

유가충격에 의한 주가파생상품 반응에 관한 연구 *

이종용**

요 약

본 연구에서는 2007년 01월에서 2014년 09월까지 국내 주가파생상품가격의 주간자료를 사용해서 유가충격(oil shock)에 의한 주가파생상품가격의 반응을 분석하였다. 분석에 채용한 계량모형은 유가충격에 관한 연구에서 자주 사용하는 VAR(vector autoregression)모형이며, 분석에 사용한 파생상품은 선물(F-KOSPI 200), 콜(C-KOSPI 200)과 풋(P-KOSPI 200)이다. 그리고 유가충격의 형태차이로 발생할 수 있는 오류를 축소하기 위해서, VAR모형에서의 유가충격을 유가변화와 유가변동으로 구분하여 분석하였다. 추가적으로 유가변화 및 유가변동을 각각 상승과 하락 및 상승과 하락으로 각각 구분해서, 비대칭적인 유가충격에 의한 주가파생상품의 반응에 대해서도 분석하였다. 분석결과, 첫째 유가변화는 파생상품수익률의 4주에서의 변동성을 10%정도 설명하였다. 둘째 환율의 하락을 동반하는 유가상승(하락)은 모두 파생상품(선물; 콜; 풋)에 매우 긍정적인 영향을 주었다. 그리고 환율의 하락을 동반하는 유가변동의 감소는 파생상품가격에 매우 긍정적인 영향을 주는 것을 발견하였다.

주요 단어 : 유가충격, 주가파생상품, 국내 주가파생상품시장
경제학문헌목록 주제분류 : G11, G14

* 본 연구를 개선하기 위하여 노력하신 익명의 심사자들에게 감사합니다.

** 강원대학교 경영대학 부교수 (주저자). leejr@kangwon.ac.kr

I. 서 론

유가충격(oil shock)과 파생상품(derivatives)가격 간의 관계를 적절히 파악할 수가 있다면, 유동성(liquidity)이 풍부한 파생상품에 관한 거래는 유가충격을 회피하는 것은 물론 유가충격을 이용할 수 있는 투자기회가 될 수도 있다. 왜냐하면 대개 파생상품가격이 기초상품가격을 선도하는 경향이 있기 때문이다. 그런데 유가충격이 주가에 지대한 영향을 주는 것으로 알려져 있지만, 국내외문헌에서 파생상품가격에 대한 유가충격의 영향력에 관한 연구는 많지 않다. 특히 유가충격에 의한 주가파생상품가격의 반응에 관한 연구들은 거의 없다. 이런 점을 착안해서, 본 연구에서는 유가충격에 의한 주가파생상품가격의 반응을 분석하고자 한다.

본 연구에서는, 유가충격에 의한 주가의 반응에 관한 국내외연구들(서지용, 2009; 정준환·김형진, 2011; Park and Ratti, 2008 등)에서 자주 채용되는 VAR(vector autoregression, Sims, 1980)모형을 사용해서 유가충격에 의한 주가파생상품의 반응을 분석할 것이다. VAR모형에서 분석대상 변수들은 주요 주가파생상품인 선물 가격, 콜 가격과 풋 가격들 그리고 국제 유가, 국내 이자율, 환율과 기초상품가격이다. 또한 국내외연구들을 참조해서, 유가충격을 선형과 비선형으로 구분하여 유가충격에 의한 주가파생상품의 반응과 비대칭적인 유가충격에 의한 주가파생상품의 반응도 분석할 것이다.

유가충격에 관한 국내외연구들은 매우 다양한데(김영덕, 2003; 백정호·김현석, 2013; 서지용, 2009; 차경수, 2008; 정준환·김형진, 2011; Faff and Brailsford, 1999; Park and Ratti, 2008 등), 주가에 대한 유가충격의 영향력은 주로 부정적인 것으로 알려져 있다. 서지용(2009)은 VAR모형을 적용해서 유가충격에 의한 월간 주가의 반응을 분석하였으며, 주가의 반응은 유가충격의 원

인에 따라서 차이가 있음을 제시하였다. 정준환·김형건(2011)은 유가충격과 국내 주가반응에 대하여 검토하였으며, Jones and Kaul(1996)은 제2차대전 전후 시점에서 유가충격이 미국 등의 주가에 부정적인 영향을 미쳤음을 제시하였다. Lee, Ni, and Ratti(1995)은 경기상태에 의한 유가충격과 실물경제 간의 관계 변화에 대하여 실증하였으며, Hamilton(2003)은 유가충격과 주가 간의 비선형적 관계를 강조하였다. 그리고 Park and Ratti(2008)는 유가충격을 선형과 비선형으로 구분해서 유가충격과 유럽 13개국 등의 주가반응에 대하여 검증하고, 석유수출국 이외 국가에서의 주가는 유가충격에 대하여 비대칭적임을 보고하였다. 이달석·오세진·신힘철(2012)은 Fama and French(1993 & 1996)을 이용해서 석유기업의 다각화의 효과가 주가에 미치는 영향을 분석하였으며, 다각화 전략은 유가 상승기에 좀 더 유의적임을 제시하였다. 유가충격이 주가에 영향을 준다면, 유가충격은 주가파생상품가격에도 영향을 줄 수가 있을 것이다. 특히 파생상품 거래의 유동성이 풍부하면, 파생상품가격이 기초상품가격을 선도할 것이다(Chan, 1992). 그런데 Huang, Masulis, and Stoll(1996)은 VAR모형을 사용해서 석유선물과 주가 간의 동적 선도-지연관계가 비유의적임을 제시하였다. 이처럼 유가충격에 관한 다양한 연구들이 존재하지만, 유가충격에 의한 주가파생상품가격의 반응에 관한 연구를 찾는 것은 쉽지 않다. 이런 점에 착안해서 본 연구에서는, 주가파생상품에 관한 자료를 이용하여 유가충격에 의한 주가파생상품가격의 반응을 분석할 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저 II장에서는 분석모형과 자료에 대해 설명한다. 분석모형은 VAR모형이며, 분석에 사용할 자료들은 국제 유가, 국내 이자율, 환율 그리고 기초상품가격과 국내 파생상품가격들에 관한 시계열 자료들이다. III장에서는 분석에 사용된 자료들의 시계열적 속성을 분석하고, 유가충격에 의한 파생상품가격의 반응을 검증한다. 그리고 IV장에서는 본 연구를 정리한다.

II. 분석모형 및 사용자료

1. 분석모형

유가충격이 파생상품가격에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 본 연구에서는 Sim(1980)이 제안하고 변수들의 시계열들의 동적 선도-지연관계에 관한 연구들이 자주 사용하는 VAR모형을 사용한다(김영덕, 2003; 백정호·김현석, 2013; 서지용, 2009; 차경수, 2008; 정준환·김형진, 2011; Park and Ratti, 2008). 먼저 단위근 검정(dickey-fuller unit root test, Dickey, Hasza, and Fuller, 1984)으로 국제 유가, 국내 이자율, 환율, 기초상품가격, 주가파생상품(선물; 콜; 풋)가격에 관한 시계열들이 정상적인지(stationarity)를 확인하고 나서, 공적분 검정(co-integration test, Johansen, 1995)으로 시계열들에 장기 균형관계가 존재하는지를 확인한다. 그리고 단위근 및 공적분 관계가 검정된 시계열들을 VAR모형에서의 내생변수로 사용한다. 변수들의 시계열들이 비정상적이면, 변수들을 로그변환하고 차분한 시계열들을 VAR모형에서의 내생변수들로 사용한다. 국제 유가 등 내생변수들과 내생변수들의 시차변수들 간의 연립방정식으로 구성된 VAR모형의 축약형(reduced model)은 다음 식(1)과 같다.

$$y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

식(1)에서 y_t 와 y_{t-i} 는 모두 5x1 열벡터(column vector)이며 로그 1차 차분된 국제 유가, 국내 이자율, 환율, 기초상품가격과 파생상품가격들이다. y_{t-i} 는 y_t 의 i 시차 열벡터이다. A_0 는 5x1 상수 열벡터이며, A_i 는 5x5 계수

행렬이다. u_t 는 $E[u_t] = 0$ 이고 $s = t$ 에서만 $E[u_t u_s] = \Omega$ 이고 $s \neq t$ 에서는 $E[u_t u_s] = 0$ 인 공분산행렬(variance-covariance matrix)을 보유한 오차 열벡터이다.

그리고 유가충격에 대한 파생상품가격의 시계열적 반응을 확인하기 위하여, VAR모형에서 추정된 직교화오차를 충격반응함수(orthogonalized impulse response by variable)로 사용한다. 더불어 VAR모형에서 파생상품수익률의 변동을 결정하는 유가의 영향력을 확인하기 위하여, 추정결과들의 예측오차의 분산분해(proportions of prediction error covariances by variable)를 산출하여 제시한다.

추가적으로 유가충격을 좀 더 자세히 분석하기 위하여, 다음 식(2), 식(3) 및 식(4)과 같은 GARCH(p, q)(Bollerslev, 1986)을 사용해서 유가변동(SOP)을 추정한다(정준환·김형건, 2011; Park and Ratti, 2008).

$$DLOIL_t = a + \sum_{i=0}^p a_i DLOIL_{t-i} + \sum_{i=0}^q b_i Z_{t-i} + e_t \quad (2)$$

$$e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t), h_t = g_0 + g_1 e_{t-1}^2 + g_2 h_{t-1} \quad (3)$$

$$SOP_t = \hat{e}_t (\hat{h}_t)^{-\frac{1}{2}} \quad (4)$$

식(2)에서 $DLOIL_t$ 와 $DLOIL_{t-i}$ 는 각각 t 기에서 국제 유가를 로그 1차 차분한 값이며 $t-i$ 기에서의 로그 1차 차분한 값이며, Z_{t-i} 는 $t-i$ 기에서의 정보 집합(information set)에서 선택된 정보 열(vectors)이다. 그리고 e_t 은 t 기에서의 오차이며, a , a_i 및 b_i 는 모두 추정계수들이다. 식(3)에서의 $g_0, i = 0, 1, 2$ 는 모두 GARCH(p, q)로 추정된 계수들이다. 식(4)은 본 연구에서 추정하는 유가변동을 나타낸다. 그리고 유가변화 측면에서의 유가 충격을 파생상품가격에 대한 유가충격의 비대칭적 효과를 살펴보기 위해서,

유가충격을 각각 양(+)인 유가상승 $DLOIL_t^+ = \max(DLOIL_t, 0)$ 그리고 음(-)인 유가하락 $DLOIL_t^- = \min(DLOIL_t, 0)$ 으로 구분한다. 또한 유가변동 측면에서의 유가충격을 각각 유가변동 증가 $SOP_t^+ = \max(SOP_t, 0)$ 와 유가변동 감소 $SOP_t^- = \min(SOP_t, 0)$ 으로 구분한다.

식(1)뿐만 아니라 유가충격이 외생변수임을 좀 더 강조하기 위하여, 본 연구에서는 선형 동적다중(linear dynamic simultaneous equations)모형을 채용해서 유가충격의 영향을 분석한다. 본 연구에서의 선형 동적다중모형 또는 VARX모형이란 VAR모형에 외생변수들을 추가하거나 VAR모형에서의 내생변수들의 일부를 외생변수로 채용하고 내생변수들의 나머지를 내생변수로 채용하는 VAR모형을 의미한다. VARX모형은 변수별 다중 회귀분석모형들을 하나의 모형으로 구현할 수 있거나 해외 변수들이 소규모개방경제에서의 국내변수들에 대한 해외요인들의 영향력을 분석하는데 편리한 면이 있으며, VARX모형에서 단변량 설명력들은 회귀분석에서의 모형설명력과 동일하다(Lütkepohl, 2005, pp. 388-395). 본 연구에서 채용된 VARX모형은 아래 식(5)과 같은 축약형으로 표현할 수가 있다.

$$x_t = B_0 + \sum_{i=0}^q B_{1i} z_{t-i} + \sum_{i=1}^p B_{2i} x_{t-i} + v_t \quad (5)$$

식(5)에서 x_t 와 x_{t-i} 는 모두 로그 1차 차분된 파생상품가격과 기초상품 가격의 2x1 열벡터이며, x_{t-i} 는 x_t 의 i 시차 열벡터이다. z_{t-i} 는 i 시차에서의 이자율; 유가상승 $DLOIL_{t-i}^+$ 과 유가하락 $DLOIL_{t-i}^-$, 로그 1차 차분된 환율들의 3x1 열벡터 그리고 유가상승과 유가하락을 유가변동 증가 SOP_{t-i}^+ 와 유가변동 감소 SOP_{t-i}^- 로 대체한 4x1 열벡터이다. B_0 는 2x1 상수 열벡터이며, B_{1i} 과 B_{2i} 는 각각 국제 유가, 국내 이자율과 환율로 구성된 외생변수들에 관한

계수들의 2×4 행렬과 파생상품가격과 기초상품가격으로 구성된 내생변수들에 관한 계수들의 2×2 행렬이다. 식(5)에서의 v_t 는 식(1)에서의 공분산행렬과 유사한 공분산행렬을 보유한 오차 열벡터이다.

2. 사용자료

본 절에서는 본 연구에서 사용하는 자료 및 자료출처를 제시한다. 본 연구에서 사용하는 자료들은, 유가와 파생상품가격 등을 포함한 시계열자료들이다.

유가와 파생상품가격들에 관한 자료들은 각각 국가 에너지통계 종합정보시스템과 자본시장통계포털에서 추출하였다. 국제 유가(유가)는 Dubai산 유가이며(서지용, 2009; 정준환·김형건, 2011 등), 파생상품은 KOSPI 200 파생상품지수인 선물(F-KOSPI 200), 콜(C-KOSPI 200) 그리고 풋(P-KOSPI 200)이다. 이하에서 기초상품은 KOSPI 200이며 주가파생상품들은 KOSPI 200파생상품에 관한 파생상품지수(선물; 콜; 풋)들을 의미한다. 국내 이자율과 환율 자료들은 한국은행 경제통계시스템에서 추출하였다. 국내 이자율은 한국거래소 파생상품들의 기준이자율인 CD91물 연이자율이며, 환율은 국제 유가를 표시하는 대미환율(US)이다.

추출한 자료들의 거래일들이 서로 일치하지 않고 거래지연일(non-trading dates)이 자료마다 차이가 있어서, 자료시차를 수요일 기준 주간으로 설정하였다. 수요일이 휴일이면, 화요일을 수요일로 대체하였다. 최종적으로 선정된 자료들은, 2007년 01월부터 2014년 09월에서의 석유현물시장과 국내 파생상품시장에서의 거래일을 반영한 수요일기준 주간자료들이다. <표 1>에서는 본 연구에서 사용하는 자료들을 정리한다.

〈표 1〉 분석대상 자료

자료		사용변수	시계열시점
국제 유가(유가)		유가(Dubai)	수요일
국내 이자율(이자율)		CD91	수요일
환율		대미환율(US)	수요일
기초상품		KOSPI 200	수요일
파생상품	선물	F-KOSPI 200	수요일
	콜	C-KOSPI 200	수요일
	풋	P-KOSPI 200	수요일

[그림 1]에서는 2007년 01부터 2014년 09월 기간에서 국제 유가인 Dubai, 기초상품인 KOSPI 200, KOSPI 200 파생상품지수(선물; 콜; 풋)의 주간자료들의 시계열을 제시하고 있다. [그림 1]에서 보듯이, 2009년부터 유가와 선물은 연동하는 경향이 매우 강함을 알 수가 있다. 자료기간에서 유가(달러)는 36~136정도이며, 선물은 639~1,482정도이다. 그리고 콜과 풋은 각각 137~332 정도와 122~244정도이다.

[그림 1] 자료 시계열



Ⅲ. 분석결과

본 장에서는 유가, 이자율, 환율, 기초상품 및 파생상품에 관한 주간자료들을 사용하여 시계열적 특성을 확인하고, 유가충격이 파생상품들에 미치는 영향과 반응에 대하여 분석한다.

1. 단위근 검정과 공적분 검정

본 절에서는 유가충격에 의한 주가의 반응에 관한 연구(서지용, 2009; 정준환·김형진, 2011 등)를 참조해서, 시계열들의 기초통계와 시계열적 특성인 단위근과 공적분 관계에 관한 분석결과를 제시한다. 분석에 사용되는 자료들은 유가, 이자율, 환율, 기초상품 및 파생상품들에 관한 주간자료들의 로그값과 주간자료들의 로그변환이후 1차 차분된 시계열자료들이며, 기초통계 그리고 검정 결과들을 <표 2>에 제시한다.

<표 2>에서의 패널 1에서 보듯이, 기초상품가격의 로그값의 표준편차대비 평균(=평균/표준편차)은 33정도이지만 파생상품가격(선물; 쿨; 풋)의 로그값들의 표준편차대비 평균은 각각 44, 26과 39이다. 이것은, 유가, 이자율 그리고 환율의 영향을 무시하면, 자료기간에서는 선물과 풋이 기초상품보다 우수한 투자기회일 수가 있음을 의미한다. 하지만 자료기간에서 환율의 표준편차대비 평균 67이라서, 유가와 환율을 감안한다면 기초상품과 파생상품(선물; 쿨; 풋)이 우수한 투자기회라고 볼 수는 없다.

<표 2>에서의 패널 2에서 보듯이, 유가, 이자율, 환율, 기초상품 및 파생상품의 자료들의 로그값들은 비정상적이지만, 자료들의 로그값을 1차 차분한 시계열들은 정상적임을 알 수가 있다. 패널 3에서는 로그 1차 차분 시계열들의

시차36(약 9개월)에서 공적분 관계에 관한 검정결과를 보여준다. 패널 3에서 공적분(I(2))에 관한 검정결과 λ Trace에서 보듯이, 유의수준 1%에서 자료들에서 최대 2개의 공적분 관계가 존재할 수가 있음을 알 수가 있다. VAR모형에서 내생변수들은 기초상품과 파생상품(선물; 콜; 풋)을 포함하므로, 내생변수간에 공적분 관계가 존재하는 것은 당연하다고 볼 수가 있다. 따라서 공적분 관계가 존재하는 시계열을 분석하는 경우에는 VAR모형보다 VEC(vector error correction, Engle and Granger, 1987)모형이 좀 더 적합한 분석모형일 수가 있다. 하지만 단기에서의 VEC모형과 VAR모형에서의 분석결과들이 서로 유사하므로(정준환·김형건, 2011; Naka and Tufte, 1997), 본 연구에서는 VAR모형에 의한 분석결과들을 제시한다.

〈표 2〉 기초통계, 단위근 검정 및 공적분 검정

패널 1: 기초통계						
자 료	자료 수	평균	표준편차	최소	최대	
유가	400	4.47	0.27	3.60	4.92	
이자율	400	1.22	0.29	0.86	1.82	
환율	400	7.00	0.10	6.81	7.36	
기초상품	400	5.43	0.17	4.86	5.68	
선물	400	7.06	0.16	6.46	7.30	
콜	400	5.56	0.21	4.92	5.81	
풋	400	5.11	0.13	4.81	5.50	
패널 2: 단위근 검정						
자 료	자료의 로그		자료의 로그 1차 차분			
	상수	추세	상수	추세		
유가	-2.28	-2.15	-15.10**	-15.12**		
이자율	-1.05	-1.35	-11.79**	-11.77**		
환율	-2.03	-1.88	-16.83**	-16.90**		
기초상품	-2.11	-2.43	-16.55**	-16.53**		
선물	-2.19	-2.41	-17.18**	-17.17**		
콜	-1.65	-2.21	-16.48**	-16.48**		
풋	-1.69	-2.02	-14.30**	-14.28**		
패널 3: 공적분(I(2)) 검정						
r	0	1	2	3	4	5
λ Trace	205.95**	129.98**	82.21**	43.99	23.51	8.66

주: * 및 **은 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

2. 유가충격과 파생상품의 반응

본 절에서는, 유가충격에 의한 주가파생상품의 반응을 분석한다. 분석모형은 이자율, 유가, 환율, 기초상품과 파생상품들의 로그 1차 차분된 주간자료로 구성된 VAR모형이다. 그리고 유가충격에 의한 주가의 반응에 관한 연구들(정준환·김형진, 2011; Park and Ratti, 2008)을 참조해서, VAR모형은 유가, 이자율, 환율, 기초상품, 파생상품(선물; 콜; 풋)들의 순서로 구성하였으며, 유가충격에 대한 파생상품의 반응에 관한 분석결과들을 <표 3>에 제시한다. 패널 1에서는 유가변화 측면에서의 유가충격에 의한 반응들에 관한 분석결과이며, 패널 2에서는 GARCH(1, 1)모형으로부터 추정된 유가변동을 유가충격으로 사용한 분석결과들이다. 패널 1과 패널 2에서의 첫째 행들은 변수순서에 의한 분석결과들이며, 첫째 행 이외 행들은 첫째 행의 강건함(robustness)을 확인하기 위해서 실시한 VAR모형 분석결과들이다. 마지막 행들에서는 기초상품을 제외한 VAR모형을 사용한 분석결과를 제시한다. *와 **는 각각 유가충격에 대하여 시차2에서 기초상품가격 및 파생상품가격들이 유의수준 5%와 1%에서 유의적으로 반응함을 의미한다.

<표 3>에서의 패널 1의 첫째 행에서 보듯이, 유가변화는 유의수준 5%에서 기초상품(KOSPI 200), 선물(F-KOSPI 200), 콜(C-KOSPI 200) 및 풋(P-KOSPI 200)에 비유의적이지만 부정(-)적인 영향을 준다. 이런 결과들과 VAR모형에서 변수순서를 변경하거나 기초상품을 제외한 분석결과들에서도 동일하다. 패널 2에서의 첫째 행에서 보듯이, 유가충격을 유가변동으로 대체하면, 유가충격은 기초상품, 선물, 콜에는 부정적인 영향을 준다. 반면에 유가충격은 풋에 긍정적인 영향을 준다. 그리고 패널 2에서 첫째 행 이외 행들에서 보듯이, VAR모형에서 변수순서를 변경하거나 기초상품을 제외하더라도 기초상품과 파생상품의 반응은 차이가 없다.

〈표 3〉 유가충격과 파생상품의 반응

패널 1: 유가변화에 의한 파생상품의 반응						
유가변화	이자율	환율	기초상품	선물	콜	풋
			-	-	-	-
유가변화	환율	이자율				
			-	-	-	-
이자율	유가변화					
			-	-	-	-
유가변화	이자율	환율		-	-	-
패널 2: 유가변동에 의한 파생상품의 반응						
유가변동	이자율	환율	기초상품	선물	콜	풋
			-	-	-	+
유가변동	환율	이자율				
			-	-	-	+
이자율	유가변동					
			-	-	-	+
유가변동	이자율	환율		-	-	+

주: * 및 **은 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

<표 3>에서 VAR모형에 채용한 분석결과들을 종합하면, 유가변화와 유가변동 측면에서 유가충격의 증가는 기초상품, 선물 및 콜에 부정적인 영향을 주지만 풋에 긍정적인 영향을 줄 수가 있음을 알 수가 있다. 다음 <표 4>에서는 선행연구들(정준환·김형건, 2011; Park and Ratti, 2008 등)을 참조하여 유가변화에 의한 이자율, 환율, 기초상품과 파생상품의 시차적 반응(orthogonalized impulse response by variable)들을 제시한다.

〈표 4〉 파생상품의 시차적 반응

시차	이자율	환율	기초상품	선물	콜	풋
1	-0.21	-0.09	0.24	0.26	0.25	0.10
2	0.08	0.06	-0.14	-0.14	-0.18	0.04
3	0.14	-0.27	0.42	0.41	0.32	0.27
4	0.16	0.06	0.01	-0.03	-0.03	0.10
8	-0.30	-0.25	0.09	0.09	0.08	0.14
12	0.14	0.06	-0.09	-0.05	-0.11	-0.02

〈표 4〉에서 보듯이, 유가충격에 의한 선물과 콜의 반응은 시차 1부터 시차 4에서 증가와 감소를 반복하는 경향이 존재함을 확인할 수가 있다. 이와 같은 증가 및 감소는 기초상품에서도 마찬가지이다. 반면에 풋의 반응은 시차1부터 시차3에서 증가하는 경향이 존재한다.

〈표 5〉 파생상품수익률 변동성에 대한 분산분해

패널 1: 유가변화에 의한 파생상품수익률의 변동성에 대한 분산분해						
시차	이자율	환율	기초상품	선물	콜	풋
1	0.06	11.20	11.49	11.95	10.67	7.85
2	1.71	10.99	11.50	12.04	10.83	7.92
3	1.83	10.42	11.26	11.70	10.74	7.84
4	2.49	11.52	12.32	12.48	11.37	9.11
8	4.79	13.28	12.20	12.42	11.18	10.60
12	11.28	14.02	11.64	11.62	10.92	10.67
패널 2: 유가변동에 의한 파생상품수익률의 변동성에 대한 분산분해						
시차	이자율	환율	기초상품	선물	콜	풋
1	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00
2	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00
3	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00
4	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00
8	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00
12	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00

파생상품가격은 유가충격에 의하여 다양한 반응을 나타낼 수가 있다. 예를 들어서 기초상품가격이 상승하면, 콜 가격은 상승하고 풋 가격은 하락한다. 따라서 기초상품의 현재가격을 하락시키는 유가충격은 옵션 가격에 부정적인 영향을 줄 것이다. 그런데 기초상품의 위험(volatility)이 증가하면 옵션 가격들은 증가하므로, 기초상품가격의 위험을 증가시키는 유가충격은 옵션 가격을 증가시킬 것이다. 이처럼 유가충격이 기초상품가격과 변동성에 각각 긍정적인가 그리고 부정적인가에 따라서, 유가충격에 의한 옵션들 가격의 반응은 다양할 수가 있다. <표 5>에서는 선행연구(정준환·김형진, 2011; Park and Ratti, 2008 등)를 참조해서 유가충격에 의한 파생상품수익률 변동성의 분산분해에 관한 분석결과를 제시한다. 패널 1과 패널 2는 각각 유가충격을 유가변화와 유가변동으로 구분한 분석결과들이다.

<표 5>에서의 패널 1에서 보듯이, 유가변화는 시차1부터 시차12에서 기초상품수익률과 파생상품(선물; 콜)수익률의 변동성의 10%이상을 설명한다. 특히 풋 수익률의 변동성에 관한 설명력은 시차1부터 시차12에서 증가하는 경향이 있다. 더불어 이자율의 변동성에 관한 설명력도 시차1부터 시차12에서 서서히 증가하는 경향이 있음을 알 수가 있다. 그런데 패널 2에서 보듯이, 유가변동에 의한 기초상품수익률의 변동성과 파생상품(선물; 콜)수익률의 변동성에 설명력은 0.01(%)이하이다. 변동성에 의한 설명력 0.01은 유가변화에 의한 기초상품수익률 설명력 10(%)보다는 매우 미미하다. 유가충격에 의한 기초상품의 반응을 좀 더 분석하기 위하여, 다음 절에서는 유가충격의 비대칭성에 관한 분석결과들을 제시한다.

3. 유가충격에 대한 파생상품 반응의 비대칭성

본 절에서는 비대칭적 유가충격과 주가반응에 관한 선행연구(정준환·김형진, 2011; Park and Ratti, 2008)을 참조해서 비대칭적 유가충격에 대한 파생상품의 반응에 관한 분석결과를 제시한다. 분석방법은 식(5)에서의 VARX모

형이며, VARX모형에서의 종속변수들은 파생상품(선물; 콜; 풋)과 기초상품들을 각각 로그변환하고 1차 차분한 주간자료들이다. 패널 1에서 독립변수들은 t 에서의 유가상승 $DLOIL_t^+$ 과 유가하락 $DLOIL_t^-$, t 에서의 이자율과 환율들을 각각 로그변환이후 1차 차분한 주간수익률들과 $t-1$ 에서의 기초상품과 파생상품들을 각각 로그변환이후 1차 차분한 주간수익률들이다. 패널 2에서의 독립변수들은 패널 1에서의 유가상승과 유가하락만을 각각 유가변동 증가 SOP_t^+ 와

〈표 6〉 비대칭적 유가충격과 파생상품의 반응

패널 1: 유가변화와 파생상품가격의 변화								
	상수	유가상승 (t)	유가하락 (t)	이자율 (t)	환율 (t)	선물 (t-1)	기초상품 (t-1)	R-Sq.
선물	0.00	0.18**	0.24**	0.04	-0.85**	0.14	-0.23	0.41
기초상품	0.00	0.17**	0.22**	0.05	-0.80**	0.45	-0.54	0.40
						콜 (t-1)		
콜	0.00	0.14**	0.16**	0.01	-0.68**	-0.23	0.13	0.37
기초상품	0.00	0.18**	0.21**	0.05	-0.80**	-0.12	0.03	0.40
						풋 (t-1)		
풋	0.00	0.14**	0.13**	0.09	-0.37**	-0.11	0.06	0.24
기초상품	0.00	0.19**	0.21**	0.05	-0.80**	0.12	-0.14	0.40
패널 2: 유가변동과 파생상품가격의 변화								
		유가변동 증가(t)	유가변동 감소(t)			선물 (t-1)		
선물	0.00	0.00	0.01**	0.07	-0.91**	0.14	-0.24	0.39
기초상품	0.00	0.17	0.22**	0.05	-0.80**	0.45	-0.54	0.40
						콜 (t-1)		
콜	0.00	0.00	0.01**	0.02	-0.71**	-0.27	0.16	0.37
기초상품	0.00	0.00	0.01**	0.08	-0.86**	-0.16	0.06	0.39
						풋 (t-1)		
풋	0.00	0.00	0.01**	0.11	-0.41**	-0.10	0.05	0.23
기초상품	0.00	0.00	0.01**	0.08	-0.85**	0.13	-0.15	0.39

주: * 및 **은 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

유가변동 감소 SOP_t 로 대체한 변수들이다. 표에서 * 및 **은 각각 5% 및 1% 수준에서 유의함을 의미하며, R-Sq.는 VARX모형에서의 단변량 모형설명력이다.

<표 6>에서의 패널 1에서 선물과 기초상품 종속변수로 설정하고 VARX(0, 1)모형을 사용한 분석결과에서 보듯이, 유가상승과 유가하락은 유의수준 1%에서 선물과 기초상품에 매우 긍정적인 영향을 준다. 반면에서 환율은 유의수준 1%에서 매우 부정적인 영향을 준다. 선물과 기초상품의 반응에 관한 분석결과들은 콜과 기초상품 그리고 풋과 기초상품을 종속변수로 채용하고 VARX(0, 1)모형을 사용한 분석결과에서도 거의 같다. 이처럼 유가상승과 유가하락은 모두 기초상품과 파생상품에 매우 유의적으로 긍정적인 영향을 주며, 환율은 매우 유의적으로 부정적인 영향을 준다. 이것은 환율의 하락을 동반하는 유가의 변화는 기초상품과 파생상품에 모두 긍정적인 영향을 준다는 것을 의미한다.

패널 2에서 선물과 기초상품이 종속변수이고 비대칭적인 유가변동에 관한 분석결과에서 보듯이, 유가변동성 감소는 유의수준 1%에서 선물과 기초상품에 매우 긍정적인 영향을 주지만 환율은 유의수준 1%에서 매우 부정적인 영향을 준다. 이런 결과들은 VARX(0, 1)모형에서 선물을 콜 그리고 풋으로 대체한 분석결과에서도 마찬가지이다. 이처럼 환율의 하락을 동반하는 유가변동의 감소는 기초상품과 파생상품에 매우 긍정적인 영향을 준다는 것을 의미한다.

IV. 결 론

유가충격이 금융시장에 지대한 영향을 주는 것으로 알려져 있지만, 위험관리 측면에서 유가충격과 파생상품가격 간의 관한 연구는 매우 부족한 편이다. 유가충격에 의한 파생상품가격의 반응을 검토하기 위하여, 본 연구에서는 유

가충격에 의한 KOSPI 200의 파생상품가격들의 반응을 분석하였다. 분석에 사용한 자료들은 2007년 01월에서 2014년 09월에서의 KOSPI 200 파생상품지수(선물; 콜; 풋)들에 관한 주간자료이며, 분석모형은 유가충격에 관한 연구들에서 자주 채용하는 VAR모형이다. VAR모형에서 내생변수들은 유가, 이자율, 환율, KOSPI 200과 KOSPI 200파생상품지수들이다.

검증결과는 다음과 같다. 첫째 유가변화와 유가변동 측면에서 유가충격은 시차2주에서의 파생상품(선물; 콜)에 유의수준 5%에서 비유의적이지만 부정적인 영향을 주며, 유가변동은 풋에 시차2주에서 비유의적으로 긍정적인 영향을 준다. 그리고 유가충격에 의한 기초상품과 파생상품(선물; 콜; 풋)의 시차적 반응은 4주(1개월)이상 지속된다. 둘째, 유가변화 측면에서 유가충격의 설명력은 4주차에서 파생상품지수(선물; 콜; 풋)의 변동성의 10%이상이었다. 셋째 환율이 하락하는 경우에서, 유가의 상승 및 하락 그리고 유가변동의 감소는 파생상품(선물; 콜; 풋)에 매우 긍정적인 영향을 주었다.

본 연구에서는 해외 유가충격에 의한 국내 주가지수파생상품지수들의 반응을 분석하였다. 하지만 개별주가의 파생상품들에 관한 자료를 확보하지 못하여, 국내기업들이 유가충격을 회피하는데 좀 더 유용한 유가충격과 국내기업주가의 파생상품 간의 관계에 관한 분석결과를 제시할 수는 없었다. 더불어 유가충격과 해외기업주가의 파생상품에 관한 분석을 제시하지는 못하였다. 이런 분석들을 후속연구주제로 제시한다.

접수일(2014년 11월 12일), 수정일(2015년 3월 24일), 게재확정일(2015년 4월 13일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 김영덕. 2003. 「유가변동에 대한 거시경제의 반응 - 도입단가와 국제현물유가의 차이를 중심으로」 에너지경제연구 제2권 제2호, pp. 1-29.
- 백정호·김현석. 2013. 「EU ETS의 장단기 가격결정요인 분석」 에너지경제연구 제12권 제1호, pp. 25-43.
- 서지용. 2009. 「유가충격의 요인별 분석 및 한국주식시장과의 관계」 경영관련학회 통합학술대회.
- 이달석·오세신·신희철. 2012. 「석유산업 미래전략 연구-사업다각화 전략」 에너지경제연구원 기본연구서 10-23.
- 정준환·김형진. 2011. 「유가충격에 따른 국내 주식시장의 업종별 효과에 관한 연구」 산업경제연구 제24권 제6호, pp. 3589-3610.
- 차경수. 2008. 「최근 유가 상승요인에 관한 소고」 에너지경제연구 제7권 제2호, pp. 1-26.
- Bollerslev, Tim. 1986. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." *Journal of Econometrics* 31(3), 307-327.
- Campbell, John Y. Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, USA.
- Chan, Kalok. 1992. "A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market." *Review of Financial Studies* 5(1), 123-152.
- Dickey, David A., Hasza, David P., and Fuller, Wayne A. 1984. "Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series." *Journal of the American Statistical Association* 79(386), 355-367.
- Engle, Robert F., and C. W. J. Granger. 1987. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica* 55(2), 251-276.
- Faff, W. Robert and Timothy J. Brailsford. 1999. "Oil Price Risk and the

- Australian Stock Market.” *Journal of Energy Finance and Development* 4(1), 69-87.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. 1993. “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds.” *Journal of Financial Economics* 33(1), 3-56.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. 1996. “Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies.” *Journal of Finance* 51(1), 55-84.
- Hamilton, James D. 2003. “What is an Oil Shock?” *Journal of Econometrics* 113(2), 363-398.
- Huang, Roger D., Masulis, Ronald W., and Stoll, Hans R. 1996. “Energy Shocks and Financial Markets.” *Journal of Futures Markets* 16(1), 1-27.
- Hull, John C. 2015. Options, Futures, and Other Derivatives 9th edition. Pearson.
- Johansen, Søren. 1995, “A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables.” *Econometric Theory* 11(1), 25 - 59.
- Jones, Charles M., and Kaul, Gautam. 1996. “Oil and the Stock Markets.” *Journal of Finance* 51(2), 463-491.
- Lee, Kiseok, Ni, Shawn, and Ratti, Ronald A. 1995. “Oil Shocks and the Macroeconomy: the Role of Price Variability.” *Energy Journal* 16(4), 39-56.
- Lütkepohl, Helmut. 2005. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Berlin, Springer-Verlag.
- Naka, Atsuyuki, and Tufte, David. 1997. "Examining Impulse Response Functions in Cointegrated Systems." *Applied Economics* 29(12), 1593-1603.
- Park, Jungwook and Ratti, Ronald A. 2008. “Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries.” *Energy Economics* 30(5), 2587-2608.
- Sims, Christopher A. 1980. "Macroeconomics and Reality." *Econometrica* 48(1), 1-48.

ABSTRACT

Effect of Oil Shock on Stock Index Derivatives
in Korean Market

Jong-Ryong Lee*

In contrast to the diverse examination of oil shock, few papers have been devoted onto the effect of the oil shock on stock derivatives. This paper examines the effect on stock index derivatives with the weekly data of derivatives indices such as F-KOSPI 200, C-KOSPI 200, and P-KOSPI 200 respectively as futures; call; put on KOSPI 200 listed in Korean Exchange in the period between January 2007 and September 2014 by VAR (vector autoregression) model. VAR model is often applied to the analysis of the effect of the oil shock on stock price. Oil shock are referred to as the changes in the level the volatility of oil price. The changes are also classified into positive and negative ones. The paper documents as follows. First of all, the change of the level and the volatility affect the change of stock index derivatives. Without the increase in foreign exchange rates, the decrease of the volatility strongly leads to increase of returns of stock index derivatives.

Keywords: Oil shock, Derivatives on stocks, Korean exchange

* Associate Professor, Kangwon National University (main author).
leejr@kangwon.ac.kr