | $\Delta DEF_t$  | 21.556**  | 8.907   |
| $\beta_4$  |            |          |         | $\Delta FX_t$   | 0.304**   | 3.180   |
| $\psi$     |            | 0.228**  | 4.805   |                 | 0.672**   | 3.104   |
| $c$        |            | -3.118** | -2.675  |                 | -4.791**  | -10.546 |

유가 변화의 국면에 따른 위험과 수익률 사이의 관계에 대한 추정결과를 살펴보면, 아주 낮은 유가 변화율 국면(전이함수의 값이 0인 국면)에서는 수익률과 위험은 유의하지 않은 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 하지만 아주 높은 유가 변화율 국면(전이함수의 값이 1인 국면)에서는 위험과 수익률은 유의한 음(-)(-0.459 = -0.038 -0.421)의 관계를

또한, 박재곤, 이필상(2009)에서 환율을 상태변수로 활용한 이유는 네 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 주가와 환율은 이론적으로 인과관계를 가지고 있다. 둘째, 우리나라는 무역의존도가 높다. 셋째, 우리나라 주식시장에서 외국인 투자비용이 높다. 넷째, 상태변수의 다른 대용변수인 이자율에 비해 표본기간이 길고, 자료의 변동성이 크며, 주가와 역사의 상관관계의 절대치도 높다. 보다 자세한 내용은 박재곤, 이필상(2009)을 참조하기 바란다.

- 6) 박도준 외 2인(2017, p.10)에서 볼 수 있듯이, 위험과 기대수익률의 관계를 검토할 때, 초과수익률이 아닌 수익률을 활용하는 선행연구가 있다. 본 연구에서는 추가적으로 수익률을 활용하여 추정한 결과, 초과수익률을 이용한 결과와 유사한 것으로 나타났다.

가지는 것으로 나타났다. 이는 우리나라 주식시장에서 위험과 수익률 사이의 관계는 유가 변화의 정도에 따라 비대칭적이라는 것을 보여준다.

거시경제변수의 변화를 포함한 확장모형의 추정결과를 살펴보면, 유가 변화율이 아주 낮은 국면에서는 수익률과 위험은 5% 수준에서 유의하지 않은 음(-)의 관계를 가지지만, 유가 변화율이 아주 높은 국면에서는 위험이 수익률에 미치는 영향이  $-0.340(= -0.081 - 0.259)$ 로 나타났다.

일반적으로 주식 프리미엄(equity premium)과 양(+)의 관계를 가지는 기간스프레드와 신용스프레드는 유가 변화율이 낮은 국면에서는 주식시장 프리미엄에 음(-)의 영향을 미치지만, 유가 변화율이 높은 국면에서는 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기간스프레드와 신용스프레드와는 달리 환율의 변화는 유가 변화율의 정도에 관계없이 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 원/달러 환율의 상승은 투자(investment)와 소비(consumption)에 부정적인 영향을 미치고, 투자와 소비에 대한 부정적인 영향은 차례로 기업의 미래 현금흐름에 음(-)의 영향을 줄 수 있기 때문인 것으로 판단된다.

두 번째 확장모형에서는 미래 투자기회집합을 나타내는 상태변수와 시장포트폴리오 수익률의 조건부 공분산인 헤징요소를 감안하는 것이다. 본 연구에서는 Bali and Engle(2010)에서와 같이 두 가지 헤징요소를 검토하고자 한다. 첫 번째 헤징요소는 첫 번째 확장모형에서 이용한 세 가지 거시경제변수의 변화와 KOSPI지수 수익률의 조건부 공분산이고, 두 번째 헤징요소로 고려하는 것은 규모요인(SMB), 가치요인(HML) 그리고 모멘텀 요인(MOM)과 KOSPI지수 수익률의 공분산이다<sup>7)</sup>. 추정결과는 <표 2>에 나타나 있다.

<표 2>의 추정결과를 살펴보면, 거시경제변수와의 공분산을 고려한 추정결과에서는 유가 변화율이 아주 낮은 국면에서는 위험과 기대수익률은 유의하지 않은 음(-)의 관계를 가지지만, 유가 변화율이 아주 큰 국면에서는 음(-)의 관계를 가지는 것으로 추정되었다. 하지만, 주식시장의 세 가지 요인(SMB, HML 그리고 UMD)과의 공분산을 고려한 모형에서는 유가변화율의 국면과 관계없이 유의하지 않은 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이 결과는 <표 1>의 기본모형 추정결과와 유사한 것으로 거시경제변수와의 공분산을 고려한 상황에서 기본모형의 추정결과가 강건하다는 것을 의미한다.

유가 변화율이 낮은 국면에서는 기간스프레드와 KOSPI지수 수익률의 공분산 그리고 신용스프레드와 KOSPI지수 수익률과의 공분산은 모두 KOSPI지수 초과수익률에 유의한

7) 헤징요인으로서는 조건부 공분산은 박재곤, 이필상(2009)에와 같이 DCC(dynamic conditional correlation)-GARCH모형을 활용하여 추정하였으며, DCC-GARCH모형에 대한 자세한 설명은 박재곤, 이필상(2009)을 참조할 수 있다.

음(-)의 영향을 미치지만, 유가 변화율이 높은 국면에서는 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 2> 공분산 요인을 이용한 LSTR모형 추정결과

아래 표는 표본기간(2000년 1월 7일~2021년 2월 26일) 동안의 DCC모형을 통해 추정된 공분산을 포함한 LSTR모형을 추정한 결과이다. \*와 \*\*는 각각 5%와 1% 수준에서 유의하다는 것을 나타낸다.

| 계수         | 거시경제변수와의 공분산                  |           |         | 주식시장요인과의 공분산          |           |        |
|------------|-------------------------------|-----------|---------|-----------------------|-----------|--------|
|            | 변수                            | 추정계수      | t-값     | 변수                    | 추정계수      | t-값    |
| $\alpha_0$ | 상수항                           | -2.498**  | -5.586  | 상수항                   | -11.054** | -4.331 |
| $\alpha_1$ | $\sigma_m$                    | -0.097    | -1.667  | $\sigma_m$            | -0.253    | -1.691 |
| $\alpha_2$ | $cov(\Delta TERM_t, r_{m,t})$ | -14.629** | -10.014 | $cov(SMB_t, r_{m,t})$ | -0.003*   | -2.132 |
| $\alpha_3$ | $cov(\Delta DEF_t, r_{m,t})$  | -17.807** | -6.852  | $cov(HML_t, r_{m,t})$ | 0.307**   | 3.156  |
| $\alpha_4$ | $cov(\Delta FX_t, r_{m,t})$   | -0.253**  | -5.519  | $cov(UMD_t, r_{m,t})$ | -4.109**  | -6.069 |
| $\beta_0$  | 상수항                           | 3.283**   | 6.358   | 상수항                   | 12.954**  | 4.727  |
| $\beta_1$  | $\sigma_m$                    | -0.369**  | -4.859  | $\sigma_m$            | -0.099    | -0.552 |
| $\beta_2$  | $cov(\Delta TERM_t, r_{m,t})$ | 19.276**  | 11.036  | $cov(SMB_t, r_{m,t})$ | 0.003     | 2.024  |
| $\beta_3$  | $cov(\Delta DEF_t, r_{m,t})$  | 18.914**  | 5.423   | $cov(HML_t, r_{m,t})$ | -0.208    | -1.810 |
| $\beta_4$  | $cov(\Delta FX_t, r_{m,t})$   | 0.028     | 0.442   | $cov(UMD_t, r_{m,t})$ | 4.062**   | 5.521  |
| $\psi$     |                               | 0.447**   | 5.697   |                       | 0.133**   | 5.370  |
| c          |                               | -6.636**  | -12.612 |                       | -17.144** | -8.173 |

주식시장의 세 가지 요인과의 공분산 가운데 SMB와 UMD은 유가 변화율이 아주 낮은 국면에서는 모두 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이러한 현상은 유가 변화율이 아주 높은 국면에서도 관찰되었다. 이에 비해 HML과의 공분산은 KOSPI지수 초과수익률에 유가 변화율의 국면에 관계없이 모두 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Bali and Engle(2010)에서의 결과와 유사하다.

## IV. 요약 및 결론

본 연구의 목적은 유가 변화가 우리나라 주식시장에서의 위험과 기대수익률 사이의 관계에 미치는 영향을 살펴보는 것이다. 이를 위해 국면전환이 부드럽게 발생하는 LSTR모형을 활용하여 표본기간(2001년 1월 7일~2021년 2월 26일) 동안 분석하였으며, 기본모형을 포함하여 다양한 확장모형을 이용하였다.

추정결과를 요약하면, 우리나라 주식시장에서의 위험과 수익률의 관계는 유가 변화율이 아주 낮은 국면에서는 유의하지 않은 음(-)의 관계를 가지지만, 유가 변화율이 아주 높은

국면에서는 유의한 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 거시경제변수를 고려한 확장모형에서도 동일하게 나타났다. 이는 우리나라 주식시장에서의 위험과 기대 수익률 사이의 관계는 Whitelaw(2000)의 결과와 유사하게 유가 변화의 국면에 따라 다르다는 것을 의미한다.

선행연구에서는 위험과 수익률의 관계를 검토할 때 다양한 상태변수를 활용한다. 이러한 관점에서 볼 때, 본 연구의 한계점은 유가 변화를 중심으로 위험과 수익률의 관계를 살펴본 점이다. 다양한 상태변수의 변화가 위험과 기대수익률에 미치는 영향에 대한 검토는 추후 연구과제로 남겨둔다.



## 참 고 문 헌

- 강성대, 윤선중, “투자심리와 거시위험이 자산가격에 미치는 영향”, 금융연구, 제34권 제3호, 2020, 61-102.
- 김상배, “유가와 주가지수 사이의 비선형관계 분석”, 금융공학연구, 제18권 제3호, 2019, 107-129.
- 김세완, “경기변동을 고려한 주식수익률과 변동성 관계의 변화: 비대칭 GARCH 모형을 이용하여”, 금융연구, 제23권 제2호, 2009, 1-28.
- 김세완, 이기훈, “비선형 STAR모형을 이용한 이산화탄소 배출량과 경제성장 간의 관계 분석”, 자원·환경경제연구, 제17권 제1호, 2008, 3-22.
- 박도준, 엄영호, 한재훈, “기대수익률과 변동성의 관계에 대한 재검증: 한국 주식시장의 장기 자료를 중심으로”, 선물연구, 제25권 제1호, 2017, 1-39.
- 박재곤, 이필상, “주가와 환율의 위험-수익 관계에 대한 연구”, 재무관리연구, 제26권 제3호, 2009, 199-226.
- 서지용, “한국주식시장에 파급되는 국제유가의 위험에 관한 연구”, 재무관리연구, 제24권 제4호, 2007, 75-106.
- 엄영호, 한재훈, 박도준, “위험프리미엄과 위험 간의 시간가변적 관계에 대한 검증”, 재무연구, 제34권 제2호, 2021, 67-104.
- 장국현, “변동성, 위험프리미엄과 코리아 디스카운트”, 재무관리연구, 제22권 제2호, 2005, 165-187.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and P. Labys, “Modelling and Forecasting Realized Volatility,” *Econometrica*, 71, (2003), 579-625.
- Backus, D. and A. W. Gregory, “Theoretical Relations between Risk Premiums and Conditional Variances,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, (1993), 177-185.
- Bali, T. G. and R. F. Engle, “The Intertemporal Capital Asset Pricing Model with Dynamic Conditional Correlation,” *Journal of Monetary Economics*, 57, (2010), 377-390.
- Jones, C. M. and G. Kaul, “Oil and the Stock Market,” *Journal of Finance*, 51(2), (1996), 463-491.
- Kang, W., R. A. Ratti and K. W. Yoon, “The Impact of Oil Price Shocks on the Stock Market Return and Volatility Relationship,” *Journal of International Financial*

*Markets, Institutions & Money*, 34, (2015), 41-54.

Merton, R. C., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica*, 41, (1973), 867-887.

Whitelaw, R. F., "Stock Market Risk and Return: An Equilibrium Approach," *Review of Financial Studies*, 13, (2000), 521-547.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT  
Volume 39, Number 1, February 2022

# Effect of Oil Price Changes on the Relationship between Risk and Return in the Korea Stock Market\*

Sangbae Kim\*\*

## 〈Abstract〉

The purpose of this study is to examine an effect of oil price changes on the relationship between risk and return in the KOSPI market. To do this, we adopt a LSTR(logistic smooth transition regressive) model and realized variances, which have been calculated by using the intra-day data. The sample period ranges from January 7, 2000 to February 26, 2021. We find that the relationship between risk and return depends on the regime of oil price changes. More precisely, the relation is insignificantly negative when the regime of oil price changes is low, while the relation is significantly negative in the high oil price change regime. When we include the unexpected changes in macroeconomic variables, the results are not qualitatively changed. Additionally, the hedging components as mentioned in Merton(1973) have been estimated by using DCC-GARCH model and incorporated in the empirical model. However, the results are qualitatively unchanged. Overall, the result implies that the risk-return relationship in the Korean stock market is asymmetric depending on the oil price change regime.

Keywords : Oil Price Changes, KOSPI index, Risk-Return Relationship, LSTR model, Realized Variance

\* This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea (NRF-2018S1A5A2A01036750).

\*\* Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University, E-mail: sbkim@knu.ac.kr