

유가 불확실성이 주가수익률에 미치는 영향

최완수*

<요 약>

본 연구에서는 유가의 불확실성이 한국 주식시장에 미치는 효과를 검증하였다. 유가와 주가는 각각 서부텍사스 산 원유(WTI)와 코스피지수(KOSPI)를 대용치로 사용하였다. 분석기간은 1997년 7월부터 2016년 3월까지이며, 월간자료를 사용하였다. 단위근 검정을 통해 유가와 주가 수준변수의 경우 모두 단위근이 존재하는 것으로 파악되어 모두 일차 차분된 값에 대수를 취한 연속수익률로 변환하여 사용하였다. 유가의 불확실성은 유가 변화율의 일단계 전지 추정오차의 조건부 표준편차로 측정하였다. Schwartz Information criterion에 기초하여 볼 때 전통적인 동분산 가정하의 VAR모형보다는 본 연구에서 사용된 이변량 GARCH-M VAR모형이 연구 데이터의 특성을 더 잘 반영하는 것으로 판명되었다. 이변량 GARCH-M VAR모형을 통해 추정된 결과 유가 불확실성에 대한 계수가 유의적인 부의 값을 갖는 것을 알 수 있었는데 이는 유가의 불확실성이 한국 종합주가지수 수익률에 부의 영향을 미침을 의미한다. 충격반응함수를 통해 살펴 본 결과 정의 유가충격은 즉각적으로 주가수익률을 상당부분 하락시키는데 반해 부의 유가충격은 주가수익률을 상당부분 상승시키는 경향이 있음을 알 수 있다. 또한 유가의 정의 충격과 부의 충격에 대한 주가수익률의 반응은 충격에 대한 반응의 절대적 크기에서 비대칭성을 나타내고 있다. 즉, 동일한 크기의 정의 유가충격보다는 부의 유가충격이 주가수익률에 미치는 영향력이 더 크고 주가수익률에 반영되는 속도도 빠르다. 단, 양자 간에 충격의 지속성에는 큰 차이는 없었다. 한편, 정의 유가충격에 대한 주가수익률의 반응은 평균방정식에 M항이 포함될 경우 그렇지 않은 경우에 비해 그 반응 폭을 완화(dampen)시키는 경향이 있으며, 반대로, 부의 유가충격에 대한 주가수익률의 반응에 대해서는 M항이 포함될 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 그 반응 폭을 증폭(amplify)시키고 있음을 확인하였다.

주요 단어 : 유가, GARCH-M VAR모형, 유가충격, 비대칭반응

* 평택대학교 경영학과 교수

I. 서 론

최근 국제 원유가격의 변동성이 커지고 있으면서 원유가격의 변동성이 주식시장에 미치는 영향에 관한 연구들이 다수 보고되고 있다. 원유는 세계 경제에 있어 중요한 에너지원의 하나로서 세계경제에 미치는 영향력이 매우 크고 수요공급 측면뿐 아니라 헤지펀드와 같은 투기세력들이 가격결정에 영향을 미치고 있어 변동성이 매우 크다는 특징을 갖는다. 이러한 변동성은 원유가격 자체에 내재되어 있는 본질적 특징이라 할 수 있는데 그 이유는 원유가 생산과정에 있어 광범위하게 사용되는 요소이고 동시에 최종 소비재이기 때문이다.

일반적으로 유가상승은 경제에 부정적인 영향을 미친다(LeBlanc and Chinn, 2004; Hooker, 2002). 왜냐하면 원유는 생산요소 중 가장 중요한 부분이므로 유가상승은 기업의 생산비용의 증가를 초래하고 이는 제품의 가격인상을 초래해서 소비자의 소비지출을 줄이고(Bernanke, 2006; Hamilton, 1988) 이는 다시 낮은 생산 및 실업률 증가를 초래하게 되기 때문이다(Lardic and Mignon, 2006; Davis and Haltiwanger, 2001). 이 경우 주식시장은 이에 대해 부정적으로 반응하게 될 것이다.

우리나라의 경우 원유의 해외 의존도가 높기 때문에 국제유가 상승은 경제전반에 미치는 부정적인 영향이 여타 국가에 비해 상대적으로 더 크게 작용한다. 주식시장에 있어서도 국제유가의 상승은 물가상승으로 이어져 금리를 인상할 가능성이 높아지기 때문에 주가에는 악영향을 미치게 되고, 또한 상품의 생산원가 상승으로 기업의 수익성 저하와 원유수입 단가 상승에 의한 경상수지 악화로 인해 경제성장 저하를 야기함에 따라 주가에는 부정적인 영향을 미치게 된다. 한편, 국제유가의 하락은 물가하락 요인으로 작용하여 금리인하의 요인과 더불어 우리나라는 대외의존도가 높은 경제적 특성을 가지고 있기 때문에 교역조건 개선과 원가절감에 따른 기업의 수익성 제고로 경상수지 흑자가 증가하여 주가에는 긍정적인 영향을 미친다(임대봉, 2009).

한편, 유가충격이 거시경제에 미치는 영향이 비대칭적(asymmetric)이라는 사실은 Mock(1989) 이후 널리 알려져 대부분의 연구자들이 비대칭성을 기정사실화하고 유가충격에 대해 연구하고 있다. 즉, 유가가 급격히 상승할 때와 급격히 하락할 때에 거시경제변수에 미치는 영향이 다르다는 것이다. 즉, 유가가 급격히 상승하여 발생하는 정(+)의 유가충격은 GDP에 부정적 영향을 미치는 반면 유가의 급격한 하락은 GDP에 유의적인 영향을 주지 못한다. 그러나 Kilian and Vigfusson(2009)은 유가충

격의 비대칭성 검정에 오류가 있었다는 주장과 함께 이러한 오류를 제거하고 검정할 경우 비대칭성을 발견할 수 없다고 주장하였다. 유가의 비대칭성에 대한 논란은 현재도 진행되고 있다.

한편, 유가의 충격이 거시경제에 미치는 영향뿐만 아니라 유가충격과 함께 유가의 변동성이 거시경제에 미치는 영향을 연구한 Lee et al.(1995)의 논문 이후 유가의 변동성이 경제에 미치는 영향에도 연구가 이루어지고 있다. Elder and Serletis(2011)는 이변량 GARCH-M VAR모형을 사용하여 유가변동성이 직접 거시경제변수에 미치는 효과를 분석하였는데, 유가충격이 GDP에 미치는 영향은 유가변동성이 GDP성장률에 유의적인 영향을 미침으로써 유가충격의 영향을 증폭시킨다는 새로운 사실을 보고하였다. 유가의 급격한 상승이나 하락은 변동성을 증대시키고, 증대된 변동성은 투자의 감소 및 경제활동의 위축을 불러오기 때문에 유가의 급격한 변화는 비대칭적 반응을 야기할 수 있다(Guo and Kliesen, 1995; Elder and Serletis, 2010; Baskaya et al., 2013). 다시 말해 유가의 급격한 하락에 대한 이점은 유가의 불확실성 증대에 따라 상쇄될 수도 있다는 것이다.

유가 충격과 변동성이 경제 전반이 아닌 주가에 미치는 효과에 대한 연구들도 다수 이루어져 왔다. Kilian and Park(2007)은 미국 실질 주식수익률과 실질 원유가격의 상호작용을 분석하였는데, 그 결과 유가상승의 원인이 원유수요 증가 충격일 때만 유가상승이 주가를 하락시키나 원유공급 감소 충격으로 인한 유가상승은 주가에 유의한 영향을 미치지 못한다고 주장하였다. 또한 유가의 상승기와 하락기에 따라 유가 충격에 따른 주가의 반응이 달라질 수 있다. 임대봉(2009)은 국제유가(Dubai유)와 주가(KOSPI)의 관계를 국제유가의 안정기(1993~1996)와 상승기(2000~2008.1월)로 구분하여 분석하였다. 그 결과 국제유가 안정기에 유가의 충격은 주가에 음(-)의 반응을 나타내 국제유가의 상승(하락)은 주가하락(상승)요인으로 작용하지만, 국제유가 상승기에는 유가의 충격은 정(+)의 반응을 나타내 국제유가와 주가는 동행함을 밝혔다.

이외에도 유가와 주가간의 관계를 시장 전체가 아닌 섹터별(Sardorsky, 1999; Arouri et al., 2012) 또는 기업별(Chang et al., 2009)로 구분하여 분석한 연구들도 다수 발표되었는데 대체로 섹터별 또는 기업별로 유가충격에 대한 반응이 각기 다를 것을 보고하고 있다. 결론적으로 유가와 주가 간의 관계에 관한 많은 실증결과들은 상당히 혼재된 결론들을 주장하고 있어 유가와 주가 간의 관계에 관한 일반화된 결

론을 주장하기는 매우 어렵다고 생각된다. 이의 원인으로는 대상 국가별로 유가의 충격이 주식시장에 미치는 파급경로가 각기 다르고 그 정도도 다를 수 있다는 점과 분석기간이 각기 달라 글로벌 금융위기 이후 나타나는 유가의 역동성을 제대로 반영하지 못했을 수도 있다는 점을 들 수 있다. 또한 연구 방법론적으로 유가의 충격을 어떻게 정의하고 동시에 유가변동성을 어떤 방식으로 추정하느냐에 따라서도 차이를 보일 수 있다고 본다.

본 연구에서는 유가 충격이 주가에 미치는 영향이 비대칭적이고 유가의 변동성이 주가에 유의적인 영향을 미치는지를 한국 주식시장을 대상으로 분석하고자 한다. 이를 위해 부(-)의 유가충격과 정(+)의 유가충격을 분리해서 주가의 반응을 분석하고 동시에 유가변동성을 나타내는 변수를 주가에 반영하는 Elder and Serletis(2011)의 방법론을 사용하여 분석하고자 한다. 본 연구의 기존 연구에 대한 기여는 다음과 같다. 먼저 방법론적으로 기존 연구들은 전통적 VAR모형 분석, 시차상관관계 분석, 그랜저 인과관계 분석 및 다변량 GARCH유형의 모형들을 통해 유가와 주가 간의 관계의 동적특성과 변동성 전이(volatility spillover) 효과의 존재여부를 규명하는데 주력하여 왔다. 앞의 세 모형들의 경우 주로 유가변화율과 주가수익률간의 관계에 초점을 두었고 유가 변동성이 주가수익률에 미치는 효과에 대한 분석은 직접적으로 이루어지지 않았다. 반면 GARCH유형을 이용한 분석은 조건부 이분산성 가정 하에 변동성의 전이에 초점을 두었지만 유가충격에 대한 주가의 비대칭적 반응에 대한 분석은 미미하다. 두 번째로 분석기간을 2016년 최근까지로 연장하여 분석하였다. 국제유가는 2014년 중반 이후 그동안의 상승세에서 급격한 하락세로 전환하였는데 이는 원유 대체재 개발에 따른 공급측면에서의 과잉과 세계 경기의 전반적 위축에 따른 수요측면에서의 하락요인이 동시에 작용하고 있다고 보여 진다. 이는 유가의 추세나 평균적 수준에서 기존 경향과 현격히 다르기 때문에 동 기간의 자료를 포함할 경우 기존 연구와 차별되는 결과가 나올 가능성이 있기 때문에 중요하다고 생각된다.

이에 본 연구에서는 1997년 7월부터 2016년 3월까지의 분석기간을 통해 기존 연구에 비해 최근 유가동향을 반영하였으며, Olson et al.(2014)연구를 제외한 기존 연구에서 잘 사용되지 않은 충격반응함수 분석을 통해 유가변동성 충격이 발생했을 때 주가수익률이 얼마나 빨리 원래의 기대치에 수렴해나가는지 분석하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제II장에서는 유가와 주가의 관계에 관한 기존의 문헌연구를 통해 유가가 경제전반과 주가에 미치는 영향에 관한 다양한 연구결과

들을 살펴보았으며, 제Ⅲ장에서는 한국 주식시장을 대상으로 유가와 주가간의 관계에 관한 실증결과를 제시하였다. 마지막 4절에서는 결론과 추후 연구방향에 대해 논의하였다.

II. 문헌연구

지금까지 유가와 주식시장 간의 관계에 관한 많은 연구결과들이 발표되었으며 초기에는 선진국을 대상으로 유가충격에 대한 주가의 반응만을 주로 살펴보았지만 최근에는 유가변동성이 주가에 미치는 효과뿐만 아니라 신흥국에 대한 연구도 활발히 이루어지고 있다. Basher and Sadorsky(2006)은 국제 다요인 모형(international multi-factor model)을 사용하여 비조건부 및 조건부 위험요인 모두를 포함해서 유가위험과 주식시장 간의 관계를 살펴보았다. 대상은 21개의 신흥국들이며, 1992년 12월 31일부터 2005년 10월 31일까지의 일별자료를 사용하였다. 연구 결과 일반적으로 유가위험은 신흥국들의 주가수익률에 강한 정(+)의 영향을 미치는 증거를 발견하였다.

Malik and Ewing(2009)는 1992년부터 2008년까지 주별 자료를 사용하여 유가와 미국 주식시장의 세 섹터(technology, healthcare, consumer services) 수익률간의 변동성 전이효과를 규명하였다. 이변량 GARCH모형을 사용한 실증분석 결과 수익률과 유가 변동성간에 유의적인 부(-)의 관계가 존재함을 보였다. Aroui et al.(2011)은 VAR-GARCH 접근법을 이용해 유럽시장과 미국시장의 섹터들을 대상으로 변동성 전이를 검증하였다. 검증결과 여러 섹터들에서 유가와 섹터 주가수익률간의 광범위한 변동성 전이현상이 발견되었는데 유럽의 경우 유가에서 주가로 일방적인 전이효과가 존재하는 반면, 미국의 경우에는 양방향으로의 전이효과가 존재하는 것이 차이라고 밝혔다. Lee and Chiou(2011)는 단변량 국면전환모형(regime switching model)을 사용하여 서부텍사스중질유(WTI) 가격과 S&P500 지수수익률간의 관계를 규명하였다. 그 결과 유가 변동이 심하고 기대하지 못한 유가변화는 S&P500 지수수익률에 부(-)의 영향을 미쳤지만 유가변동이 낮은 국면에서는 이러한 결과가 성립되지 못함을 밝혔다.

Choi and Hammoudeh(2010)는 대칭적 DCC-GARCH모형을 활용해 브렌트유, 서부텍사스중질유, 구리, 금 및 은 간의 상관성이 점차 증대되는 경향이 있지만 유가와

S&P500지수 간의 상관성은 점차 약화되는 경향이 있음을 밝혔다. Filis et al.(2011)는 주가와 유가간의 상관성을 원유수입국과 수출국으로 구분하고 유가충격을 수요측면과 공급측면으로 나누어 분석하였다. 원유수입국은 미국, 독일, 네덜란드 세 국가이고 원유수출국은 캐나다, 멕시코, 브라질 세 국가이다. 기간은 1987년부터 2009년까지이고 월별자료를 사용하였다. 먼저 동시기 상관성을 분석한 결과 원유수입국과 수출국간의 시변 상관계수는 차이가 없지만, 중요 총수요측면에서 발생하는 유가충격(예를 들어 국제 경기순환상의 변동이나 전쟁 등)은 상관성을 증대시키는 것을 발견하였다. 그러나 공급측면에서 발생하는 유가충격은 주가에 전혀 영향을 미치지 않았으며, 시차상관분석을 통해 유가충격은 그것이 수요측면이든 공급측면이든 관계없이 모든 주식시장에 부(-)의 영향을 미침을 입증하였다. Masih et al.(2011)은 한국을 대상으로 유가변동성이 실질 주가수익률에 부정적인 영향을 미침을 밝혔다. Jouini(2013)는 VAR-GARCH모형을 사용해 국제유가와 섹터별 주가와의 관련성을 사우디 아라비아를 대상으로 조사하였는데 유가와 섹터별 주가 간에 변동성 전이가 존재함을 밝혔다.

Chang et al.(2009)는 다양한 다변량 GARCH(1,1)모형을 사용하여 WTI 원유 선물수익률 주가수익률간의 관계를 10개의 세계적 정유회사를 대상으로 분석하였다. 그 결과 어느 수익률 조합에서도 유의적인 변동성 전이효과가 존재하지 않음을 밝혔다. Arouri et al.(2012)는 유럽을 대상으로 원유시장과 주식시장 간의 변동성 전이를 지수 및 섹터지수에 대해 조사하였는데 그 결과 유가와 섹터별 주가수익률 간의 유의적인 변동성 전이가 존재함을 입증하였다. 그러나 관찰된 전이효과는 전적으로 평균방정식에서만 나타나고 변동성의 전이효과는 모두 유의하지 않았다고 하였다. Jiranyakul(2014)는 태국시장을 대상으로 유가변동성이 주식시장에 미치는 효과를 조사하였다. 조사기간은 1987년 5월부터 2013년 12월까지이고 월별자료를 사용하였는데 분석방법을 2단계로 구분하여 적용하였다. 먼저 이변량 GARCH모형을 통해 주가지수와 유가의 변동성 시계열을 도출한다. 그 다음 단계에서는 두 변수간의 그랜저 인과성 검정(Granger causality test)을 통해 변동성 전이의 방향을 조사하였다. 연구 결과 실질 유가 움직임이 실질 주가수익률에 미치는 부(-)의 영향은 존재하지 않았지만 주가변동성은 실질 주가수익률에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 동시에 유가에서 주식시장으로의 정(+)의 일 방향 변동성 전이가 존재함을 밝혔다.

Olson et al.(2014)는 에너지시장과 주식시장 간의 관계를 다변량 BEKK모형을 이

용하여 도출된 충격반응함수(IRF)를 통해 분석하였다. 1985년 1월 1일부터 2013년 4월 24일까지의 주별 자료를 사용하여 골드만 삭스 에너지 지수와 S&P500지수를 대상으로 하였다. 연구 결과 낮은 수준의 S&P500 지수수익률은 에너지지수의 변동성은 현저히 증대시키지만, 에너지가격의 충격이 S&P500지수의 변동성에 미치는 영향은 미미함을 보였다. Lin et al.(2014)은 가나를 대상으로 VAR-GARCH, VAR-AGARCH 및 DCC-GARCH모형을 이용하여 유가와 주식시장 간의 변동성 전이를 분석하였다. 분석 결과 원유시장과 주식시장 간에 유의적인 변동성 전이효과와 상호의존관계가 있음을 밝혔다. Aye(2015)는 남아프리카공화국을 대상으로 유가 변동성이 주가지수 수익률에 미치는 영향을 주별 자료를 통해 분석하였다. 분석 결과 유가변동성은 주가지수 수익률에 부(-)의 영향을 미치지만 그 유의성은 통계적으로 유의적이지 않았으며, 유가충격에 대한 주가지수 수익률의 반응에 대해서는 부의 충격에 의한 주가지수 수익률 하락보다는 정의 충격의 영향이 더 크게 나타나는 비대칭성이 존재함을 밝혔다.

한편, 국내에서도 유가변동에 관한 많은 연구가 이루어지고 있다. 기존 연구들을 보면, 유가충격에 관한 영향은 대체로 유사한 결과를 보여주고 있으나 비대칭 효과에 대해서는 의견이 다소 엇갈리고 있다. 국내경제에 대한 유가변동의 비대칭효과를 연구한 것으로 차경수(2008)는 1971년 1/4분기부터 2007년 4/4분기까지의 분기별 자료를 이용하여 추정한 결과, 모형별로 추정치의 편차는 다소 존재하였으나, 유가상승 충격은 실물경제를 둔화시키고 물가를 상승시키는 것으로 나타난 반면, 유가하락 충격은 실물경제의 호황을 유발시키는 것으로 나타나, 유가충격은 한국의 실물경제 활동에 대칭적 효과를 갖고 있다고 분석하였다. 그러나 유가하락 충격이 발생했을 경우에는 원화의 평가절상이 이루어짐에도 불구하고 유가하락 충격에 대한 물가의 동태적 반응경로가 통계적 유의성을 갖지 못하는 것으로 나타나 유가충격은 한국의 실물경제 활동에 대해서는 대칭적 효과를 갖고 있으나, 물가수준에 대해서는 비대칭성을 갖고 있다고 하였다. 김영덕(2003)은 구조적 VAR 모형을 이용하여 유가충격에 대한 산업의 반응을 분석한 결과, 거시경제의 유가충격은 장기적인 생산둔화와 물가상승 효과가 있는 것으로 나타났고, 산업부문에서는 생산비 상승에 따른 생산둔화와 수요위축에 따른 생산둔화가 혼재되어 있는 것으로 나타났다. 특히, 우리나라 에너지다소비산업에서는 공급충격에 의하여 유가충격이 확산된다는 것을 보여주었다. 또한, 개별 산업에

서 장기적으로 산업생산이 둔화되는 반응이 공통적으로 나타나고 있어, 유가충격에 따른 산업간 요소이동은 유가충격의 영향 면에서는 비중이 작은 것으로 분석하였다. 김권식(2005)은 가격기준과 수량기준으로 구분한 국제유가충격이 경제 성장과 물가에 미치는 영향의 분석에서 가격기준의 유가상승 충격은 경제성장을 위축시키고 물가상승을 유발하는 반면, 유가하락 충격은 경제 성장과 물가상승에 영향을 미치지 않았다고 밝혔고, 수량기준의 유가상승 충격과 하락 충격은 경제 성장에는 영향이 없었던 반면 물가는 유가상승 충격에 상승하고 하락 충격에 하락하는 반응을 보였다고 주장하였다.

III. 실증모형

본 연구에서는 Elder(1995, 2004)에 의해 최초로 개발되어 Elder and Serletis(2010)에 사용된 실증모형을 이용하였다. 본 모형은 유가변화율과 추가수익률에 관한 이변량 모형으로서 구조적 VAR모형에 토대를 두고 있다. 그리고 GARCH-in-mean 형태로 조건부 변동성을 VAR모형에 반영시키고 있다. 구조적 VAR모형에서는 유가변화율과 추가수익률이 이들의 과거 자료와 조건부 분산의 선형 함수로서 다음과 같이 표기 된다.

$$By_t = C + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \Lambda(L) \sqrt{H_t} + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서, y_t 는 유가변화율과 추가수익률을 포함하는 벡터이고 $Dim(B)$ 와 $Dim(\Gamma_i)$ 는 모두 $p \times p$ 행렬이다. 또한 $\sqrt{H_t}$ 은 대각행렬이고, $\Lambda(L)$ 은 시차연산자의 행렬다항식을 나타낸다. $\epsilon_t | \Pi_{t-1} \sim iid(0, H_t)$ 는 상관되지 않은 구조방정식내의 오차를 나타내며, 이때 Π_{t-1} 은 $t-1$ 시점에서 활용 가능한 정보 집합이다.

위 모형에서는 조건부 표준편차행렬인 $\sqrt{H_t}$ 가 조건부 평균에 영향을 미칠 수 있도록 허용하고 있는데 유가변동성이 추가수익률에 영향을 미치는지 여부를 검정하기 위해서는 $\Lambda(L)$ 행렬원소에 대한 제약조건에 관한 검정이 필요하다. $\Lambda(L)$ 의 원소는 $\sqrt{H_t}$ 의 적절한 원소가 주어진 상태에서 추가수익률의 조건부 표준편차를 y_t 의 조건

부 평균과 연결되기 때문이다. 만약 유가 변동성이 주가수익률에 부정적 영향을 미친다면 우리는 주가수익률 방정식내의 유가의 조건부 표준편차에 대한 계수가 통계적으로 유의적인 부(-)의 값을 갖는다고 기대할 수 있다.

조건부 분산 H_t 는 이변량 GARCH과정을 따른다고 가정하고 이를 모형화하면 다음과 같다(Engle and Kroner, 1995).

$$h_t = C_V + \sum_{j=1}^J F_j (\epsilon_{t-j} \epsilon_{t-j}') + \sum_{i=1}^I G_i h_{t-i}, \quad \epsilon_t \sim \sqrt{H_t} z_t, \quad z_t \sim iid N(0, I) \quad (2)$$

여기서 C_v 는 $N^2 \times 1$ 행렬, F 와 G 는 $N^2 \times N^2$ 행렬이고 $h_t = vec(H_t)$ 이다. 이 모형의 단점은 H_t 가 양정치임을 보장하지 못한다는 것이다.

구조 VAR모형에서 일상적인 식별가정을 부과하는 방법은 간단하게 구조 오차들로 표기된 분산방정식을 과감히 단순화하는 것이다(Elder, 2004). 다시 말해 구조 오차들 간에 동시기 상관성이 없다고 가정하면 조건부 분산행렬 H_t 는 대각행렬이 되고 따라서 분산방정식의 추정 모수의 수를 현격히 줄일 수 있게 된다. 분산방정식 모수 행렬 $C_v F$ 와 G 를 다시 정리하여 표기하면 다음과 같다.

$$diag(H_t) = C_v + \sum_{j=1}^J F_j diag(\epsilon_{t-j} \epsilon_{t-j}') + \sum_{i=1}^I G_i diag(H_{t-i}) \quad (3)$$

여기서 $diag$ 는 정방행렬로부터 대각요소를 추출하라는 명령자이다. 식(3)의 우변항의 두 번째 항과 세 번째 항은 각각 ARCH조건과 GARCH조건을 나타낸다. 여기에 추가적으로 $y_{i,t}$ 의 조건부 분산은 오직 자신의 과거 오차항의 제곱 항과 조건부 분산에 의존한다는 가정을 추가하면 F_j 와 G_j 는 마찬가지로 대각행렬이 된다. 식(3)과 같이 주어진 분산방정식은 $J=I=1$ 로 가정하고 추정하는데 이는 GARCH(1,1)-MVAR모형에 해당한다.

식(1)과 식(3)에 의해 정의된 이변량 구조 VAR GARCH-M모형은 완전정보 최우(full information maximum likelihood, FIML)추정법에 의해 동시에 추정되는데, 이 방법은 Pagan(1984)의 생성된 독립변수(generated regressor)문제를 회피할 수 있다는 장점을 갖는다. 즉, 분산방정식의 모수를 평균방정식의 모수와 분리해서 추정할

수 있게 된다. 추정 절차는 다음 대수우도함수를 구조 모수인 $B, C, \Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_p, \Lambda, F, G$ 각각에 대해 최대화함으로써 모수 추정치가 구해진다.

$$l_t = -(N/2)\ln(2\pi) + 1/2\ln|B|^2 - 1/2\ln|H_t| - 1/2(\epsilon_t' H_t^{-1} \epsilon_t) \quad (4)$$

Elder and Serletis(2010)에서 적용된 방법과 동일하게 조건부 분산행렬의 초기치 H_0 는 예비 표본치 $y_0, y_{t-1}, \dots, y_{t-p+1}$ 을 통해 계산된 비조건부 분산 값으로 설정하였다. 그리고 H_t 와 ϵ_t 가 각각 양정하고 공분산 안정적임을 보장하기 위하여 다음과 같은 제약조건을 부과하였다. 즉, C_v 행렬의 모든 원소는 정(+의 값을 가지며, F 행렬의 모든 원소는 비부조건을 충족한다. 동시에 $(F+G)$ 의 고유 값(eigenvalue)은 법(modulus)이 1보다 적다. 표준 정규성 조건이 성립된다는 가정 하에 FIML법은 점근적으로 정규분포를 따르며 효율적인 추정치를 산출하는데 이때 Fisher의 정보행렬의 역행렬이 주어진 상태에서 점근적 공분산행렬도 산출 가능하다. VAR모형의 일반적인 식별절차를 부여하면 계수식별조건(rank condition of identification) 하에 B 행렬의 자유모수를 추정할 수 있다. 이것은 이변량 VAR모형에서 B 행렬의 자유모수 하나를 추정할 수 있음을 의미한다. 이를 위해 본 연구에서는 Edelstein and Kilian(2007)과 Elder and Serletis(2010)의 연구를 준용하여 추가수익률이 유가변화의 동시기 잔차에 반응하는 것을 허용하였다.

VAR모형 분석에 있어 중요한 분석도구의 하나는 충격반응함수(impulse response function)이다. 이는 시스템 내의 한 변수의 충격이 다른 변수의 조건부 예측치에 미치는 효과를 모의 실험하는 것이다. GARCH-M VAR모형의 충격반응함수는 Elder(2003)의 예를 따라 다음과 같이 계산된다. 오차항의 신뢰대(confidence band)는 Hamilton(1994, p.337)에 기술된 몬테 칼로법을 적용하여 구축되었다. 이는 충격 반응이 모형 내의 모수를 최우추정(MLE)법에 의해 계산된 추정치로부터 모의실험을 통해 추출됨을 의미한다. 그 다음 MLE추정치들의 표본분포로부터 랜덤하게 추출된 모수 값에 기초하여 1000번의 모의실험을 통해 신뢰구간이 형성된다. 이때 간과해서는 안 될 것은 Fisher의 정보행렬은 MLE추정치의 공분산행렬을 도출하는데 사용된다는 점이다.

III. 실증분석

1. 자료 및 요약통계량

유가의 경우 미국 에너지 정보청(Energy Information Administration)에서 제공하는 서부텍사스 원유(WTI) 월간 현물가격을 사용하였으며, KOSPI 증가자료는 yahoo finance(<http://finance.yahoo.com>)에서 추출하였는데 두 자료 모두 월평균 가격이다. 분석기간은 1997년 7월부터 2016년 3월까지이며 자료 수는 총 225개이다. 유가의 불확실성을 측정하기 위해 Elder and Serletis(2010)의 경우를 참조하여 현재 주어진 정보 집합 조건하에 유가의 일 기간 후 예측오차(one-step ahead forecast error)의 표준편차를 사용하였다.

두 시계열의 안정성(stationarity)과 적분 차수(order of integration)를 결정하기 위해 일련의 단위근 검정을 수준(level)과 1차 차분 단계에서 실시하였는데 그 결과는 다음 <표 1>과 같다. 단위근 검정방법은 각각 Augmented Dickey-Fuller(ADF), Phillips-Perron(PP), 및 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS)이다. 검정결과 유가와 주가 모두 안정적인 시계열이 아니지만, 대수 1차 차분된 유가와 주가는 모두 안정적인 것으로 나타나 두 시계열 모두 대수 1차 차분된 변화율과 수익률로 변환하여 사용하였다.

<표 1> 유가와 주가의 단위근 검정

	ADF		PP		KPSS	
	상수	상수+추세	상수	상수+추세	상수	상수+추세
OP	-1.5028	-0.8491	-1.9379	-1.9412	3.1545**	0.3913**
SP	-0.9138	-2.97635	-0.9970	-3.2989	4.1850**	0.2257**
OPC	-10.96**	-11.01**	-11.02**	-11.07**	0.2023	0.0648
SPR	-12.84**	-12.81**	-12.84**	-12.85**	0.0454	0.0461

유가변화율(OPC)과 주식수익률(SPR)은 각 월별 증가자료를 사용하여 다음과 같이 대수 차분한 연속수익률로 계산하였다.

$$OPC_{i,t} = 100[\ln(WTI_{i,t}) - \ln(WTI_{i,t-1})] \times 100$$

$$SPR_{i,t} = 100[\ln(KOSPI_{i,t}) - \ln(KOSPI_{i,t-1})] \times 100$$

유가변화율과 주가수익률의 표본기간 요약통계량은 <표 1>과 같다.

<표 2> 유가변화율과 주가수익률의 요약통계량

	WTI 변화율	KOSPI수익률
평균	0.2889	0.4514
표준편차	8.9068	8.3931
최대	21.3866	39.7624
최소	-33.1981	-31.8104
왜도	-0.7089 **	0.1610
초과침도	1.3201 **	2.9822 **
Jarque-Bera	35.0246 **	83.9742 **
Q(12)	32.543 **	9.128
SQ(12)	66.526 **	106.686 **

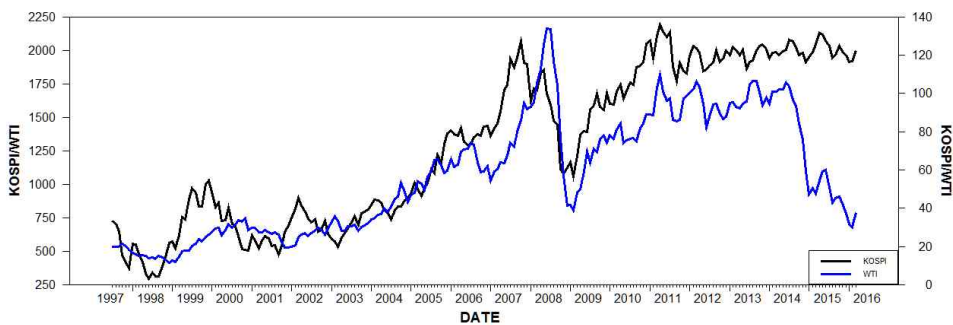
- 주) 1. Q(25)는 25시차까지 시계열상관이 없다는 귀무가설에 대한 Ljung-Box Q통계량이고, SQ(25)는 제공된 수익률시리즈에 대한 Q통계량을 나타냄
 2. Jarque-Bera 정규성 검정통계량은 χ^2 분포를 따르고 자유도는 2임
 3. **과 *은 각각 1%와 5%에서 유의적임을 표시함

유가변화율과 주가수익률의 평균은 유가보다는 주가수익률이 약 1.5배 정도 높지만 표준편차의 경우 대동소이하게 나타나 상대적으로 유가변화율의 변동성이 주가수익률보다는 높은 것으로 나타났다. 최대치와 최소치를 보면 이를 확인할 수 있는데 최소치는 -33.1981%와 -31.8104%로 유가변화율이 약간 더 작지만 최대치의 경우 유가변화율이 21.3866%인데 반해 주가수익률의 경우 39.7624%로서 약 두 배 가까이 크다. 한편, 대다수의 금융시계열자료에서 나타나는 바와 같이 유가변화율과 주가수익률 모두 초과침도가 유의적으로 큰 침예분포(leptokurtosis) 형태를 나타내고 있으며, 왜도의 경우 유가변화율은 왼쪽으로 유의적으로 기울어져 있지만 주가수익률은 왜도 값이 비유의적으로 나타나고 있어 평균을 중심으로 대칭적인 분포를 따르고 있음을 알 수 있다. 정규성 검정을 위한 Jarque-Bera 통계량은 두 자료 모두 정규분포

가정을 1% 수준에서 유의하게 기각하고 있으며, 원 수익률을 자승한 자료를 대상으로 12시차 수준에서 Ljung-Box Q검정을 실시한 결과 모두 자기상관이 없다는 귀무가설을 유의적으로 기각함으로써 두 시계열 모두 조건부 이분산성이 존재하고 GARCH모형의 적용 가능성이 존재함을 암시하고 있다.

한편, <그림 1>에서는 유가와 주가의 월별 증가의 시계열 추이를 나타내고 있다.

<그림 1> KOSPI와 WTI의 시계열 추이

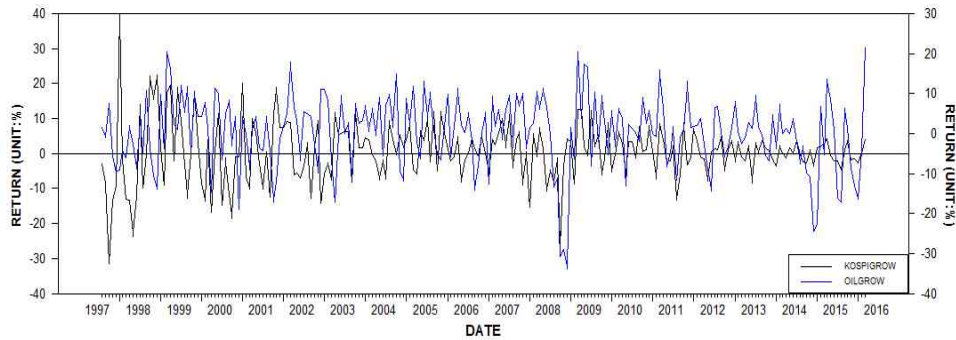


이론적인 측면에서 보면 유가와 주가는 일반적으로 반대방향을 보여야 하지만 레벨 차원에서만 보면 유가와 주가는 비슷하게 움직이는 것처럼 보여 그림만 보면 해석하기 어렵다. 단, 특징적인 점은 과거보다는 2008년 글로벌 금융위기 이후에 유가와 주가간의 상관성이 이전 보다는 높게 보인다는 점과 유가의 변동성이 점차 확대되어 나타난다는 점을 지적할 수 있다.

다음으로 <그림 2>에서는 연속수익률로 변환된 유가변화율과 주가수익률의 시계열 추이를 이중 스케일로 표시한 것이다. <그림 2>에서 나타나는 바와 같이 두 시계열 모두 높은 변동성을 보이면서 각기 다른 시점에서 스파이크(spikes)가 나타남을 확인할 수 있다.

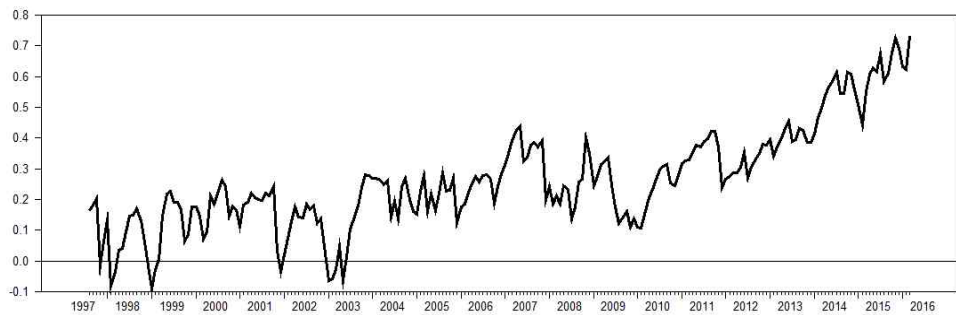
<그림 2> 각국 주식시장 주가지수 수익률 추이

한편 유가변화율과 주가수익률간의 상관관계를 살펴보기 위해 AR(1)-DCC GARCH(1,1)모형을 사용하여 시변 조건부 상관계수(time-varying conditional



correlation coefficient)를 도출하였으며 그 결과는 <그림 3>과 같다.

<그림 2> 유가변화율과 주가수익률간의 조건부 상관계수 추이



<그림 1>에서와 같이 유가와 주가와의 상관성은 대체로 1997년~2003년, 2004년~2009년, 및 2010년~2016년 세 구간으로 구분될 수 있는데 첫 번째 구간은 대체로 상관성이 낮으면서 일부 구간의 경우 음(-)의 상관성을 보이기도 하였다. 반면 두 번째 구간에서는 모든 기간에서 정(+)의 상관성을 나타내는 동시에 첫 번째 구간보다는 약간 높은 상관성을 나타내고 있으며, 마지막 글로벌 금융위기 이후 기간에서는 상관성의 정도가 이전 구간보다 높게 나타나면서 점차적으로 상관성이 꾸준히 증가하고 있다는 점이 특징적이라 할 수 있다. 2015년 중반 이후로는 상관계수의 값이 0.7에서 0.8까지 나타나는 등 유가와 주가간의 관계가 상당히 밀접해 지고 있음을 확인할 수 있다.

2. GARCH-M VAR모형 검정 및 추정

먼저 VAR모형의 최적 시차를 결정하기 위해 AIC(Akaike Information criterion)와 SBC(Schwarz Information criterion)를 적용한 결과 유가변화율과 주가수익률의 최적 시차는 <표 3>에서와 같이 1 시차임이 확인되었다. 따라서 분석모형은 GARCH(1,1)-M VAR(1)모형으로 설정하였다.

<표 3> VAR모형 최적 시차 결정

Lags	AIC	SIC
0	3046.02827	3052.75086
1	3027.19009*	3047.24411*
2	3031.71590	3064.94612
3	3031.51118	3077.75789
4	3033.28537	3092.38421
5	3036.91274	3108.69453
6	3040.38630	3124.67687
7	3046.94901	3143.56896
8	3053.52740	3162.29190

다음으로 동분산을 가정하는 전통적인 VAR모형에 대한 GARCH-M VAR모형의 적정성을 검증하기 위해 SIC 통계량을 사용하여 검증한 결과는 <표 4>와 같다.

<표 4> 모형표기 검정

이변량 VAR모형	SIC	
	VAR	GARCH-M VAR
유가변화율과 주가수익률	3203.66	3102.30

SIC는 GARCH모형을 추정하기 위해 요구되는 변수의 수를 추가할 때 상당한 페널티를 부여하기 때문에 이 기준 통계치가 전통적 VAR모형보다 개선된다면 이는 이변량 GARCH(1,1)-M VAR모형표기가 더 적합함을 암시한다(Elder and Serletis, 2010). <표 4>에서와 같이 SIC값이 동분산을 가정하는 표준 VAR모형보다는 GARCH(1,1)-M VAR모형이 작기 때문에 본 연구 자료에 더 적합함이 분명하다. GARCH-M VAR모형 표기가 적합함은 다음 <표 5>의 평균방정식과 분산방정식의 모수 추정결과에서도 확인할 수 있다. 결과를 살펴보면 먼저 Panel B의 분산방정

식의 경우 ARCH항과 GARCH항의 계수 추정치가 모두 0보다 크고 1%에서 유의성을 가지므로 이분산성을 가정하는 GARCH모형이 적합함을 나타내고 있다. 동시에 ARCH항과 GARCH항의 합이 1보다 적게 나타나 변동성이 확산되지 않고 수렴되며 그 값이 거의 1에 가깝게 나타나는 것을 보면 변동성의 지속성(persistence)이 매우 높음을 알 수 있다. 다음으로 Panel A의 평균방정식을 보면 유가의 불확실성이 주가수익률에 미치는 영향을 나타내는 Λ 의 계수 값이 유의적으로 나타나 유가의 불확실성이 주가수익률에 영향을 미침이 확연히 나타나고 있음을 알 수 있다. 유가의 불확실성은 $\sqrt{H_t}$ 로 표기된 유가변화율의 동시기 조건부 변동성으로 포착되는데, 그 계수 값을 보면 -0.1715 이고 t통계량은 -4.7991 로 1% 수준에서 유의적이다. 이는 유가의 변동성이 한국시장의 경우 하나의 위험요소로서 주가지수 수익률 결정에 반영되며 유가수익률 충격에 의해 변동성이 증가하면 KOSPI 수익률에 0.1715 만큼의 부정적인 영향을 미침을 나타낸다. 이러한 점은 유가 변동성이 주가 수익률에 부의 영향을 미치지만 통계적으로 비유의적으로 나타난 Aye(2015)의 연구결과와 다르다.

<표 5> GARCH(1,1)-M VAR의 계수추정치

Panel A: 평균방정식

	$Bvec_{i,1}$	$Bvec_{1,2}$	$Bvec_{1,3}$	$Bvec_{1,4}$	Λ
WTI	0.2578** (3.6533)	0.1138 (1.5563)	0.4158 (0.6960)	0.0000	
KOSPI	0.0260 (0.6061)	-0.0042 (-0.0530)	-26.309** (-18.070)	3.1707** (18.861)	-0.1715** (-4.7991)

Panel B: 분산방정식

	C_v	F_i	G_i
WTI	67.5514** (22.884)	0.0553** (2.8106)	0.0000
KOSPI	0.0459 (0.3625)	0.1526** (35.481)	0.8473** (203.431)

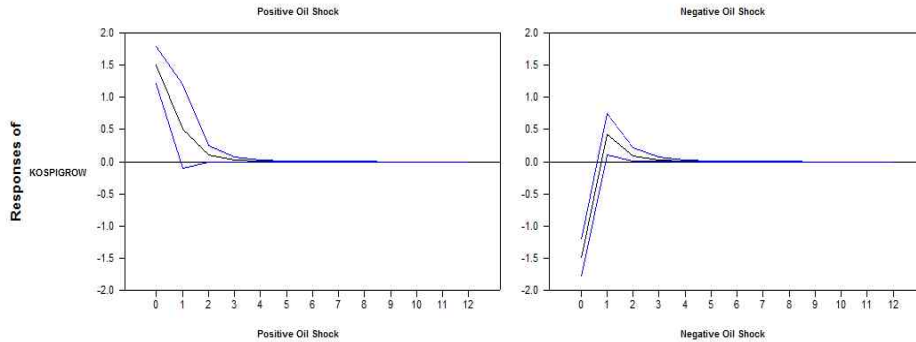
3. 충격반응함수 분석

유가 불확실성이 주가수익률에 미치는 효과의 동적 특성을 포착하기 위해 모형의 모수의 최우 추정치로부터 추출된 충격반응함수(IRF)를 통해 분석하였다. 동분산을 가정하는 표준 VAR모형의 충격과 비교하기 위해 충격반응함수를 시뮬레이션하기 위해 사용된 유가충격에 따른 충격반응의 크기를 유가변화율의 비조건부 표준편차에 근거하여 추출하였다.

부(-)의 유가충격과 정(+)의 유가충격에 대한 주가수익률의 반응이 비대칭적인지 비대칭적인지 여부를 규명하기 위해 주가수익률의 각각의 충격에 대한 반응을 시뮬레이션을 통해 도출하였으며, 그 결과는 <그림 3>에 표현되어 있다. 흑색라인은 충격반응함수를 나타내며, Random Walk Metropolis Sampling을 통한 오차대(error band)는 청색라인으로 표시되어 있는데 이는 충격반응의 중위수(median) 기준 16과 84% 퍼센타일 밴드에 해당하는데 이는 대략 $\pm 1\sigma$ 에 상당한다. 단, 이 경우 비대칭을 허용하는 점이 기존 방법과 차별된다. 충격반응함수를 보면 정(+)의 유가충격은 주가수익률을 즉각적이고 유의적으로 감소시키는 경향이 있는데 충격발생 후 1개월째 가면 거의 2/3이상이 감소하고 2개월째 가면 4/5 이상 감소하다가 3개월 이상이 되면 그 효과가 거의 소멸하는 것을 알 수 있다. 오차밴드의 경우 상하 진폭이 다른데 초기에는 위쪽 밴드 폭이 넓게 나타나지만 1개월이 되면 아래쪽 밴드 폭이 더 넓어지다가 2개월이 되면 상하밴드 모두 급격히 축소되는 경향을 보이고 있다.

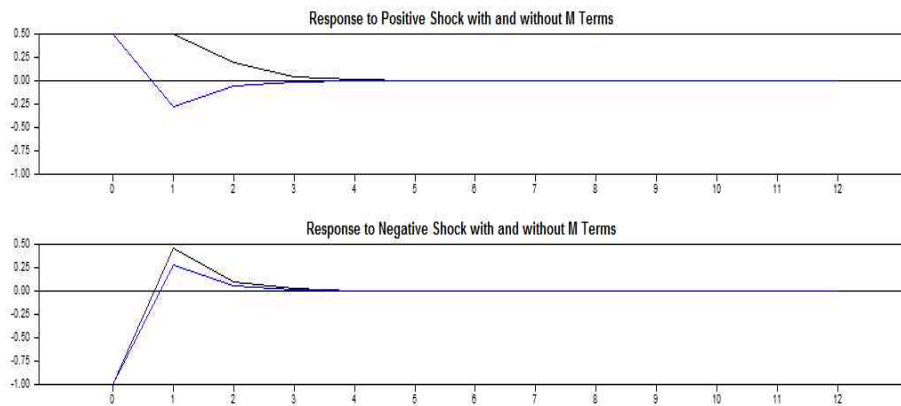
반면 부의 유가충격에 대한 주가수익률의 반응을 살펴보면 최소 1개월까지는 급격한 주가수익률의 상승을 초래하지만 2개월 후에는 그 영향이 급속히 사라지다가 3개월째 돼서는 거의 그 효과가 소멸되는 양상을 보이고 있다. 여기서 주목해야 할 점은 유가의 정의 충격과 부의 충격에 대한 주가수익률의 반응은 충격에 대한 반응의 절대적 크기에서 비대칭적이라는 점이다. 동일한 크기의 정의 유가충격보다는 부의 유가충격이 주가수익률에 미치는 영향력이 더 크고 주가수익률에 반영되는 속도도 빠르다. 이러한 사실은 일반적으로 정의 유가충격이 부의 유가충격보다 주가수익률에 미치는 효과가 더 크다는 기존 연구결과와 배치되어 주목된다. 한편, 양자 간에 충격의 지속성에는 큰 차이는 보이지는 않고 있다.

<그림 3> 유가충격에 대한 주가수익률의 반응



마지막으로 정의 유가충격과 부의 유가충격에 대한 주가수익률의 반응을 유가의 조건부 이분산성을 나타내는 M항이 평균방정식에 있는 경우와 없는 경우를 비교해 본 결과는 <그림 4>와 같다.

<그림 4> M항 유무에 따른 유가충격에 대한 주가수익률의 반응



M항이 포함된 모형의 경우 유가 불확실성이 주가수익률에 영향을 미친다는 모형이고 M항이 포함되지 않은 모형의 경우 유가변동성이 전혀 없음을 가정한 모형으로서 유가변동성 계수가 0으로 제약된 경우이다. <그림 4>에서 흑색라인이 M항이 포함된 경우의 주가수익률 반응이고 파란색라인은 M항이 포함되지 않은 경우의 주가수익률 반응을 표시한 것이다. <그림 4>에서 알 수 있는 점은 정의 유가충격에 대

한 주가수익률의 반응은 평균방정식에 M항이 포함될 경우 그렇지 않은 경우에 비해 그 반응 폭을 완화(dampen)시키는 경향이 있다는 점이다. 반대로, 부의 유가충격에 대한 주가수익률의 반응에 대해서는 M항이 포함될 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 그 반응 폭을 증폭(amplify)시키고 있는데, 양 효과 모두 충격이 발행한 최초 2개월까지는 뚜렷이 관찰되고 있음을 알 수 있다. 이러한 점은 앞서 검증한 바와 같이 유가 불확실성이 주가수익률에 유의적으로 반영되고 있음을 추가적으로 확인하는 결과라고 볼 수 있다. 이러한 점은 기존 Aye(2015)의 연구결과와 반대되는 결과인데 동 연구에서는 유가변동성을 반영한 주가수익률의 경우 정의 유가충격에 대한 주가의 반응이 증폭되는 경우가 있고 반대로 부의 유가충격에 대한 주가의 반응은 완화되는 것으로 나타나 그 해석이 필요하다.

V. 결 론

본 연구에서는 유가의 불확실성이 한국 주식시장에 미치는 효과를 검증하였다. 유가와 주가는 각각 서부텍사스 산 원유(WTI)와 코스피지수(KOSPI)를 대응치로 사용하였다. 분석기간은 1997년 7월부터 2016년 3월까지이며, 월간자료를 사용하였다. 단위근 검정을 통해 유가와 주가 수준변수의 경우 모두 단위근이 존재하는 것으로 파악되어 모두 일차 차분된 값에 대수를 취한 연속수익률로 변환하여 사용하였다. 유가의 불확실성은 유가 변화율의 일 단계 전지 추정오차의 조건부 표준편차로 측정하였다. Schwartz Information criterion에 기초하여 불 때 전통적인 동분산 가정하의 VAR모형보다는 본 연구에서 사용된 이변량 GARCH-M VAR모형이 연구 데이터의 특성을 더 잘 반영하는 것으로 판명되었다. 이변량 GARCH-M VAR모형을 통해 추정된 결과 유가 불확실성에 대한 계수가 유의적인 부의 값을 갖는 것을 알 수 있었는데 이는 유가의 불확실성이 한국 종합주가지수 수익률에 부의 영향을 미침을 의미한다. 충격반응함수를 통해 살펴 본 결과 정의 유가충격은 즉각적으로 주가수익률을 상당부분 하락시키는데 반해 부의 유가충격은 주가수익률을 상당부분 상승시키는 경향이 있음을 알 수 있다. 또한 유가의 정의 충격과 부의 충격에 대한 주가수익률의 반응은 충격에 대한 반응의 절대적 크기에서 비대칭성을 나타내고 있다. 즉, 동일한 크기의 정의 유가충격보다는 부의 유가충격이 주가수익률에 미치는 영향력이 더 크고 주가수익률에 반영되는 속도도 빠르다. 단, 양자 간에 충격의 지속성에는 큰 차이

는 없었다. 한편, 정의 유가충격에 대한 주가수익률의 반응은 평균방정식에 M항이 포함될 경우 그렇지 않은 경우에 비해 그 반응 폭을 완화(dampen)시키는 경향이 있으며, 반대로, 부의 유가충격에 대한 주가수익률의 반응에 대해서는 M항이 포함될 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 그 반응 폭을 증폭(amplify)시키고 있음을 확인하였다.

이러한 결과는 투자적 측면과 정책적 측면에서 다음과 같은 의미를 갖는다. 낮아진 유가는 기업의 생산비를 절감시키며 이는 다시 제품가격을 하락시켜 소비자의 수요와 소비지출을 증가시킨다. 생산자인 기업입장에서는 매출증대와 원가하락에 따른 이익증대를 누릴 수 있고 이는 배당 증가와 미래 기업현금흐름에 긍정적 영향을 미쳐 주가를 상승시키는 동인으로 작용한다. 증가된 현금흐름은 투자지출의 확대와 생산증대 및 고용향상으로 이어지고 궁극적으로는 주가의 상승과 경제 전체의 발전을 도모할 수 있다. 그러나 본 연구에서 확인한 바와 같이 유가의 상승과 하락은 주가에 비대칭적 영향을 미치고 단순히 유가하락이 위와 같은 긍정적 선순환만을 도모하지는 않는다. 왜냐하면 유가 변동성의 급격한 증대는 유가하락의 긍정적 효과를 상쇄시키는 효과가 존재하기 때문이다. 따라서 투자자는 주가수익률의 가격 책정 시 반드시 이러한 유가변동성의 부정적 측면을 고려할 필요가 있다. 특히 유가의 상승보다는 하락 측면에서 그 효과가 더 크게 나타나므로 유가의 급격한 하락이 전개될 경우 주가 평가에 있어 좀 더 보수적인 접근이 필요하다. 정책적 측면으로는 전반적으로 유가변동성을 줄이는 정책적 노력이 주식시장 측면에서 바람직하다고 볼 수 있다. 우리나라 주가에 미치는 영향요인 중에서 가장 중요한 것은 환율이라 할 수 있는데 유가변동성이 유가충격을 확대시키는 상황에서 금융완화정책이나 원화의 평가절하를 유도하는 정책을 집행하면 인플레이션을 악화시키고 이는 금리상승 및 환율의 급격한 변동을 초래할 수 있기 때문이다. 따라서 안정된 유가의 유지를 위한 정책적 노력이 절실히 요구된다고 하겠다.

참고문헌

- 김권식, “국제유가충격이 경제성장과 인플레이션에 미치는 영향,” 『대외경제연구』, 제9권 제2호(2005), 대외경제정책연구원, pp. 175-212.
- 김영덕, “유가변동에 대한 거시경제의 반응: 도입단가와 국제현물유가의 차이를 중심으로,” 『에너지경제연구』 제2권 제2호(2003), 에너지경제연구원, pp. 1-29.
- 임대봉, “국제유가와 주가의 관계분석,” 『산업경제연구』 제22권 제5호(2009), 한국산업경제학회, pp. 2421-2436.
- 임용택, “유가상승에 따른 물가파급경로와 콜금리정책의 유효성,” 『산업경제연구』 제22권 제1호(2009), 한국산업경제학회, pp. 337-361.
- 차경수, “실물경기변동에서 유가충격의 역할에 관한 연구,” 기본연구보고서, 에너지경제연구원, 2009.
- Arouri, M.E.H., Jouini, J., and Ngugen, D.K., “Volatility spillovers between oil prices and stock sector returns: implications for portfolio management,” *Journal of International money and finance*, 30 (7)(2011), pp. 1387-1405.
- Basher, S.A. and Sadorsky, P., “Oil price risk and emerging stock markets,” *Global Finance Journal*, 17(2006), pp. 224-251.
- Baskaya, Y.S., Hulagu, T. and Kucuk, H., “Oil price uncertainty in a small open economy”, Central Bank of the Republic of Turkey 2013, Working paper No: 13/09.
- Bernanke, S.B. . The economic outlook. Remarks before the National Italian American Foundation New York, November 28, 2006.
- Bjornland, C.H., “Oil price shocks and stock market booms in an oil exporting country,” *Scottish Journal of Political Economy*, 2 (5)(2009), pp. 232-254.
- Chang, C.L., McAleer, M., and Tansuchat, R., “Volatility spillovers between crude oil futures returns and oil company stock returns,” Working Paper CARF-F-157(2009), University of Tokyo.

- Choi, K. and Hammoudeh, S. . Volatility behavior of oil, industrial commodity and stock markets in a regime-switching environment," *Energy Policy*, 38(2010), pp. 4388–4399.
- Davis, J. S. and Haltiwanger, J., "Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes," *Journal of Monetary Economics*, 48(2001), pp. 465–512.
- Elder, J., "An impulse response function for a vector autoregression with multivariate GARCH-in-mean," *Economic Letters*, 79(2003), pp. 21–26.
- Elder, J., "Another perspective on the effects of inflation volatility," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(2004), pp. 911–928.
- Elder, J. and Serletis, A., "Oil price uncertainty," *Journal of Money Credit and Banking*, 42 (6)(2010), pp. 1137–1159.
- Filis, G., Degiannakis, S. and Floros, C., "Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries," *International Review of Financial Analysis*, 20(2011), pp. 152–164.
- Guo, H. and Kliesen, K.L., "Oil price volatility and U.S. macroeconomic activity," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 87 (6)(2005), pp. 669–683.
- Hamilton, D.J., "A neoclassical model of unemployment and the business cycle," *Journal of Political Economy*, 96(1988), pp. 593–617.
- Hooker, A. M., "Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime," *Journal of Money, Credit and Banking*, 34 (2)(2002), pp. 540–561.
- Jouini, J., "Return and volatility interaction between oil prices and stock markets in Saudi Arabia," *Journal of Policy Modeling*, 35 (6)(2013), pp. 1124–1144.
- Jiranyakul, K., "Does oil price uncertainty transmit to the Thai stock market?," MPRA Paper No. 56527, 2014.
- Kilian, L. and Park, C., "The impact of oil price shocks on the U.S. stock market," mimeo(2007), Department of Economics, University of Michigan.

- Kilian, L. and Vigfusson, R.J., "Pitfalls in estimating asymmetric effects of energy price shocks," C.E.P.R Discussion Papers 7284, 2009.
- Lardic, S. and Mignon, V., "Oil prices and economic activity: an asymmetric cointegration approach," *Energy Economics*, 34(2006), pp. 3910–3915.
- LeBlanc, M. and Chinn, D.M., "Do high oil prices presage inflation? The evidence from G5 countries," *Business Economics*, 34(2004), pp. 38–48.
- Lee, K., Ni, S., and Ratti, R.A., "Oil shocks and the macroeconomy: The role of price variability," *Energy Journal*, 16(1995), pp. 39–56.
- Lin, B., Wesseh Jr., P.K. and Appiah, M.O., "Oil price fluctuation, volatility spillover and the Ghanaian equity market: Implication for portfolio management and hedging effectiveness," *Energy Economics*, 42, pp. 172–182.
- Malik, F. and Ewing, B., "Volatility transmission between oil prices and equity sector returns," *International Review of Financial Analysis*, 18 (3)(2009), pp. 95–100.
- Masih, R., Peters, S. and De Mello, L., "Oil price volatility and stock price fluctuations in an emerging market: evidence from South Korea", *Energy Economics*, 33 (5)(2011), pp. 975–986.
- Mock, K.A., "Oil and the macroeconomy. When prices go up and down: An extension of Hamilton's results," *Journal of Political Economy*, 97(1989), pp. 740–744.
- Olson, E., Vivian, A.J. and Wohar, M.E. . The relationship between energy and equity markets: Evidence from volatility impulse response functions," *Energy Economics*, 43(2014), pp. 297–305.
- Pindyck, R., "Irreversibility, uncertainty and investment," *Journal of Economic Literature*, 29 (3), pp. 1110–1148.
- Sadorsky, P., "Oil price shocks and stock market activity," *Energy Economics*, 21(1999), pp. 449–469.