유가충격이 한국의 주식시장에 미치는 영향: Granger 및 Toda-Yamamoto 인과성 검정을 중심으로

조 하 현*·김 재 혁**

요 약

본 연구에서는 유가충격이 한국의 주가지수에 미치는 영향을 분석하였다. 국제유가, 산업생산지수, 코스피지수의 3변량 VECM과 VAR($p+d_{\max}$)를 추정하였고 추정치를 이용하여 그랜져 인과성(Granger Causality)과 Toda-Yamamoto 인과성을 검정하였다. 그 결과 국제유가는 코스피지수를 5% 유의수준에서 단기 그랜져 인과(Granger Cause)하였으며 10% 유의수준에서 장기 그랜져 인과(Granger Cause)하였다. 따라서 10% 유의수준에서 국제유가는 코스피지수를 강 인과(Strong Cause)함을 확인하였다. Toda-Yamamoto 인과성 검정에서도 국제유가가 코스피지수를 장기적으로 인과(Cause)한다는 동일한 결과를 얻을 수 있었다. 또한, 국제유가의 상승충격은 우리나라의 주가지수를 하락시키는 것으로 나타났다.

주제분류: B030300

핵심 주제어: 유가충격, 코스피, 그랜져 인과성, 단기 그랜져 인과성, 장기 그랜져 인과성, Toda-Yamamoto 인과성, 강 인과성

I. 서 론

2000년대 중반부터 이어져 온 국제유가의 고공행진은 최근 2014년도 후반부터 주춤하면서 급락하였다. 1) OPEC과 미국의 원유시장에서의 점유

^{*} 연세대학교 경제학부 교수, e-mail: hahyunjo@hanmail.net

^{**} 교신저자, 연세대학교 경제학부 박사과정, e-mail: safin84@yonsei.ac.kr

¹⁾ 금융위기 기간의 일시적인 급락을 제외하고 국제유가는 지속적으로 상승하였다.

율확보 싸움과 글로벌 경기침체가 주요 원인으로 지목된다. 한국은 대표적 인 소규모 개방경제로 거시경제의 대외의존도가 매우 높고 에너지의 전량을 해외에서 수입하는 국가이기에 글로벌 경기와 원유 생산충격에 의한 유가의 변동은 한국 경제에 매우 민감한 사안이다. 국제유가의 변동은 생산, 물가 등의 거시경제에도 영향을 주지만 주식, 채권과 같은 금융시장에도 영향을 줄 수 있다.

따라서 본 논문은 국제유가충격이 한국의 주식시장에 어떤 영향을 주는지 분석하였다. 국제유가충격이 생산, 인플레이션 등 거시경제에 미치는 영향에 대해서는 상대적으로 많은 연구가 이루어졌다. 주식시장은 국제유가충격에 더욱 즉각적으로 반응하는 경제부문이지만 상대적으로 유가-거시경제의연구에 비해 그 수가 적다. 또한, 다수의 연구에서 원유를 하나의 금융자산으로 간주하여 고빈도 자료(high-frequency data)를 사용한 변동성 모형 (volatility model)을 주된 방법론으로 적용하고 있다.

그러나 원유는 금융자산의 속성도 갖고 있으나 경제활동에 필수 불가결한 원자재로서의 속성도 매우 강한 바, GARCH류의 변동성 모형을 적용하는 연구는 전반적인 거시경제를 설명하기에는 한계가 있다. 따라서 본 연구에 서는 국제유가를 거시경제변수로 간주하여 국제유가충격이 코스피지수에 미 치는 영향을 VAR 모형을 추정하여 파악하고자 한다.

기존의 국내문헌과 비교하여 본 연구의 차별점과 기여는 다음과 같다. 첫째, 1980년부터 2015년 1월까지의 장기간 및 최신 자료를 사용함으로써 변수들의 공적분 관계를 고려한 장기 및 단기 그랜져 인과관계(Granger Causality)를 분석하였다. 국내의 선행연구들에서도 그랜져 인과관계를 분석하였으나 장기와 단기를 모두 고려한 연구는 없다.

둘째, VECM을 적용한 그랜져 인과관계 분석에서 지적되는 계량적인 비판을 보완하기 위해 국내의 선행연구에서 시도하지 않은 Toda-Yamamoto 인과관계를 추가로 적용하였다.

셋째, 원유를 금융자산이 아닌 생산투입요소로 간주하여 산업생산지수와의 상호관계를 고려한 3변량 VAR을 추정하였다. 현대 거시경제학의 생산함수는 대표적으로 노동과 자본을 생산의 투입요소로 고려한다. 그러나 다수의 연구들에서 노동과 자본 이외에 에너지(Energy)와 중간재(Material)까지 투입요소로 고려한 KLE 혹은 KLEM 생산함수를 제시하

고 있다.²⁾ 이에 본 연구에서도 KLE 함수의 맥락에서 원유를 생산투입요소로 고려하고자 한다.

Ⅱ. 선행연구

국제유가충격이 거시경제에 미치는 영향은 Hamilton(1983)의 기념비적인 연구를 시작으로 방대한 연구가 이루어졌다. 국내에서도 유가와 거시경제의 관계에 대한 연구는 비교적 활발히 이루어졌는데 대부분의 결론은 유가의 상승충격은 한국의 거시경제에 악영향을 준다는 것으로 요약할 수있다.

유가충격과 주식시장의 연구는 Jones and Kaul(1996)이 대표적이다. Jones and Kaul은 유가충격이 외생적이므로 기업들의 미래의 현금흐름에 영향을 주는 요인이 아니라는 가정 하에 미국, 캐나다, 일본, 영국의 주식시 장을 효율적 시장가설(Efficient Market Hypothesis)의 관점에서 분석하였다. 그 결과 미국과 캐나다에서는 유가충격이 주식시장에 영향을 주지 않았으며 일본과 영국에서는 유가충격이 주식시장에 통계적으로 유의한 영향을 주었다.

유가충격이 한국의 주가에 미친 영향을 분석한 논문들은 대부분 VAR과 GARCH 모형을 적용하였다. 강인철(2012)은 GARCH(1,1) 모형에 일별 자료를 적용하여 국제유가의 변동성이 코스피지수의 변동성에 그랜져 인과함을 밝혔으며 한덕희·이상원·김진수(2009)는 일별자료로 VAR을 추정하여 국제유가가 주가지수를 그랜져 인과하지 않음을 밝혔다.3)

특히, 한덕희 외(2009)는 CUSUM검정을 적용하여 2008년 8월 29일에 구조변화가 발생했고 구조변화 전후로도 국제유가가 주가지수에 그랜져인과하지 않았다고 결론지었다. 정준환·김형건(2011)도 월별자료를 사용하여 VAR을 추정하였고 단기적으로 유가상승은 코스피200에 음(-)의 영향을 준다고 결론지었다.

²⁾ Kim and Loungani(1992)와 Atkeson and Kehoe(1999)가 대표적인 연구이다.

³⁾ 이 외에도 김성기·김중윤·정상국(2012), 서지용(2007), 서지용(2008) 등은 GARCH와 요인모형을 적용하여 국제유가와 주식시장의 관계를 분석하였다.

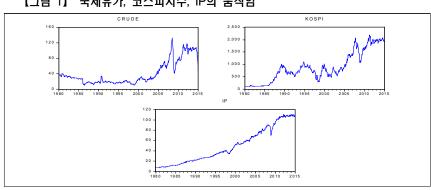
Ⅲ. 분석모형

1. 자 료

본 연구에서는 국제유가⁴⁾, 코스피지수, 한국의 산업생산지수(IP)의 월별 자료를 사용하였다. 한국은 원유의 전량을 해외에서 수입하며 제조업 비중 이 여전히 높은 국가이므로 국제유가는 주식시장과 실물경제에 직접적인 영 향을 줄 수 있다. 따라서 월별 빈도에서 가장 대표적인 실물경제를 대변하는 자료인 산업생산지수를 추가로 모형에 추가하였다.

또한, 다수의 유가와 거시경제의 관계를 분석한 연구에서는 자료의 빈도 를 분기 혹은 연별로도 사용하고 있다. 그러나 월별 이하 빈도의 자료에서 는 국제유가와 코스피지수의 주요특징인 높은 변동성이 합산(aggregation) 되면서 사라진다.

따라서 본 연구의 주안점인 국제유가와 한국의 주가와의 관계 분석은 분 기 이하의 자료에서 그 의미가 퇴색될 수 있으므로 월별 자료를 사용하여 분석을 진행하였다. 자료의 기간은 1980년 1월~2015년 1월로 421개의 관측치를 사용하여 가장 최근의 자료까지 확장하였다. 자료를 최근까지 확 장함으로써 2014년 후반에 발생한 국제유가의 급락을 반영할 수 있는 장점 이 있으며 월별 자료를 사용함으로써 고빈도 자료에서 흔히 발생하는 변동 성 군집현상(Volatility Clustering)을 완화하고 거시경제변수의 역할을 고려하였다.



【그림 1】 국제유가, 코스피지수, IP의 움직임

⁴⁾ 국제유가는 WTI. Brent. Dubai의 평균가격을 사용하였다.

〈그림 1〉은 국제유가, 코스피지수, 산업생산지수의 움직임을 보여준다. 국제유가의 시계열 그래프에서 2014년 후반의 가격급락을 확인할 수 있다.

2. 변수의 정상성 및 공적분 검정

시계열 자료의 계량분석에서 흔히 발생하는 가성회귀의 문제를 제거하기 위해 국제유가, 코스피지수, 산업생산지수를 대상으로 ADF 단위근검정을 실시하였다.5) 검정결과 세 변수들은 모두 단위근이 있다는 귀무가설을 기각할 수 없었으며, I(1)시계열로 밝혀졌다. 실증분석에서 사용한 변수들의 기간이 1980년~2015년의 장기자료이며 세 변수는 모두 동일한 적분차수 I(1)을 가지면서 장기적인 균형관계에 있을 확률이 높은 변수들이므로 공적분 검정을 추가적으로 실시하였다.

【표 1】 공적분 검정결과

Engle-Granger 단변량 공적분검정				
종속변수	tau-stats z-stats			
국제유가	-3.12 -22.03			
코스피지수	-2.84	2.84 -15.99		
IP	-2.54	-13.04		
Johansen 다변량 공적분검정				
- 귀무가설	trace통계량	최대 특성근통계량		
공적분관계 없음	없음 47.97** 33.01**			
1개의 공적분관계 존재	공적분관계 존재 14.96 9.85			
2개의 공적분관계 존재	5.10	5.10		

주: ** 5% 유의수준.

공적분검정은 단변량 검정인 Engle-Granger검정과 다변량 검정인 Johansen검정을 실시하였다. 〈표 1〉에서 확인할 수 있듯이 Engle-Granger 검정에서는 세 변수에 공적분관계가 없다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 반면, Johansen검정에서는 trace통계량과 특성근 통계량에 기초했을 때, 공적분관계가 없다는 귀무가설을 기각하였고 최대 1개의 공적분관계가 존재한다는 귀무가설은 기각할 수 없었으므로 본 연구에서는 1개의

⁵⁾ ADF 검정은 상수항과 시간추세를 모두 포함하여 실시하였다.

공적분관계를 고려하였다.

3. 추정모형

본 연구에서는 국제유가의 거시경제변수로서의 역할에 집중하여 GARCH 류의 변동성 모형을 적용하는 대신 벡터자기상관모형(VAR)을 적용한다. 변수들 사이에 공적분관계가 확인되었으므로 벡터오차수정모형(VECM)을 우선적으로 적용하여 장·단기 그랜져 인과성을 검정한다. VECM은 다음식 (1)과 같다.6)

$$\Delta Y_t = A_0 + A_1 E C_{t-1} + \sum_{i=1}^p A_{2i} \Delta Y_{t-i} + U_t$$
 (1)

여기서 ΔY_t 는 (3×1) 차분변수벡터, EC_{t-1} 은 오차수정항, U_t 는 오차항

식 (1)을 추정함으로써 국제유가 시차항들의 계수 추정치가 결합적 (joint)으로 유의한지를 Wald검정함으로써 단기 그랜져 인과를 파악하고 오차수정항의 유의성을 확인함으로써 장기 그랜져 인과성까지 확인하고자한다. 그러나 Sims et al.(1990)와 Toda and Phillips(1993)에서 지적하였듯이 변수들이 공적분관계에 있을 때 그랜져 인과성 검정에서는 Wald 통계량이 점근적으로 표준분포를 따르지 않는다. 또한, 그랜져 인과에 기반한 분석은 경우에 따라서 많은 수의 시차항이 필요하므로 모형이 간결하지 (parsimonious) 못하다는 단점이 제기된다.

따라서 본 논문에서는 Toda and Yamamoto(1995)가 제시한 Toda-Yamamoto Causality(이하 TY 인과성)를 추가적으로 검정하도록 한다. TY 인과성을 검정하기 위한 $VAR(p+d_{max})$ 모형은 다음 식 (2)와 같다.

$$\begin{split} Y_t &= A_0 + A_1 \, Y_{t-1} + \dots + A_p \, Y_{t-p} + A_{p+1} \, Y_{t-p-1} + \dots \\ &+ A_{p+d_{\text{max}}} Y_{t-p-d_{\text{max}}} + U_t \end{split} \tag{2}$$

여기서 Y_t 는 (3×1) 변수벡터, p는 시차, d_{\max} 는 변수들의 최대적분 차수, U_t 는 오차항

⁶⁾ VAR의 변수는 외생적인 순서로 국제유가, 산업생산지수, 코스피지수로 배열하였으며 촐레스키 분해를 이용하여 제약을 부여하였다.

TY 인과성은 공적분관계가 존재하더라도 VECM을 추정하지 않고 VAR(p)를 추정한다. 그 이후 AIC 혹은 BIC등을 이용한 최적시차 선정기준에 의해서 선정한 p시차에 변수들의 최대 적분과정(integration) 차수를 추가하여 $VAR(p+d_{max})$ 를 추정하고 Wald통계량은 원래의 시차항인 p시차 변수의 추정치로만 계산하여 검정하는 방법을 따른다. 그랜져 인과성 검정과 TY 인과성 검정의 장단점은 다음 \langle 표 $2\rangle$ 에 비교 정리하였다. $7\rangle$

[표 2] 그랜져 인과성 검정과 TY 인과성 검정의 장단점

그랜져 인과성 검정 TY 인과성 검정 • 변수들 사이에 공적분 관계의 가능성이 있 •시계열의 정상성 및 공적분 관계를 고려할 으므로 절차상으로 단위근 검정과 공적분 필요 없이 수준변수로 추정하므로 절차상 검정을 모두 실시해야 함. 그러나 장단기 으로 간략함. 그러나 수준변수로만 추정하 개념이 모두 적용된다는 장점이 있음. 므로 단기의 개념이 결여되며 장기 개념만 존재함. •시계열자료가 단위근을 갖거나 공적분 관 계에 있다면 그랜져 검정에서 Wald 검정 \cdot VAR $(p+d_{\max})$ 를 추정함으로써 Wald 통계량은 점근적으로 표준분포를 따르지 검정통계량이 χ^2 분포를 따름. 않음. • 최적시차에서 임의로 차수를 추가하여 · VECM을 적용한 그랜져 인과성 검정은 VAR를 과대 추정하므로 비효율적이며 검 장애모수(Nuisance parameter)에 민감 정력이 낮을 수 있음. 하므로 결과가 부정확할 수 있음.

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 그랜져 인과성 검정결과

3변량 VECM(4)를 추정 후, 국제유가의 1차 차분 시차항들이 코스피지수의 1차 차분항을 인과하는지 Wald검정한 결과 χ^2 통계량은 10.88로 계산되어 5% 유의수준에서 유의하였다. 따라서 국제유가는 코스피지수에 단기 그랜져 인과하지 않는다는 귀무가설을 기각하였다.8)

장기 그랜져 인과성을 파악하기 위해서 오차수정항의 통계적 유의성을 살

⁷⁾ 전통적인 그랜져 인과성 검정에 대한 계량경제학적 한계는 Toda and Philips (1994)를 참고하라.

⁸⁾ 반면, 코스피지수는 국제유가를 그랜져 인과하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다.

펴본 결과 t-통계량은 -1.93으로 5% 유의수준에서는 유의하지 않았으나 10% 유의수준에서 유의하였다. 따라서, 5% 유의수준에서 국제유가는 코스피지수에 단기 그랜져 인과하며 10% 유의수준에서는 국제유가가 코스피지수에 장기 및 단기에 모두 그랜져 인과하므로 강(Strong) 그랜져 인과성이 성립함을 확인할 수 있다.

2. Toda-Yamamoto 인과성 검정결과

앞서 서술하였듯이 그랜져 인과성 검정에서 발생 가능한 문제점으로 인해 본 연구에서는 추가적으로 TY 인과성을 검정하였다. AIC 기준으로 최적 시차는 1시차로 밝혀졌으며 최대 적분과정은 1차 적분이므로 VAR(2)를 추정하였다. 국제유가의 1시차 항이 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하 므로 국제유가에서 코스피로의 인과관계가 성립하였고 계수 추정치는 -0.11이다.9) 이는 곧 국제유가의 상승이 원유의 전량을 해외에서 수입하면 서 높은 제조업 비중을 유지하고 있는 한국의 산업구조에 생산원가의 상승 압력으로 작용하기 때문으로 해석할 수 있다.10)

앞선 그랜져 인과성 검정에서는 VECM(4)를 추정하였으므로 강건성을 확인하기 위해 최적시차를 동일하게 4시차로 설정하여 추가적으로 VAR(5)를 추정하였다. 국제유가의 1부터 4시차항의 추정치를 결합적으로 Wald검정한 결과 χ^2 통계량은 12.98로 기각역의 임계치인 9.488보다 컸다. 따라서 국제유가에서 코스피지수로의 TY 인과관계가 성립하였으며 계수의 추정치도 앞서 분석한 그랜져 인과성과 매우 유사하였다. 〈표 3〉은 그랜져 인과성과 TY 인과성의 검정결과를 나타내고 있다.11)

^{9) 1}시차 항의 통계적 유의성만 검정하면 되므로 Wald 검정을 이용한 Joint 검정은 불필요하다.

¹⁰⁾ Park and Ratti(2008)에서도 이와 동일하게 해석하였다.

¹¹⁾ 지면 관계상 VAR의 충격반응함수 결과는 신지 않았다. 충격반응함수의 결과는 요 청 시 제공한다.

Granger Causality		Toda-Yamamoto Causality		
 변수	추정치	변수	추정치	
$\Delta \log(\mathit{OP}_{t-1})$	-0.11**	$\log(\mathit{OP}_{t-1})$	-0.13***	
$\Delta \log(\mathit{OP}_{t-2})$	0.01	$\log(\mathit{OP}_{t-2})$	0.12	
$\Delta \log(\mathit{OP}_{t-3})$	0.09*	$\log(\mathit{OP}_{t-3})$	0.07	
$\Delta \log(\mathit{OP}_{t-4})$	-0.10**	$\log(\mathit{OP}_{t-4})$	-0.19***	
계수 추정치 합	-0.11	계수 추정치 합	-0.13	
χ^2 통계량	10.88**	χ^2 통계량	12.98**	
EC_{t-1}	-0.02*	EC_{t-1}	해당사항 없음	
t-value	-1 93*	t-value	해당사항 없음	

[표 3] Granger Causality와 Toda-Yamamoto Causality의 검정결과

주: *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준.

V. 결 론

본 연구에서는 국제유가충격이 한국의 코스피에 미치는 영향을 분석하였다. 국제유가, 산업생산지수, 코스피지수의 3변량 VECM과 VAR $(p+d_{\max})$ 를 추정하였고 추정치를 이용하여 그랜져 인과성과 Toda-Yamamoto 인과성을 검정하였다.

그 결과 국제유가는 코스피를 5% 유의수준에서 단기 그랜져 인과하였으며 10% 유의수준에서 장기 그랜져 인과하였다. 따라서 10% 유의수준에서 국제유가는 코스피를 강 인과함을 확인하였다. Toda-Yamamoto 인과성 검정에서도 국제유가가 코스피를 장기적으로 인과한다는 동일한 결과를 얻을 수 있었다.

또한, 국제유가의 시차항들의 계수 추정치의 합은 약 -0.11~-0.13으로 계산되어 국제유가의 상승충격은 코스피지수를 하락시켰다. 이 결과는 한덕희·이상원·김진수(2009)의 결과와는 상이하며 정준환·김형건(2011)의 연구결과와는 부합한다.

본 연구는 Hamilton(1983)의 전통을 따라서 국제유가를 외생변수로 간 주하였으나 최근에는 Kilian(2009)의 연구를 시작으로 국제유가를 글로벌 경기에 대한 내생변수로 간주하는 연구들이 늘어나고 있다. 따라서 향후 국 제유가의 내생성을 고려한 분석을 시도한다면 의미있는 결과를 얻을 수 있을 것이다.

투고 일자: 2015. 4. 5. 심사 및 수정 일자: 2015. 4. 28. 게재 확정 일자: 2015. 5. 4.

◈ 참고문헌 ◈

- 강인철 (2012) "국제 원유가격의 변동이 주식시장의 변동에 미치는 영향에 관한연구," 『금융공학연구』, 제11권 제2호, 한국금융공학회, 23-43.
- 김성기·김중윤·정상국 (2012), "WTI 원유시장과 주식시장간의 동학적인 상관 관계에 관한 실증연구," 『산업경제연구』, 제25권 제6호, 한국산업경제학 회, 3613-3642.
- 서지용 (2007) "한국주식시장에 파급되는 국제유가의 위험에 관한 연구," 『재무관리연구』, 제24권 제4호, 한국재무관리학회, 75-106.
- ____ (2008) "국제주식시장에 미치는 유가영향력은 과연 동일한가?,"『대한경 영학회지』, 제21권 제3호, 대한경영학회, 1011-1028.
- 정준환·김형건 (2011) "유가충격에 따른 국내 주식시장의 업종별 효과에 관한 연구." 『산업경제연구』, 제24권 제6호, 한국산업경제학회, 3589-3610.
- 한덕희·이상원·김진수 (2009) "금융시장과 실물경제간의 파급효과 : 주식, 채권, 유가, BDI를 대상으로," 『금융공학연구』, 제8권 제4호, 한국금융공학회. 1-23.
- Atkeson, A. and P. J. Kehoe (1999). "Models of Energy Use: Putty-Putty Versus Putty-Clay," *American Economic Review*, Vol. 89, 1028-1043.
- Hamilton, J. D. (1983) "Oil and the Macroeconomy Since World War II," *Journal of Political Economy*, Vol. 91, 228-248.
- Jones, C. M. and G. Kaul (1996) "Oil and the Stock Markets," Journal of Finance, Vol. 51, 463-491.
- Kilian, L. (2009) "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangle Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market," *American Economic Review*, Vol. 99, 1053-1069.
- Kim, I. and P. Loungani (1992). "The Role of Energy in Real Business Cycle Models," *Journal of Monetary Economics*, Vol.

- 29, 173-189.
- Park, J. and R. A. Ratti (2008) "Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries," *Energy Economics*, Vol. 30, 2587-2608.
- Sims, C. A., J. H. Stock and M. W. Watson (1990) "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," *Econometrica*, Vol. 58, 113-144.
- Toda, H. Y. and P. C. B. Phillips (1993) "Vector Autoregressions and Causality," *Econometrica*, Vol. 61, 1367-1393.
- Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study,"

 Econometric Reviews, Vol. 13, 259-285.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995) "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, Vol. 66, 225–250.

The Effect of Crude Oil Price Shocks on the Korean Stock Market: Granger and Toda-Yamamoto Causality Analysis

Ha-Hyun Jo* · Jaehyeok Kim**

Abstract

In this paper, we investigate the effect of crude oil price shocks on the Korean KOSPI. We estimate the VECM and $VAR(p+d_{max})$ using the three variables, such as crude oil price, industrial production and KOSPI index. We further analyze Granger Causality and Toda-Yamamoto Causality. The results of Causality tests show that the crude oil price Granger Cause KOSPI at 5% significance level in the short-run and at 10% significance level in the long-run. Hence, the crude oil price strongly Granger Cause KOSPI at 10% significance level. In Toda-Yamamoto Causality, we obtain the same result that the crude oil price cause KOSPI in the long-run. Additionally, we find that the positive crude oil price shock lowers KOSPI.

KRF Classification: B030300

Key Words: oil price shocks, KOSPI, Granger Gausality,
Toda-Yamamoto Causality, strong causality,
Long-run Granger Causality, Short-run Granger
Causality

^{*} School of Economics, Yonsei University, e-mail: hahyunjo@hanmail.net

^{**} Corresponding Author, School of Economics, Yonsei University, e-mail: safin84@yonsei.ac.kr