



저작자표시-변경금지 2.0 대한민국

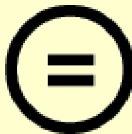
이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경 제 학 석 사 학 위 논 문

국제유가가 석유화학관련기업의  
주가에 미치는 영향



2010년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

박 동 욱

경 제 학 석 사 학 위 논 문

# 국제유가가 석유화학관련기업의 주가에 미치는 영향

지도교수 장 병 기

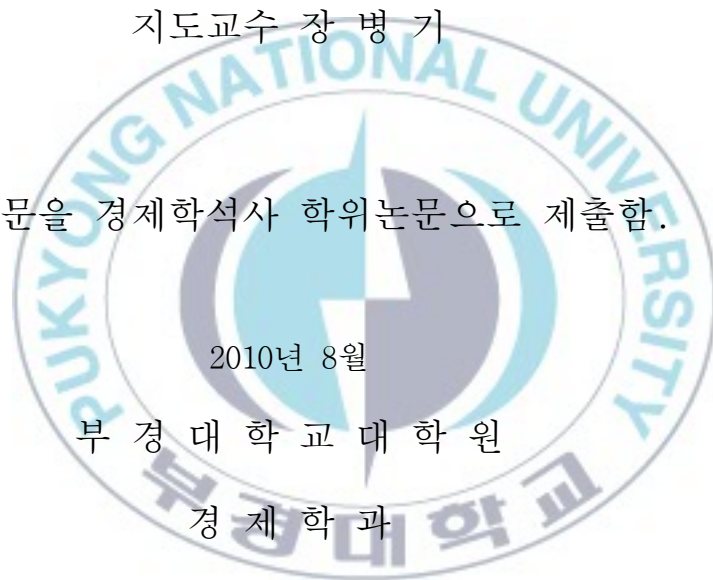
이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.

2010년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원


경 제 학 과

박 동 욱



# 박동욱의 경제학석사 학위논문을 인준함

2010년 8월 일



주 심 경제학박사 홍 장 표 (인)  
위 원 경제학박사 하 봉 찬 (인)  
위 원 경제학박사 장 병 기 (인)

## < 목 차 >

제1장 서론 .....	1
제1절 연구의 배경 및 목적 .....	1
제2절 논문의 내용 및 구성 .....	4
제2장 선행연구 및 이론적 배경 .....	6
제1절 선행연구 .....	6
제2절 이론적 배경 .....	9
제3장 분석 자료 및 분석 방법 .....	12
제1절 표본 선정 .....	12
제2절 분석 방법 .....	15
제4장 분석 결과 .....	29
제1절 단위근 검정 .....	29
제2절 ARDL Bounds Test 결과 .....	31
제3절 충격반응함수(Impulse Response Function)결과 .....	45
제5장 결론 .....	49
참고문헌 .....	53
부    록 .....	56

## <표차례>

<표 3-1> 디키-풀러 검정의 임계값 .....	20
<표 4-1> 환율, 금리, KOSPI, 두바이유가의 ADF 및 PP검정 결과.....	29
<표 4-2> 석유화학공업협회 회원사의 ADF 및 PP검정 결과.....	30
<표 4-3> 정유사(S-OIL, GS, SK)의 ADF 및 PP검정 결과.....	31
<표 4-4> 공적분의 존재를 검증하는 계산된 F값의 유의수준.....	32
<표 4-5> 종목별 공적분관계 존재여부.....	33
<표 4-6> 개별기업주가에 대한 두바이유가의 단기적인 영향력.....	34
<표 4-7> 개별기업주가에 대한 환율의 단기적인 영향력.....	35
<표 4-8> 개별기업주가에 대한 금리의 단기적인 영향력.....	36
<표 4-16> S-OIL, GS, SK의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정결과.....	38
<표 4-17> S-OIL, GS, SK의 진단테스트 결과.....	38
<표 4-18> LG화학, SK케미칼, 한화케미칼의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정결과.....	39
<표 4-19> LG화학, SK케미칼, 한화케미칼의 진단테스트 결과.....	39
<표 4-20> 금호석유화학, 호남석유화학, KPX케미칼의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정결과.....	40
<표 4-21> 금호석유화학, 호남석유화학, KPX케미칼의 진단테스트 결과.....	40
<표 4-22> SH에너지화학, 이수화학, 대한유화의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정결과.....	41
<표 4-23> SH에너지화학, 이수화학, 대한유화의 진단테스트 결과.....	41
<표 4-24> 애경유화, OCI, 한국알콜산업의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정결과.....	42
<표 4-25> 애경유화, OCI, 한국알콜산업의 진단테스트 결과.....	42
<표 4-26> 태광산업, 대림산업, 카프로의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정결과.....	43
<표 4-27> 태광산업, 대림산업, 카프로의 진단테스트 결과.....	43
<표 4-28> 효성, 제일모직의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정결과.....	44
<표 4-29> 효성, 제일모직의 진단테스트 결과.....	44
<표 4-30> 개별기업주가에 대한 두바이 유가의 충격반응함수 결과.....	45
<표 4-31> 개별기업주가에 대한 환율의 충격반응함수 결과.....	46
<표 4-32> 개별기업주가에 대한 코스피지수의 충격반응함수 결과.....	47
<표 4-33> 개별기업주가에 대한 금리의 충격반응함수 결과.....	48

## <부 록>

<표 A-1> 금호석유화학의 충격반응함수.....	56
<표 A-2> 대한유화의 충격반응함수.....	56
<표 A-3> 애경유화의 충격반응함수.....	57
<표 A-4> 태광산업의 충격반응함수.....	57
<표 A-5> 한국알콜산업의 충격반응함수.....	58
<표 A-6> KPX케미칼의 충격반응함수.....	58
<표 A-7> LG화학의 충격반응함수.....	59
<표 A-8> 한화케미칼의 충격반응함수.....	59
<표 A-9> 효성의 충격반응함수.....	60
<표 A-10> 호남석유화학의 충격반응함수.....	60
<표 A-11> 대림산업의 충격반응함수.....	61
<표 A-12> SH에너지화학의 충격반응함수.....	61
<표 A-13> OCI의 충격반응함수.....	62
<표 A-14> 이수화학의 충격반응함수.....	62
<표 A-15> 제일모직의 충격반응함수.....	63
<표 A-16> 카프로의 충격반응함수.....	63
<표 A-17> SK케미칼의 충격반응함수.....	64
<표 A-18> S-OIL의 충격반응함수.....	64
<표 A-19> GS의 충격반응함수.....	65
<표 A-20> SK에너지의 충격반응함수.....	65
<표 B-1> S-OIL, GS, SK의 공적분 결과 및 장기탄력성.....	66
<표 B-2> LG화학, SK케미칼, 한화케미칼의 공적분 결과 및 장기탄력성.....	66
<표 B-3> 금호석유화학, 호남석유화학, KPX케미칼의 공적분 결과 및 장기탄력성.....	67
<표 B-4> SH에너지화학, 이수화학, 대한유화의 공적분 결과 및 장기탄력성.....	67
<표 B-5> 애경유화, OCI, 한국알콜산업의 공적분 결과 및 장기탄력성.....	68
<표 B-6> 태광산업, 대림산업, 카프로의 공적분 결과 및 장기탄력성.....	68
<표 B-7> 효성, 제일모직의 공적분 결과 및 장기탄력성.....	69
<표 C-1> 석유화학관련기업 웹사이트 주소 및 생산제품.....	70

## <그림차례>

<그림 3-1> 월-달러 환율과 두바이유가의 주간 증가 그래프.....	13
<그림 3-2> 코스피지수와 두바이유가의주간 증가 그래프.....	13
<그림 3-3> 금리와 두바이유가의 주간 증가 그래프.....	14

An Effect on Firms related Petrochemical Industry  
from Dubai Oil Price

Dong Wk Park

Department of Economics, Graduate School,  
Pukyong National University

Abstract

The purpose of this study is to contemplate stock price movement of firms related petrochemical industry resulted from Dubai oil price movement. With the fact that the stock price movement is different with the past how this movement could affect from what variables.

At First, we set the model up and study the relationship between stock prices and Dubai Oil price. The model could affect from variables which includes Exchange rates, Kospi index, rate of interest and Dubai oil price.

In domestic stock price market, three Oil companies(GS, SK, S-OIL) and seventeen petrochemical related firms are the most affected companies from Oil Price movement. The twenty companies were chosen among membership companies enrolled to Korea Petrochemical industry Association. To analyze the effect of dubai oil price for long-term and



short-term, ARDL-UECM Bound test was taken advantage of this study. Additionally, for short-term analysis Vector autoregression models(VAR) and impulse response function were tested.

Weekly data taken for this study. Even if, it is hard to consider the as small sample, the data period is relatively short. For the consideration of variables and to prevent loss of the degree of freedom, which is also not sufficient as large sample. Persaran and Shin(1999) consist OLS(ordinary least squares) result from ARDL Bound test with short sample could have consistency for short-term and super-consistency for long-term. This could overcome the former cointegration method's disadvantages and is still useful method for small samples.

The variables for this study have unit root process. After differencing, all the variables could get the difference-stationary(DS) process. By the ARDL-UECM Bounds test, nine terms have cointegration process for long-term relationship, five terms are not distinguishable and the other 6 terms don't have cointegration relationships.

Then look into short term relationships, Dubai Oil Price has positive influence on thirteen terms, negative influence on five terms and time difference influence on two terms. Accordingly, Dubai oil price soaring can result rise of domestic petrochemical industry firm's stock price. Mean to say, Dubai Oil Price has positive effect to domestic petrochemical industry firm's stock price. But the drastic Dubai oil price change, gradual dubai oil price could have comovement with domestic petrochemical industry firms' stock price. Because gradual economy recovery has an effect on the domestic petrochemical industry

firms' stock price with gradual Dubai oil price rise.

Next, take a look into the effect of exchange rates index, it has negative effect on fifteen firms and has mixed effects on five firms according to time difference. Exchange rates movement upwards cause rise of dubai crude oil price when raw materials imported. This can be worsen for the profitabilities of each firm. So exchange rates has negative effects on stock price of domestic petrochemical related firms.

Third, the effect from Kospi index on domestic petrochemical related firms' stock price has positive effect on all firms. This can show that the Kospi index includes all the samples so the samples could not move independently.

Forth, interest rates effect on domestic petrochemical related firms' has positive effect on fourteen firms', has negative effect on 6 firms. In other words, seventy percents of firms have positive relationship and thirty percents of firms have negative relationship for the sample. Majority of sample has positive relationship but could not assert that interest rates has positive relationship with petrochemical related firms.

On this study, the only consistent variable is Kospi index. another variables have different effect according to time difference. Especially, could not insist that dubai oil price rise cause positive effect on domestic petrochemical related firms.

To supplement this study, should distinguish the period of sample upphase and downphase, consider the effects of kospi index, dubai oil price, interest rates and exchange rates. Because, the effect of shock

of dubai oil price can change according to upphase and downphase. Hereafter, by analysis method of Gregory and Hansen's cointegration tests(1996a,b), seperates the period by structural break point and compensate this study. To make additional remark, as the trend has grow up that Kospi index is infuluenced by S&P500, SSEC, Dow Jones industrial Average, should consider as variables for the after study.

Keywords : ARDL-UECM Bounds test, unit-root test, cointegration test, VAR, impulse response function,



# 제1장 서론

## 제1절 연구의 배경 및 목적

한국의 경제는 원유에 의존하는 바가 크고 또한 원유는 수입<sup>1)</sup>에 의존할 수밖에 없기 때문에 국제유가가 국내 경제전반에 미치는 영향은 매우 크다. 국제유가 상승은 전체적인 산업 원자재의 가격상승을 부추기고 이로 인하여 금리를 인상할 가능성이 높아지기 때문에, 원유가격의 상승은 일반적으로 석유관련기업의 주가 및 국내경제에 악영향을 미친다고 볼 수 있다. 이에 따라 국가는, 원유가 에너지 안보 및 경제성장에 미치는 지대한 영향으로 인해, 직접 석유관련 산업들을 규제하고 국제원유가격의 급격한 변동이 국가경제에 미치는 위험을 적절히 관리할 필요가 있었다.

1960년대는 국가 안보 차원에서의 중요성으로 인해 지원정책의 일환으로 석유화학제품의 가격을 규제해 왔으며, 1970년대로 접어들면서 1,2차 석유파동을 거치며 석유수급의 안정화 방향으로 정부의 정책이 선회하게 되었다. 그러나 1980년대로 접어들면서부터 급격히 변하는 시장 환경 하에서의 정부 규제는 기업의 자생력과 경쟁력을 저해하는 문제점을 초래하게 되었다. 정부의 규제가 과거와 다르게 긍정적인 효과보다 여타의 부작용을 초래하기 시작하면서 정부의 정책은 선회하기 시작한다. 정부의 의도와 달리 석유기업들이 경쟁력

---

1) 2010년 한국석유공사 석유정보망“월간수급통계”기준 2009년 수입한 원유총량은 6684만 5000배럴로 전년 동월 대비 8.2%증가. 원유를 수입하는데 들어간 금액은 수출자 운송비 부담을 기준으로 배럴당 74.55달러였다. 2008년 전과 비교시 30.7% 증가.

제고를 위한 노력을 기울이기보다, 정부의 규제를 업계에 유리한 방향으로 결정되도록 이용하기 시작하였다. 90년대 중반으로 들어서면서 나타난 국제원유 시장의 금융상품화 현상은 국제원유가격의 변동성을 더욱 증대시키고 나아가 국제 원유시장의 불안정성과 변동성이 대폭 증가함에 따라 정부는 석유가격 및 석유관련기업에 대한 규제를 더 이상 지속하기 힘들게 되었다. 이에 정부는 1995년 9월 “석유산업 자유화 계획” 과 1995년 12월 29일 “석유산업법” 을 개정· 공포하게 되었고, 따라서 1997년 1월부터 본격적으로 석유산업에 대한 자유화가 시행되었다. 그러나 정부의 이러한 의도에도 불구하고 본격적인 석유산업자유화 실시 이후 국내 정유 산업은 완전경쟁시장이라는 정유사들의 주장과는 달리 담합에 의하여 시장점유율을 유지하고 가격인상을 주도하는 등 지속적으로 공정한 경쟁에 대한 의혹을 받고 있는 실정이다. 이는 여전히 석유화학 및 정유 산업이 대표적인 독과점 산업이며 국가 경제와 불가분의 관계에 있기 때문이다. 석유 및 정유관련 산업이 차지하는 절대적인 국가경제 및 국내 산업에서의 중요성으로 인해, 정부의 적극적인 가격제한정책으로 과거에는 국제유가의 상승이 국내 정유사 및 석유산업의 수익구조에 직접적인 영향을 미치는 경우가 일반적이었다. 그러나 최근에는 석유산업이 석유제품을 임가공형태로 해외에 재수출하는 가공무역의 양상으로 변화하는 현상이 나타나고 석유가격자유화가 전면적으로 시행됨으로서 국제유가가 개별 기업의 수익구조에 미치는 영향은 대폭적으로 감소하였다. 이는 석유산업 기업들이, 과거 정부가 석유가격을 규제하고 또한 국내경제에 미치는 충격을 완화하기 위하여 실시하던 여러가지 규제에서 벗어나, 정제비용 및 석유관련 상품을 생산하는데 소요되는 비용을 소비자가격에 전가시키기 때문이라 보여진다. 순수한 국내 소비를 위해 수입하여 정제한 후 소비되는 형태에서 벗어나, 상품으로 재생산되는 양상으로 관련 산업이 변화하였다. 국제유가의 등락은 더 이상 국내 석유산업 관련 기업들의 수익구조에 미치는 영향이 절대적이라고 볼 수 없으며, 그 영향이 과거에 비해 크게 줄어들었다고 볼 수 있다. 따라서 석유관련

기업들의 주가움직임은 국제유가에 종속되어 움직이는 동조화현상이 약화되거나 다른 움직임을 보여주게 될 것이다. 또한 개별 석유회사의 주가의 움직임은 국제유가보다는 환율 및 금리 또는 국내 코스피지수에 의한 영향이 더욱 증가될 것이라 보여진다. 이러한 이유로 본 논문은 국제유가의 변동에 따라서 국내 석유화학관련기업들의 주가가 어떠한 움직임을 보이는지 분석하고자 한다. 아울러 기존의 논문은 국제유가와 국내 증시(종합주가지수) 및 거시경제 지표들에 미치는 영향에 관한 연구는 활발히 진행되어 온 반면, 국제유가의 영향을 가장 직접적으로 받는 정유사와 석유화학제품을 생산하는 기업에 관한 연구는 제한적이었으며, 특히 개별주가에 관한 영향을 분석한 연구는 전무하다시피 하였다. 따라서 본 논문은 국제 유가가 국내 석유화학관련기업의 개별 주가에 미치는 영향을 분석하고자 하였으며, 아울러 개별 주가는 국제유가의 영향 외에, 환율, 금리 그리고 코스피지수의 영향을 받을 수도 있기 때문에 이들 변수들의 영향도 함께 고려하여 분석에 이용하였다.

기존의 국제유가 및 국내 석유시장을 분석한 연구들을 살펴보면 수출입 규제 완화에 따른 영향과 석유수입 자유화에 따른 영향을 분석한 연구들이 주를 이룬다. 이는 석유산업의 전반적인 연구들이기 보다는 이러한 분야가, 석유제품들이 국내 경제에 미치는 지대한 영향에 의한 국민들의 관심사이기 때문이다.

국내 연구에 있어서 김권식(2005)은 가격기준과 수량기준으로 구분하여 국제유가충격이 경제성장과 물가에 미치는 영향을 분석하였고, 이근영외 1인(2002)은 유가상승이 국민소득과 물가 및 통화정책에 미친 영향을 분석하였다. 서지용(2008)은 한국 주식시장의 수익률에 영향을 미치는 가장 큰 요인은 환율과 미국주식시장이며, 유가의 경우 주가의 상승기보다 하락기에 국내 주식수익률에 미치는 부정적 영향이 크다고 밝혔다. 임용택(2009)은 유가상승에 따른 물가의 변동을 충격반응함수 오차수정모형(VECM)을 통해 분석하였다. 국내석유제품 및 소비자가격 결정과정 분석에 있어서 김영덕(2001)은 가격 변동에 따른 휘발유의 수요탄력성 변화를 분석하였고, 손양훈·나인강(2002)은 국

내 휘발유가격이 국제유가와 환율의 변동에 어떻게 반응하는가를 분석하였다. 문영석(2004)은 VAR모형을 이용하여, 석유산업자유화 이후의 국내원유도입가의 변동과 환율의 변동에 대하여 분석하였다. 이영희(2006)는 국제유가의 변동이 한국경제 전반에 미치는 영향에 대하여 분석하였고, 권오복(2000)은 국제원유가격 변동과 한국의 원유도입가격에 관한 영향을, 서지용(2007)은 국제유가의 변동과 한국주식시장에 과급되는 위험에 관하여 연구하였다. 아울러 임대봉(2006)은 유가변동에 따른 경제적인 효과에 대해서 분석하였다.

## 제2절 논문의 내용 및 구성

본 논문은 모두 다섯 개의 장으로 구성되어 있다.

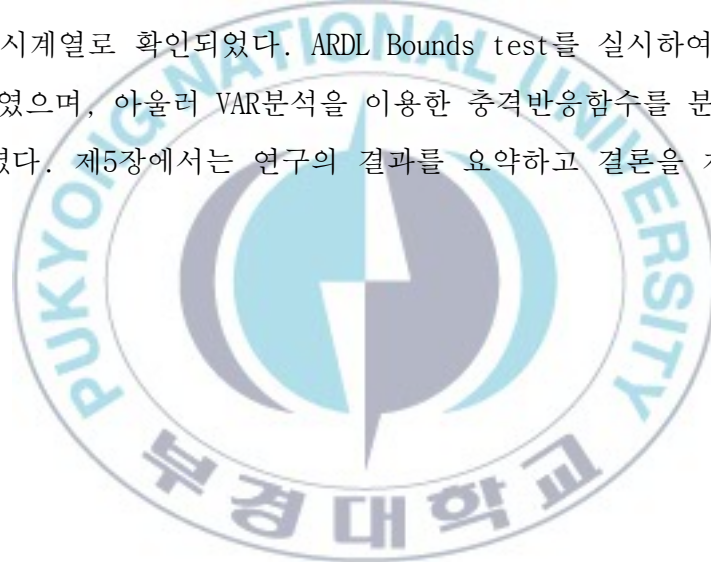
제1장에서는 연구의 배경 및 목적과 논문의 내용 및 구성에 대하여 설명하였다. 과거 석유가격에 관한 정부의 정책과, 기존연구에 대하여 간략히 설명하고, 연구의 목적을 제시하였다.

제2장에서는 관련 선행연구를 검토하였다. 국제유가가 국내경제에 미치는 영향에 관한 국내외 선행연구에 대해서 소개하고, 유가의 충격이 국내 주식시장에 미치는 영향과 국내 경제 및 세계 경제에 미치는 영향에 관한 연구에 대해 간략히 설명하였다.

제3장에서는 연구에 이용된 표본을 선정한 방법과 실증분석에 사용된 기법들에 대해 소개하였다. 아울러 연구에 사용된 표본은 두바이유가의 달러표기 주간 증가데이터를 이용하였으며, 표본의 선정은 국내 정유3사(SK, S-OIL, GS)와 한국석유화학공업협회의 회원사 중 국내 증시에 상장된 대표적인 17개사(LG화학, SK케미칼, 한화케미칼, 금호석유화학, 호남석유화학, KPX케미칼, SH에너지화학, 이수화학, 대한유화, 애경유화, OCI, 한국알콜산업, 태광산업, 대림산업, 카프로, 효성, 제일모직)를 선택하여 연구에 이용하였다. 표본들

또한 주간 증가 기준의 데이터를 연구에 활용하였으며, 연구에 이용된 모든 표본들에 대하여 ADF 및 Phillips-Perron 단위근 검증을 실시하고, ARDL(Autoregressive distributed lag) Bounds Test를 실시하여 공적분 유무를 판별하고, 유가충격이 국내 석유화학회사의 개별주가에 미치는 장·단기 영향에 대하여 실증 분석하였다. 추가적으로 단기적인 영향에 집중하기 위하여 충격반응함수 테스트를 실시하였다.

제4장에서는 표본을 이용하여 도출된 실증분석결과를 정리하여 기술하였다. 먼저 각 변수들에 대한 단위근 검증결과를 분석하고 표로 제시하였으며, 연구에 사용된 모든 표본에 대하여 두 가지 단위근 검증법, ADF(Augmented Dickey Fuller)방식과 PP(Phillips-Perron)방식 모두 실시하였다. 테스트 결과 S-OIL을 제외한 모든 변수들이 수준변수에서 단위근이 존재하는 차분정상적(DS) 과정인 I(1)시계열로 확인되었다. ARDL Bounds test를 실시하여 장·단기 관계를 분석하였으며, 아울러 VAR분석을 이용한 충격반응함수를 분석에 부가적으로 활용하였다. 제5장에서는 연구의 결과를 요약하고 결론을 제시하였다.





## 제2장 선행연구 및 이론적 배경

### 제1절 선행연구

한국은 국가경제에서 원유가 차지하는 비중이 매우 크고, 국제유가 변동이 경제에 미치는 영향 또한 상당히 크기 때문에, 국제 유가와 국내 경제 및 주가에 관한 연구는 활발히 진행되어 왔다. 그러나 이러한 연구는 주로 거시지표와 경제전반에 미치는 영향과 관련된 연구에 국한된 반면, 국제유가의 영향을 가장 직접적으로 받는 정유사와 석유화학제품을 생산하는 기업에 대한 연구는 제한적이었으며, 특히 개별기업의 주가에 미치는 영향에 관한 연구는 거의 전무하다시피 하였다. 기존의 연구는 주로 국제유가와 종합주가지수 및 거시경제 변수들 간의 관계, 그리고 휘발유, 석유제품 등의 가격 변동과 경제에 미치는 파급효과에 관한 연구가 주를 이루었다.

국제유가가 주가에 미치는 영향을 살펴보면, 먼저 국내 연구로 임대봉(2009)은 국제유가(Dubai)와 주가(Kospi)의 관계를 국제유가의 안정기(1993 ~ 1996)와 상승기(2000 ~ 2008.1)로 구분하여 분석하였다. 연구에 의하면, 안정기에는 국제유가와 주가는 부(-)의 상관관계, 인과관계분석에서는 국제유가변동이 주가변동에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 국제유가의 상승기에는 주가와 정(+)의 상관관계, 교차상관 관계분석에서도 전·후기의 추정계수가 정(+)의 값을 보여 국제유가와 주가는 동행한다고 주장하였다. 서지용(2008)은 한국 주식시장의 수익률에 영향을 미치는 주요요인으로 환율과 미국의 주가를 꼽았으며, 유가의 경우 주가의 하락기가 주가의 상승기에 비해 국내 주식수익

물에 미치는 부정적인 영향이 더욱 크게 작용한다고 주장하였다. 특히 서지용(2006)은 기업규모별 유가영향력에 관한 연구에서 우리나라 상장기업들의 경우 규모가 작을수록 해당 기업의 주가는 유가변화에 취약한 것으로 나타났으며, 이러한 배경으로 소기업은 수익성 및 생산성 측면에서 대기업 및 중기업에 비해 취약하기 때문인 것으로 분석하였다. 우리나라 기업들의 주가는 유가 및 시장포트폴리오의 변화에 매우 민감하게 반응하며, 금리수준이 낮을수록 주가는 상승하는 것으로 나타났다. 주가는 대기업의 경우 수익성, 유동성, 생산성의 차이에 따라, 중기업의 경우 수익성, 효율성, 생산성의 차이에 따라, 소기업의 경우 수익성, 생산성의 차이에 따라 유가에 차별적으로 반응함을 확인하였다. 관련 해외 연구를 살펴보면, 유가충격이 주식수익률에 미치는 영향에 관한 연구로는 Faff and Braisford(1999), Herrera(2007), Apergis and Miller(2009), Kilian and Park(2007)의 연구들이 있으며, 유가충격에 따라 각 업종별 주식수익률의 반응이 서로 상이함을 보였다. 그들은 이러한 원인이 주로 해당 업종의 석유사용정도에 따라 유의한 차이를 보인다고 주장하였다. 아울러, Babatunde Olatunji Odusami(2008)는 국제유가 상승이 일반적으로 주가에 부정적인 영향을 끼치는 반면 석유수출기구인 OPEC 회의가 주식시장에 미치는 영향은 유의하지 않다고 주장하였다. 반면, Joseph H. Davis and Roger Aliaga-Diaz(2008)는 유가변동이 주식수익률에 유의한 영향을 미치지 않는다고 주장하였다. 실물부문에서의 수요충격에 의한 원유의 가격상승은 주가수익률의 하락에 미치는 영향은 유의하지 않다고 주장하였다.

국제유가가 경제에 미치는 영향에 관한 연구를 살펴보면, 김영덕·문영석(2006)은 원유가격 상승에 대한 석유시장의 반응을 유가자유화 이전과 이후로 나누어 석유제품 소비모형을 VAR모형을 이용하여 분석하였다. 충격반응을 석유가격자유화 이전과 이후로 나누어 비교함으로써 가격자유화가 석유시장에 미치는 영향의 차이를 비교하였다. 석유소비는 유가자유화 이후에 원유가격 상승에 대하여 더 민감하게 반응하며, 가격자유화 이후에 국제유가에 대한 충

격이 석유소비에 미치는 영향이 더 심화되었다고 주장하였다. 이영희(2006)는 국제유가 변동이 한국경제에 미치는 영향에 관한 연구로 2005년 이후의 유가 전망치를 기준 시나리오(60달러, 배럴당)와 악화시나리오(80달러)를 적용하여, 국제유가 변동이 한국경제에 어떠한 방향성을 가지고 영향을 미치는가에 대한 원인을 분석하여, 기준시나리오 하에서 국내 생산자 물가는 1.34% (2004-2005년)포인트 상승한 것으로 추정하고, 악화시나리오의 경우 2.85% (2005년-2006년)포인트 상승할 것이라 예측하였다. 그러나 최근 유가 급등이 세계경제에 미치는 충격이 상대적으로 미미한 이유로 첫째, 유가 상승 속도가 과거에 비해 완만하고, 둘째, 실질유가 수준이 낮으며, 셋째, 세계 경제의 에너지 효율성 향상, 넷째, 중국의 저가 공세에 의한 물가안정, 다섯째, 미국 등 선진국의 부동산 가격 급등에 따르는 자산효과에 의한 소비 진작효과 때문인 것으로 주장하였다. 임대봉(2006)은 유가변동에 따른 경제적 효과에 관한 분석에 관한 연구에서, 국제유가의 급등은 교역조건을 악화시킴으로써 경제성장을 둔화시키고 소득수준의 저하, 소비 지출의 위축을 야기한다고 주장하였다. 관련 해외 연구로는, Mork(1989)는 유가충격과 산업생산량 사이에 밀접한 연관이 존재한다는 것을 제시하였고, Adelman(1995), Rodriguez(2008)는 석유 사용 감소로 인한 생산성 악화를 가져온다는 투입비용효과이론을 주장하였다. Rodriguez (2008)는 유가가 OECD국가들의 산업생산지수에 미치는 영향력을 실증적으로 분석하여 제시하였다.

위와 같이 국제유가와 주가의 관계에 관한 연구에서 기업의 규모별, 업종별로 차이를 보이며, 그 충격의 영향이 다른 모습을 보이는 것이 일반적이다. 또한 국제유가의 충격이 국내 경제에 미치는 영향은 과거 석유가격 자유화 이전보다 그 영향이 증대되었으나 점차 미미해지는 추세에 있다. 따라서 국내 석유화학제품을 생산하는 관련 기업들의 주가 또한 과거와 다른 모습을 보일 것이며 그 충격의 영향 또한 일관적이지 않으며, 같은 모습을 보이지 않을 것이라 예상된다. 그러나 국제유가의 충격이 국내 석유화학관련기업의 개별주가

에 미치는 영향에 관한 연구는 전무하다시피 하므로, 본 논문에서는 유가의 충격을 가장 직접적으로 받는 석유화학관련기업의 주가를 실증적으로 분석하고, 아울러 국제유가의 충격에 의한 국내 석유화학관련 기업의 주가 변동과, 국제유가의 움직임에 일관적으로 종속된 움직임을 보이지 않는다는 사실을 고찰하여 보는 것이 본 연구의 목적과 의의라 할 수 있다.

## 제2절 이론적 배경

국제유가의 충격은 일반적으로 국내경제에 부정적 영향을 미친다고 볼 수 있다. 국제 유가의 상승은 KOSPI 지수의 하락을 촉발시키며, 개별기업의 주가 또한 KOSPI 지수의 영향에서 자유로울 수 없다. 그러나 최근 국내 정유사 및 석유관련기업들의 수익구조가 다변화 되고, 원유를 이용하여 제품을 가공하여 재수출하는 가공무역의 형태로 변화함으로써 과거보다 유가충격이 국내 산업에 미치는 영향이 축소되었으며 국제유가의 충격이 석유화학산업 관련기업의 주가에 미치는 영향 또한 축소되는 추세에 있다. 이는 석유화학 산업이 여전히 대표적인 독과점 산업이며 석유화학제품의 대체재가 없는 상황에서 가격의 수요탄력성이 매우 낮기 때문이다. 이러한 이유로 각 개별기업들이 유가충격으로 인한 수익률 악화를 제품가격에 적극적으로 전가시키고 있기 때문이라 보여 진다. 과거 국가가 석유가격을 통제할 시절에는 국제 유가 충격이 기업의 수익률에 미치는 부정적 영향이 고스란히 전해졌다면, 정부의 석유산업 자유화 조치 이후 각 기업이 유가 충격을 제품 생산원가에 전가시키고 또한, 각 개별 기업 간 건전한 경쟁이 촉발되었다기 보다는 담합에 의한 가격상승이 기업의 수익률 악화를 막는 주요한 원인이었다고 볼 수 있다. 이러한 현상으로 국제유가는 과거와 다르게 석유화학관련기업의 수익성에 반드시 직접적이며 치명적 타격을 입힌다고 볼 수 없다. 또한 이러한 현상은 국제유가의 변동과

국내 석유화학관련기업의 수익성 사이에 부(-)의 뚜렷한 움직임은 보인다고 볼 수 없으며, 그 영향력 또한 절대적이지 않다는 것을 의미한다. 오히려 개별기업의 주가는 환율, 금리 및 코스피의 영향이 더욱 클 가능성이 있고, 이는 국제유가와 석유화학관련기업 주가의 움직임에 대한 일반적 시각인, 국제유가와 석유화학관련기업의 주가 간 부(-)의 상관관계를 가진다는 시각에 상반되는 현상으로 볼 수 있다.

$$S_i = f(EX, KOSPI, CBY, DUBAI) \quad \text{<식 2-1>}$$

본 논문에서는 <식 2-1>과 같이 코스피지수에 추가적인 환율, 금리, 국제유가를 고려하여 주가결정모형을 구성하였다. 본 모델은 석유화학관련기업의 특성상 샤프-린트너의 CAPM(Capital Asset Pricing Model)에 근거하여 코스피지수에 추가적으로 환율 금리 그리고 국제유가가 미치는 영향을 분석하기 위한 것이다.  $S_i$ 는 개별기업의 주가,  $EX$ 는 환율,  $KOSPI$ 지수는 종합주가지수,  $CBY$ 는 3년만기 AA- 등급의 회사채 금리,  $DUBAI$ 는 두바이 유가를 나타낸다.

일반적으로 환율은 국내 석유화학제품 관련기업에는 부(-)의 영향력을 가진다고 볼 수 있다. 환율의 상승은 원유수입가격의 상승 및 원자재가격 부담을 증대시키는 요인으로 작용할 수 있으며, 이는 가격경쟁력 악화를 불러 올 수 있다. 그러나 석유화학관련기업들이 생산하는 상품이 수출위주인지 내수위주인지에 따라 기업별로 다른 영향을 받을 수 있고, 또한 최근 석유화학관련제품을 생산하는 기업들이 원자재를 재가공하여 고부가가치 상품으로 재수출하는 가공무역의 형태로 볼 때 반드시 부(-)의 상관관계를 가진다고 볼 수는 없다. 코스피지수는 개별기업 주가에 유의한 정(+)의 영향을 미칠 가능성이 크다. 연구에 이용된 기업은 모두 코스피에 상장된 기업으로서 개별기업의 주가의 움직임은 일반적으로 코스피지수의 움직임과 완전히 독립된 움직임을 보일 가능성이 매우 낮다. 금리 또한 각 기업별로 유의한 차이가 있을 수 있다. 기

업 규모별 조달 금리와 금융비용이 다를 수 있기 때문이다. 오히려 금리의 상승은 코스피 지수와 관계가 유의할 수 있으며, 코스피 지수는 금리와 부(-)의 상관관계를 가지는 것이 일반적이다. 그러나 최근의 연구에서는 이마저도 그 관계가 유의하지 않다. 장병기(2002)는 금융위기이후 국내외 금융변수간의 동태적 관계변화에 관한 연구에서 주가와 금리의 관계는 경제상황에 따라 다르게 나타날 수도 있음을 보였다. 본 연구에서는 국제유가의 대응변수로 두바이유가를 사용하였다. 국내에 수입되는 원유는 모두 두바이원유이며, 본 연구의 목적은 국내 석유화학제품을 생산하는 개별기업의 주가의 움직임에 고찰해보는데 있으므로, 두바이 유가를 이용하여 국내 석유화학관련기업의 주가의 움직임을 살펴보는데 문제가 없다. 두바이유가에 의한 개별기업 주가의 움직임은 내수 위주의 상품을 생산하는 기업은 부(-)의 영향을, 수출위주의 상품을 생산하는 기업은 정(+)의 영향을 미칠 가능성이 클 것이다.

관련기업의 주가 움직임과, 두바이유가, 환율, 금리 및 코스피지수의 움직임은 ARDL Bounds test 및 VAR 충격반응함수 등을 통해서 설명할 수 있다. 따라서 본 논문에서는 ADF(Augmented Dickey Fuller) 및 PP(Phillips-Perron) 단위근 검정과 ARDL Bounds test를 이용하여 장·단기 관계를 분석하였다. 그리고 일부 변수에 단위근이 존재하는 문제점을 극복하고 좀 더 단기관계에 집중하여 분석하기 위해 VAR 충격반응함수를 추가적으로 분석에 이용하였다.

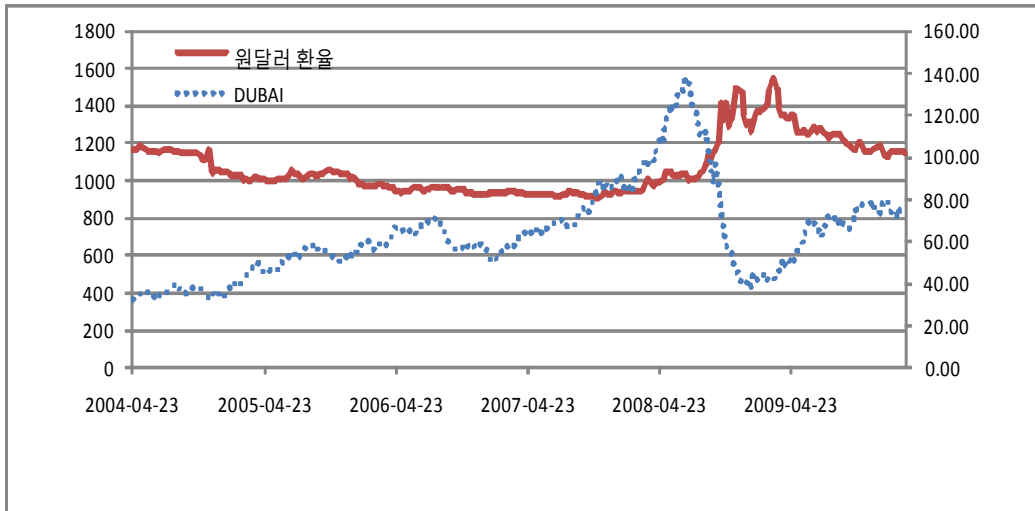
## 제3장 분석 자료 및 분석 방법

### 제1절 표본선정

국내 석유화학 산업에 관련한 개별기업의 주가는 국제유가뿐 아니라 환율, 금리, Kospì 등의 영향을 받는다. 따라서 본 연구에서는 원/달러 환율 및 금리(3년 만기 AA- 회사채), KOSPI 지수를 포함하여 개별기업의 주가에 미치는 국제유가(Dubai)의 영향을 분석하였다. 2004년에서 2009년 말을 기준으로 두바이 유가의 주간 증가 데이터를 활용하였으며, 금리는 3년 만기 회사채 금리의 주간 데이터를 활용하였다. 환율은 원/달러 환율의 주간 증가 데이터, 각 개별기업의 주가 또한 주간 증가 데이터를 활용하여 분석하였다. 이는 석유자유화 조치 이후 시장이 완전히 안정되고, 법의 제정 및 공포로 부터의 충격에서 충분히 벗어난 시점이며, 순수한 국제유가로 부터의 영향을 분석하기 위하여 비교적 최근의 데이터를 연구에 이용하였다.

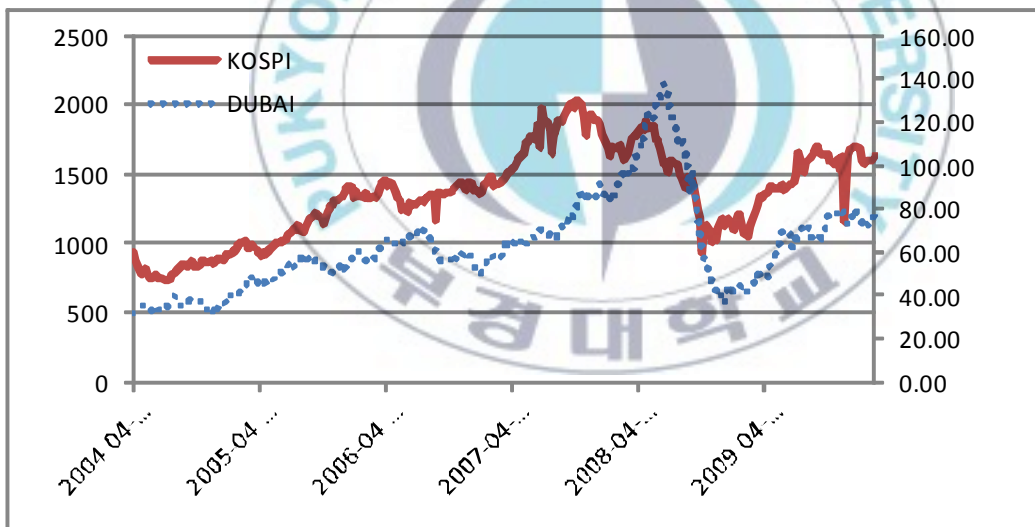
연구에 사용된 표본은 국내 대표적인 정유사 3개사(SK, S-OIL, GS)를 선정하고, 석유화학제품을 생산하는 한국석유화학공업협회의 회원사 중 국내 증시에 상장된 대표적인 17개 기업(금호석유화학, 대한유화, 애경유화, 태광산업, 한국알콜산업, KPX케미칼, LG화학, SK케미칼, 한화케미칼, 효성, 대림산업, 호남석유화학, SH에너지화학, OCI, 이수화학, 제일모직, 카프로)을 선정하여 분석에 이용하였다.

<그림 3-1 >원-달러 환율과 두바이 유가의 주간 증가 그래프



주) 원달러 환율은 주간증가 기준이며, 두바이원유가격은 현물기준 달러표기 주간 증가임.

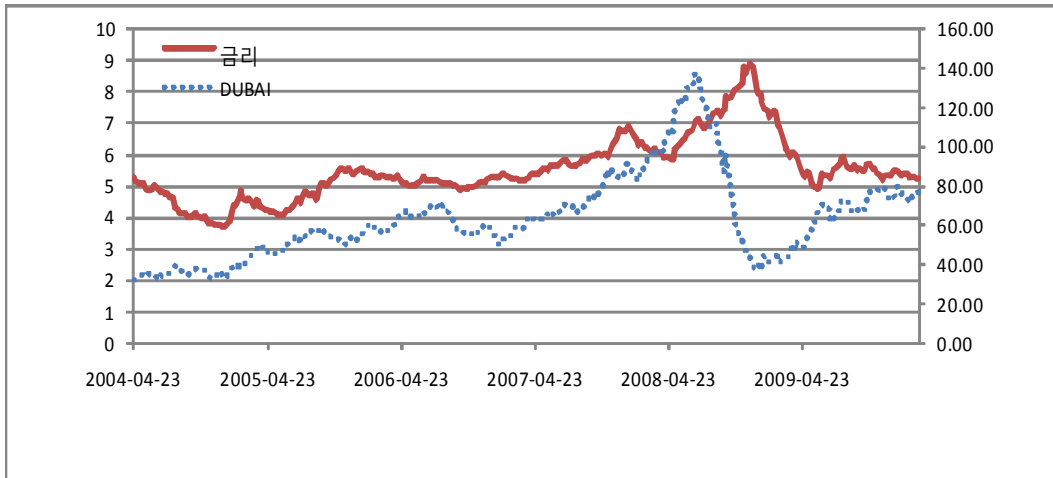
<그림 3-2 >코스피지수와 두바이유가의 주간 증가 그래프



주) 코스피는 주간증가 기준이며, 두바이원유가격은 현물기준 달러표기 주간 증가임.



<그림 3-3 >금리(AA-등급의 회사채)와 두바이 유가의 주간 증가 그래프



주) 금리는 AA- 등급의 회사채 주간증가 기준이며, 두바이원유가격은 현물기준 달러표기 주간 증가임.

본 연구에서는 DUBAI유가 외에 환율, 금리, KOSPI지수를 각 개별기업의 주가에 영향을 미치는 경제변수로 사용하였다. 이들은 국내경기의 변동을 대표하는 거시경제 변수들로서 환율, 금리, KOSPI지수의 움직임은 주가에 영향을 주게 되며 개별기업의 주가 변동은 이러한 변수들의 영향을 받을 수도 있기 때문이다. 우리나라는 대외 무역의 의존도가 매우 높은 소규모 개방경제이므로 환율의 변동성이 경제전체에 미치는 파급효과가 매우 크다고 할 수 있다. 2) 또한 경기변동에 의한 금리에 따른 경제파급효과 또한 개별 주가에 지대한 영향을 미치며, 각 개별종목은 KOSPI 지수의 등락으로 부터 독립적으로 움직이지 않는다. 식<3-1>은 개별기업의 수익률, 두바이유가, 환율, 금리, KOSPI의 변화율을 나타내는 축약형 모델이다.

2) 한국은 대외무역이 전체 경제에서 차지하는 비율이 50%를 상회하며 이는 미국을 비롯한 대부분의 서구권 국가에 비해 매우 큰 비중이다.

$$S = f(EX, KOSPI, CBY, DUBAI) \quad \text{<식 3-1>}$$

<식 3-1>에서,  $S_i$ 는 개별기업의 주가,  $EX$ 는 환율,  $KOSPI$ 지수는 종합주가지수,  $CBY$ 는 3년만기 AA- 등급의 회사채,  $Dubai$ 는 두바이 유가를 나타낸다.

$$\ln S = \beta_0 + \beta_1 \ln EX + \beta_2 \ln KOSPI + \beta_3 CBY + \beta_4 \ln DUBAI + e_t \quad \text{<식 3-2>}$$

식 <3-1>에 로그선형함수를 적용한 계량분석모형은 식<3-2>와 같이 나타낼 수 있다.

## 제2절 분석 방법

### 가. 단위근

시계열분석에 있어 자료에 단위근이 존재한다면 시계열자료가 불안정적(non-stationary)이라고 판단할 수 있다. 즉 비정상적인 시계열일 경우 가성회귀(Spurious regression)현상이 발생할 수 있으며, 이는 서로 상관이 없는 시계열들이 회귀분석 상 서로 상관이 있는 것처럼 나타날 수 있는 문제를 내포하고 있다. 따라서 회귀분석을 실시하기에 앞서 시계열 자료에 대하여 단위근 검정(unit root test)을 실시한다. 단위근 존재 시 차분과정을 통해 정상 시계열로 변환할 수 있으며, 이러한 비정상 시계열의 식별을 위해 자기상관성<sup>3)</sup>도표(correlogram)를 사용하기도 한다. 그러나 자기상관성 도표만으로 비

3) 잔차의 자기상관성을 탐지하기 위해 가장 흔히 사용되는 통계량은 Durbin & Watson(1951)의 DW통계량이다. 이 통계량은 회귀모형이 상수항을 갖고 있고, 독립변수가 확률적(stochastic)이지 않으며, 종속변수의 시차값(lagged value)이 독립변수로 포함되어 있지 않아야 한다는 가정하에서 계산된다.

정상시계열을 판단하기에는 애매모호한 패턴을 보이는 경우가 많으며, 단위근 검정(unit root test)을 통해 단위근의 유무로 비정상 시계열을 판단할 수 있다. 단위근 검정을 위해 사용되는 일반적인 방법은 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법과 PP(Phillips-Perron) 검정법이 대표적이다. 아울러 구조변화를 고려한 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정 및 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검정방법이 있다. 본 연구에서는 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정과 PP(Phillips-Perron)검정법을 사용하여 단위근의 존재여부를 검증하였다.

### (1) 단위근 검정

시계열의 안정성은 단위근 검정(unit root test)으로 직접 검정할 수 있다. 시계열 변수  $y_t$ 에 대한 AR(1)모형은 다음과 같다.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \nu_t \quad \text{<식 3-3>}$$

$\nu_t$ 는 영인 평균과 일정한 분산  $\sigma_\nu^2$ 를 갖는 무작위 교란항이다. 이 모형에서  $\rho=1$ 인 경우  $y_t$ 는 불안정한 확률보행  $y_t = y_{t-1} + \nu_t$ 이며 계수가  $\rho=1$ 이므로 단위근(unit root)을 갖는다고 한다.

확률보행 과정  $y_t = \rho y_{t-1} + \nu_t$ 의 분산을 계산해 봄으로써 불안정하다는 사실을 알 수 있다.  $y_0 = 0$ 이라 가정하고 다음과 같이 반복적으로 대체시켜 보자.

$$\begin{aligned} y_1 &= \nu_1 && \text{<식 3-4>} \\ y_2 &= y_1 + \nu_2 = \nu_1 + \nu_2 \\ y_3 &= y_2 + \nu_3 = \nu_1 + \nu_2 + \nu_3 \\ &\vdots \\ y_t &= \sum_{j=1}^t \nu_j \end{aligned}$$

따라서 다음과 같다.

$$\text{var}(y_t) = t\sigma_v^2 \quad \text{<식 3-5>}$$

$y_t$ 의 분산은 시간이 흐름에 따라 변화하므로 불안정한 계열이 된다. 사실  $t \rightarrow \infty$ 함에 따라  $y_t$ 의 분산은 무한하게 커진다.

$|\rho| < 1$ 인 경우 AR(1)과정이 안정적이라는 사실을 기억하자. 따라서  $|\rho| < 1$ 또는 간단히  $\rho < 1$ 인 대립가설에 대응하는  $\rho = 1$ 인 귀무가설을 검정함으로써 불안정성에 대한 검정을 할 수 있다. 검정을 편리한 형태로 만들기 위해 <식 3-3>의 양편에서  $y_{t-1}$ 을 감하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \rho y_{t-1} + \nu_t \\ \Delta y_t &= (\rho - 1)y_{t-1} + \nu_t \\ &= r y_{t-1} + \nu_t \end{aligned} \quad \text{<식 3-6>}$$

여기서  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ 이고  $r = \rho - 1$ 이다. 그러면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} H_0 : \rho = 1 &\leftrightarrow H_0 : r = 0 \\ H_1 : \rho < 1 &\leftrightarrow H_1 : r < 0 \end{aligned} \quad \text{<식 3-7>}$$

변수  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ 을 계열  $y_t$ 의 제1차 차분(first difference)이라 한다.  $y_t$ 가 확률보행을 하는 경우  $r=0$ 이 되며 다음과 같다.

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \nu_t \quad \text{<식 3-8>}$$

계열  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ 의 흥미로운 점은 가정한 것처럼 확률오차  $\nu_t$ 가 순수하게 확률적인 경우 안정적이 된다는 것이다. 제1차 차분을 하여 안정적이 될 수 있는  $y_t$ 와 같은 계열은 1차수 누적 (integrated of order 1)되었다 하고 I(1)으로 나타낸다. 안정적인 자료는 영차수 누적되었다고 하거나 I(0)이라 한다. 일반적으로 계열이 d번 차분되어야만 안정적이 되는 경우 d차수 누적 (integrated of order d)되었다고 하거나 I(d)라고 한다.

## (2)디키-풀러(Dickey-Fuller)검정

<식 3-5>의 가설을 검정하기 위하여 통상적으로 실시했던 최소제곱을 통해 <식 3-4>를 추정하고 보통 때와 같이  $\gamma=0$ 이란 가설에 대한 t-통계량을 검토한다. 만약 귀무가설이 참인 경우  $y_t$ 는 확률보행<sup>4)</sup>을 하므로 t-통계량은 더 이상 t-분포를 갖지 않는다. 따라서 타우통계량( $\tau$ (tau) statistic)이라 불리는 이 통계량은 특별히 고안된 임계값과 비교하여야만 한다. 원래 이 임계값은 통계학자 디키(Dickey)와 풀러(Fuller)에 의해 표로 만들어졌다. (D.A. Dickey and W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the American Statistical Association, 74, 1979, 427-431 참조). 이 임계값을 사용하는 r 검정은 디키-풀러 검정(Dickey-Fuller test)이라고 알려져 있다.

Dickey와 Fuller는 계열이 확률보행인지 여부를 검정하는 것 이외에 추세선(drift)이 존재하는 경우 단위근(확률보행 과정)의 존재에 관한 임계값을 또한 개발하였다.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \nu_t \quad \text{<식 3-9>}$$

4) 확률추세(stochastic trend)를 갖는 시계열은 일단 무작위적 충격이 발생하면 그것의 영향이 영속적으로 지속되기 때문에 확률적으로 형성된 추세이다.

이런 계열은 분명한 추세를 보여준다. 거시경제 변수들은 자주 강한 추세를 나타내므로 이는 매우 중요한 경우이다.

비확률적인 추세를 명백하게 포함시키는 것도 또한 가능하다. 이렇게 하기 위해서 시세추세 또는 시간  $t$ 를 포함시켜 다음과 같이 모형을 더욱 수정할 수 있다.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma y_{t-1} + \nu_t \quad \text{<식 3-10>}$$

타우( $\tau$ )통계량의 임계값은 <표 3-1>에 나타나 있으며 이는 단측검정의 경우 대표본에서 타당하다. 이 값을 마지막 행에 있는 표준값과 비교하여 보면 안정적 과정이라는  $\gamma < 0$ 인 대립가설을 받아들이고 단위근-불안정한 과정이라는  $\gamma = 0$ 인 귀무가설을 기각하기 위해서  $\tau$ -통계량이 통상적인 것보다 음(-)의 더 큰 값을 가져야 한다는 사실을 알 수 있다. 예를 들면 <식 3-7>에서처럼 식의 오차항이 자기상관 될 가능성을 배제하기 위하여 추가적인 항이 포함될 수 있다. 수정된 모형은 다음과 같다.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m a_i \Delta y_{t-i} + \nu_t \quad \text{<식 3-11>}$$

여기서는 다음과 같다.  $\Delta y_{t-1} = (y_{t-1} - y_{t-2}), \Delta y_{t-2} = (y_{t-2} - y_{t-3}), \dots$

이 모형에서  $\gamma = 0$ 이라는 귀무가설을 검정할 경우 이를 증대된 디키-풀러검정 (Augmented Dickey-Fuller test)이라 한다. 이 검정의 임계값은 <표 3-1>의 디키-풀러 검정의 경우와 같다.

<표 3-1> 디키-풀러 검정의 임계값

모 형	1%	5%	10%
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \nu_t$	-2.56	-1.94	-1.62
$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \nu_t$	-3.43	-2.86	-2.57
$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma y_{t-1} + \nu_t$	-3.96	-3.41	-3.13
표준 임계값	-2.33	-1.65	-1.28

주) 임계값은 다음을 참조하였다. R. Davidson and J. G. Mackinnon (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press, P.708

### (3)PP(Phillips-Perron)검증

ADF검증은 오차가 독립적이고 동일한 분포(i. d. d.)<sup>5)</sup>를 갖는다는 것을 가정하고 있다. ADF검증의 이 가정은 실제에서는 상당히 제약적인 가정일 수 있다.. Phillips & Perron(1998)은 오차항이 자기상관성과 이분산성을 갖는 경우로 ADF검증을 일반화하였다.

Phillips-Perron(PP)검증에서 사용된 모형들은 ADF검증에서 사용된 <식 3-11>과 기본적으로 동일하다. PP검증의 검증통계량의 점근분포(asymptotic distribution)는 ADF와 동일하므로, PP검증의 임계값은 ADF의 그것 <표 3-1>과 동일하다.

5) 평균이 0인 정규분포를 갖는 백색잡음  $\epsilon_t$ 의 과정은 가우스과정(Gaussian process)이라고 한다. 달리 언급하지 않는 한, 백색잡음  $\epsilon_t$ 는 가우스 백색잡음과정(Gaussian white noise process)에 따르는 것으로 간주한다. 이는 동일하고 독립적으로 분포된(identically and independently distributed) i. d. d. 과정이라 부른다.

## 나. ARDL 한계검정법(Autoregressive distributed lag bounds test)

본 연구에서는 주간데이터의 활용으로 인한 소표본의 문제를 해결하고, 아울러 개별기업의 주가에 미치는 유가, 환율, 코스피 및 금리의 장·단기 영향을 분석하기 위하여 ARDL(Autoregressive distributed lag) bounds test를 분석에 이용하였다. 한계검정법은 공적분 검정에 있어서 UECM(Unrestricted Error Correction Model)에 기초한 단일 방정식 접근방식으로써 Engle and Granger(1987)와 Johansen(1988)이 제시한 공적분 검정방법들과 비교하여 여러가지 장점이 있다.

첫째, 기존의 방법들은 같은 적분차수  $I(1)$ 을 갖는 비정상(nonstationary)인 변수들에 있어서 공적분 검정이 이루어졌으나, 한계검정법은 설명변수의 적분차수가  $I(0)$ ,  $I(1)$ 에 무관하게 변수들 간의 공적분 관계를 검정할 수 있다. 즉, 단위근 검정의 낮은 검정력이 문제가 되고 있으나 본 연구에서는 단위근 검정은 ADF(Augmented Dickey Fuller)와 PP(Phillips-Perron)방식을 통해 단점을 극복하였다. 한편 Pesaran and Pesaran(1997)은 단위근 검정력이 낮고(즉, near unit root) 설명변수의 단위근 중 하나 혹은 두개 이상이 1(unity)로 접근함에 따라 검정 통계치의 분포함수가 변할 수 있으며, 이러한 경우에 기존의 공적분 방법에 문제가 발생할 수 있음을 지적하였다. 그러나 한계검정법은 이러한 상황에 제약을 받지 않는다.

둘째, Johansen(1998) 및 Johansen and Juselius(1990) 등과 같은 전통적인 공적분 검정법들은 VAR에 근거하기 때문에 대표본을 요구하는 다변량 검정법이라 할 수 있다. Mah(2000)의 연구에 따르면 이러한 검정법들이 소표본에 적용되었을 경우 검정의 신뢰도에 문제가 발생하는 것으로 나타났다. 또한 Cheung and Lai(1993)의 연구에 의하면, 소표본인 경우 Johansen(1998)의 우도비 검정(likelihood ratio test)은 공적분 벡터 수에 대한 편이(bias)를 받



생시킬 수 있다고 밝혔다. 그러나 Pesaran and Shin(1999)은 적은 표본일지라도 ARDL모형에 기초한 OLS의 단기적 추정치들은 일치추정량(consistency)이며 또한 장기적으로 초일치성(super-consistency)을 갖는다는 것을 보였다. 따라서 기존의 공적분 검정방법들과는 달리 한계검정법은 소표본에서도 검정이 가능하다는 장점이 있다. 본 연구에서는 표본의 갯수가 306개로 비교적 소표본에 속하지는 않지만 Johansen type의 공적분 방식은 편이를 발생시킬 가능성을 내포하고 있다. 따라서 한계검정법은 적절한 선택이라 볼 수 있다.

셋째, Johansen 검정법은 모든 변수들을 내생변수로 간주하는 VAR모형을 토대로 공적분 관계를 추정하기 때문에 설명변수와 종속변수의 구분이 명확하지 않으나, ARDL-UECM (Autoregressive distributed lag - Unrestricted Error Correction Model) 모형은 단일방정식이므로 하나의 공적분 관계가 성립되었을 경우 종속변수와 설명변수의 구분이 명확해진다. 본 연구는 개별기업의 주가가 종속변수로 주어지고 환율, 코스피지수, 금리 및 두바이유가가 독립변수로 주어지고 있으므로 한계검정법이 보다 적절한 방법이라 하겠다.

따라서 본 연구에서는 단일 방정식(single equation) 모형을 기본으로 하여 각 변수간의 장기관계를 <식 3-12>와 같이 설정한다.

$$\ln S_i = \beta_0 + \beta_1 \ln EX + \beta_2 \ln KOSPI + \beta_3 CBY + \beta_4 \ln DUBAI + e_t \quad \text{<식 3-12>}$$

여기서  $S_i$ 는 개별종목의 주가,  $EX$ 는 원-달러 환율,  $KOSPI$ 는 코스피지수,  $CBY$ 는 금리(3년만기 AA- 등급의 회사채 금리),  $DUBAI$ 는 두바이 유가를 의미한다. 다음으로 <식 3-12>에 근거하여 ARDL모형을 설정한 후, 한계검정법을 이용하여 각 변수 간의 공적분 관계(장기관계)를 분석한다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln S_t = & \beta_0 + \sum_{a=1}^n b_{1a} \Delta \ln S_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{2a} \Delta \ln EX_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{3a} \Delta \ln KOSPI_{t-a} \quad \langle \text{식 3-13} \rangle \\ & + \sum_{a=0}^n b_{4a} \Delta CBY_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{5a} \Delta \ln DUBAO_{t-a} + b_6 \ln S_{t-1} + b_7 \ln EX_{t-1} \\ & + b_8 \ln KOSPI_{t-1} + b_9 CBY_{t-1} + b_{10} \ln DUBAI_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

여기서  $\Delta$ 는 각 변수의 차분을 의미한다. 변수들 간의 장기관계를 분석하기 위하여 Pesaran, Shin and Smith(2001)는 Wald 검정에 기초하여 한계검정법(bounds test)을 제시하였다. 각 변수가 다른 차수(즉,  $I(0)$  혹은  $I(1)$ )로 적분되는 것에 상관없이 각 변수간의 공적분 관계가 성립하지 않는다는 귀무가설을 시뮬레이션으로 얻어진 F 통계량을 이용하여 검정한다. <식 3-13>의 비제약오차수정모형 (UECM)으로부터  $\ln S_{t-1}, \ln EX_{t-1}, \ln KOSPI_{t-1}, \ln CBY_{t-1}, \ln DUBAI_{t-1}$  등 1시차 수준변수들을 제외하는 제약오차수정모형(Restricted Error Correction Model: RECM)을 고려하면서 검정통계량을 추정할 수 있다. 즉, 다음과 같이 결합유의수준(joint significance)에 대한 귀무가설과 대립가설을 설정하여 Wald 검정을 시행한다.

$$\begin{aligned} H_0 : & b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = b_{10} = 0 \\ H_1 : & b_6 \neq b_7 \neq b_8 \neq b_9 \neq b_{10} \neq 0 \end{aligned} \quad \langle \text{식 3-14} \rangle$$

요한센(Johansen) 공적분 방법과는 달리 한계검정법은 하나의 공적분 벡터를 가정하고 있다. Pesaran, Shin and Smith(2001)가 시뮬레이션을 통하여 설정한 상한 유의수준(upper critical bounds value)보다 계산된 F통계량이 큰 경우, 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 기각된다. 또한 하한 유의수준(lower critical bounds value)보다 작은 경우에는 귀무가설을 기각할 수 없다. 만약 계산된 F 통계량이 상한과 하한 유의수준 사이에 있는 경우에는

공적분 존재에 대한 결론을 얻을 수가 없다. 추정된 UECM 모형으로부터 설명 변수에 대한 종속변수의 장기탄력성은 각각  $-b_7/b_6$ ,  $-b_8/b_6$ ,  $-b_9/b_6$ ,  $-b_{10}/b_6$ 의 형태로 나타낼 수 있으며 단기탄력성은 차분변수들의 계수들로부터 확인할 수 있다.

#### 다. 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model)

회귀모형에서는 모형의 형태를 결정하는데 어떤 인과관계의 존재를 가정한다. 이러한 인과관계의 가정들은 변수 간 피드백(feedback)효과나 상호작용을 고려하지 않는다. 만약 어떤 변수들이 다른 변수들에 대해 외생적(exogenous) 변수인지 확신할 수 없을 경우, 이 변수들을 대칭적으로 다룰 수 있는 모형을 설정할 필요가 있다.

편의상, 피드백 효과를 갖는 두 변수  $X_{1,t}$ 와  $X_{2,t}$ 가 있다고 하면, 두 변수 사이의 관계는 다음의 2변량 시스템으로 표현될 수 있다.

$$X_{1,t} = \alpha_{10} + \beta_{12}X_{2,t} + \phi_{11}X_{1,t-1} + \phi_{12}X_{2,t-1} + \epsilon_{1,t} \quad \text{<식 3-15>}$$

$$X_{2,t} = \alpha_{20} + \beta_{20}X_{1,t} + \phi_{21}X_{1,t-1} + \phi_{20}X_{2,t-1} + \epsilon_{2,t} \quad \text{<식 3-16>}$$

이 모형에서 다음의 두 가지가 가정된다. 첫째,  $X_{1,t}$ 와  $X_{2,t}$ 는 정상적(stationary)이다. 둘째,  $\epsilon_{1,t}$ 와  $\epsilon_{2,t}$ 는 각각  $\sigma_{\epsilon_1}^2$ 와  $\sigma_{\epsilon_2}^2$ 의 분산을 갖는 백색잡음 잔차이다. 두 변수  $X_{1,t}$ 와  $X_{2,t}$ 는 위의 2변량 모형에서 동시에 결정되기 때문에, 두 변수는 내생(endogenous)변수이다. 필요하다면 다른 외생변수들을 모형의 우변에 포함시킬 수 있다. <식 3-15>과 <식 3-16>의 2변량 모형은 다음과 같은 행렬 형식으로 표현될 수 있다.

$$\begin{pmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{pmatrix} \quad \text{<식 3-17>}$$

$$\text{즉 } \beta X_t = \alpha + \Phi X_{t-1} + \epsilon_t$$

※ 단,  $X_t = [X_{1,t} \ X_{2,t}]'$ 는 외생변수들의 벡터이고,  $\epsilon_t = [\epsilon_{1,t} \ \epsilon_{2,t}]'$ 는 오차항의 벡터.  $\beta$ ,  $\alpha$ 와  $\Phi$ 는 모수들에 대응하는 행렬들이다.

2변량 모형은  $X_{1,t}$ 와  $X_{2,t}$  사이의 동시적인 피드백 효과를 포함한다. <식 3-15>과 <식 3-16>에서  $\beta_{21}$ 이 0이 아니라면,  $X_{2,t}$ 에 대한 순수한 충격  $\epsilon_{1,t}$ 는  $X_{1,t}$ 에 미치는 영향을 통해서  $X_{2,t}$ 에 대해 간접적인 동시적 효과를 미친다. 이와 같은 논리로 <식 3-15>의  $\beta_{12}$ 가 0이 아니라면,  $X_{2,t}$ 에 대한 순수한 충격  $\epsilon_{2,t}$ 도  $X_{2,t}$ 에 미치는 영향을 통해서  $X_{1,t}$ 에 대해 간접적인 동시적인 효과를 미친다.

<식 3-17>은  $\beta$ 의 역행렬을 양변에 곱하여 줌으로써 다음과 같은 축약형 모형(reduced form)으로 변형될 수 있다.

$$X_t = \beta^{-1}\alpha + \beta^{-1}\Phi X_{t-1} + \beta^{-1}\epsilon_t$$

이 방정식은 다음과 같이 더 단순한 형태로 나타낼 수 있다.

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \epsilon_t \quad \text{<식 3-18>}$$

$$\text{또는 } \begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} \\ a_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{pmatrix}$$

위 식에서  $A_0 = \beta^{-1}\alpha$ ,  $A_1 = \beta^{-1}\Phi$  및  $\epsilon_t = \beta^{-1}\epsilon_t$ 이다. 축약형(reduced form)모형인 <식 3-18>은 다음과 같이 바꾸어 쓸 수 있다.

$$X_{1,t} = a_{10} + a_{11}X_{1,t-1} + a_{12}X_{2,t-1} + \epsilon_{1,t} \quad \text{<식 3-19>}$$

$$X_{2,t} = a_{20} + a_{21}X_{1,t-1} + a_{22}X_{2,t-1} + \epsilon_{2,t} \quad \text{<식 3-20>}$$

<식 3-19>과 <식 3-20> 혹은 <식 3-18>는 1차 벡터자귀회귀(vector autoregression : VAR)의 표준적인 형태로서 VAR(1)모형이라고 한다. <식 3-15>, <식 3-16> 혹은 <식 3-17>는 VAR모형의 원형(primitive) 또는 구조적(structural) 모형이라고 하는 것으로서, <식 3-19>, <식 3-20> 또는 <식 3-18>으로 표시된 축약형(reduced)또는 표준(standard)모형과 구별된다.

<식 3-18>의 VAR(1)모형은 다음과 같은 k변량 VAR(p)모형으로 일반화 될 수 있다.

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + \dots + A_pX_{t-p} + \epsilon_t \quad \text{<식 3-21>}$$

$$\text{단, } X_t = [X_{1,t} \dots X_{k,t}]' \text{ 이고 } \epsilon_t = [\epsilon_{1,t} \dots \epsilon_{k,t}]'$$

<식 3-18>의 VAR(1)모형이 AR(1)모형과 매우 흡사하게 보인다는 것을 알 수 있다. 실제로 VAR모형은 AR모형의 다변량 형태이고, VAR모형의 많은 통계적인 특성들은 AR모형의 특성으로 그대로 확장될 수 있다.

#### 라. 충격반응함수 (Impulse Response Function)

벡터자귀회귀모형(VAR)은 변수간의 단기 관계에 관하여 살펴볼 수 있는 유용한 방법이다. 따라서 본 연구에서는 ARDL-UECM Bounds test와 아울러, 변수간의 단기 관계에 대하여 좀 더 집중적으로 알아보기 위해 추가적으로 벡터자귀회귀모형을 실시한 후 충격반응함수를 통해 단기관계를 고찰해 보았다.

충격반응함수는, VAR(벡터자귀회귀모형)의 추정계수를 바탕으로 모형의 변수에 일정한 충격이 가해졌을 때 그 충격에 대한 모형의 변수들이 어떻게 반응하는가를 나타내는 것으로서, 변수 간 상호인과관계 분석과 정책변수의 변화에 따른 파급효과의 분석에 주로 이용되는 것으로, 충격반응함수는 일반적으로 벡터자귀회귀모형 체계의 이동평균함수로 정의한다.

$$\begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \sum_{l=1}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}^l \begin{pmatrix} e_{1,t-l} \\ e_{2,t-l} \end{pmatrix} \quad \text{<식 3-22>}$$

$$\begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{bmatrix} \quad \text{<식 3-23>}$$

모수들의 적도식별을 위하여,  $\beta_{12}$  또는  $\beta_{21}$ 을 0으로 제약하고 <식 3-22>, <식 3-23>를 구조적 모형의 잔차항인  $e_{1,t}$ 와  $e_{2,t}$ 의 함수로 표현한 후 단순화시키면 아래와 같이 정리된다.

$$\begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Psi_{11}(0) & \Psi_{12}(0) \\ \Psi_{21}(0) & \Psi_{22}(0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Psi_{11}(1) & \Psi_{12}(1) \\ \Psi_{21}(1) & \Psi_{22}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1,t-1} \\ e_{2,t-1} \end{pmatrix} \quad \text{<식 3-24>} \\ + \dots + \begin{pmatrix} \Psi_{11}(\infty) & \Psi_{12}(\infty) \\ \Psi_{21}(\infty) & \Psi_{22}(\infty) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1,t-\infty} \\ e_{2,t-\infty} \end{pmatrix}$$

<식 3-24>에서  $\Psi_{11}(0), \Psi_{12}(0), \Psi_{21}(0), \Psi_{22}(0)$  는 어떤 충격에 대한 내생변수의 동시적 반응을 나타내기 때문에 충격승수(*impulse multipliers*)라고 한다. 식

을 일반화하여  $X_{j,t-l}$ 에서 발생한 충격  $e_{j,t-l}$ 에 대한  $X_{i,t}$ 의 반응은  $\psi_{i,t(l)}$ 과 같다는 것을 알 수 있으며 시차  $l$ 에 대한 충격승수  $\psi_{ij}(l)$ 의 관계를 충격반응함수라고 한다. 본 연구에서는 변수의 나열순서에 따라 결과가 달리 나타나는 문제를 피하기 위하여 Pesaran and Shin(1998)에 의하여 제안된 Generalized impulse response function(GIR)을 이용하여 충격반응을 분석하였다.



## 제4장 분석 결과

### 제1절 단위근 검정

자료의 안정성 여부(stationary or non-stationary)는 회귀분석에 있어서 기본적으로 검토되어야 하는 부분이다. 만약 어떤 시계열이 정상적과정이라는 것은 단위근을 갖지 않는다는 것을 의미하며, 반대로 비정상적과정이라는 것은 단위근을 갖는 것을 의미한다. 이와 같이 어떤 시계열 과정이 비정상성(non-stationary)을 보이면 단순히 대수적 모형에 의해 과거와 미래기간 동안의 시계열을 나타내는 것은 의미가 없다. 반대로 경우로 시계열이 안정적(stationary)이라면 이때는 과거의 데이터로 추정될 수 있는 고정계수(fixed coefficients)를 갖는 회귀방정식을 통해 프로세스를 모형화하는 것이 가능하게 된다. 본 연구에서는 단위근 검정을 위하여 ADF(Augmented Dickey Fuller) 단위근 검정법과 PP(Phillips-Perron)단위근 검정법을 사용하였다.

<표 4-1> 환율, 금리, KOSPI, 두바이유가 의 ADF 및 PP검정 결과

	Augmented DF		Phillips-Perron	
	수준변수	1차차분변수	수준변수	1차차분변수
환율	-0.2454 (0.5972)	<b>-6.4117***</b> (0.0000)	-0.2323 (0.6019)	<b>-18.4851***</b> (0.0000)
금리	-1.2660 (0.5897)	<b>-7.3666***</b> (0.0000)	-0.3049 (0.5753)	<b>-17.0833***</b> (0.0000)
KOSPI	0.4850 (0.8194)	<b>-23.9376***</b> (0.0000)	0.3223 (0.7780)	<b>-23.9452***</b> (0.0000)
두바이유가	0.1236 (0.7209)	<b>-13.7059***</b> (0.0000)	-0.1542 (0.6297)	<b>-14.9661***</b> (0.0000)

주 1) ( )는 P-value를 나타냄.

2) \*\*\* 는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.



<표 4-2> 석유화학공업협회 회원사의 ADF 및 PP검정 결과

	Augmented DF		Phillips-Perron	
	수준변수	1차차분변수	수준변수	1차차분변수
금호석유화학	-0.6718 (0.4255)	<b>-16.7516***</b> (0.0000)	-0.6886 (0.4180)	<b>-16.7698***</b> (0.0000)
대한유화	-0.3042 (0.5755)	<b>-15.7912***</b> (0.0000)	-0.3547 (0.5565)	<b>-15.8374***</b> (0.0000)
애경유화	-0.5917 (0.4604)	<b>-10.2124***</b> (0.0000)	-0.6097 (0.4527)	<b>-17.4707***</b> (0.0000)
태광산업	-0.4139 (0.5337)	<b>-18.1606***</b> (0.0000)	-0.3366 (0.5634)	<b>-18.2796***</b> (0.0000)
한국알콜산업	-4.2012 (0.0050)	<b>-20.7673***</b> (0.0000)	-4.0119 (0.0093)	<b>-22.4473***</b> (0.0000)
KPX케미칼	-0.1417 (0.6341)	<b>-21.3892***</b> (0.0000)	-0.1612 (0.6273)	<b>-21.3530***</b> (0.0000)
LG화학	1.4523 (0.9638)	<b>-19.7294***</b> (0.0000)	1.6282 (0.9750)	<b>-19.3530***</b> (0.0000)
한화케미칼	-0.3916 (0.5423)	<b>-18.3935***</b> (0.0000)	-0.3473 (0.5593)	<b>-18.4080***</b> (0.0000)
효성	0.3295 (0.7800)	<b>-17.5621***</b> (0.0000)	0.3246 (0.7787)	<b>-17.5618***</b> (0.0000)
호남석유화학	0.0044 (0.6834)	<b>-19.5621***</b> (0.0000)	0.1585 (0.7315)	<b>-19.5573***</b> (0.0000)
대림산업	-0.5326 (0.4856)	<b>-19.8323***</b> (0.0000)	-0.4278 (0.5282)	<b>-19.9133***</b> (0.0000)
SH에너지화학	-0.6229 (0.4469)	<b>-18.8767***</b> (0.0000)	-0.5905 (0.4610)	<b>-18.8384***</b> (0.0000)
OCI	-0.5192 (0.4912)	<b>-12.8842***</b> (0.0000)	-0.3849 (0.5449)	<b>-17.0981***</b> (0.0000)
이수화학	-3.4611 (0.0455)	<b>-20.8635***</b> (0.0000)	-3.5004 (0.0411)	<b>-20.8094***</b> (0.0000)
제일모직	0.6823 (0.8626)	<b>-18.0455***</b> (0.0000)	0.7576 (0.8771)	<b>-18.0608***</b> (0.0000)
카프로	-0.0461 (0.6667)	<b>-17.0903***</b> (0.0000)	-0.0621 (0.6613)	<b>-17.0893***</b> (0.0000)
SK 케미칼	-0.2077 (0.6108)	<b>-18.5696***</b> (0.0000)	-0.2397 (0.5993)	<b>-18.5334***</b> (0.0000)

주 1) ( )는 P-value를 나타냄.

2) \*\*\* 는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 4-3> 정유사 (S-Oil, GS, SK)의 ADF 및 PP검정 결과

	Augmented DF		Phillips-Perron	
	수준변수	1차차분변수	수준변수	1차차분변수
S-Oil	-2.7005* (0.0751)	-20.2008*** (0.0000)	-2.5951* (0.0950)	-20.8348*** (0.0000)
GS	-0.1270 (0.6391)	-16.6162*** (0.0000)	-0.0822 (0.6545)	-16.6442*** (0.0000)
SK	-0.3799 (0.5469)	-15.7998*** (0.0000)	-0.4471 (0.5205)	-15.7831*** (0.0000)

주 1) ( )는 P-value를 나타냄.

2) \* 는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 4-1>에서 <표 4-3>은 변수별 ADF 및 PP검정결과를 보여주고 있다. 검정 결과 환율, 금리, KOSPI의 수준변수는 모두 단위근이 존재하는 불안정한 시계열이며, 1차 차분결과 안정적인 시계열로 변환되는 I(1)과정으로 판명되었다. S-OIL을 제외한 정유2사와 석유화학공업협회 회원사 17개 기업 또한 수준변수는 단위근이 존재하는 불안정한 시계열이었으나, 1차 차분을 거치면 안정적인 시계열로 변환되는 I(1) 과정이다. 단, S-OIL의 경우 10% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다. 그러나 단위근 검정결과에 관계없이 ARDL-Bounds test를 적용하여 분석하는데는 문제가 없다.

## 제2절 ARDL Bounds Test 결과

본 연구에서 사용된 표본의 수는 306개로 비교적 적다고 할수는 없으나 설명변수를 선택하는데 있어서 간결성을 통해 자유도의 손실을 최소화하는 것은 매우 중요한 문제이다. 이를 위해서 모형 선택방법으로 Hengrey and Ericsson (1991)의 모수축약방법(general-to-specific approach)을 사용하였다. 즉, 설

정된 <식 3-13>의 UECM에서 t통계량이 유의하지 않은 차분변수들을 순차적으로 제외시켜 간결한 모형을 만들어 가는 방법을 택하였다. 본 연구에서 최대 시차는 4시차로 제한하였으며 모수축약방법에 의해 유의한 것이 하나도 존재하지 않아 모두 제외될 상황인 경우에는  $s_i$ (종속변수)를 제외하고 각 변수별로 최소한 하나의 시차는 남기도록 하였다.

계산된 F값에서 공적분의 존재를 검정하는 상·하한 유의수준(Upper and Lower Ciritical Bounds Value)은 <표 4-4>와 같다.

<표 4-4> 공적분의 존재를 검증하는 계산된 F값의 유의수준

유의수준		10%	5%	1%
t가 유의	상한	4.06	4.57	5.72
	하한	3.03	3.47	4.40
t가 유의하지 않음	상한	3.52	4.01	5.06
	하한	2.45	2.86	3.74

- 주) 1. 계산된 F값이 t의 유의수준에 따라 위와 같이 다르다. 표는 각 유의수준에 대한 F값의 수준을 나타내며, low band에 해당하는 수치는 공적분의 존재를 부정하는 것이 아니라, 공적분의 존재를 가늠할 수 없음을 나타낸다. 본 논문에서는 low band에 해당하는 F수치를 나타내는 자료에는 (?)로 표기하였다.  
 2. Pesaran et al. (2001, p.300, Table CI(iii) case III 참조.

본 연구에서는 국내 증시에 상장된 기업을 중심으로, 국내 정유3사(S-OIL, GS, SK)와 석유화학공업협회 회원사 중 석유화학제품을 생산하는 기업위주로 17개사(금호석유화학, 대한유화, 애경유화, 태광산업, 한국알콜산업, KPX케미칼, LG화학, 한화케미칼, 효성, 호남석유화학, 대림산업, SH에너지화학, OCI, 이수화학, 제일모직, 카프로)를 선정하여 분석에 이용하였다. 총 20개 기업에 대해서 ARDL-UECM의 테스트와 한계검정법(Bounds test)에 의한 공적분 분석을 하였으며, 그 결과는 <표 4-5>에서 <표 4-29>에 제시되어 있다.

먼저 정유3사에 대한 한계검정법에 의한 공적분 결과를 살펴보면 S-OIL과 SK에서 5% 유의수준에서 장기관계가 존재하는 것으로 나타났으며, GS는 공적분 존재여부를 판별할 수 없었다. 한국석유화학공업 회원사 17개사의 공적분분석 결과에서는 <표 4-5>와 같이 7개사에서 공적분 장기관계가 유의하게 나타났으며, 4개사에서는 판단할 수 없었고, 6개사에서는 장기관계가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 장기관계가 유의한 7개사 중에서, LG화학, SK케미칼, 한화케미칼, 이수화학 대한유화, 제일모직은 10%유의수준에서 공적분이 존재하는 것으로 나타났으며, 한국알콜산업은 1%유의수준에서 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 또한 금호석유화학, KPX케미칼, 태광산업, 대림산업에서는 공적분 존재여부를 판별할 수 없었고, 호남석유화학, SH에너지화학, 애경유화, OCI, 카프로, 효성에서는 장기균형관계가 성립하지 않았다.

<표 4-5> 종목별 공적분관계 존재여부

10%유의수준	5%유의수준	1%유의수준	판별불가	존재하지않음
LG화학			GS	호남석유화학
SK케미칼			금호석유화학	SH에너지화학
한화케미칼	S-OIL	한국알콜산업	KPX케미칼	애경유화
이수화학	SK		태광산업	OCI
대한유화			대림산업	카프로
제일모직				효성

다음은 개별주가에 영향을 주는 개별변수들의 장기 및 단기영향력을 살펴보자. 먼저 본 연구의 주요관심사인 두바이유가의 영향을 살펴보면, SK케미칼, 한화케미칼, 제일모직에서만 유의한 장기탄력성이 존재하였으며, SK케미칼, 한화케미칼은 (-)탄력성이, 제일모직은 (+)탄력성이 존재하는 것으로 나타났다. 특히 국내정유3사 중 S-OIL과 SK는 공적분이 가능하였으나, 유의한 유가

의 장기 영향력은 존재하지 않았고, GS는 10%유의수준에서 (-)의 장기탄력성이 존재하는 것으로 나타났으나, 공적분 존재여부를 확신할 수 없었다. 이는 석유산업 자유화 조치이후 국내 석유관련기업들이 자율적으로 가격을 조절할 수 있게 됨에 따라, 국제유가로 인한 가격부담을 석유화학제품 원가에 전가함으로써, 마진폭을 확보하고, 또한 석유화학제품을 가공품 형태로 재수출함으로써 실질적인 부담을 적극적으로 경감하고자 한 조치에 의한 결과로 보여진다. 즉 국제유가에 대한 국내 석유화학관련 기업의 장기관계는 오직 3개의 기업에서만 유의하나 2개는 정(+) 1개는 음(-)의 관계가 혼합되어 나타나므로, 국제유가에 대한 국내 정유사 및 석유화학제품 생산기업의 주가 간에는 일관적인 장기관계가 존재한다고 보기 힘들다.

단기적인 두바이유가에 대한 추정치는 총 20개 업종에서 유의한 값을 얻을 수 있었다.

<표 4-6> 개별기업주가에 대한 두바이유가의 단기적인 영향력

(+)탄력성(13)	(-)탄력성(5)	혼합(2)
GS, SK SK케미칼, 금호석유화학 호남석유화학, KPX케미칼 SH에너지화학, 애경유화 OCI, 한국알콜산업 대림산업, 카프로, 효성	LG화학 한화케미칼 대한유화 태광산업 제일모직	S-OIL 이수화학

<표4-6>과 같이 총 13개 업종에서 두바이유가의 상승은 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 5개 업종에서는(-)탄력성이, 2개 업종에서는 시차별로 (+)와 (-)탄력성이 혼합하여 나타나는 양상을 보였다. 이는 경기의 호황기에 국제유가의 상승과 더불어 주가도 상승하는 현상으로 판단된다. 즉, 두바이유가의 개별주가에 대한 장·단기 영향력을 통합하여 판단하면 유가는 석유관련 기업의 주가에 부정적 영향을 준다고 판단하기 어렵다.

<표 4-7> 개별기업주가에 대한 환율의 단기적인 영향력

(+)탄력성(0)	(-)탄력성(15)	혼합(5)
	LG화학, 한화케미칼, 금호석유화학, 호남석유화학, 이수화학, 대한유화, SH에너지화학, 애경유화, OCI, 한국알콜화학, 태광산업, 대림산업, 카프로, 효성, 제일모직	S-OIL GS SK SK케미칼 KPX케미칼

다음으로 개별기업주가에 대한 환율의 영향력을 살펴보면, S-OIL, 한화케미칼이 부(-)의 장기탄력성이 존재하였고, LG화학, 이수화학, 한국알콜산업, 제일모직에서 정(+)의 장기탄력성이 존재하였다. 개별기업주가의 단기적인 영향력은 표<4-7>과 같이 15개 종목에서 모두 (-)의 단기탄력성이 나타났으며, 시차별로 혼합되어 나타난 종목은 5개 종목이었다. 이는 단기적으로 환율의 상승이 원유가격 도입원가의 상승을 초래하고 이는 기업수익성의 악화를 초래하여 부(-)의 단기적 탄력성을 보이는 결과를 초래하였으나, 장기적으로는 유의

한 영향을 미친다고 볼 수 없다.

다음으로 개별기업주가에 대한 코스피지수의 영향력을 살펴보면, 공적분이 존재하는 9개 업종 가운데, LG화학, SK케미칼, 한국알콜산업, 제일모직의 4개 종목에서 정(+)의 유의한 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 개별기업 주가에 대한 단기적인 영향력은 20개 업종 모두에서 정(+)의 유의한 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 관련된 종목이 모두 같은 증시에 상장되어 있고, 코스피지수로부터 자유로울 수 없기 때문이다.

<표 4-8> 개별기업주가에 대한 금리의 단기적인 영향력

(+)탄력성(14)	(-)탄력성(6)	혼합(0)
S-OIL, GS, SK, SK케미칼, 한화케미칼, 금호석유화학, 호남석유화학, KPX케미칼, 이수화학, 대한유화, 애경유화, 한국알콜산업, 태광산업, 대림산업	LG화학, SH에너지화학, OCI, 카프로, 효성, 제일모직	

개별기업주가에 대한 금리의 영향을 살펴보면, 공적분이 존재하는 9개 업종 가운데, LG화학, 대한유화, 한국알콜산업의 3개 업종에서 유의한 장기관계가 존재하였다. 한국알콜산업은 정(+)의 유의한 관계가, LG화학, 대한유화에서는

(-)의 유의한 관계가 존재함을 확인하였다. 개별기업주가에 대한 금리의 단기적 관계를 살펴보면 표<4-8>과 같다.

일반적으로 금리가 상승하면 주가가 하락하는 현상이 나타난다. 그러나 최근에는 주식시장이 상승 추세일때 금리가 상승하여도 주가가 상승하는 현상이 자주 관찰되고 있으며, 금리와 주가의 관계가 반드시 부(-)의 관계라고 주장할 수 없다. 본 연구에서는 개별기업주가는 14종목에서 금리와 정(+)의 유의한 관계가 존재하였고, 6개종목에서 부(-)의 유의한 관계가 존재함을 확인하였다. 특히, 장병기(2002)의 외환위기 이후 국내외 금융변수간의 동태적 관계 변화에 관한 연구를 살펴보면, 외환위기 이전에는 주가와 금리가 부(-)의 관계에 있는 것으로 나타났으나 외환위기 이후에는 주가와 금리가 정(+)의 관계로 바뀌고 있는 것으로 나타났다. 이는 주식투자가 보다 대중화되면서 주식과 채권이 대체자산으로서의 역할을 충실히 하게 되어 두 변수간의 정(+)의 관계가 보다 부각되었기 때문이라고 볼 수 있다.





<표 4-16> S-Oil, GS, SK의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

	S-Oil	GS	SK
$\Delta \ln S_{t-1}$	-0.12(-2.19)**	-0.13(-2.56)**	-0.12(-2.25)**
$\Delta \ln EX_t$	0.21(1.74)*	-0.89(-6.05)***	0.21(1.75)*
$\Delta \ln EX_{t-1}$	-0.24(-2.11)**		-0.24(-2.15)**
$\Delta \ln EX_{t-2}$	0.42(3.73)***		0.42(3.73)***
$\Delta \ln EX_{t-3}$	0.24(2.00)**	0.38(2.77)***	0.24(2.02)**
$\Delta \ln KOSPI_t$	0.11(2.23)**	0.32(4.91)***	0.11(2.21)**
$\Delta \ln KOSPI_{t-1}$		0.15(2.30)**	
$\Delta CBY_{t-1}$	0.03(1.99)**	0.01(0.82)	0.03(2.02)**
$\Delta CBY_{t-2}$			
$\Delta CBY_{t-3}$			
$\Delta \ln DUBAI_t$	0.10(1.80)*	0.16(2.15)**	0.104(1.79)*
$\Delta \ln DUBAI_{t-1}$			
$\Delta \ln DUBAI_{t-3}$	-0.14(-2.42)**		-0.13(-2.33)**
$\Delta \ln DUBAI_{t-4}$	0.11(2.01)**		0.11(2.01)**
intercept	1.35(3.36)***	0.44(1.46)	
t			
$\ln S_{t-1}$	-0.08(-3.97)***	-0.07(-3.10)***	-0.08(-3.93)***
$\ln EX_{t-1}$	-0.51(-1.81)	-0.03(-1.23)	-0.05(-1.87)*
$\ln KOSPI_{t-1}$	-0.02(0.13)	0.09(2.86)***	0.00(0.07)
$CBY_{t-1}$	-0.01(-0.42)	0.34(0.87)	-0.00(-0.32)
$\ln DUBAI_{t-1}$	-0.01(-1.04)	-0.03(-1.96)**	-0.15(-1.07)

<표 4-17> S-Oil, GS, SK의 진단테스트 결과

	S-Oil	GS	SK
$R^2$	0.24	0.66	0.24
$Adj.R^2$	0.20	0.33	0.19
$D-Watson$	1.99	2.06	1.99
$\chi^2_{auto}(2)$	1.84	0.33	2.22
$\chi^2_{arch}(1)$	0.03	0.28	0.02
$RESUT2$	1.32	1.67	0.23
$CUSUM$	불안정	안정	안정
$CUSUMQ$	안정	불안정	안정

<표 4-18> LG화학, SK케미칼, 한화케미칼의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

	LG화학	SK케미칼	한화케미칼
$\Delta \ln S_{t-1}$	-0.12(-2.47)**		-0.13(-2.23)**
$\Delta \ln EX_t$		-0.70(-3.38)***	-0.47(-2.30)**
$\Delta \ln EX_{t-1}$		0.48(2.31)**	
$\Delta \ln EX_{t-2}$	-0.55(-3.42)***		
$\Delta \ln KOSPI_t$	0.52(7.71)***	0.60(6.23)***	0.63(6.87)***
$\Delta \ln KOSPI_{t-1}$		0.26(2.71)***	0.35(3.23)***
$\Delta \ln KOSPI_{t-2}$			0.17(1.78)*
$\Delta \ln KOSPI_{t-3}$			0.15(1.75)*
$\Delta CBY_t$	-0.04(-2.05)**		
$\Delta CBY_{t-1}$	-0.04(-1.89)*		
$\Delta CBY_{t-2}$		0.04(1.39)	
$\Delta CBY_{t-3}$			0.01(0.51)
$\Delta \ln DUBAI_t$		0.25(2.59)***	
$\Delta \ln DUBAI_{t-1}$		0.17(1.72)*	-0.21(2.20)**
$\Delta \ln DUBAI_{t-2}$	-0.15(-1.84)*		
intercept	-2.11(-4.02)***	0.73(0.744)	2.25(2.31)**
t		0.00(2.08)**	0.00(1.74)*
$\ln S_{t-1}$	-0.05(-3.43)***	-0.08(-3.05)***	-0.07(-3.16)***
$\ln EX_{t-1}$	-0.24(3.71)***	-0.11(-1.28)	-0.20(-2.24)**
$\ln KOSPI_{t-1}$	0.14(3.87)***	0.18(1.97)	0.00(0.06)
$CBY_{t-1}$	-0.01(-2.79)***	0.86(1.49)	-0.00(-0.35)
$\ln DUBAI_{t-1}$	0.01(0.72)*	-0.11(-3.75)***	-0.04(-1.93)*

<표 4-19> LG화학, SK케미칼, 한화케미칼의 진단테스트 결과

	LG화학	SK케미칼	한화케미칼
$R^2$	0.28	0.28	0.28
$Adj.R^2$	0.25	0.24	0.24
$D-Watson$	2.04	2.09	2.01
$\chi^2_{auto}(2)$	1.22	1.17	0.31
$\chi^2_{arch}(1)$	3.41	2.69	0.87
$RESUT2$	3.07	0.30	4.03**
$CUSUM$	불안정	안정	안정
$CUSUMQ$	안정	불안정	불안정

<표 4-20> 금호석유화학, 호남석유화학, KPX케미칼의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

	금호석유화학	호남석유화학	KPX케미칼
$\Delta \ln S_{t-1}$	-0.09(-1.69)*	-0.08(-1.81)*	-0.18(-3.24)***
$\Delta \ln EX_t$	-0.62(-2.62)***	-0.71(-3.83)***	
$\Delta \ln EX_{t-1}$			0.33(2.35)**
$\Delta \ln EX_{t-3}$			-0.24(-1.77)*
$\Delta \ln EX_{t-4}$			-0.31(-2.27)**
$\Delta \ln KOSPI_t$	0.83(7.82)***	0.63(7.91)***	0.33(5.56)**
$\Delta \ln KOSPI_{t-1}$	0.47(4.23)***		0.15(2.33)**
$\Delta CBY_t$			0.47(2.25)**
$\Delta CBY_{t-1}$	0.03(1.01)		
$\Delta CBY_{t-2}$			
$\Delta CBY_{t-3}$			
$\Delta CBY_{t-4}$		0.01(1.49)	
$\Delta \ln DUBAI_{t-1}$		0.16(1.82)*	
$\Delta \ln DUBAI_{t-3}$	0.28(2.51)**		0.11(1.59)
intercept	1.05(2.43)**	1.17(1.39)	0.70(2.13)**
t		0.00(1.91)*	
$\ln S_{t-1}$	-0.06(-2.89)***	-0.07(-3.25)***	-0.11(-3.55)***
$\ln EX_{t-1}$	-0.13(-2.60)***	-0.08(-1.10)	-0.01(-0.40)
$\ln KOSPI_{t-1}$	0.08(1.56)	0.06(1.04)	0.07(2.65)***
$CBY_{t-1}$	0.01(2.14)**	-0.00(-0.59)	0.00(0.34)
$\ln DUBAI_{t-1}$	-0.03(-1.30)	-0.04(-2.13)**	-0.00(-0.06)

<표 4-21> 금호석유화학, 호남석유화학, KPX케미칼의 진단테스트 결과

	금호석유화학	호남석유화학	KPX케미칼
$R^2$	0.29	0.34	0.24
$Adj.R^2$	0.26	0.32	0.20
$D-Watson$	1.98	2.03	1.94
$\chi^2_{auto}(2)$	0.03	0.16	0.39
$\chi^2_{arch}(1)$	0.65	5.71	1.22
$RESUT2$	1.25	2.76*	0.00
$CUSUM$	안정	안정	안정
$CUSUMQ$	불안정	불안정	불안정

<표 4-22> SH에너지화학, 이수화학, 대한유화의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

	SH에너지화학	이수화학	대한유화
$\Delta \ln S_{t-2}$		0.10(1.87)*	
$\Delta \ln S_{t-3}$			0.10(1.85)*
$\Delta \ln EX_t$	-0.49(-2.11)**	-0.48(-2.47)**	-0.92(-3.79)***
$\Delta \ln EX_{t-2}$		-0.48(-2.59)***	
$\Delta \ln EX_{t-4}$		-0.35(-1.89)*	
$\Delta \ln KOSPI_t$	0.21(2.13)**	0.45(5.32)***	0.54(44.98)***
$\Delta \ln KOSPI_{t-1}$		0.14(1.71)*	0.31(3.06)***
$\Delta \ln KOSPI_{t-3}$			0.17(1.82)*
$\Delta CBY_{t-3}$	-0.04(1.27)	0.05(2.07)**	
$\Delta CBY_{t-4}$			0.03(0.99)
$\Delta \ln DUBAI_t$			-0.25(-2.15)**
$\Delta \ln DUBAI_{t-1}$	0.13(1.22)		
$\Delta \ln DUBAI_{t-2}$		-0.19(-2.13)**	
$\Delta \ln DUBAI_{t-3}$		0.28(3.04)***	
intercept	-0.13(-0.29)	-0.11(-0.31)	1.50(1.35)
t			0.00(1.85)*
$\ln S_{t-1}$	-0.03(-2.30)**	-0.08(-3.94)***	-0.08(-4.12)***
$\ln EX_{t-1}$	-0.00(-0.17)	0.07(1.77)*	-0.15(-1.44)
$\ln KOSPI_{t-1}$	0.04(1.14)	0.03(1.04)	0.09(1.24)
$CBY_{t-1}$	0.00(0.07)	0.00(0.46)	-0.01(-2.32)**
$\ln DUBAI_{t-1}$	0.02(0.89)	0.02(1.17)	-0.04(-1.47)

<표 4-23> SH에너지화학, 이수화학, 대한유화의 진단테스트 결과

	SH에너지화학	이수화학	대한유화
$R^2$	0.08	0.26	0.25
$Adj.R^2$	0.05	0.23	0.21
$D-Watson$	2.11	2.09	2.04
$\chi^2_{auto}(2)$	1.14	0.77	1.35
$\chi^2_{arch}(1)$	0.68	13.22***	12.01***
$RESUT2$	0.52	0.01	0.03
$CUSUM$	안정	안정	안정
$CUSUMQ$	불안정	불안정	불안정

<표 4-24> 애경유화, OCI, 한국알콜산업의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

	애경유화	OCI	한국알콜산업
$\Delta \ln S_{t-3}$		-0.10(-1.97)**	
$\Delta \ln EX_t$	-0.43(-2.56)**	-0.50(-2.29)**	-0.58(-2.77)***
$\Delta \ln EX_{t-2}$			-0.66(-3.40)***
$\Delta \ln KOSPI_t$	0.57(7.65)***	0.60(6.36)***	0.44(4.65)***
$\Delta \ln KOSPI_{t-1}$	0.23(3.18)***		0.16(1.82)*
$\Delta CBY_t$	0.02(0.88)		
$\Delta CBY_{t-1}$			
$\Delta CBY_{t-2}$			0.06(2.26)**
$\Delta CBY_{t-3}$		-0.02(-0.67)	
$\Delta CBY_{t-4}$			
$\Delta \ln DUBAI_t$			
$\Delta \ln DUBAI_{t-1}$		0.18(1.83)*	
$\Delta \ln DUBAI_{t-2}$			
$\Delta \ln DUBAI_{t-3}$	0.15(1.85)*		0.07(0.72)
$\Delta \ln DUBAI_{t-4}$			
intercept	0.76(2.13)**	0.40(0.58)	-1.09(-2.30)**
t			
$\ln S_{t-1}$	-0.03(-2.33)**	-0.01(-0.81)	-0.14(-4.86)***
$\ln EX_{t-1}$	-0.07(-2.07)**	-0.07(-1.08)	0.15(2.80)***
$\ln KOSPI_{t-1}$	0.02(0.90)	0.03(0.72)	0.14(2.95)***
$CBY_{t-1}$	0.00(1.23)	0.01(1.61)	0.01(2.73)***
$\ln DUBAI_{t-1}$	-0.02(-1.06)	-0.47(-0.47)	0.02(1.22)

<표 4-25> 애경유화, OCI, 한국알콜산업의 진단테스트 결과

	애경유화	OCI	한국알콜산업
$R^2$	0.26	0.22	0.23
$Adj.R^2$	0.24	0.19	0.20
$D-Watson$	2.17	2.07	2.15
$\chi^2_{auto}(2)$	2.97	2.40	1.79
$\chi^2_{arch}(1)$	0.28	48.34***	15.25***
$RESUT2$	0.78	1.52	1.21
$CUSUM$	안정	불안정	안정
$CUSUMQ$	불안정	불안정	불안정

<표 4-26> 태광산업, 대림산업, 카프로의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

	태광산업	대림산업	카프로
$\Delta \ln S_{t-1}$	0.14(2.66)***	-0.28(-4.84)***	
$\Delta \ln S_{t-2}$	-0.10(-1.87)*	-0.18(-3.22)***	
$\Delta \ln EX_t$	-0.47(-2.31)**	-1.17(-6.35)***	-0.69(-2.27)**
$\Delta \ln EX_{t-1}$		-0.63(-3.20)***	
$\Delta \ln EX_{t-2}$	-0.44(-2.25)**	-0.55(-2.80)***	
$\Delta \ln EX_{t-4}$			0.51(1.75)*
$\Delta \ln KOSPI_t$	0.43(5.00)***	0.87(10.51)***	0.47(3.51)***
$\Delta \ln KOSPI_{t-1}$		0.37(3.50)***	0.25(1.94)*
$\Delta \ln KOSPI_{t-2}$		0.26(2.74)***	
$\Delta \ln KOSPI_{t-3}$	0.15(1.89)*		
$\Delta CBY_{t-1}$			-0.03(-0.80)
$\Delta CBY_{t-2}$	0.46(1.61)	0.03(1.39)	
$\Delta \ln DUBAI_{t-1}$		0.19(2.15)**	
$\Delta \ln DUBAI_{t-2}$	-0.18(-1.91)*		
$\Delta \ln DUBAI_{t-3}$	-0.26(-2.78)***		0.32(2.21)**
intercept	0.44(1.20)	0.79(2.02)**	-0.39(-0.63)
$\ln S_{t-1}$	-0.04(-2.83)***	-0.05(-2.30)**	-0.03(-1.85)*
$\ln EX_{t-1}$	-0.03(-0.77)	-0.09(-2.18)**	0.03(0.55)
$\ln KOSPI_{t-1}$	0.04(1.21)	0.08(2.09)**	0.05(1.22)
$CBY_{t-1}$	-0.00(-0.08)	0.00(1.96)*	-0.00(-0.03)
$\ln DUBAI_{t-1}$	0.00(0.25)	-0.05(-2.33)**	-0.00(-0.19)

<표 4-27> 태광산업, 대림산업, 카프로의 진단테스트 결과

	태광산업	대림산업	카프로
$R^2$	0.23	0.53	0.14
$Adj.R^2$	0.20	0.50	0.11
$D-Watson$	2.00	2.03	2.07
$\chi^2_{auto}(2)$	0.54	0.18	1.20
$\chi^2_{arch}(1)$	0.31	1.60	11.42***
$RESUT2$	5.03**	8.23***	6.91***
$CUSUM$	안정	안정	불안정
$CUSUMQ$	안정	불안정	불안정

<표 4-28> 효성, 제일모직의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

	효성	제일모직	
$\Delta \ln S_{t-2}$	-0.12(-2.31)**		
$\Delta \ln EX_t$	-0.73(-3.61)***	-0.27(-1.98)**	
$\Delta \ln EX_{t-2}$		-0.37(-2.88)***	
$\Delta \ln KOSPI_t$	0.51(5.62)***	0.41(6.83)***	
$\Delta \ln KOSPI_{t-1}$	0.28(3.06)***		
$\Delta \ln KOSPI_{t-2}$	0.18(2.07)**		
$\Delta CBY_{t-2}$		-0.04(-2.30)**	
$\Delta CBY_{t-4}$	-0.04(-1.43)		
$\Delta \ln DUBAI_t$			
$\Delta \ln DUBAI_{t-1}$			
$\Delta \ln DUBAI_{t-2}$		-0.13(-1.93)*	
$\Delta \ln DUBAI_{t-3}$	0.25(2.61)***		
$\Delta \ln DUBAI_{t-4}$			
intercept	1.27(1.31)	-0.64(-2.12)**	
t	0.00(2.33)**		
$\ln S_{t-1}$	-0.03(-2.19)**	-0.08(-3.68)***	
$\ln EX_{t-1}$	-0.11(-1.25)	0.07(2.25)**	
$\ln KOSPI_{t-1}$	-0.01(-0.18)	0.11(2.85)***	
$CBY_{t-1}$	0.00(1.74)*	-0.00(-0.03)	
$\ln DUBAI_{t-1}$	-0.02(-0.98)	0.02(1.86)*	

<표 4-29> 효성, 제일모직의 진단테스트 결과

	효성	제일모직	
$R^2$	0.24	0.26	
$Adj.R^2$	0.21	0.24	
$D-Watson$	2.06	2.00	
$\chi^2_{auto}(2)$	0.37	0.04	
$\chi^2_{arch}(1)$	0.24	4.33	
$RESUT2$	3.28	0.00	
$CUSUM$	안정	안정	
$CUSUMQ$	불안정	불안정	

### 제3절 충격반응함수(Impulse Response Function) 결과

본 연구에서는 20개 종목 중에서 11개의 종목에서 공적분이 존재하지 않아 장기관계를 살펴볼 수가 없었다. 따라서 단기관계에 좀 더 집중하여, 두바이유가, 환율, 코스피지수, 금리가 개별기업주가에 단기적으로 어떠한 영향을 미치는지 알아보기 위해 충격반응함수를 이용하여 분석하였다. 금리, 환율 코스피지수는 수준변수에 단위근이 존재하는 I(1)과정이므로, 금리는 차분하여 분석에 이용하였고, 나머지 환율, 코스피지수, 유가는 로그를 취한 후 차분하여 분석에 이용하였다.

분석 결과는 부록의 <표 A-1>에서 <표 A-20>에 수록하였다. 그래프는 누적반응(Accumulated Responses)과 일반화 충격(Generalized Impulsed)을 나타낸다. 본 연구에서는 변수의 나열 순서에 따라 결과가 달리 나타나는 문제를 피하기 위하여 Pesaran and Shin(1998)에 의하여 제안된 GIR(Generalized impulse response fuction)을 이용하였다.

<표 4-30> 개별기업주가에 대한 두바이유가의 충격반응함수 결과

정(+) <sup>8</sup> 의 영향	부(-) <sup>9</sup> 의 영향	(?) <sup>12</sup>
		대한유화
		애경유화
금호석유화학		태광산업
효성		한국알콜산업
대림산업		KPX케미칼
SH에너지화학		LG화학
OCI		한화케미칼
이수화학		호남석유화학
제일모직		SK케미칼
카프로		S-OIL
		GS
		SK



먼저 본 연구의 주요 관심사인 개별기업에 대한 두바이유가의 충격에 따른 반응을 정리하여 살펴보면, 표<4-30>와 같다.

충격반응함수 결과 8개 종목(금호석유화학, 효성, 대림산업, SH에너지화학, OCI, 이수화학, 제일모직, 카프로)에서 정(+)의 유의한 결과나 나타났으며, 나머지 12개종목(대한유화, 애경유화, 태광산업, 한국알콜산업, KPX케미칼, LG화학, 한화케미칼, 호남석유화학, SK케미칼, S-OIL, GS, SK)에서 뚜렷하게 유의한 결과가 나타나지 않았다. 두바이유가의 상승은 일부기업에서 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 전체대상기업의 60%에서 판단할 수 없는 결과가 나타났다. 이는 ARDL-UECM Bounds test 결과와도 유사하게 경기의 호황기에 국제유가의 완만한 상승과 더불어 개별기업의 주가도 같이 상승하는 것으로 판단할 수 있다.

<표 4-31> 개별기업주가에 대한 환율의 충격반응함수 결과

정(+) <sup>1</sup> 의 영향	부(-) <sup>2</sup> 의 영향(13)	(?)(7)
	금호석유화학	
	대한유화	
	애경유화	태광산업
	LG화학	한국알콜산업
	한화케미칼	SK케미칼
	효성	KPX케미칼
	호남석유화학	SH에너지화학
	대림산업	S-OIL
	OCI	GS
	이수화학	
	제일모직	
	카프로	
	SK	

다음으로 개별종목에 대한 환율의 영향을 살펴보면 <표 4-31>과 같다. 환율은 일반적으로 개별기업 주가에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 ARDL-UECM Bound Test의 결과와 같이 환율의 상승은 원유의 구입비용 상승으로 인한 기업의 수익률 악화를 초래하므로 일반적으로 주가에 부정적 영향을 미친것으로 판단할 수 있다.

<표 4-32> 개별기업주가에 대한 코스피지수의 충격반응함수 결과

정(+) <sup>19</sup> 의 영향	부(-)의 영향	(?)(1)
금호석유화학		
대한유화		
애경유화		
태광산업		
한국알콜산업		
KPX케미칼		
한화케미칼		
LG화학		
효성		
호남석유화학		S-OIL
대림산업		
SH에너지화학		
OCI		
이수화학		
제일모직		
카프로		
SK케미칼		
GS		
SK		

개별기업 주가에 대한 코스피지수의 충격반응함수 결과는 <표 4-32>와 같다. S-OIL을 제외한 19개 종목 모두가 코스피지수로 부터 정(+)의 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다. ARDL-UECM Bounds test 결과와 같이, 개별기업이 모두

같은 주식시장에 상장되어 있는 종목이므로 대표지수인 코스피지수의 영향으로부터 자유로울 수 없기 때문인 것으로 판단된다.

<표 4-33> 개별기업주가에 대한 금리의 충격반응함수 결과

정(+) <sup>1</sup> 의 영향	부(-) <sup>2</sup> 의 영향(5)	(?) <sup>3</sup> (15)
		금호석유화학
		대한유화
		애경유화
		태광산업
	한화케미칼	한국알콜산업
	LG화학	KPX 케미칼
	효성	대림산업
	호남석유화학	SH에너지화학
	카프로	OCI
		이수화학
		제일모직
		SK케미칼
		S-OIL
		GS
		SK

다음으로 개별기업주가에 대한 금리의 영향을 살펴보면 <표 4-44>와 같다. 한화케미칼, LG화학, 효성, 호남석유화학, 카프로의 5종목에서 금리에 대한 부(-)의 영향이 존재하였고, 나머지 15종목에서 유의하지 않은 결과가 나왔다. 일반적으로 금리의 상승은 기업의 금융비용증가와 더불어 주식의 대체투자자산으로서의 채권투자로 인한 주가의 하락을 가져오는 것이 일반적이다. 본 연구의 충격반응함수 결과도 이와 같이 나타났다.

## 제5장 결론

본 연구의 목적은 국제유가의 변동에 따른 국내 석유화학관련기업의 주가변화를 고찰해 보는데 있다. 또한 그 주가의 변동이 과거의 움직임과 다르게 움직이고 있다는 데 주목하고, 이러한 주가의 움직임이 어떠한 변수에 영향을 받는지 고찰해 보았다. 먼저 기존의 선행연구에 의한 결과를 살펴보고, 주가에 영향을 미칠 수 있는 단순관계모형을 설정한 후 주가와 국제유가의 관계를 분석함과 아울러, 주가에 영향을 미칠 수 있는 독립변수로 환율, 코스피지수, 금리를 고려하여 분석하였다.

국내 주식시장에서 국제유가의 영향을 가장 직접적으로 받는 기업 중 정유사와 석유화학공업협회의 회원사 등 20개 기업을 대상으로 국내 증시에 상장된 기업을 연구에 이용하였다. 국제유가의 영향을 장·단기적으로 분석하기 위하여 ARDL-UECM Bounds test를 이용하였으며, 추가적으로 단기적 충격반응 분석을 위하여 VAR test를 이용한 충격반응함수 분석을 이용하였다.

본 연구에 사용된 자료는 주간 증가 자료를 활용하였다. 자료가 비교적 소표본이라고는 볼 수 없으나, 변수들을 고려할 때 자유도 손실이 많아 충분한 대표본이라고도 볼 수 없다. Persaran and Shin(1999)에서 적은 표본을 이용한 ARDL모형에 기초한 OLS(ordinary least squares)의 추정치라 할지라도, 단기적 추정치들은 일치추정량(consistency)을 보이며 장기적으로 초일치성(super-consistency)을 갖는다는 것을 보여준 바 있다. 이는 기존의 공적분검정의 한계를 극복하고, 소표본에서도 여전히 검정 가능한 한계검정법이라고 할 수 있다.

ARDL-UECM Bounds-test 결과 20개의 종목 중 9개 종목에서 공적분이 존재하

여 장기관계가 유의한 것으로 나타났으며, 5개 종목은 판별불가, 나머지 6개 종목에서는 장기관계가 존재하지 않았다.

단기관계를 살펴보면, 개별기업주가에 대한 두바이유가의 영향력은 13개 기업에서 정(+)<sup>1</sup>의 유의한 관계가, 5개의 기업에서 부(-)<sup>2</sup>의 유의한 관계, 나머지 2개의 기업에서는 시차별로 정(+)<sup>3</sup>과 부(-)<sup>4</sup>의 관계가 혼합하여 나타났다. 이는 국제유가의 상승이 단기적으로 국내 석유화학관련기업의 주가에 정(+)<sup>5</sup>의 유의한 영향이 있는 것으로 판단되며, 국제유가의 급격한 변동 및 충격이 없는 한 유가의 점차적인 상승은 국내 석유화학기업의 주가에 정(+)<sup>6</sup>의 영향을 미치며, 국제유가와 개별기업의 주가는 동행한다고 볼 수 있다. 이는 경기의 점진적인 회복이 유가의 상승과 더불어 국내 석유화학기업의 주가에도 정(+)<sup>7</sup>의 영향을 미치는 것으로 판단할 수 있다.

개별기업 주가에 대한 환율의 단기적인 영향력을 살펴보면, 15개 기업에서 부(-)<sup>8</sup>의 유의한 관계가 나타났으며, 5개 기업에서 시차별로 정(+)<sup>9</sup>과 부(-)<sup>10</sup>의 영향력이 혼합되어 나타났다. 환율의 상승은 원유를 수입할 때 원자재 수입원가의 상승을 야기시키며 이는 기업의 수익률에 부정적인 영향을 미친다. 따라서 주가에 부(-)<sup>11</sup>의 유의한 영향을 미치는 것으로 판단된다.

개별기업에 대한 코스피지수의 영향을 살펴보면 20개 종목 모두에서 정(+)<sup>12</sup>의 관계가 유의한 것으로 나타났다. 이는 코스피 지수가 세계경기의 영향을 직접적으로 받고, 또한 연구에 사용된 표본이 한국 주식시장에 상장된 종목이기 때문이다. 개별 종목은 코스피지수의 영향에서 자유로울 수 없기 때문에 코스피지수의 영향력은 전 종목에서 정(+)<sup>13</sup>의 유의한 결과가 나타난 것으로 판단할 수 있다.

개별기업 주가에 대한 금리의 영향력을 살펴보면 14개 기업에서 정(+)<sup>14</sup>의 유의한 관계가, 나머지 6개 기업에서는 부(-)<sup>15</sup>의 유의한 관계가 나타났다. 이는 대상기업의 70%에서 정의 관계가, 30%에서 부의 관계가 나타난 것으로, 금리가 대부분의 기업에서 정(+)<sup>16</sup>의 유의한 영향을 미치는 것으로 판단할 수도 있

으나, 금리가 일관되게 개별기업의 주가에 정의 영향을 미친다고는 주장할 수 없다.

본 연구의 결과를 종합하면, 장기적으로 유가의 영향을 받는 것은, SK케미칼, 한화케미칼은 부(-)의 탄력성이, 제일모직은 정(+)의 탄력성이 존재하였다. 환율의 영향은 한화케미칼, S-OIL에서 부(-)의 탄력성이, LG화학, 이수화학, 한국알콜산업, 제일모직에서는 정(+)의 장기탄력성이 존재하였다. 코스피지수의 영향력은 LG화학, SK케미칼, 한국알콜산업, 제일모직에서 정(+)의 유의한 관계가 존재하였다. 금리는 한국알콜산업에서는 정(+)의 유의한 관계가, LG화학, 대한유화에서는 부(-)의 유의한 관계가 존재하였다. 즉, 장기적으로 국제유가는 개별종목에 미치는 영향이 미미하다고 판단할 수 있다.

단기적으로는 석유화학관련기업의 주가에 일관된 유의한 영향을 미치는 요소는 코스피지수가 유일한 것으로 나타났다. 국제유가(두바이유가), 환율, 금리 등의 독립변수는 일관된 결과를 보이지 않았으며, 특히 국내 경기에 부정적 영향을 미치는 국제유가의 상승은 국내 석유화학관련기업의 주가에는 단기적으로 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 관계는 VAR test 결과도 유사하였다. 국제유가의 상승은 석유화학관련기업의 주가에 부정적인 영향을 미칠 것이라는 일반적인 견해에도 불구하고, 연구 결과는 ARDL-UECM Bounds test 와 Var test 모두 단기적으로 주가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 앞서 밝힌 바와 같이, 국내 석유관련 산업의 전반적인 독과점 체제로 인한 낮은 가격탄력성과 마땅한 석유화학제품의 대체재가 없다는 점이 유가의 상승에도 불구하고 기업의 주가 상승을 견인하는 것이라 판단된다. 즉, 기업이 유가 상승분을 적극적으로 제품가격에 전가시켜 수익을 보전하기 때문이며, 마땅한 대체재가 없는 석유화학 제품의 수요는 큰 변동이 없기 때문에 단기적으로 국제유가의 변동이 주가에 정의 영향을 미치는 것으로 판단된다.

본 논문의 한계점은 국내 증시의 상승기와 하락기를 구분하여 국제유가 및

금리, 환율, 코스피 지수의 국제유가관련기업 주가에 대한 영향을 고려하지 않는데 있다. 증시의 상승기와 하락기에 따라 국제유가의 충격에 대한 변동과 기간 등이 달라질 수 있기 때문이다. 향후 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정을 통해 구조적 변환점을 파악하고 기간을 구분한 후, 국제유가와 국내석유화학관련기업의 주가변화에 관한 연구가 보충되어야 할 것이다. 아울러 국내 증시는 미국과 중국 등의 영향을 받는 경향이 증대되고 있으므로 이들에 대한 영향도 고려해야 할 것이다.



## 참고문헌

- 강상진(2003), 『회귀분석의 이해』, 교육과학사
- 권오복(2000), “국제원유가격 변동이 한국의 원유도입가격에 미치는 영향 연구-유가 변동위험의 관리방안을 중심으로-”, 연세대학교 경제대학원 경제학과 경제학 석사학위 논문
- 김영재·문영석(2006), “원유가격 상승에 대한 석유시장의 반응 변화 - 유가 자유화 이전과 이후의 비교”, 『한국경제학보』 제13권 제2호, No2, Autume 2006.
- 김진형(2003), “석유제품 수입자유화 이후 시장경쟁의 변화”, 『자원·환경 경제연구』 제12권 제4호
- 박일문(2007), “국내 정유사의 수익성은 안정적인가?”, 『KIS Credit Monitor』 2009. 7. 23
- 박지원(2008), “휘발유·경유가격의 구조와 안정화 연구”, 연세대학교 대학원 경제학과 경제학 석사학위 논문
- 배민근(2005), “고유가의 영향력 줄어드나”, LG주간경제, 2005. 9. 7.
- 서지용(2009), “유가 영향력은 기업규모별로 차별적인가?”, 『산업경제연구』 제22권 제3호, pp.1369~1387
- 서지용(2006), “한국주식시장에 파급되는 국제유가의 위험에 관한 연구”, 『재무관리연구』 제24권 제4호, pp.75~106
- 서지용(2009), “유가충격의 요인별 분석 및 한국주식시장과의 관계”, 『통합학술대회』 학술저널, pp.1~20
- 신동백(2007), “국제유가가 우리나라 거시경제변수에 미치는 영향에 관한 연



- 구” , 『국제회계연구』 제18집, pp.321~342
- 에너지경제연구원(1997), “석유산업자유화에 따른 정유산업의 구조개편 전망  
과 대응방안 연구”
- 오선영·허은녕(2002), “유가자유화에 따른 국내 정유산업의 경쟁도 분석” ,  
『자원·환경경제연구』 제15권 제1호, pp51~69
- 유정호(2004), “국제유가의 급등이 한국경제에 미치는 영향” , 한국개발연구  
원
- 이병락(2006), 『계량경제학』 , 시그마프레스
- 이영희(2006), “국제유가의 변동이 한국경제에 미치는 영향에 대하여” , 위  
덕대학교 대학원 외교통상학과 경제학 석사학위 논문
- 오민환·김영재(2008), “한국 업종별 수출입에 대한 유가변동의 영향” ,  
『무역학회지』 제33권 제5호, pp329~352
- 임대봉(2009), “국제유가와 주가의 관계 분석” , 『산업경제연구』 제22권 제  
5호, pp.2421~2436
- 임대봉(2006), “유가변동에 따른 경제적 효과 분석” , 『산업경제연구』 제19  
권 제5호, pp.1861~1877
- 장병기(2002), “외환위기 이후 국내외 금융변수간의 동태적 관계변화” 무역  
학회지 제27권 제 4호, pp.183~205
- 조 담(2006), 『금융계량분석』 , 청람
- 진보영(2008), “한국 정유산업의 시장경쟁형태와 결정요인에 대한 분석” ,  
서울산업대학교 에너지 환경대학원 경제학 석사학위 논문
- Evangelia Papapetrou(2001), "Oil price shocks, stock market, economic  
activity and employment in Greece", 『Energy Economics』 ,  
Vol.23, 511-532
- R. Carter Hill, William E. Griffiths, George G. Judge(2003)

"Undergraduate Econometrics", 2nd Edition

Jimenez-Rodriguez, Rebeca and Marcelo Sanchez(2005), "Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for Some OECD Countries", 『Applied Economics』, Vol.37, 201-228

Pesaran, H. J. and Y. Shin (1988), "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models," Economics Letters, Vol.58, 17-29

에너지경제연구원 <http://www.keei.re.kr>

통계청 <http://www.kostat.go.kr>

한국은행 <http://www.bok.or.kr>

한국석유공사 석유정보망 <http://www.petronet.co.kr>

금융감독원 <http://www.fss.or.kr>

지식경제부 <http://www.mke.go.kr>

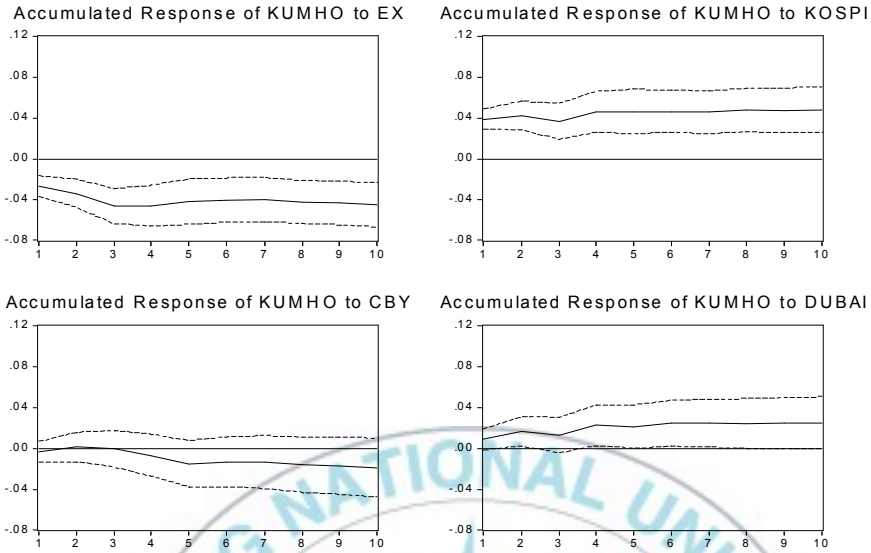
한국주유소협회 <http://www.ikosa.or.kr>



# 부 록

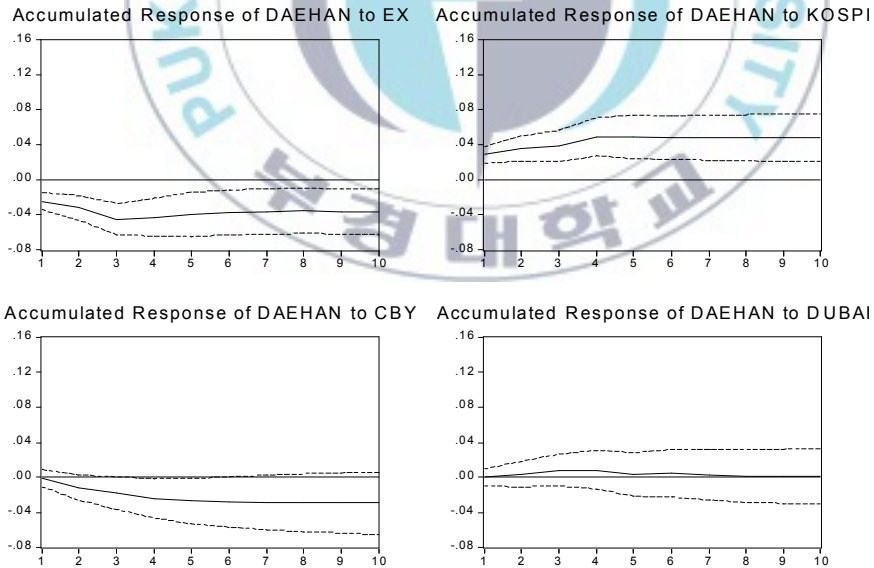
<표 A-1> 금호석유화학의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



<표 A-2> 대한유화의 충격반응함수

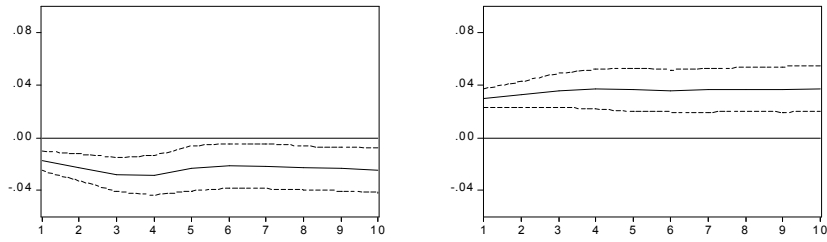
Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



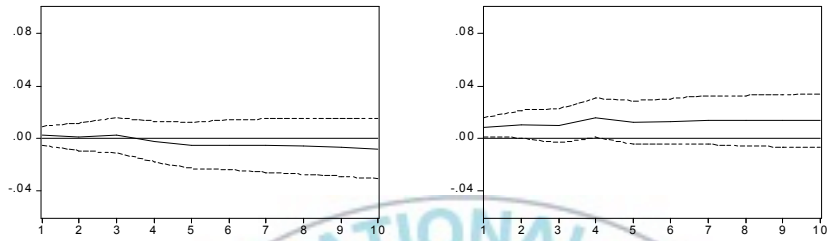
<표 A-3> 애경유화의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Accumulated Response of AKYUNG to EX      Accumulated Response of AKYUNG to KOSPI



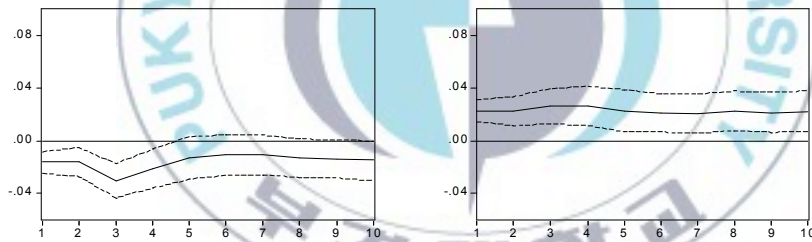
Accumulated Response of AKYUNG to CBY      Accumulated Response of AKYUNG to DUBAI



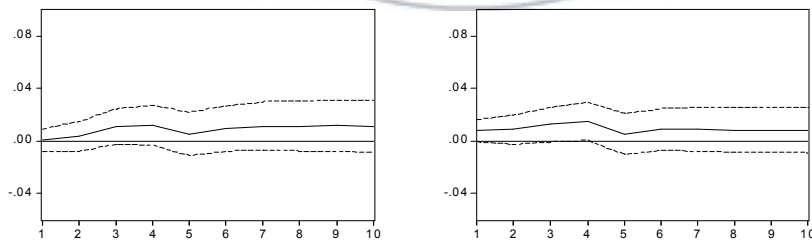
<표 A-4> 태광산업의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Accumulated Response of HANKOOK to EX      Accumulated Response of HANKOOK to KOSPI



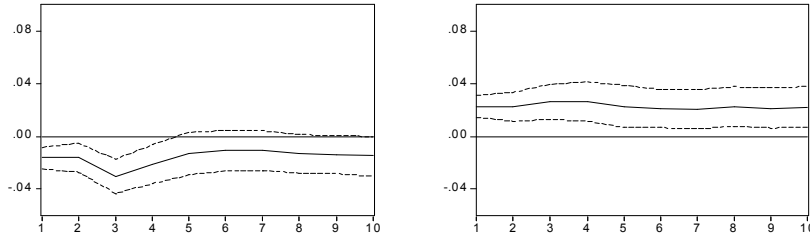
Accumulated Response of HANKOOK to CBY      Accumulated Response of HANKOOK to DUBAI



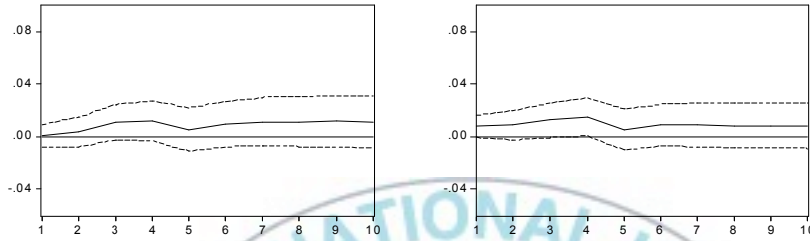
<표 A-5> 한국알콜산업의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Accumulated Response of HANKOOK to EX      Accumulated Response of HANKOOK to KOSPI



Accumulated Response of HANKOOK to CBY      Accumulated Response of HANKOOK to DUBAI

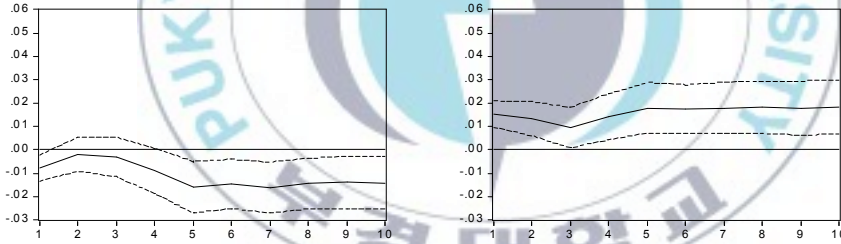


<표 A-6> KPX 케미칼의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

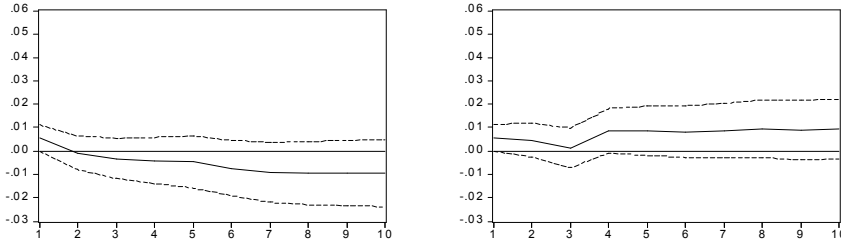
Accumulated Response of KPX to EX

Accumulated Response of KPX to KOSPI

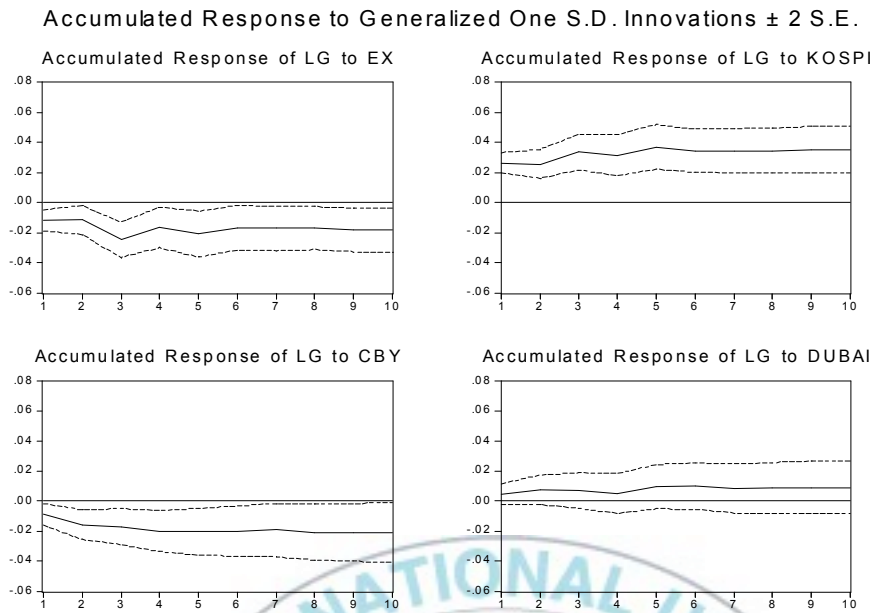


Accumulated Response of KPX to CBY

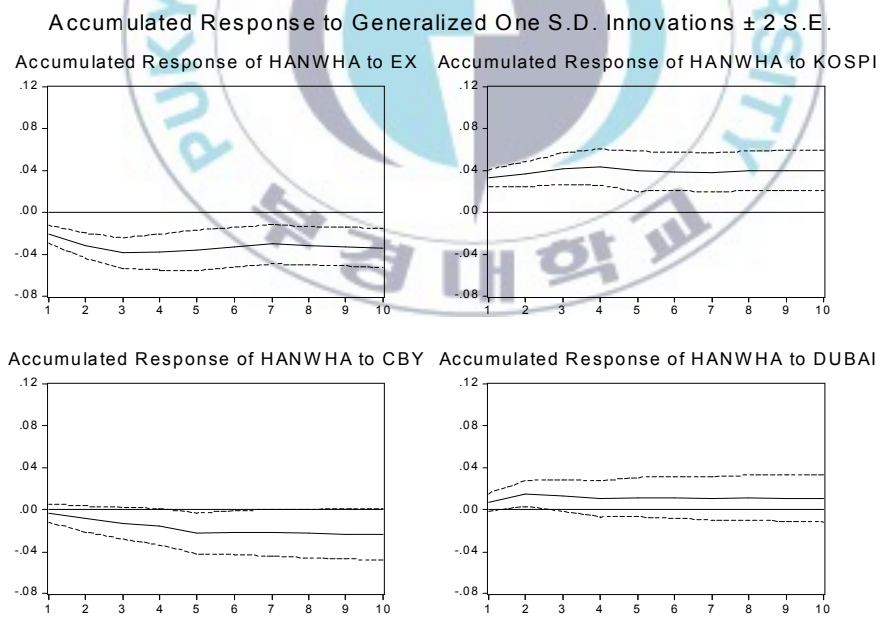
Accumulated Response of KPX to DUBAI



<표 A-7> LG화학의 충격반응함수

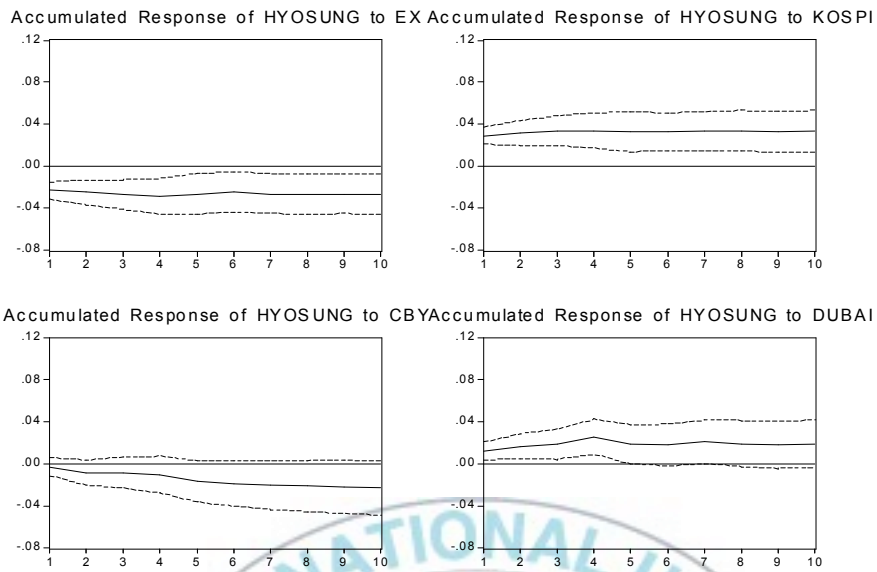


<표 A-8> 한화케미칼의 충격반응함수



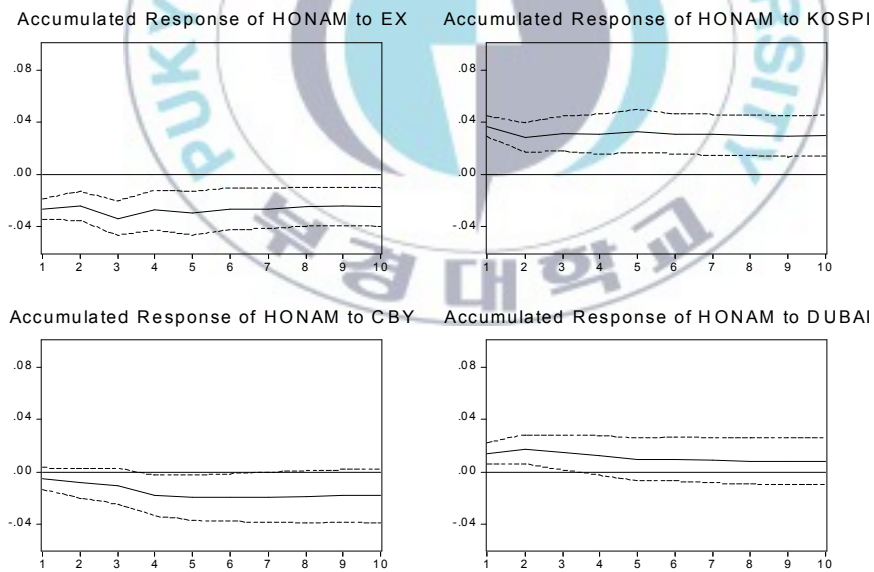
<표 A-9> 효성의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



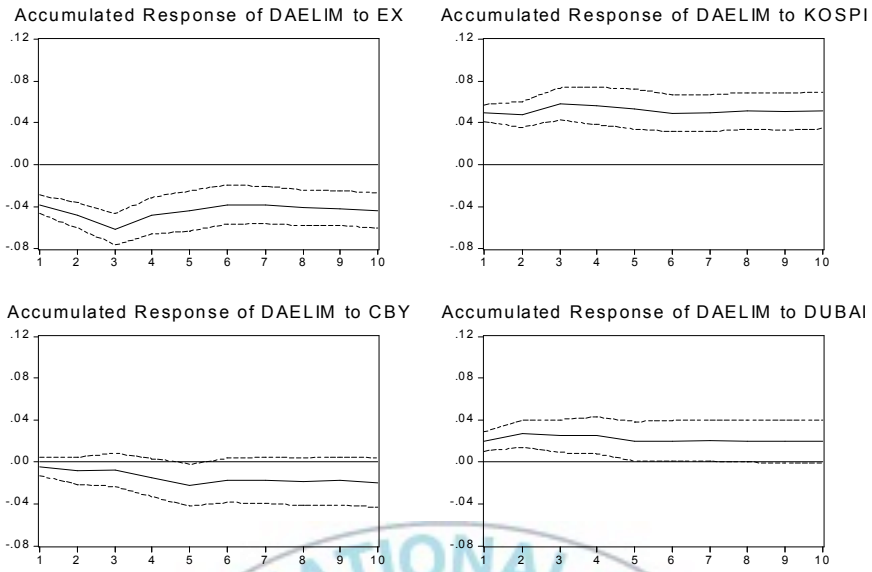
<표 A-10> 호남석유화학의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



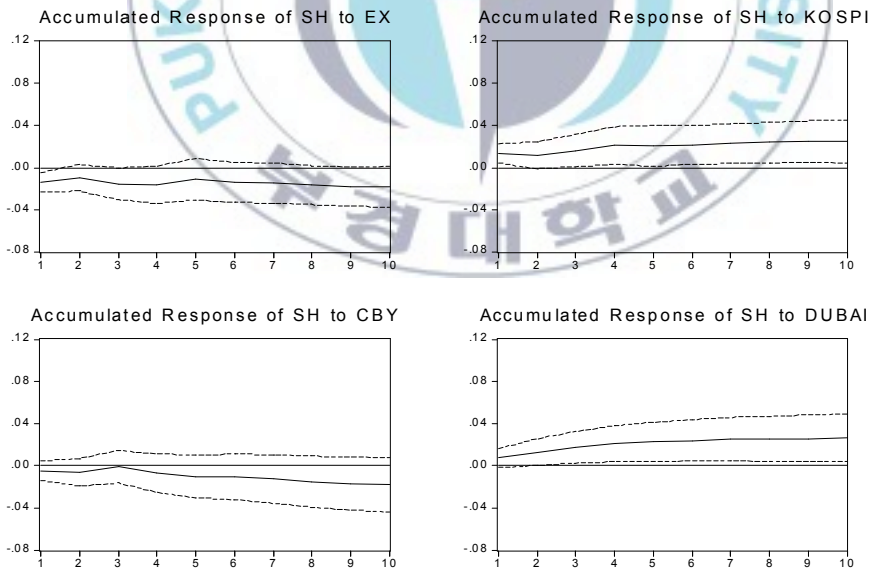
<표 A-11> 대림산업의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



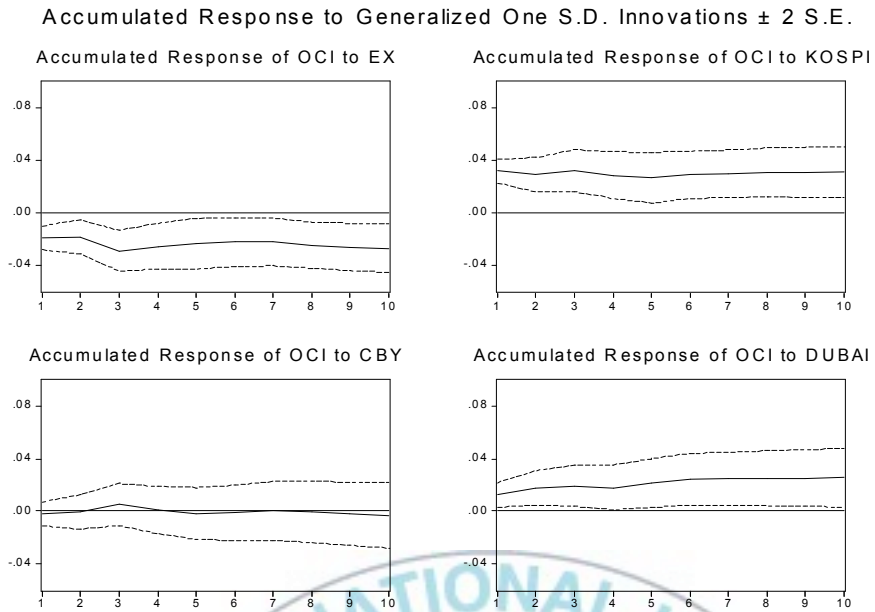
<표 A-12> SH에너지화학의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

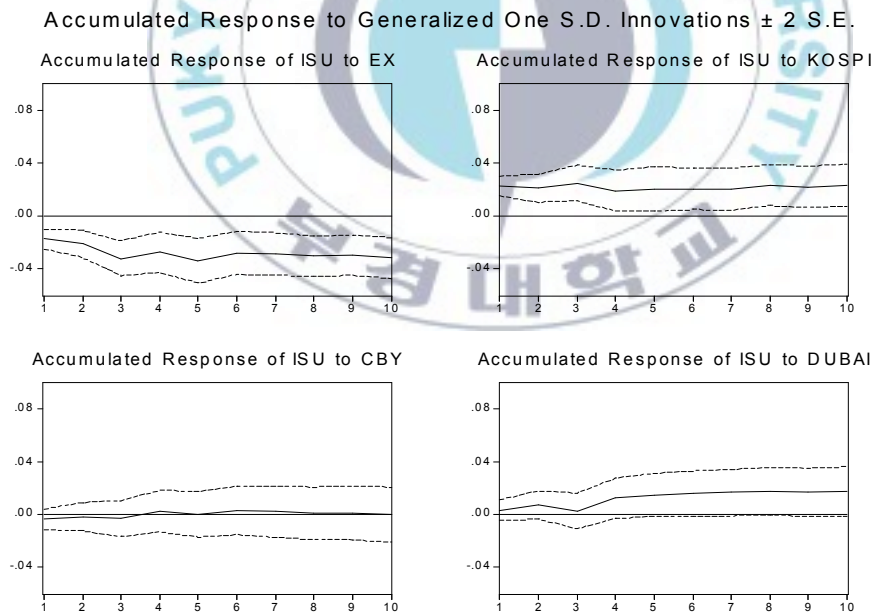




<표 A-13> OCI의 충격반응함수

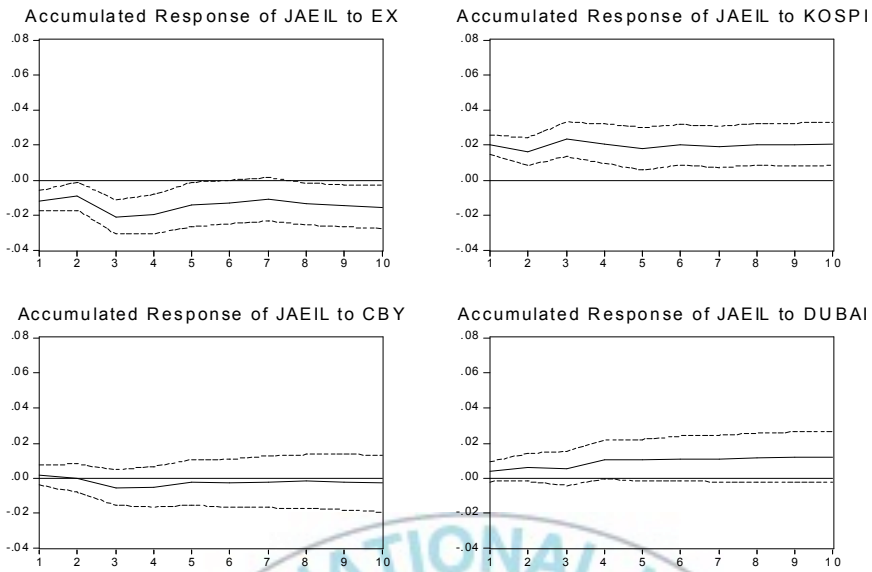


<표 A-14> 이수화학의 충격반응함수



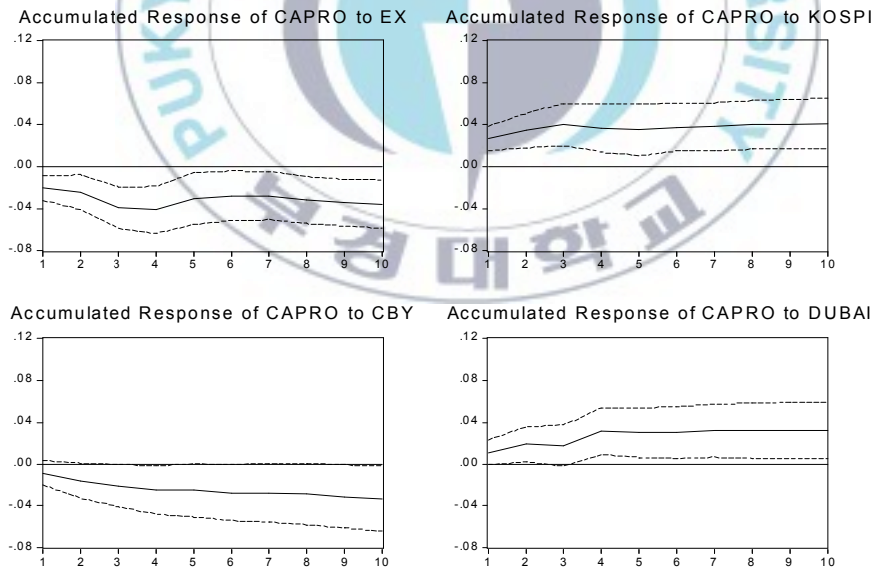
<표 A-15> 제일모직의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



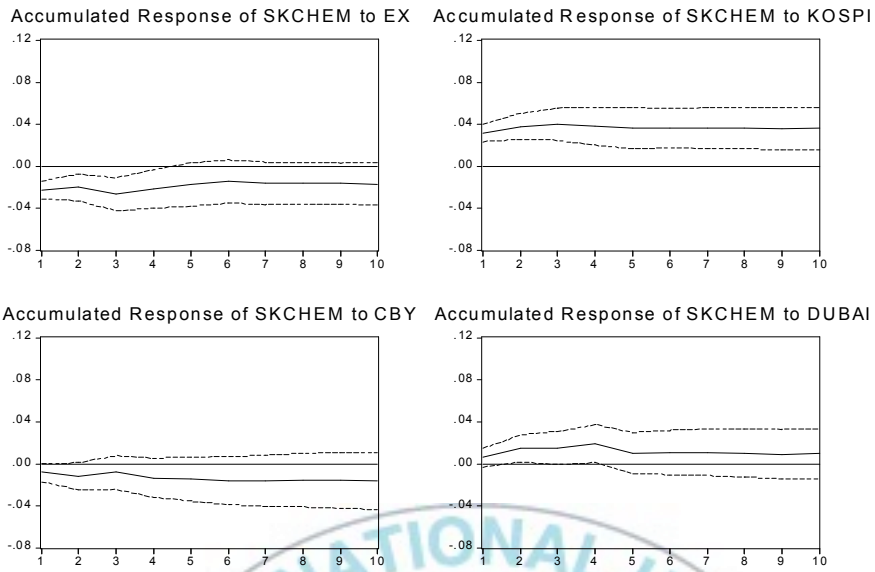
<표 A-16> 카프로의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



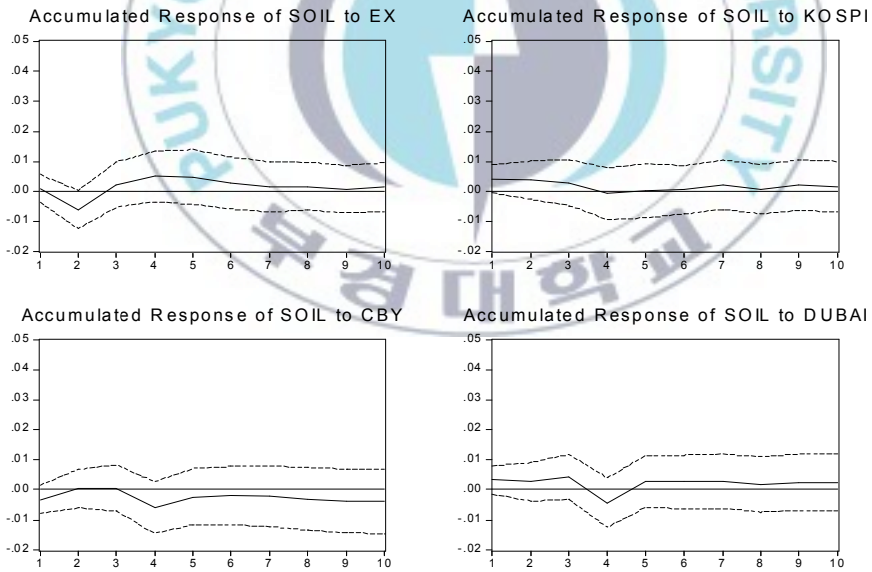
<표 A-17> SK케미칼의 충격반응함수

Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

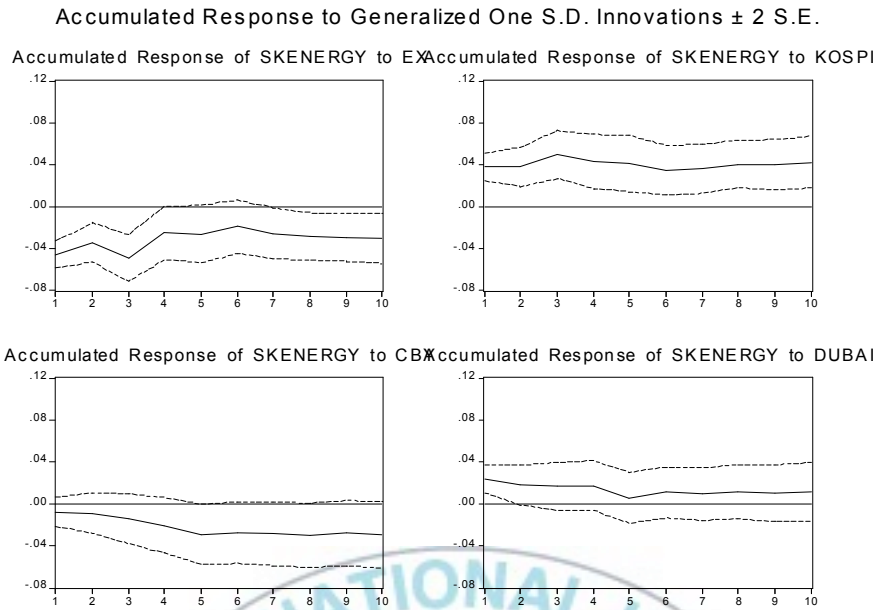


<표 A-18> S-Oil의 충격반응함수

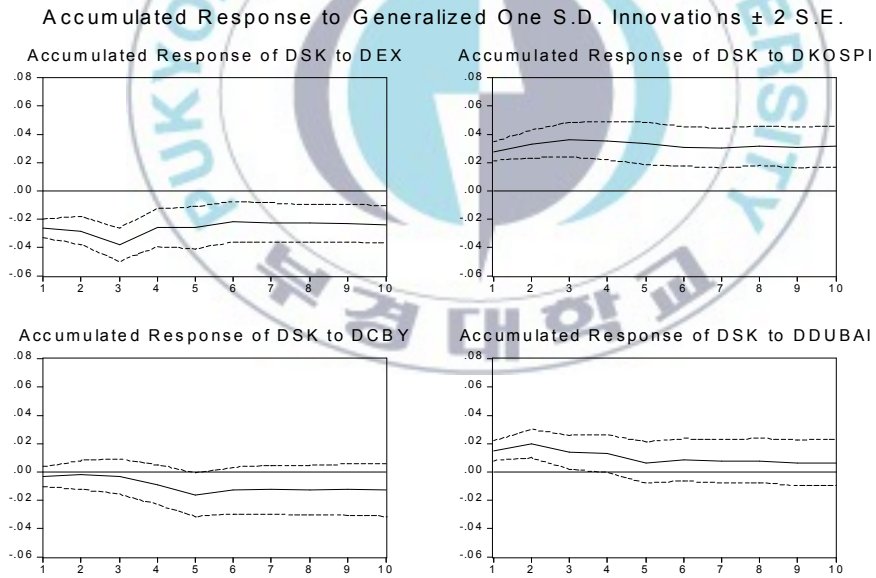
Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



<표 A-19> GS의 충격반응함수



<표 A-20> SK의 충격반응함수



<표 B-1> S-Oil, GS, SK의 공적분결과( $H_0 = b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = b_{10} = 0$ ) 및 장기탄력성

	S-Oil	GS	SK
계산된 F값	4.86**	2.55(?)	5.02**
lnEX	-0.60** (-2.18)	-0.49 (-1.28)	-0.33 (-0.55)
lnKOSPI	0.02 (0.13)	1.31*** (3.90)	0.19 (0.52)
CBY	-0.01 (-0.41)	0.04 (0.85)	-0.01 (-0.29)
lnDUBAI	-0.17 (-1.04)	-0.45* (-0.45)	-0.15 (-0.91)

<표 B-2> LG화학, SK케미칼, 한화케미칼의 공적분결과( $H_0 = b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = b_{10} = 0$ ) 및 장기탄력성

	LG화학	SK케미칼	한화케미칼
계산된 F값	3.65*	4.51*	4.21*
lnEX	4.68*** (6.67)	-1.38 (-1.23)	-2.61* (-1.78)
lnKOSPI	2.80*** (5.00)	2.15*** (3.15)	0.05 (0.06)
CBY	-0.29*** (-3.05)	0.10 (1.27)	-0.02 (-0.36)
lnDUBAI	0.28 (0.75)	-1.29*** (-3.56)	-0.62* (-1.79)

<표 B-3> 금호석유화학, 호남석유화학, KPX케미칼의 공적분결과 ( $H_0 = b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = b_{10} = 0$ ) 및 장기탄력성

	금호석유화학	호남석유화학	KPX케미칼
계산된 F값	2.86(?)	2.92	2.62(?)
lnEX	-2.02** (-2.54)	-1.14 (-1.03)	-0.10 (-0.41)
lnKOSPI	1.28** (2.28)	0.80 (1.20)	0.69*** (3.63)
CBY	0.22** (2.07)	-0.04 (-0.62)	0.01 (0.35)
lnDUBAI	0.55 (-1.27)	-0.60** (-2.00)	-0.01 (-0.06)

<표 B-4> SH에너지화학, 이수화학, 대한유화의 공적분결과 ( $H_0 = b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = b_{10} = 0$ ) 및 장기탄력성

	SH에너지화학	이수화학	대한유화
계산된 F값	1.45	3.72*	4.34*
lnEX	-0.21 (-0.17)	0.87** (2.04)	-1.69 (-1.43)
lnKOSPI	1.17 (1.29)	0.42 (1.19)	1.05 (1.39)
CBY	0.01 (0.79)	0.02 (0.45)	-0.18** (-2.45)
lnDUBAI	0.64 (0.91)	0.29 (1.14)	-0.46 (-1.46)

<표 B-5> 애경유화, OCI, 한국알콜산업의 공적분결과 ( $H_0 = b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = b_{10} = 0$ ) 및 장기탄력성

	애경유화	OCI	한국알콜산업
계산된 F값	1.56	1.97	5.06***
lnEX	-2.13** (-2.06)	-6.90 (-0.49)	1.03*** (3.69)
lnKOSPI	0.69 (0.98)	3.17 (1.06)	0.96*** (4.41)
CBY	0.16 (1.22)	1.00 (0.94)	0.11*** (2.91)
lnDUBAI	-0.58 (-0.98)	-1.19 (-0.35)	0.20 (1.22)

<표 B-6> 태광산업, 대림산업, 카프로의 공적분결과 ( $H_0 = b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = b_{10} = 0$ ) 및 장기탄력성

	태광산업	대림산업	카프로
계산된 F값	2.72(?)	2.89(?)	1.00
lnEX	-0.70 (-0.78)	-1.78 (-2.42)**	1.26 (0.64)
lnKOSPI	1.08 (1.53)	1.59 (2.94)***	1.86 (1.19)
CBY	-0.13 (-0.08)	0.18 (1.45)	-0.01 (-0.03)
lnDUBAI	0.13 (0.24)	-0.94 (-1.63)	-0.24 (-0.18)

<표 B-7> 효성, 제일모직의 공적분결과( $H_0 = b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = b_{10} = 0$ ) 및 장기탄력성

	효성	제일모직	
계산된 F값	2.24	3.52*	
$\ln EX$	-2.89 (-0.98)	0.91*** (2.78)	
$\ln KOSPI$	-0.28 (-0.17)	1.46*** (5.85)	
$CBY$	0.24 (1.30)	-0.00 (-0.03)	
$\ln DUBAI$	-0.59 (-0.84)	0.35* (1.68)	





<표 C-1> 석유화학관련기업 웹사이트 주소 및 생산제품

회사명	웹사이트	생산제품
금호석유화학	www.kkpc.com	ABS, BR, Butadiene, EPS, EP, HBR, HSR, LBR, NBR, PPG, PS, BS-Latex, SBR, SSB, TPE
대한유화공업	www.kpic.co.kr	Butadien류, Butene류, C9+ , Ethylene, HDPE, Hexane류, Mixed C4, PP, Propylene, TPG
에경유화	www.akp.co.kr	ITA, MA, PA, Plasticizer, Polyol, Polyurethane System
태광산업	www.taekwang.co.kr	AN, NaCN, PTA, Propylene, TPA
한국알콜산업	www.ka.co.kr	아세트알데히드, 에스테르, 에틸아민, 전자급 초산부틸, 정제주정, 합성에탄올
KPX케미칼	www.kpxchemical.com	PPG
LG화학	www.lgchem.com	2-EH, ABS, Acetone, Acrylates, BPA, BR, Benzene, Butadiene, Butanol, C4 Raffinate-1, C9 Product 등
SK케미칼	www.skcc.co.kr	PGE, PG, PO, PPG, SM
한화케미칼	hcc.hanwha.co.kr	2-EH, Butanol, EDC, EVA, LDPE, LLDPE, NaOH, PVC, Plasticizer, VCM, 염소
효성	www.hyosung.com	Nylon 6chp, PP, Propylene, TPA
호남석유화학	www.hpc.co.kr	Benzene, Butadiene, EG, EVA, Ethylene, HDPE, LDPE, LLDPE, PC, PET, PP Compound, PP, Propylene, 등
대림산업	www.daelimchemical.com	HDPE, OPP, PE Comound, 폴리부텐
SH에너지화학	www.sh-everchemical.com	EPS
OCI	www.oci.co.kr	Acetic Acid, Benzene, Carbon Black, Cresol, MA, Naphthalene, PA, PVA, Pitch, Plasticizer, Polyol, TDI, Toluene, Xylene
이수화학	www.isu.co.kr/chemical	BAB, Heavy BAB, Heavy LAB, IPA, LAB, LAS, Normal Paraffin
제일모직	www.starex.com	ABS, ASA, EPS, MPPE, PBT, PC/ABS, PC, PPS, PS, SAN
카프로	www.hcccapro.com	CPLM
S-OIL	www.s-oil.com	휘발유, 경유, 등유, 항공유, 중질유, 아스팔트, LPG, P-8, P-20, P31, P-96, P-480, 벤젠, 톨루엔, 자일렌, 파라자일렌 등
GS	www.gscaltex.com	휘발유, 경유, 등유, 윤활유, 폴리프로필렌, 도시가스, 방향족 화합물 등
SK	www.skenergy.com	휘발유, 경유, 등유, 가스, 아스팔트, 윤활유, 올레핀, 아로마틱, 용제, 폴리에틸렌, 폴리프로필렌, LiBS, EPDM 등