



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



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 박 사 학 위 논 문

국제 유가가 국내 주식시장 및 업종별 주가에 미치는 영향력 변화



박 동 욱

경 제 학 박 사 학 위 논 문

국제 유가가 국내 주식시장 및 업종별 주가에 미치는 영향력 변화

지도교수 장 병 기

이 논문을 경제학박사 학위논문으로 제출함.

2018년 2월

부 경 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

박 동 욱

박동욱의 경제학박사 학위논문을 인준함

2018년 2월 23일

주 심 경제학박사 심 성 훈 (인)

위 원 경제학박사 윤 성 민 (인)

위 원 경제학박사 표 희 동 (인)

위 원 경제학박사 황 선 응 (인)

위 원 경제학박사 장 병 기 (인)

<목 차>

제1장 서 론	1
제1절 연구의 배경 및 목적	1
제2절 논문의 내용 및 구성	10
제2장 선행연구 및 이론적 배경	12
제1절 선행연구	12
가. 유가변화의 부정적 영향력에 관한 연구	12
나. 유가변화의 비대칭적 영향력에 관한 연구	16
다. 유가변화의 차별적 영향력에 관한 연구	19
라. 유가변화의 요인별 효과와 영향력 변화에 관한 연구	20
제2절 이론적 배경	25
가. 주가결정모형	25
나. 자본자산가격결정모형	26
다. 주가와 설명변수간의 상호 연관성	27
제3장 분석 자료 및 분석 방법	30
제1절 모형의 설정 및 표본	30
제2절 분석방법	34
가. Gregory, Hansen 구조변화 검정	36
나. ARDL-UECM Bounds test 한계검정법	37
다. 일반화 벡터자기회귀분석(Generalized VAR)	40

(1) 일반화 충격반응함수	41
(2) 일반화 예측오차 분산분해(GVD)	42
라. 시간가변 조건부 변동성 모형(EGARCH-M-GED)	46
 제4장 실증분석결과	51
제1절 Gregory, Hansen 구조변화	51
제2절 월간자료 분석결과	52
가. ARDL-UECM Bounds test	52
(1) 한계검정 장기관계 결과	53
(2) 한계검정 단기관계 결과	60
(3) 한계검정 종합분석	69
나. 일반화 벡터자기회귀분석	70
(1) 일반화 충격반응함수(GIR)	70
(2) 일반화 예측오차 분산분해(GVD)	78
제3절 일간자료 분석결과	84
가. 시간가변 조건부 변동성 모형(EGARCH-M-GED) 분석	85
나. 일반화 벡터자기회귀분석	93
(1) 일반화 충격반응함수(GIR)	94
(2) 일반화 예측오차 분산분해(GVD)	100
제4절 시간가변적 전이효과분석	104
 제5장 결론	114
 참고문헌	120
부 록	126

〈표 차례〉

<표1-1> 산업생산, 종합주가지수, 미국주가지수와 유가 간 상관관계	4
<표2-1> 유가변화의 부정적 영향력에 관한 연구	14
<표2-2> 유가변화의 비대칭적 영향력에 관한 연구	17
<표2-3> 유가변화의 차별적 영향력에 관한 연구	19
<표2-4> 유가변화의 영향력 변화에 관한 연구	21
<표2-5> 유가변화의 요인별 효과에 관한 연구	23
<표3-1> 업종별 분석에 이용된 산업생산 지수	32
<표3-2> 연구에 이용된 분석기법의 특징	35
<표3-3> 공적분의 존재를 검증하는 계산된 F값의 유의수준	40
<표4-1> 1기 공적분 결과 및 장기탄력성	54
<표4-2> 2기 공적분 결과 및 장기탄력성	55
<표4-3> 3기 공적분 결과 및 장기탄력성	56
<표4-4> 1기 공적분이 존재하는 업종의 개별변수 장기영향력	57
<표4-5> 2기 공적분이 존재하는 업종의 개별변수 장기영향력	58
<표4-6> 3기 공적분이 존재하는 업종의 개별변수 장기영향력	59
<표4-7> 1기 유가의 단기 영향력 변화	61
<표4-8> 2기 유가의 단기 영향력 변화	61
<표4-9> 3기 유가의 단기 영향력 변화	62
<표4-10> 환율에 대한 한계검정 단기영향력 변화	64
<표4-11> 산업생산에 대한 한계검정 단기영향력 변화	65
<표4-12> 금리에 대한 한계검정 단기영향력 변화	67
<표4-13> 미국주가에 대한 한계검정 단기영향력 변화	68
<표4-14> 각 기간별 동시차에서 업종별 주가지수에 대한 유가의 단기 적 영향력 변화	69

<표4-15> 월간자료 유가에 대한 충격반응함수 결과	72
<표4-16> 월간자료 환율에 대한 충격반응함수 결과	73
<표4-17> 월간자료 산업생산에 대한 충격반응함수 결과	75
<표4-18> 월간자료 금리에 대한 충격반응함수 결과	76
<표4-19> 월간자료 미국주가에 대한 충격반응함수 결과	78
<표4-20> 제1기 월간 일반화 예측오차 분산분해 결과	80
<표4-21> 제2기 월간 일반화 예측오차 분산분해 결과	81
<표4-22> 제3기 월간 일반화 예측오차 분산분해 결과	83
<표4-23> 유가에 대한 업종별 주가지수 EGARCH-M-GED 모형 분석결과 ...	88
<표4-24> 금리에 대한 업종별 주가지수 EGARCH-M-GED 모형 분석결과 ...	90
<표4-25> 환율에 대한 업종별 주가지수 EGARCH-M-GED 모형 분석결과 ...	91
<표4-26> 미국주가에 대한 업종별 주가지수 EGARCH-GED 모형 분석결과 ...	93
<표4-27> 일간자료 유가에 대한 충격반응함수결과	95
<표4-28> 일간자료 금리에 대한 충격반응함수결과	97
<표4-29> 일간자료 환율에 대한 충격반응함수결과	98
<표4-30> 일간자료 미국주가에 대한 충격반응함수결과	99
<표4-31> 1기 일간 일반화 예측오차 분산분해 결과	101
<표4-32> 2기 일간 일반화 예측오차 분산분해 결과	102
<표4-33> 3기 일간 일반화 예측오차 분산분해 결과	103
<표4-34> 금융위기로 인한 유가하락의 업종별 유입전이효과 최대값	109
<표A-1> 1기 종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물 ARDL결과	126
<표A-2> 1기 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료 ARDL결과 ...	127
<표A-3> 1기 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 ARDL결과 ...	128
<표A-4> 2기 종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물 ARDL결과	129
<표A-5> 2기 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료 ARDL결과 ...	130
<표A-6> 2기 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 ARDL결과 ...	131
<표A-7> 3기 종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물 ARDL결과	132

<표A-8> 3기 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료 ARDL결과	133
<표A-9> 3기 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 ARDL결과	134
<표B-1> 1기 월간자료 진단테스트 결과	135
<표B-2> 2기 월간자료 진단테스트 결과	136
<표B-3> 3기 월간자료 진단테스트 결과	137
<표C-1> 1기 건설, 금융, 기계, 비금속광물 섬유·의복 EGARCH-M-GED	138
<표C-2> 1기 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품 EGARCH-M-GED	139
<표C-3> 1기 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 EGARCH-M-GED	140
<표C-4> 2기 건설, 금융, 기계, 비금속광물 섬유·의복 EGARCH-M-GED	141
<표C-5> 2기 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품 EGARCH-M-GED	142
<표C-6> 2기 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 EGARCH-M-GED	143
<표C-7> 3기 건설, 금융, 기계, 비금속광물 섬유·의복 EGARCH-M-GED	144
<표C-8> 3기 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품 EGARCH-M-GED	145
<표C-9> 3기 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 EGARCH-M-GED	146

〈그림 차례〉

<그림1-1> 유가와 국내 제조업 산업생산 지수	2
<그림1-2> 유가와 종합주가지수	3
<그림1-3> 유가와 미국 주가지수	4
<그림1-4> 2040년까지 예상되는 에너지 수요 중 효율성 증가로 줄어드는 에너지 수요	7
<그림4-1> Gregory, Hansen Structural Break point test	51
<그림4-2> 종합주가지수 전이효과의 시간가변성	105
<그림4-3> 섬유의복업종 전이효과의 시간가변성	107
<그림4-4> 유통업종 전이효과의 시간가변성	107
<그림4-5> 운수창고업종 전이효과의 시간가변성	108
<그림4-6> 철강업종 전이효과의 시간가변성	110
<그림4-7> 운수장비업종 전이효과의 시간가변성	110
<그림4-8> 금융업종 전이효과의 시간가변성	110
<그림4-9> 기계업종 전이효과의 시간가변성	110
<그림4-10> 화학업종 전이효과의 시간가변성	111
<그림4-11> 건설업종 전이효과의 시간가변성	111
<그림4-12> 비금속광물업종 전이효과의 시간가변성	111
<그림4-13> 종이목재업종 전이효과의 시간가변성	112
<그림4-14> 음식료업종 전이효과의 시간가변성	112
<그림4-15> 전기전자업종 전이효과의 시간가변성	112
<그림4-16> 의약품업종 전이효과의 시간가변성	112
<그림A-1> 1기 월간 종합, 건설, 금융, 기계업종 충격 반응 함수 결과	147
<그림A-2> 1기 월간 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고 업종	

충격반응함수 결과	147
<그림A-3> 1기 월간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종	
충격반응함수 결과	148
<그림A-4> 1기 월간 종이목재, 철강금속, 화학업종	
충격반응함수 결과	148
<그림B-1> 2기 월간 종합, 건설, 금융, 기계업종	
충격반응함수 결과	149
<그림B-2> 2기 월간 비금속광물, 섬유 의복, 운수장비, 운수창고업종	
충격반응함수 결과	149
<그림B-3> 2기 월간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종	
충격반응함수 결과	150
<그림B-4> 2기 월간 종이목재, 철강금속, 화학업종	
충격반응함수 결과	150
<그림C-1> 3기 월간 종합, 건설, 금융, 기계업종	
충격반응함수 결과	151
<그림C-2> 3기 월간 비금속광물, 섬유 의복, 운수장비, 운수창고업종	
충격반응함수 결과	151
<그림C-3> 3기 월간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종	
충격반응함수 결과	152
<그림C-4> 3기 월간 종이목재, 철강금속, 화학업종	
충격반응함수 결과	152
<그림D-1> 1기 일간 종합, 건설, 금융, 기계업종	
충격반응함수 결과	153
<그림D-2> 1기 일간 비금속광물, 섬유 의복, 운수장비, 운수창고업종	
충격반응함수 결과	153
<그림D-3> 1기 일간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종	
충격반응함수 결과	154

<그림D-4> 1기 일간 종이목재, 철강금속, 화학업종	
충격반응함수 결과	154
<그림E-1> 2기 일간 종합, 건설, 금융, 기계업종	
충격반응함수 결과	155
<그림E-2> 2기 일간 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고업종	
충격반응함수 결과	155
<그림E-3> 2기 일간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종	
충격반응함수 결과	156
<그림E-4> 2기 일간 종이목재, 철강금속, 화학업종	
충격반응함수 결과	155
<그림F-1> 3기 일간 종합, 건설, 금융, 기계업종	
충격반응함수 결과	157
<그림F-2> 3기 일간 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고업종	
충격반응함수 결과	157
<그림F-3> 3기 일간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종	
충격반응함수 결과	158
<그림F-4> 3기 일간 종이목재, 철강금속, 화학업종	
충격반응함수 결과	158

The Change of Effect of Oil Price on the Korean Stock Market and
Industrial Sector Indices

Dongwook Park

Department of Economics, The Graduate School,
Pukyong National University

Abstract

The oil market has gone through the oil shocks of the 1970s and 1980s, when supply led the market, and now it has entered the era of low oil prices, where demand leads. After the Asian financial crisis in the 1990s, the global economy recovered gradually into the 2000s, when oil prices rose to an unprecedented \$120 or more. But after the subprime mortgage crisis in 2008, the oil price slumped to levels under \$50 again. With the subsequent shale revolution and increased energy efficiency, the supplier-centered market reorganization has caused alternative energy development to become more problematic. Now the international energy market is clearly becoming a demand-centered market, and oil demand continues to decline, due to slowing economic growth in China and the least developed countries. In addition, an oversupply of oil has continued. OPEC's oil capacity has increased since 2009, compounded by the failure of the production-cuts agreement among the member OPEC countries. In particular, production control in non-OECD oil-producing countries is experiencing more difficulty reducing oil production capacity, and the OPEC oil cartel only accounts for 35% of the world's supply. Russia, one of the major oil-producing countries, continues to expand oil production every year, in spite of economic sanctions by the United States and western European countries. On this account, recently some

of the major economic organizations have predicted low oil prices in the future. As long as oil supply overcapacity continues, oil prices are unlikely to go below the \$50 range. Even if oil prices go up, producers will face challenges of oversupply, greenhouse-gas reduction agreements, alternative energy, and renewable energy development. Now it seems that it would be difficult to return to a past when oil cost \$100 or more.

Despite the low cost of oil, and unlike the past, daily oil price fluctuations tend to expand greatly, and forecasting the direction of short-term oil prices can be quite confusing. Therefore, the macroeconomic and stock-market responses to oil price shocks, which are characterized by high oil prices and increased volatility, are different from those of the past. This paper is initiated in order to see what changes have occurred in the relationship between oil price changes and stock prices.

Generally, Korea has an economic structure that is very vulnerable to oil price shocks. Therefore, stock-market and industrial-sector indices are very sensitive to oil price changes, and a negative relationship predominates in our past papers. So, we have divided the whole period into three periods, in order to grasp the relationship between oil-price shocks and stock price indices. The first period is from January 1987 to June 1990; the second period is from July 1990 through September 1997; and the third period is from January 1999 through May 2017. Monthly data was used to analyze short- and long-term relationships between oil shocks and the stock market. However, due to the characteristic of oil prices actually having no significance in the long term, it was not easy to grasp long-term relationships. Therefore, this paper focuses on the short-term relationships.

According to the results, the correlation between the oil price changes and the KOSPI with the industrial sector indices can be clearly identified as a positive correlation in the third period, in contrast to the first and second periods' negative correlations. The spillover effect is also reduced. Therefore, we used the EGARCH-M-GED model to examine whether there is any difference in

industrial-sector indices that reflects the daily stock data on changes of oil price. In the first period, nine industrial sector indices show a negative effect, while only one industrial sector index shows a positive effect. In the second period, there were four industrial sector indices showing negative effects, while one industrial sector index showed a positive effect. This tendency persists from the first period to the second period, but then the intensity is somewhat eased. In the third period, there were seven industrial sector indices showing a positive effect relative to the KOSPI, while only two industrial sector indices showed a negative effect.

In other words, in the first and second periods, with the oil price change, industrial sector indices tend to increase negative effect. But in third period, the positive effect increased. The effect of the stock index of each industrial sector index tends to increase, and the positive effect increases in the third period.

As a result, the effect of oil price changes is more intense in industrial sector indices than for those of the KOSPI. The spillover effect of oil shocks change is shown to be more effective in the downward phase than in the rising phase of oil prices. These results can be confirmed by the results of analyzing the time-varying spillover effect over the entire period. This result was further intensified in the third period, and showed the highest spillover effect among the three periods, especially in the 2008 financial crisis and the oil-price plunge in 2014. Past oil prices rising had a negative impact on macroeconomics, and KOSPI and industrial sector indices, but recent falling oil prices have a negative impact on macroeconomics, and KOSPI and industrial stock indices, and the impact is even greater than in the past.

The change in the correlation between oil price shocks and the KOSPI can be explained by the change from supply factor to demand factor. The long-term stabilization of oil prices has made oil demand inelastic. Moreover, the change in oil prices shocks in the third period can be regarded as a shock of demand factors, due to the high level of world economic activities. Therefore, unlike the oil-price change caused by supply control in the past, the change in oil price due

to demand factors is accompanied by an economic boom. Thus, contrary to the previous negative effect, falling oil prices due to the economic downturn will allow the stock price and oil prices to coexist, and rising oil prices due to demand growth can lead to economic upturns and increases in share prices of oil.

In time-varying spillover analysis, domestic industrial sector indices such as food and beverage, and transportation warehouse, showed a relatively low value of 7% or less, because of the oil-price change due to the 2008 financial crisis. In the third period EGARCH-M-GED analysis, the industrial sector indices showed negative effect relative to the KOSPI. Monthly and daily Generalized forecasting Error Distribution analysis showed a lower value of spillover effect than other industrial indices. The spillover effect is also lower than other industries. Therefore, it seems to be very insensitive to oil price shocks. On the other hand, industrial indices such as textile, steel, financial, and machinery sectors, showed a very high spillover effect due to the financial crisis, an average of more than 9%. In the EGARCH-M-GED analysis, the effect of oil price changes increased, due to the positive effect of the machinery and steel industries in the analysis of the EGARCH-M-GED, which is very vulnerable to oil price changes. For these reasons, it is considered to be due to the high share of oil prices in production costs, and the oil prices that have financial characteristics

Keyword : Oil Price, Sector index of stock price, ARDL Bounds test, EGARCH-M-GED, Time-varying spillover, Structural change, KOSPI.

제1장 서론

제1절 연구의 배경 및 목적

우리나라 주식시장은 1958년 개설된 이후 지속적으로 국제유가의 위협에 노출되어 왔으며, 국제유가의 변화는 국내 주식시장뿐 아니라 경제 전반에 걸쳐 직간접적으로 영향을 미치는 주요한 요인이다. 특히 에너지의 대외 의존도가 높은 국내에서 유가 변화는 해결하기 어려운 문제로 인식되어 왔다. 따라서 기존 연구들은 유가변화와 국내 실물경제 및 주식시장에 대한 부정적인 영향력에 관한 연구들이 대다수를 차지한다.

전통적인 연구들이 주장하는 바를 살펴보면, 대체로 유가 변화는 실물경제에 부정적인 영향력을 행사하며 이는 곧 금융부문에도 파급되어 주식시장의 위축 및 주가하락으로 이어진다고 주장한다. 특히 에너지의 대외의존도가 높고 소규모 개방경제인 우리나라의 경우 유가변화에 매우 취약한 모습을 보이며, 유가변화의 영향력은 고스란히 생산원가의 상승으로 이어지고, 이로 인한 수출물가의 상승은 다시 국내경제의 위축을 야기하는 것이 일반적이다. 그러나 최근 다양한 종류의 매체 및 뉴스 미디어에서 접할 수 있는 보도 내용들은 이러한 전통적인 연구결과들이 주장하는 바와 상반되는, 국제유가와 거시경제 및 주식시장간 정(+)의 상관관계에 관한 정보가 흔히 등장한다.

“유가상승이 3분기 실적 춤추게 한다”

- 에너지 경제신문 17.9.27

“조선주 대규모 수주, 유가상승 호재에 투심 회복 강세”

- 뉴스토마토 17.9.26

“뉴욕증시 3대 지수 또 사상 최고치 마감, 국제유가도 상승 WTI 2.2% 상승”

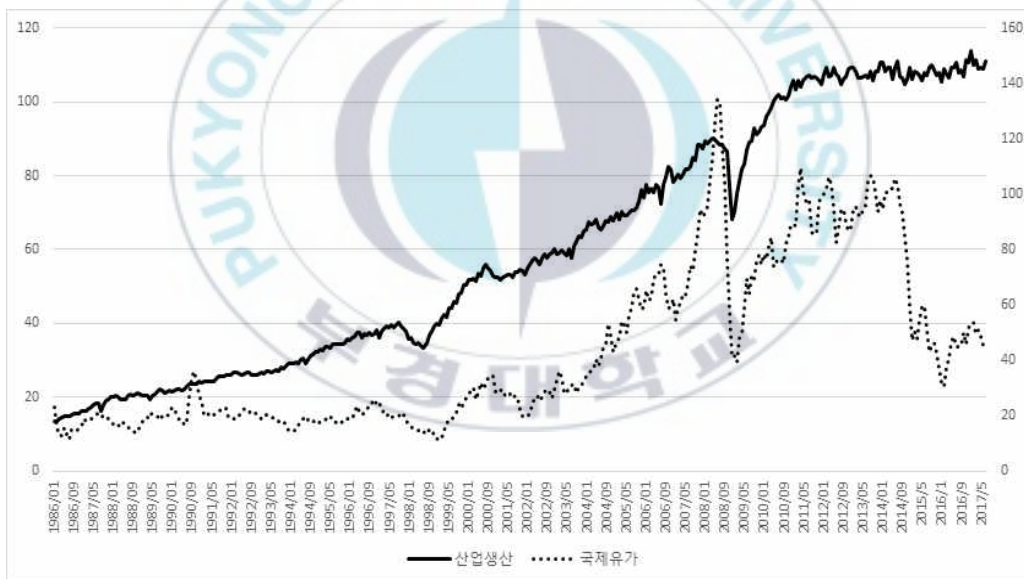
- 글로벌 이코노믹 17.9.14

“유가상승 덕분 한국 수출 호재”

- 이투데이 17.7.5

이와 같은 뉴스는 기존 연구들의 주장과 상반되며, 유가상승이 주가상승 및 경기호조와 동행한다는 정보를 다양한 매체에서 어렵지 않게 접할 수 있다.

<그림1-1> 유가와 국내제조업 산업생산 지수



- 주) 1. 우리나라의 계절조정 된 산업생산지수 (2010=100)
2. OIL - 두바이, 텍사스, 브렌트 유의 평균가격

<그림1-1>을 살펴보면, 90년대 중반까지 국제유가는 우리나라 산업생산지수의 움직임에 반하는 부(-)의 방향성을 보인다. 그러나 90년대 후반으로

이동하면서, 산업생산지수와 함께 동반 상승하는 모습을 확인할 수 있다. <그림1-2>를 살펴보면 금융위기 이후 주가와 종합주가지수는 동반상승하는 모습을 확인할 수 있다. 2001년부터 2013년까지 우리나라 경제는 평균 4%에 이르는 지속적인 성장을 보였고, 특히 2002년과 2010년도에는 성장률이 각각 7%와 6%에 이르는 고성장을 보였음에도 유가는 주가와 동행하는 모습을 보인다.

<그림1-2> 유가와 종합주가지수



- 주) 1. Oil Price - 두바이, 텍사스, 브렌트 유의 평균가격
 2. KOSPI - 키움증권 제공. 종합주가지수 월간자료에 대한 고가와 저가의 평균가격 월간지수

<그림1-3>은 국제유가와 미국 S&P500 주가지수와의 관계이다. 유가와 종합주가지수와의 관계와 마찬가지로, 90년대 후반으로 접어들면서 유가와 미국 주가지수는 동반 상승하는 모습을 보여준다. 이와 같이 최근의 자료들에서 기존 연구들이 주장하는 유가와 거시경제 및 주가는 부(-)의 상관관계를 가진다는 주장과 상반되는 모습을 어렵지 않게 확인할 수 있다.

<표1-1>은 <그림1-1>, <그림1-2> 및 <그림1-3>에 제시되어 있는 산업생산, 종합주가지수 및 미국주가지수와 유가 간 상관관계(correlation)를 나타

낸다. 외환위기 이전에는 유가는 산업생산, 종합주가지수, 미국주가지수 와 부(-)의 상관관계를 나타내고 있으며, 특히 종합주가지수에서 -0.431로 가장 큰 부(-)의 상관관계를 보인다. 그러나 금융위기에서 벗어난 1999년 1월부터 2017년 3월까지 유가와 각 변수 간 상관관계를 살펴보면 산업생산, 종합주가지수, 미국주가지수 모두 정(+)의 상관관계로 바뀐 것을 확인할 수 있다. 특히 외환위기 이전 유가와 가장 큰 부(-)의 상관관계를 보인 종합주가지수에서 외환위기 이후 가장 큰 정(+)의 상관관계를 나타낸다.

<그림1-3> 유가와 미국 주가지수



- 주) 1. ST. LOUIS Fedrea Reserve BANK 자료
 2. OIL PRICE - 두바이, 텍사스, 브렌트 유의 평균가격
 3. S&P500 - 미국 S&P500 주가지수

<표1-1> 산업생산, 종합주가지수, 미국주가지수와 유가 간 상관관계

기간	산업생산	종합주가지수	미국주가지수
1990년 7월 ~ 1997년 9월	-0.183	-0.431	-0.116
1999년 1월 ~ 2017년 3월	0.736	0.748	0.190

차경수(2013), Moya-Martinez et al.(2014), Riggi and Venditti(2015)등은

최근 유가변화의 영향력과 방향성의 변화에 대하여, 유가변화의 요인이 공급요인에서 수요요인으로 이동한데서 그 원인을 찾고 있다. 또한 Basumeister and Peersman(2008)은, 1990년대 중반 이후, 국제 원유수요는 비탄력적으로 변화하였으며, 2000년 이후의 유가변화는 세계 경제활동수준 증가에 기인한 원유수요의 증가 때문이라고 주장하였다. 그들의 주장에 따르면, 과거의 유가변화가 공급 측의 원유 공급 통제에 의해 발생한 공급요인의 충격이었다면, 최근의 유가변화는 과거와 달리 수요에 증감에 의한 수요요인의 충격이라는 주장이다. 즉, 국제유가 변화에 의해 원유가 비탄력적으로 변화함에 따라 작은 공급요인의 유가변화로도 경제에 부정적 영향을 크게 미칠 수 있으나, 2000년 이후 발생한 유가변화는 주로 국제 원유수요의 증가에 기인하였으며, 따라서 그 효과가 과거에 비해 감소하였다. 실제로 국제 에너지 시장은 1990년대 중반 이후 중국 및 제3 세계의 경제 급성장 등으로 인하여 에너지에 대한 수요가 폭발적으로 증가하였다. 그러나 대체에너지와 기술개발에 따른 원유수요의 감소로 인하여 유가는 하락하였다. 따라서 과거와 달리 유가변화의 요인이 공급요인에서 수요요인으로 이동하는 현상이 빈번히 발생하였다. 일반적으로 에너지에 대한 수요증가는 필연적으로 유가상승을 불러오게 되며 경제 및 주가에 부정적 영향을 미치게 된다. 그러나 수요요인에 의한 유가변화는 경제호전효과에 의한 것이므로, 유가상승에 의한 부정적인 효과를 호전된 경기에 의한 긍정적인 시너지 효과가 압도한다면 국제유가와 경제성장 및 주가상승이 동행할 수 있다. 따라서 과거 공급요인에 의한 유가변화와 경제성장 및 주가지수 간 부(-)의 상관관계와는 다른 결과를 예측해 볼 수 있다.

최근에는 친환경 에너지 개발과 탄소에 관한 환경오염 이슈와 함께 화석에너지에 대한 수요가 지속적으로 감소하고 있다. 특히, 에너지의 효율성 증가로 인하여 원유에 대한 수요 감소가 두드러지고 있다. <그림1-3>을 살펴보면, 2014년 이후 국제유가는 크게 감소하여 배럴당 50달러 수준을 유지하고 있다. 이는 고가대비 50%이상 감소한 가격이며, 앞으로도 급격한 유가상승

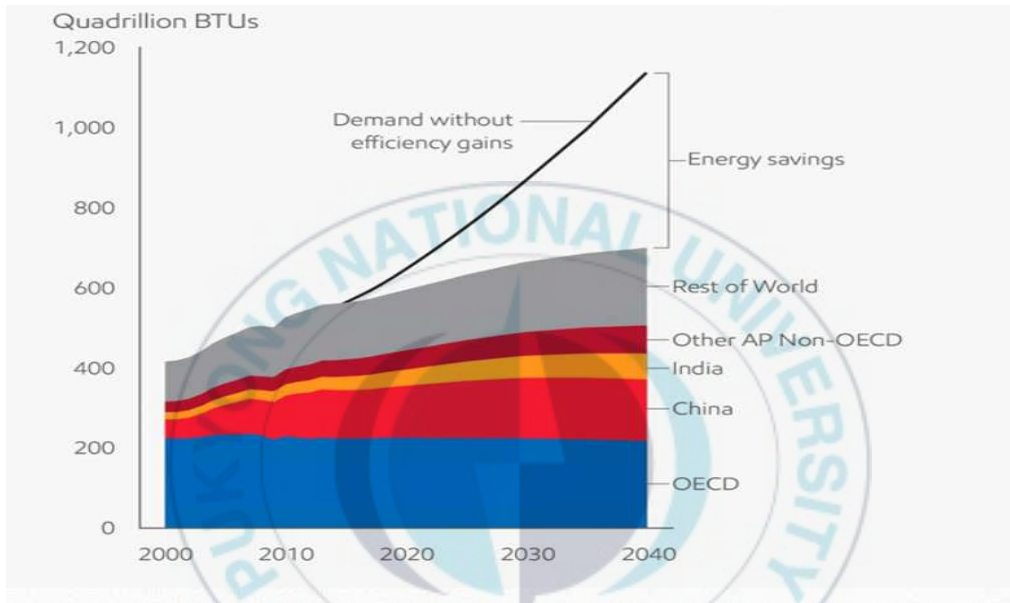
을 기대하기 힘들다는 전망이다. 전통적인 주장인 유가와 경기 간 부(-)의 상관관계로 판단하면, 이와 같은 저유가 기조는 경기상승을 동반하여야 하나 최근에는 유가가 하락하는 현상이 빈번히 발생하는데도 불구하고 경기회복효과는 뚜렷하지 않은 현상이 나타나고 있으며, 유가가 상승하는 국면에서 경기가 동반상승하는 현상이 자주 관측되고 있다.

<그림1-4>는 향후 기대되는 에너지수요의 감소에 대한 그래프이다. 그래프에 따르면, 2040년까지 전체 에너지 수요 중 에너지효율성 증가로 인하여 감소하는 에너지수요가 예상치의 25%에 달하게 된다. 흔히 친환경 에너지 및 대체에너지 개발이 원유에 대한 수요 감소의 주요원인이라고 생각할 수도 있으나, 실은 기술개발에 따른 효율성 증가로 인한 에너지수요의 감소폭이 훨씬 크다. 일반적으로 에너지수요는 경제성장으로 인한 성장 폭의 100%, 인구 증가의 25%에 해당하는 에너지 수요증가를 가져온다. 그러나 기술개발에 따른 에너지 효율성 증가로 인한 효과가 생각보다 매우 크기 때문에 증가되는 전체 에너지 수요는 이보다 훨씬 낮은 25%에 불과하다. 이와 같은 에너지 효율성 증가로 인한 수요 감소는 지속적이며 장기적인 유가 하락을 가져온다. 이미 이러한 현상은 2008년 금융위기 이후 현실화 되고 있으며 에너지에 대한 수요가 2014년 이후로 큰 폭으로 감소하고 있다. 에너지 수요 감소로 인한 수요요인의 유가 충격은 기업의 생산비 측면에서 에너지가격의 중요도를 지속적으로 감소시키고 있으며 유가변화의 효과를 반감시키고, 유가 영향력의 변화를 야기하는 주요요인으로 작용하고 있다. 나아가 주요 경제지표에서 유가의 위상이 지속적으로 하락할 가능성도 배제할 수 없다.

<그림1-4>의 OECD국가의 에너지 수요를 살펴보면, 2000년대 이후 에너지 수요는 거의 변함이 없으며, 오히려 최근에는 수요가 감소하였다. 특히 산업화 된 국가일수록 이와 같은 현상이 뚜렷하게 관찰된다. 즉, 수요변화로 인한 유가와 경제성장 및 주가지수간 상관관계의 변화를 유추해 볼 수 있으며, 향후 유가변화의 영향력이 지속적으로 감소할 것이라 예상할 수 있다.

<그림1-1>과 <그림1-2>를 살펴보면 2014년 이후로 유가가 크게 급락한 것을 확인할 수 있는데, 동기간 종합주가지수와 산업생산지수는 크게 변동이 없다.

<그림1-4> 2040년까지 예상되는 에너지 수요 중 효율성 증가로 줄어드는 에너지 수요



- 주) 1. ExxonMobil “Outlook for Energy: Journey to 2040”에서 발췌
2. 2040년까지 예상되는 에너지 수요.

이와 같은 사실들로 미루어 볼 때, 유가와 경제성장 및 주가지수간의 관계는 더 이상 과거와 같이 부(-)의 상관관계를 가진다고 보기 힘들다. 따라서 최근의 일부 연구들에서 달라진 유가와 거시경제 및 주가지수와의 관계에 관한 주장들이 일부 제기되고 있다. 강상훈(2014)은 국제원유가격의 변화가 일부 거시경제지표에 대해서는 정(+)의 상관관계를 보인다고 주장하였고, Juncal Cunado, et al.(2015)등은 유가변화의 요인이 수요측면으로 이동하면서 아시아 일부 국가에서 거시 경제지표와 정(+)의 상관관계를 가진다고 주장하였다. Tsai(2015)는 2008년 금융위기 이후의 기간에 한정하면 일부 업종에서 유가변화의 정(+)의 영향력을 주장하였다. 그러나 이러한 연구결과

들은 비교적 최근의 일부 연구들로, 대부분의 연구들은 여전히 유가변화가 거시경제나 주식시장에 부정적인 영향력을 행사함을 확인하는 연구 결과들이 우세하다. 따라서 유가의 영향력 변화에 관한 연구들은 아직 제한적이며, 특히 국내 주식시장 및 업종별 영향력에 관한 연구들과 에너지 수요 감소에 의한 주식시장의 전이효과 및 시간가변적 설명력 변화에 관한 연구는 아직 국내외 연구들에서는 찾아보기 힘들다. 이에 본 연구에서는 최근의 유가변화에 대한 국내 주식시장의 상관관계 변화를 확인하고, 기간별 업종별로 유가변화의 영향력을 살펴보았다.

본 연구는 다음과 같은 특징을 가지고 있다. 첫째, 유가영향력이 기간에 따라 달라질 수 있으므로 전체기간을 단일계수로 추정하기보다 기간을 구분하여 유가영향력 변화를 추정하였다. 흔히 기존연구들은 기간을 구분함에 있어 구조변화를 고려하기 보다는 단순히 외환위기 시점을 기준으로 기간을 구분하여 전체기간에 존재하는 관계 변화를 고려하지 못한 한계가 있었다. 특히, 원유시장은 국제정세의 변화 및 새로운 대체에너지의 개발, 금융선물시장의 발전 및 제3세계와 중국의 경제성장 등 오랜 기간에 걸쳐 다양한 변화와 사건들을 내포하고 있으며, 이로 인하여 많은 영향을 받아 왔다. 따라서 본 연구에서는 인위적인 기간구분 대신, Gregory, Hansen(1996a, b)이 제안한 구조변화를 고려한 공적분 검정기법을 기간구분에 이용하였다. 이러한 기간구분방법은 시계열자료의 구조적 변동으로 인하여 달라진 회귀계수값을 식별가능하다는 장점이 있어, 기존연구의 인위적인 기간구분 방법과는 달리 기간구분에 그 신뢰성을 담보할 수 있다.

둘째, 기존연구들은 흔히 VAR(Vector Autoregressive)에 기초한 충격반응 함수와 분산분해 기법을 사용하여 연구결과를 추정하므로, 변수들의 나열순서에 따라 결과 값의 차이가 발생하는 문제점을 내포하고 있었다. 그러나 본 연구에서는 ARDL-UECM Bounds test와 Generalized VAR에 기초한 일반화된 충격반응함수와 일반화된 예측오차 분산분해 분석방법을 이용하므로 이러한 문제점을 미연에 방지하였으며 추정의 효율성을 담보하였다.

셋째, 기존의 연구들은 주로 GLS(Generalized Least Square) 또는 OLS(Ordinary Least Square)와 같은 선형추정기법들을 이용한 분석으로 주가 수익률에 관한 데이터의 속성을 충분히 고려하지 못하였다. 흔히 일간이나 주간자료 등과 같은 고빈도 자료에서는 변동성군집현상 또는 ARCH효과로 인해 선형추정분석기법을 적용할 경우 편의를 발생시키며 불일치(inconsistent)된 계수 추정값을 가지게 된다. 따라서 본 연구의 일간분석에서는 추정의 일치성(consistent)을 위하여, 주가수익률의 분산의 추정에 적합한 EGARCH-M-GED (Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity in the mean based on Generalized Error Distribution)모형을 이용하여 유가변화가 주가수익률에 미치는 영향력을 더욱 정확히 측정하고자 하였다.

마지막으로, 본 연구에서는 주가에 대한 유가변화의 설명력을 확인하기 위하여 표본이동분석(rolling sample analysis)을 이용하였다. 이는 일반적인 분석에서 단순히 기간을 설정하고 결과값을 도출하는 방식에 비해, 유가변화에 대한 정보이전의 추가적인 통찰력을 제공할 수 있을 뿐 아니라, 시간가변적 변화를 동적으로 확인할 수 있다.

역사적으로 유가시장은 시간에 따라 크고 작은 사건이 발생하고, 이로 인해 많은 변동을 겪어왔다. 동아시아 외환위기, 2008년 금융위기를 비롯해, 2014년의 유가 급락 등 최근까지 지속적인 부침을 겪고 있다. 때문에 인위적인 기간구분으로 이러한 모든 사건의 영향을 감안하기에는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 시간 가변적으로 유가변화의 전이효과를 분석하여 국내주식시장 및 업종별 주가지수에 대한 유가변화의 전이효과를 분석하고 설명력의 변화를 확인하고자 하였다. 특히, 유가변화에 대한 국내주식시장 및 업종별 주가지수의 전이효과에 대한 연구와 그 설명력 변화를 시간 가변적으로 분석한 연구는 매우 드물다는 점에서 연구의 가치가 있을 것이다.

제2절 논문의 내용 및 구성

본 연구에서는 국제유가와 국내 주식시장 및 업종별 주가지수의 상관관계와 그 영향력의 변화에 주목하였다. 따라서 먼저 유가변화에 대한 종합주가지수의 움직임에 대한 분석을 실시하고, 유가변화에 따른 종합주가지수의 움직임에 추가적으로 업종별로 차이가 있는지 알아보기 위하여 업종별 분석을 함께 실시하였다. 따라서 분석 대상은 국내 종합주가지수에 추가하여 국내 업종별 주가지수 14개 업종에 한하며, 기간, 자료(월간자료, 일간자료) 및 업종별로 각각의 모형을 설정하고 분석을 실시하였다.

논문의 구성은 모두 5장으로 구성되어 있다. 제1장 서론에서는 연구의 배경 및 목적과 함께 논문의 내용 및 구성을 간략하게 제시하였다. 과거 국제유가의 추이와 유가변화가 거시경제에 미치는 영향력의 변화를 그래프와 그림을 통해 살펴보고, 거시경제 변수와의 관계 변화를 간략하게 제시하였다. 또한 국제유가 충격이 공급요인에서 수요요인으로 변화하면서, 유가변화의 과급경로가 과거와 달리 어떻게 변화했는지 살펴보고, 본 연구의 의의와 목적을 제시하였다.

제2장에서는 국제유가와 거시경제 및 주식시장과의 관계에 관한 다수의 국내외 선행연구를 살펴보았다. 선행연구는 크게 유가변화가 거시경제에 미치는 영향과, 주식시장에 미치는 영향에 관한 연구로 구분된다. 관련 연구는 국내외 여러 연구자들에게 다양하게 연구되고 있으나, 대체로 유가변화와 거시경제 및 주식시장과의 부(-)의 상관관계에 관한 연구가 대다수를 이루고 있다. 그러나 최근 유가변화에 의한 상관관계의 변화에 관한 연구들도 일부 제기되고 있어 함께 제시하고 설명하였다. 추가적으로 유가변화의 비대칭성과, 유가변화의 요인별 효과에 따른 연구도 일부 소개하였다.

제3장에서는 분석 자료의 선정 및 분석방법을 제시하였다. Fama(1981)의 가설을 기본으로, 그가 제시하는 모형에 환율 및 미국주가지수를 추가하여

우리나라 주가움직임을 설명하는 모형을 설정하였다. 표본에 대한 설명과 함께 월간자료와 일간자료에 대한 분석방법과 특징을 각각 기술하고 설명하였다.

제4장에서는 본 연구에서 실시한 실증분석결과를 정리된 표와 함께 제시하였다. 먼저 월간자료에 대한 분석결과를 요약된 표와 함께, 유가변화의 장·단기효과에 대하여 설명하였다. 다음으로 일간분석을 통해 유가변화의 단기효과에 집중한 분석결과를 제시하고 설명하였다. 요약되지 않은 전체분석결과에 관한 표는 분량 상 부록에 따로 정리하여 첨부하였다. 마지막으로 제5장에서는 연구의 결과를 요약하고 본 연구의 의의와 결론을 제시함과 동시에 향후 원유시장의 위상과 에너지시장의 미래에 대하여 간략히 언급하였다.



제2장 선행연구 및 이론적 배경

제1절 선행연구

유가변화는 실물경제 및 주식시장에 변동을 일으키는 주요변수로 인식되어 왔다. 유가상승은 원자재가격을 상승시키고 물가 및 금리를 상승시킨다. 이어진 소비감소와 기업의 생산비 증가로 인하여 경기와 주식시장에 부정적 영향을 미치게 되는 것이 유가변화의 일반적인 매커니즘이다. 따라서 기존 연구는 흔히 유가변화의 부정적 영향력에 관한 실증분석에 주목하고 진행되어 왔다. 한편 Mork(1989)는 유가변화의 부정적인 영향력이 상승 시와 하락 시에 차별적으로 작용한다고 주장하였다. 이후, 유가영향력의 비대칭성에 관한 연구도 다수 진행되었다. 2000년대 이후로 들어서며 금융상품으로서 원유가 주목받게 된다. 원유가 금융상품의 성격을 띠게 되면서, 유가변화에 따른 상관관계의 방향성 변화에 관한 연구들이 일부 진행되었으며, 현재 그 원인을 유가변화의 요인이 공급요인에서 수요요인으로 변화한데서 찾고자 하는 시도가 이어지고 있다.

가. 유가변화의 부정적 영향력에 관한 연구

Nandha and Faff(2008)는 국제유가의 상승이 생산재와 물가에 부정적인 영향력을 행사하고 이는 곧 주가에도 부(-)의 영향력을 행사한다고 주장했다. Miller and Ratti(2009)는 유가의 상승은 장기적으로 주가에 부정적인 영

향력을 행사한다고 주장했다. 이외 다수의 연구자들에 의해 경제 및 주가에 관한 유가변화의 부정적 영향력이 확인되었다. 일반적으로 유가변화는 기업의 생산비용의 증가와 함께 내수경제 및 수출에 부정적인 영향을 미치고, 경기를 둔화 및 침체시킨다는 데 대다수가 동의한다.

유가변화에 대한 거시경제 및 주식시장의 부정적 영향력에 관한 국내연구를 살펴보면, 신동백(2007)은 VAR와 VECM모형을 통하여 유가변화와 우리나라 거시경제와의 관계를 분석하였다. IMF의 영향력으로부터 완전히 벗어난 2001년 1월부터 2005년 3월까지 총 1017일간의 일간자료를 이용하여 분석한 결과, 유가변화의 부정적 영향력은 IMF이전보다 이후에 더욱 증대되고 있다고 주장하였다.

강상훈(2014)은 유가변화가 우리나라의 거시경제 지표에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 1991년 1월부터 2013년 9월까지의 월간자료를 이용하여 VAR와 충격반응함수분석을 실시하였다. 분석결과 외환위기 이전에는 유가와 우리나라 거시경제지표간 유의한 상관관계를 발견하지 못하였으나, 외환위기 이후에는 유가의 상승이 CD금리 변화율과 소비자물가지수 성장률, PPI성장률에 정(+)의 영향력을 행사하는 것으로 나타났다. 즉 국제유가의 상승은 물가지수와 CD금리의 상승을 유발하고 실물경제 부문에서 소비지출 감소와 기업의 금융비용증가로 인한 투자위축으로 이어진다. 이로 인한 소득 감소 및 실업률 증가는 경제에 부(-)의 영향을 준다고 주장했다.

김상수(2013)는 2000년 이후 CFTC(Commodity Futures Trading Commission:선물거래위원회)의 규제완화로 인한 유가의 변동성 증대에 착안하여, 1990년에서 1999년의 기간과 2000년에서 2013년의 두 표본기간을 설정하여 유가변화와 우리나라 거시경제지표간의 관계에 대하여 EGARCH모형과 VECM모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과 두 기간 모두 유가의 변동성 충격은 금리와 산업생산의 하락을 가져왔고, 소비자물가지수의 상승을 유발하였으며 그 효과는 장기간 지속되는 것으로 나타났다.

이와 같은 연구 결과들은 흔히 유가변화가 공급요인에 기반 하는 것으로

해석하고 원유시장의 지배적 구조가 유가의 불확실성을 증대시키며 이로 인해 거시 경제적 충격이 확대되었다고 주장하였다.

<표2-1> 유가변화의 부정적 영향력에 관한 연구

저자	분석대상	표본기간	분석방법	결과
신동백(2007)	Kospi, 금리, 환율	2001년 ~ 2005년	VAR, VECM	유가변화의 부(-)의 영향력은 IMF 이전보 다 이후에 증대
강상훈(2014)	거시경제지표	1991년 ~ 2013년	VAR, 충격반응함수	유가상승은 금리와 CPI, PPI에 정(+)의 영향력을 행사함으로 서, 경제에 부정적 영 향
김상수(2013)	거시경제지표	1990년 ~ 2013년	EGARCH, VECM	유가변화가 공급충격 에 기반, 원유시장의 지배적 구조가 부(-) 의 영향력을 확대
Abbas V.(2014)	에너지부문 CPI	2013년 ~ 2013년	Dynamic Least Square	CPI에 유가변화는 부 (-)의 영향, 2000년 이 후로 영향이 즉각적
Katircioglu et al(2015)	OECD국가의 GDP, CPI, 실업률	1980년 ~ 2011	패널공적분	오일의존도가 높을수 록, GDP, CPI, 실업률 에 부정적인 영향
Cavalcanti & Jalles (2013)	거시경제지표 인플레이션	1975년 ~ 2008년	구조적VAR	석유의존도가 감소함 에도 유가변화는 거시 경제에 부정적 영향
Nandha & Faff (2007)	미국의 35개 업종별 주가지수	1983년 ~ 2005년	AR	광물, 원유, 가스업종 을 제외한 모든 업종 에 부정적인 영향
Bouoiyour & Selmi (2016)	BRICS국가의 주식시장	1998년 ~ 2015년	VAR	각 국가의 주식시장에 대한 규제 때문에, 유 가변화의 영향력은 차 이가 존재

한편, 유가변화가 거시경제에 미치는 부정적 효과에 관한 해외연구도 다수 진행되었다. Abbas(2014)는 유가변화가 미국 및 캐나다의 에너지부문 CPI에 미치는 영향을 분석하였다. 1961년1월부터 2013년 6월까지의 시계열 자료를 이용하여 미국의 에너지 위기인 2000년 전후로 기간을 구분하고, Dynamic Least Square 기법을 이용하여 분석을 실시하였다. 분석기간 전후로 유가변화는 에너지부문 CPI에 일관된 부정적인 영향력을 보이는 데는 변함이 없으나 2000년 이후로 그 영향이 더욱 즉각적으로 변하였으며, 미국보다 캐나다에서 그러한 현상이 더욱 두드러진다고 주장하였다.

Katircioglu et al.(2015) 등은 유가변화가 OECD국가의 GDP, CPI, 실업률에 미치는 영향을 알아보기 위하여 패널단위근 검증 및 패널공적분 분석을 실시하였다. 분석결과 유가변화는 OECD국가의 GDP, CPI, 실업률에 부정적인 영향을 미치며, 오일의존도가 높은 국가일수록 그 영향력은 증대되는 것으로 나타났다.

Cavalcanti & Jalles(2013)는 유가변화가 미국과 브라질의 거시경제와 인플레이션에 미치는 영향력을 구조적 VAR모형을 이용하여 분석하였다. 1975년부터 2008년까지의 분기데이터를 이용하여 분석한 결과, 미국은 석유의존도가 꾸준히 감소하였음에도 불구하고 유가변화에 대한 부정적인 영향력은 변함이 없는 것으로 나타났다.

한편, 유가변화와 거시경제 간 부(-)의 상관관계와 더불어 유가변화에 대한 주식시장의 반응도 부정적이라는데 대다수가 동의하고 있다. 관련연구를 살펴보면, Nandha & Faff(2007)는 유가변화가 미국의 업종별 주가지수에 미치는 영향을 분석하기 위해서 FTSE 분류에 의한 35개 업종에 대하여, 1983년4월부터 2005년 9월까지 AR모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과 유가변화는 광물 및 원유 그리고 가스업종을 제외하고는 모든 업종에 부정적인 영향력을 미친다고 주장하였다.

Bouoiyour & Selmi(2016)는 1998년부터 2015년까지 분기데이터를 이용하

여 BRICS 국가의 유가변화에 대한 주식시장의 반응을 VAR모형을 이용하여 분석한 결과 유가변화의 영향은 각 국가마다 동일하지 않으며, 브라질 및 러시아에서 그 영향력이 두드러지게 나타난다고 주장했다. 이러한 차이가 발생하는 원인으로, 각 국가들의 주식시장에 대한 규제 차이 때문이라고 판단하였다. 연구결과들을 종합해보면, 대다수의 연구자들은 유가변화가 거시경제 및 주식시장에 부정적인 영향력을 행사한다는 데 일반적으로 동의하고 있다.

나. 유가변화의 비대칭적 영향력에 관한 연구

Mork(1989)는 유가변화의 영향력은 상승 시와 하락 시에 그 반응이 비대칭적이라고 주장하였다. 그의 주장 이후, 거시경제와 유가의 비대칭성에 관한 연구는 다수의 연구자들에 의해 광범위하게 진행되어 왔다.

김상식·유동수(2016)는 2000년 1월부터 2015년 12월까지의 월별 자료를 이용하여 유가변화가 우리나라 거시경제변수에 미치는 영향력을 분석하였다. 전체 기간을 금융위기 전후로 구분하고 유가의 상승 시와 하락 시의 영향을 VAR모형을 이용하여 각각 분석하였다. 분석결과 금융위기 이전보다 이후에 유가변화의 영향력이 좀 더 오래 지속되는 경향이 강하며, 유가상승 보다 유가하락이 우리나라 거시경제 변수들에 더 유의한 영향을 미친다고 평가하였다.

이계원(2011)은 유가변화가 우리나라 거시경제변수에 미치는 영향을 평가하기 위해 1983년 12월부터 2010년 12월까지의 월간자료를 이용하여 Merton(1980)이 제안한 분석기법을 이용하였다. 그는 유가변화가 주가에 미치는 영향력이 비대칭적이라면, 그 변동성도 비대칭적이라는 가설을 설정하고 거시경제 변수에 대하여 분석한 결과, 유가상승률, 인플레이션, 주가지수 실질수익률의 양(+)의 변동성이 음(-)의 변동성보다 더욱 크게 작용하는 것

으로 나타났으며, 유가영향력에 대한 변동성은 비대칭적이라고 주장했다.

<표2-2> 유가변화의 비대칭적 영향력에 관한 연구

저자	분석대상	표본기간	분석방법	결과
김상식· 유동수(2016)	거시경제지표	2000년 ~ 2015년	VAR	금융위기 이후 유가변화의 영향력은 오래 지속되며 유가하락이 더 유의한 영향
이계원(2011)	거시경제지표	1983년 ~ 2010년	Merton 변동성 분석	유가상승률, 인플레이션, 주가지수 실질수익률의 양의변동성이 음의변동성보다 더욱 민감하게 반응
전지홍· 이상림· 이창민(2016)	산업별 주가수익률	2001년 ~ 2015년	VECM	유가상승기가 하락기에 비해 더욱 민감하게 반응
정준환· 김형건(2011)	국내주식시장	1991년 ~ 2010년	VAR	국내주식시장은 유가상승에 더 민감하게 반응
Sadorsky (1999)	미국의 주가수익률	1947년 ~ 1996년	VAR	유가변화는 주식시장 및 부동산시장, 산업생산에 부(-)의 영향력을 미치며 그 효과는 비대칭
An et al.(2014)	미국의 거시경제지표	1959년 ~ 2006년	FAVAR	실질변수와 정책변수를 대상으로 할 경우와 단기적일수록 비대칭효과 증가

전지홍·이상림·이창민(2016)은 유가변화에 따른 국내 산업별 주가수익률과의 관계를 국내 6개 주요산업의 업종지수를 대상으로 연구하였다. 2001년 1월부터, 2015년 1월까지 기간 중 2008년과 2014년에 발생한 두 차례 유가급

락을 기준으로 전체기간을 유가 상승기와 유가하락기로 구분한 후 VECM 모형을 설정하고 분석하였다. 분석결과 국제유가 상승기가 하락기에 비해 더욱 민감하게 반응하며 주요 산업별 주가수익률에 상당한 부(-)의 영향력을 미치는 것으로 나타났다.

정준환·김형건(2011)은 유가변화에 대한 국내주식시장의 반응을 평가하기 위해 1991년 3월부터 2010년 5월까지의 월간자료를 이용하여 VAR분석을 실시하였다. KOSPI200 종목과 11개 산업별 주가수익률에 대한 유가변화의 효과를 분석한 결과, 대부분의 종목과 업종에서 단기적으로 부정적인 영향력이 존재하였다. 그러나 주가수익률에 대한 영향은 이자율과 환율에 비해 작은 것으로 나타났다. 특히 종이목재, 기계, 섬유·의복, 음식료, 화학산업의 주가수익률은 타 업종에 비해 상대적으로 크게 나타났다. 그 이유로 이들 산업의 제품 생산비용중 원자재 비중이 상대적으로 높기 때문인 것으로 판단하였다. 또한 유가변화의 효과는 상승 시와 하락 시가 동일하지 않고 비대칭 효과가 존재하며, 유가상승에 더 민감하게 반응한다고 주장하였다.

연구결과를 종합해보면, 유가변화의 비대칭성은 확인할 수 있으나, 연구대상과 분석기간별로 비대칭성이 존재하는 방향은 다르며, 일관된 방향의 비대칭성은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 해외연구 또한 크게 다르지 않다.

Sadorsky(1999)는 유가변화와 주가수익률의 관계를 분석하기 위해 1947년 11월부터 1996년 4월까지의 미국 S&P500지수를 대상으로 VAR모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과 유가변화는 주식시장 및 부동산시장, 그리고 산업생산에 부정적 영향을 미치며 그 효과는 비대칭적이라고 주장했다.

An et al.(2014) 등은 유가변화가 미국의 거시경제 변수에 미치는 영향을 평가하기 위하여, 1959년부터 2006년까지의 분기 자료를 바탕으로 FAVAR (Factor-Augmented Vector Autoregressive)분석을 실시하였다. 분석결과 유가변화는 총저축, 고용율, 부동산가격 및 기대소비에 부의 영향력을 행사하며, 그 영향력의 크기는 유가의 상승과 하락 시에 다르다고 주장했다. 또

한 비대칭 효과는 단기적일수록 증가하며, 실질변수와 정책변수를 대상으로 할 때 그 효과가 더욱 증대된다고 주장했다.

다. 유가변화의 차별적 영향력에 관한 연구

유가영향력에 관한 일부 연구에서는 유가변화의 영향력이 연구대상 및 기업규모별 업종별로 차별적이라고 주장한다. 서지용(2007)은 주가에 미치는 유가변화의 영향력이 기업규모별로 차이가 있는지를 분석하기 위하여 국내 361개의 상장사를 대상으로 2001년에서 2005년까지의 기간을 대상으로 일반화최소자승법(GLS)을 이용하여 시계열·횡단면 회귀분석을 실시하였다. 분석 결과 상장기업의 경우 규모가 작을수록 유가변화에 취약한 것으로 나타났다. 그 이유로 소기업은 수익성 및 생산성 측면에서 대기업 및 중기업에 비해 취약하기 때문으로 분석하였다.

<표2-3> 유가변화의 차별적 영향력에 관한 연구

저자	분석대상	표본기간	분석방법	결과
서지용(2007)	361개 상장사	2001년 ~ 2005년	GLS	기업규모가 작을수록 유가변화에 취약
강인철(2012)	국내주식시장	2005년 ~ 2011년	GARCH	대형주가 중소형주보다 민감하게 반응 기계, 건설, 금융 업종이 음식료, 통신 등 내수업종보다 민감하게 반응

강인철(2012)은 유가변화가 우리나라 주식시장에 미치는 영향력을 알아보기 위해 2005년 12월 5일부터 2011년 2월 28일까지의 표본기간을 설정하고,

GARCH모형을 이용하여 분석하였다. 규모별 분석에서는 대형주와 중형주가 소형주보다 각각 8.9%와 7.7% 민감하게 반응하였으며, 업종별 분석에서는 기계, 건설, 금융 업종이 음식료, 통신 등의 내수업종에 비해 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 이와 같이 유가의 영향력은 그 대상의 특성에 따라 다른 영향력을 미치며, 그 크기 또한 차이가 있다는데 일반적으로 동의하고 있다.

라. 유가변화의 요인별 효과와 영향력 변화에 관한 연구

앞서 살펴본 바와 같이, 기존연구들은 대체로 유가변화에 대한 부(-)의 영향력이 지배적이라는데 동의한다. 그러나 최근 몇몇의 연구들에서는 기존의 연구결과와 다른 주장이 일부 제기되고 있다. 임대봉(2009)은 유가와 국내 주식시장의 관계를 분석하기 위하여, 1993년부터 2008년까지의 월간 자료를 이용하여 분석하였다. 1993년부터 1996년까지를 국제유가의 안정기, 2000년부터 2008년까지를 상승기로 구분한 후 상관관계 분석 및 Johansen 공적분검정과 충격반응함수 분석을 실시하였다. 연구결과 유가의 상승기에는 주가와 정(+)의 상관관계를 가지며, 교차상관관계분석에서도 추정계수가 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 즉 2000년대 이후 국제유가의 상승기에서는 유가와 주가는 뚜렷한 동조화 현상이 나타난다고 주장했다. 그 이유로 주가는 경기를 반영하는 경제 변수이며 따라서 주가변동은 원유수요에 영향을 미치고 이로 인해 주가와 유가는 동행할 수 있다고 판단했다.

박동욱·장병기(2011)는 국제유가의 변화가 우리나라 석유화학관련기업의 주가에 미치는 영향력을 알아보기 위해 2004년부터 2009년까지의 표본기간을 설정한 후 국내 정유3사와 석유화학관련기업 상장회원사 17개사를 대상으로 Pesaran and Shin and Smith(2001)가 제안한 한계검정법(Bounds test)과 VAR모형에 기초한 충격반응함수분석을 실시하였다. 분석결과 장기

적 영향력은 유의하지 않으나, 단기적으로는 유가상승충격이 주가를 상승시키는 것으로 나타났다. 그 이유로 관련기업들의 시장지배력으로 인해, 유가상승충격의 부정적 영향을 생산비에 전가하기 때문인 것으로 판단했다.

<표2-4> 유가변화의 영향력 변화에 관한 연구

저자	분석대상	표본기간	분석방법	결과
임대봉(2009)	국내 주식시장	2000년 ~ 2008년	Johansen 공적분, VAR	2000년대 이후 유가와 주가는 동조화, 주가변동은 원유수요에 영향을 미침
박동욱·장병기 (2011)	석유화학 관련 17개 상장기업	2004년 ~ 2009년	VAR, 한계검정 법	단기적으로는 유가변화는 주가를 상승시킴
Basher et al.(2012)	이머징마켓 주식시장	1998년 ~ 2008년	구조적 VAR	유가변화는 주식시장에 대하여 단기에는 부(-)의 영향이나 장기에는 정(+)의 영향
Chun-Li Tsai (2015)	미국 주식시장	1990년 ~ 2012년	GARCH	금융위기 이후 유가변화는 정(+)의 영향, 기업의 규모가 클수록 영향력 증대
Narayan (2011)	NYSE 상장된 560개 기업	2000년 ~ 2008년	GARCH	기업의 규모가 작을수록 유가변화에 대하여 정(+)의 영향력이 증대

Basher et al.(2012)은 유가변화가 이머징 마켓의 주식시장과 환율에 미치는 영향력을 분석하였다. 1998년 1월부터 2008년 12월까지의 자료를 바탕으로 구조적 VAR모형을 이용하여 분석을 실시하였다. 분석결과 2~3개월에 이르는 단기에는 유가변화는 주식시장에 부정적인 영향력을 미치지만, 4에서 13개월에 이르는 장기에는 정(+)의 영향력이 존재한다고 주장하였다.

Tsai(2015)는 유가변화가 미국 주식시장에 미치는 영향력을 금융위기 이전과 이후로 나누어 각각 분석하였다. 1990년 1월부터 2012년 12월까지 682개 기업의 주가를 대상으로 GARCH모형을 이용하여 분석한 결과, 금융위기 이전에는 유가변화가 주식시장에 부정적인 영향력을 미쳤으나, 금융위기 이후에는 긍정적인 영향력으로 바뀌었으며, 기업의 규모가 클수록 금융위기 이전에는 부정적인 영향력이 컸으나 이후에는 긍정적인 영향력이 더 큰 것으로 나타났다.

Narayan(2011)은 유가변화가 기업의 수익률에 미치는 영향력을 분석하였다. 2000년 1월부터 2008년 12월까지의 일간 데이터를 바탕으로, 미국 NYSE에 상장된 560개 기업에 대하여 GARCH모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과 유가변화는 업종별로 서로 다른 영향력을 행사하며, 에너지와 운송기업에는 정(+)의 영향력이, 나머지 유의한 12개 업종에서는 부(-)의 영향력이 존재하였다. 즉 유가변화에 대하여 그 영향력의 방향이 업종별로 서로 다를 수도 있음을 보였다. 이러한 유가변화는 시차를 가지고 영향을 미치며, 14개 업종 중 10개 업종에서 2시차 혹은 5시차에서 매우 큰 부(-)의 영향력을 보이는 것으로 나타났다. 또한 기업의 규모가 작을수록 유가변화에 대하여 정(+)의 영향력이 강하고, 기업의 규모가 커질수록 부(-)의 영향력이 우세한 것으로 나타났다.

이와 같이 최근의 연구들에서는 유가변화의 부정적 영향에서 벗어나 동조화 및 정의 영향력을 보인다는 주장이 일부 제기되고 있다. 또한 영향력 변화에 대한 이유로 유가변화의 요인이 공급요인에서 수요요인으로 이동한데서 그 원인을 찾는 주장들이 일부 제기되고 있다. 서지용(2009)은 1990년 1월부터 2008년 12월까지의 월간 자료를 이용하여 유가변화와 우리나라 주식시장의 관계를 연구하였다. 유가변화의 요인을 공급, 수요, 시장요인으로 구분한 후 구조적 VAR모형을 이용하여 해당요인이 우리나라의 업종별 주식수익률의 변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 2000년대 이후에 발생한 유가변화는 수요 및 시장요인에 의한 것이며, 전기 및 전자업종을

제외한 대부분의 생산재 및 소비재 업종에서 주가수익률은 수요충격보다 공급충격에서 더 민감하게 반응하며, 주가수익률이 업종별 변동성의 차이를 보이는 이유는 상이한 유가영향력의 파급경로(공급요인 및 수요요인) 때문인 것으로 주장했다.

<표2-5> 유가변화의 요인별 효과에 관한 연구

저자	분석대상	표본기간	분석방법	결과
서지용(2009)	국내주식시장	1990년 ~ 2008년	구조적V AR	2000년 이후의 유가변화는 수요요인, 업종별 주가수익률의 차이는 상이한 유가변화의 요인 때문
Cunado et al.(2015)	한국, 일본, 인도, 인도네시아 거시경제변수	1997년 ~ 2014년	구조적V AR	공급측면의 유가변화는 제한적, 수요측면의 유가변화는 4개국 모두에서 정(+)의 영향력이 두드러짐
Moya-Martinez et al.(2014)	스페인 산업별 주가지수	1993년 ~ 2010년	CAPM APT	2000년대 이후로 국제유가 변화가 수요측면으로 이동, 주가에 정(+)의 영향력
Riggi & Venditti (2015)	유로지역 수출	1970년 ~ 2013년	구조적V AR	공급충격일 경우 부정적인 영향이나 그 영향력이 다소 완화되었으며, 수요충격일 경우 정(+)의 영향력이 강화됨

유가영향력의 요인별 효과에 관한 해외 연구를 살펴보면, Cunado et al.(2015)는 유가변화가 한국, 일본, 인도, 인도네시아의 거시경제변수에 미치

는 영향력을 평가하기 위해서 1997년부터 2014년까지의 분기 데이터를 이용하였다. 유가변화의 요인을 수요측면과 공급측면으로 나눈 후 구조적 VAR모형을 통해 분석한 결과 공급측면의 유가변화는 제한적이나 수요측면의 유가변화는 4개국 모두에서 정(+)의 효과가 두드러지게 나타났다.

P. Moya-Martinez et al.(2014)는 유가변화가 스페인 산업별 주가지수에 미치는 영향력을 분석하였다. 1993년 1월부터 2010년 12월까지의 월간자료를 바탕으로 CAPM모형을 이용하여 분석한 결과 국제유가 변화에 대한 스페인 주가지수의 민감도는 크지 않다고 판단했다. 그러나 2000년대 이후로 들어서면서 유가변화가 총수요측면으로 이동하였으며, 주가에 정(+)의 영향력을 준다고 주장하였다.

Riggi & Venditti(2015)는 유가변화가 유로지역의 수출에 미치는 영향을 분석하기 위해서 1970년부터 2013년까지의 분기자료를 이용하여 시간가변 구조적 VAR모형을 이용하였다. 분석 결과 유가변화가 유로지역의 수출에 미치는 영향은 공급충격일 경우 부정적인 영향을 미치나 그 영향력이 다소 완화되었으며, 수요충격일 경우 오히려 정(+)의 영향력이 강화되는 것으로 나타났다.

이와 같이 기존 연구 결과와 주장들을 종합해보면, 유가변화의 부정적 영향력의 크기와 파급력에 관한 연구가 주로 진행되어 왔으며, 최근 몇몇의 연구들에서 그 영향력의 방향성 변화에 관심을 가지기 시작했다. 유가영향력에 대한 방향성에 변화가 생긴 원인을 유가변화의 요인이 공급요인에서 수요요인으로 이동한데서 찾고자 하는 연구도 일부 시도되고 있다. 따라서 본 연구에서는 유가변화의 요인이 공급요인에서 수요요인으로 이동함에 따라 최근 유가영향력의 방향성에 어떠한 변화가 있는지 알아보고자 한다. 또한 기존연구들이 유가변화에 의한 우리나라의 주식시장의 부정적 영향력을 확인하는데 그쳤다면, 본 연구에서는 유가변화에 의한 국내 주식시장 및 업종별 주가지수의 상관관계에 대한 방향성 변화를 확인함과 동시에 전이효과 분석을 통해 향후 에너지로서의 원유의 위상변화도 함께 예측해 보고자 한다.

제2절 이론적 배경

가. 주가결정모형

본 연구에서는 주가에 대한 유가변화의 영향력을 살펴보기 위해 배당평가모형을 고려하였다. 주가에 영향을 미치는 경로는 매우 복잡하며, 거시경제변수와 주가 간 관계를 완벽하게 나타낼 수 있는 모형은 존재하지 않는다. 그러나 산업생산, 금리, 환율, 유가 등의 변화와 주가의 상관관계에 관한 실증분석은 여러 연구들에 의해 활발하게 진행되어 왔다. 이러한 실증분석은 Chen, Roll and Ross(1986)의 배당평가모형에 기초한다. 주가는 기업의 내재가치의 변화에 따라 변동하게 되며, 내재가치는 기대되는 미래수익의 현재가치에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 따라서 기업의 미래가치는 거시경제변수들에 의해 결정되므로, 주가와 거시경제변수들 간의 관계를 고려한 대표적인 모형인 배당평가모형은 <식2-1>과 같이 나타낼 수 있다.

$$SP = \sum_{t=1}^{\infty} E \left[\frac{(CF)}{(1+\rho)^t} \right] \quad \text{<식2-1>}$$

<식2-1>에서 SP 는 주가, CF 는 현금흐름을 나타내며, ρ 는 위험조정할인율을, E 는 기대치를 나타낸다. Chen, Roll and Ross(1986)에 의해 주가에 영향을 미치는 주요 거시경제변수들을 정의된 이래, 주가에 관한 모형은 대부분 그들이 선정한 거시경제변수를 중심으로 고려되어 왔다. 특히 우리나라의 경우 높은 해외의존도 때문에, 일부 해외 관련변수들이 추가로 고려된 모형이 흔히 이용된다. 따라서 본 연구에서도 국내외 선행연구들의 결과를

바탕으로 설명변수들을 선정하였다.

나. 자본자산가격 결정모형(CAPM)

주가의 기대수익률은 시장의 기대가격과 현재가격에 의해 결정된다. 이를 식으로 나타내면 <식2-2>와 같다.

$$\alpha = \text{실제기대수익률} - \text{이론적인 기대수익률} \quad \text{<식2-2>}$$

시장가격에 의해 계산된 실제 기대수익률과 이론적인 기대수익률과의 차이는 α 로 표시하며, 이를 잔차(residual)라고 한다. 일반적으로 투자비용은 자기자본과 타인자본을 통해 조달되며, 자기자본비용을 추정하는데 배당모형과 CAPM이 주로 이용된다. CAPM을 이용하는 방법으로는 추정된 개별주식의 β 와 시장포트폴리오의 기대수익률(μ_M), 무위험수익률(R_f)을 대입하여 추정한다.

$$\mu_M = R_f + \beta_i [\mu_m - R_f] \quad \text{<식2-3>}$$

추정된 모형은 <식2-3>과 같다. CAPM의 장점은 시장전체의 움직임과 개별증권에 대한 기대수익률의 관계를 선형으로 나타내는데 있다. 그러나 자료와 기간에 따라 많은 정보(모든 증권의 기대수익률, 공분산, 분산)가 필요하며, 자료 및 기간에 따라 β 의 추정치가 달라지는 문제로 인하여 대안으로 제시된 시장모형(market model)이 주로 이용된다. 시장모형에서 개별증권의 수익률은 시장지수와 독립적으로 영향을 미치는 요인으로 나뉘어진다. 시장모형에서 시장지수는 체계적 위험을 대표하는 요인이며, 일반적으로 주가지수가 이용된다.

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_M + \epsilon_i \quad \text{<식2-4>}$$

시장모형에서 β 는 시장수익률의 변동에 대한 개별증권 수익률의 위험을 나타낸다. α 는 개별증권의 기대 수익률을 나타내며, ϵ 은 시장모형으로 설명되지 않는 예상치 못한 변동을 나타내며 잔차(residual)라고 칭한다. 즉 시장모형은 시장과 관계없는 수익률(α)과 시장과 관계된 수익률($\beta_i R_M$)로 나타낸다. 이는 <식2-5>와 같다.

$$\mu_i = \alpha_i + \beta_i \mu_M \quad \text{<식2-5>}$$

시장모형에서 개별증권의 위험은 시장관련위험과 증권 고유의 위험으로 구분할 수 있다. 즉 총위험은 체계적위험(시장관련위험)과 비체계적위험(증권 고유위험)의 합으로 나타낼 수 있으며, <식2-6>과 같다.

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \rho_m^2 + \sigma_\epsilon^2 \quad \text{<식2-6>}$$

시장모형은 개별증권의 수익률을 시장지수로 설명한다. 따라서 개별증권과 시장지수의 수익률로 간단한 선형회귀식의 추정을 가능하게 한다.

다. 주가와 설명변수간의 상호 연관성

본 연구에서는 주가의 움직임을 설명하는 변수로, 산업생산, 이자율, 환율, 유가, 미국금리를 고려한 모형이 분석에 이용되었다. 먼저, 실물부문에서 경기변동을 나타내는 변수로는 GDP 혹은 산업생산이 고려되어 질 수 있다. 일반적으로 월별자료에서는 산업생산지수가 이용되며, 분기 및 연도별 자료

로서는 GDP가 대응된다. 산업생산활동이 증가할수록 주가는 상승할 것으로 기대된다. 따라서 산업생산과 주가는 정(+)의 상관관계를 가질 것으로 추정된다. 그러나 일반적으로 주가는 경기에 3에서 6개월 정도 선행하므로 실증분석에서 반드시 정(+)의 결과가 나타난다고는 확신할 수 없다.

다음으로, 이자율의 영향을 살펴보면, 이자율 상승은 위험조정할인율을 증가시키며, 미래 기대되는 수익의 현재가치를 감소시켜 주가를 하락시킨다. 따라서 금리와 주가는 부(-)의 상관관계를 가지는 것이 일반적이다. 그러나 장병기(2005)는 주가와 금리가 항상 부(-)의 상관관계를 가지는 것이 아님을 밝혔으며, 금융시장의 고도화 및 금융상품의 다양화로 인하여, 주식과 채권이 대체자산으로 적극 고려된다면 정(+)의 상관관계를 가질 수 있음을 보였다. 즉, 금리 상승 시 투자자금은 채권에서 주식으로 이동하며, 주가는 상승한다. 반대로 금리 하락 시, 투자금은 주식에서 채권으로 이동하며 주가는 하락한다. 따라서 금리와 주가는 상호 정(+)의 상관관계를 가질 수 있다.

Shiller and Beltratti(1992)는 이자율 상승이 미래 경기에 대한 긍정적 정보를 제공하며 기업의 이익 또는 배당에 대한 긍정적 전망을 가능케 하여 주가와 금리 간 정(+)의 상관관계를 가능케 한다고 주장했다. 또한, 주가와 금리의 관계는 장기와 단기가 다르게 반응할 수 있으며, 실물 및 금융시장의 상황에 따라 달라질 수 있다.

본 연구에서 해외관련 변수로는, 환율, 유가 및 미국주가(S&P500지수)가 고려되었다. 환율을 경우 우리나라의 높은 대외 수출의존도에 의해 정(+)의 관계를 가진다고 볼 수 있다. 환율인상(통화의 평가절하)은 수출비중이 높은 기업의 수출경쟁력을 강화하여 기업의 매출증가 및 경영호전으로 이어질 수 있다. 따라서 이는 곧 주가의 상승을 의미한다. 또한 원/달러 환율의 변동위험에 노출되어 있는 수출의존도가 높은 기업은 환율의 변동에 따라 주가변동성이 증가할 수 있다. 그러나 이러한 관계는 기업의 수출비중에 따라 다소 차이가 발생할 수 있으며, 외국인지분을 및 금융시장의 선진화에 따라 그 영향력의 차이가 발생할 수 있다. 일반적으로 'J-curve'효과에 의한 시차

가 존재하며, 원화평가절상 시기에는 적자폭의 확대에도 불구하고 국내경기 호황 및 시중의 유동성 증대로 인해 주식 매입이 증대될 수 있기 때문이다. 특히 외국인 주식보유비중이 40%에 달하는 우리나라의 경우 외국인 투자자본의 유출입에 의한 환율변동은 주가와 동행할 수 있다.

원유를 거의 전량 수입하는 우리나라의 경우 주가와 유가의 관계는 일반적으로 부(-)의 상관관계를 가진다고 알려져 있다. 최근의 연구에서 주가와 유가의 상관관계에 관하여 부(-)에서 정(+)으로의 영향력 변화를 일부 주장하고 있으나, 대부분의 실증분석 결과는 여전히 유가와 주가 및 거시경제 지표 간 부(-)의 상관관계를 지지한다.

금융시장의 선진화 및 세계금융시장의 통합은 글로벌 포트폴리오 자금의 이동을 야기하였으며, 국가 간 주가는 동조화 현상을 띄게 되었다. FTA등을 통한 세계경제의 통합은 해외변수들에 대한 국내 거시경제 변수들의 변동성을 증대시켰으며, 미국 등의 선진국 주식시장 호황은 우리나라에 대한 외국인 투자를 활발하게 만들었다. 이로 인해 증가된 국내 외국인 투자 자본은 국가 간 정(+)의 상관관계를 강화시켰다. 따라서 국내 주가는 최근 해외주가에 동조화 되어 움직이는 현상이 빈번해졌으며, 본 연구에 이용된 모형에서는 설명변수에 미국의 주가지수(S&P500)를 추가함으로써 글로벌 주가동조화를 통제하고자 하였다.

제3장 분석 자료 및 분석 방법

제1절 모형의 설정 및 표본

본 연구에서는 Fama(1981)와 Spiro(1990) 가설을 기본으로 추정모형을 설정하였다. Fama(1981)는 주가에 미치는 주요 거시경제 변수로 인플레이션과 경제활동율을 제시했다. Spiro(1990)는 주가움직임을 결정하는 가장 근본적인 변수로 이자율과 국민소득을 들었다. 이를 바탕으로 본 연구에서는 주가를 설명하는 변수로 산업생산(국민소득의 대용변수)과 금리를 경제변수로 포함하였다. 또한 대외의존도가 높은 우리나라의 소규모개방경제특성을 반영하기 위하여 환율과 미국의 주가지수(S&P500)를 모형에 추가하였다. 우리나라의 주식시장은 외국인 주식보유비중이 시가총액의 30~40%에 달하고 외국인 주식투자자금이 세계최고 수준이므로, 모형에 해외주가변수를 추가하는 것은 모형의 적합도를 높이는데 적절하다고 판단된다. 또한 그 대용변수로 미국 S&P500 지수를 포함시키는 것은 추정의 효율성을 높이는데 적절하다고 볼 수 있다.

본 연구에서는 월간자료와 일간자료에 대하여 각각 분석을 실시하였다. 월간자료의 분석에 이용된 모든 변수들은 실질화하였으며, 변수의 실질화에는 소비자물가지수(Customer Price Index : CPI)가 이용되었다. 이를 바탕으로 유가변화가 업종별 주가지수에 미치는 영향력에 관한 추정 모형을 <식 3-1>과 같이 설정하였다. 설정된 모형은 월간자료의 ARDL-UECM Bounds test 및 일반화 벡터자귀회귀모형에 기초한 일반화 충격반응함수 및 일반화 예측오차 분산분해 분석에 이용되었다.

$$S_i = f(IP_i, CB, EX, SP500, OIL)$$

<식3-1>

유가변화에 대한 종합주가지수와 14개 업종의 상관관계를 분석하기 위하여 3개의 기간에 걸쳐 모두 45개의 모형을 설정한 후 각각 분석하였다. <식 3-1>에서 S_i 는 업종별 주가지수, IP_i 는 2010년을 100으로 산정한 계절 조정된 업종별 산업생산지수, CB 는 3년 만기 AA^- 등급의 회사채 금리, EX 는 원·달러 환율, $SP500$ 은 미국의 $S\&P500$ 주가지수이다. OIL 은 두바이, 북해산 브렌트 및 텍사스 유가의 평균가격을 원화로 표시한 원유 수입물가이다. 미국주가지수를 제외한 모든 변수들은 2010년을 100으로 산정한 소비자물가지수를 이용하여 실질화 하였다. 미국주가지수의 실질화에 이용된 미국 CPI 는 미국노동통계청(Bureau of Labor Statistics)이 제공하는 자료를 이용하였다. 환율, 산업생산, 금리, 소비자물가지수 및 국제유가의 자료는 한국은행의 경제통계시스템(Economic Statistics System; ECOS)에서 표본 추출하여 분석에 이용하였다. $S\&P500$ 지수는 미국연방은행(Federal Reserve Bank)에서 제공하는 자료이다. 국내 업종별 주가지수는 키움증권이 제공하는 Database의 월간자료 중 고가와 저가를 합한 수치의 평균가격을 분석에 이용하였다. 월간분석에 이용된 표본의 전체기간은 1980년 1월부터 2017년 3월까지 447개월간의 월간자료를 취합하여 이용하였다.

연구에 이용된 업종은 종합주가지수 외에 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강 금속, 화학의 14개 업종이며, 개별 산업생산은, 제조업 전체 산업생산과 기타기계 및 장비, 비금속광물제품, 의목, 약세사리 및 모피제품, 자동차 및 트레일러, 식료품, 의료용 물질 및 의약품, 전자부품, 컴퓨터 영상 및 음향통신 장비, 펄프, 종이 및 종이제품, 화학물질 및 화학제품이다. 모두 15개의 모형을 설정하여 분석에 이용되었으며, 종합주가지수와 각 업종별 주가지수의 분석에 이용된 산업생산지수는 <표3-1>과 같다. 업종별 주가지수와 가장 유사한 개별 산업생산을 각각의 모형에 적용한 후 분석하였으며, 적절한 산

업생산이 존재하지 않는 서비스업의 경우 전체산업생산을 모형에 적용하여 분석하였다. 각각의 모형에 개별산업생산을 적용하는 것은, 일괄적으로 전체 산업생산을 적용하여 분석한 모형보다 모형의 적합도를 높이는데 용이하다고 볼 수 있다.

<표3-1> 업종별 분석에 이용된 산업생산 지수

	업종	산업생산
1	종합주가지수	전체산업생산
2	건설	전체산업생산
3	금융	전체산업생산
4	기계	기타기계 및 장비
5	비금속광물	비금속 광물제품
6	섬유의복	의복, 악세사리 및 모피
7	운수장비	자동차 및 트레일러
8	운수창고	전체산업생산
9	유통	전체산업생산
10	음식료	식료품
11	의약품	의료용물질 및 의약품
12	전기전자	전자부품, 컴퓨터, 영상음향 및 통신장비
13	종이목재	펄프, 종이 및 종이제품
14	철강금속	1차금속제품
15	화학	화학물질 및 화학제품

- 주) 1. 업종별 주가지수는 키움증권의 Database에서 제공하는 자료를 이용
 2. 산업생산은 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 제공하는 자료를 이용
 3. 산업생산은 2010년을 100으로 산정한 CPI를 이용하여 실질화

본 연구에서는, 월간자료에 대한 분석결과 공적분이 존재하는 업종이 제한적이므로 유가와 주가 및 업종별 주가지수의 장기관계를 분석하는데 한계가 있었다. 따라서 유가변화와 업종별 주가지수의 단기관계에 집중하기 위하여,

월간자료에 대해 일반화 VAR에 기초한 충격반응함수분석과 일반화 분산분해 분석을 추가적으로 실시하였다. 더불어 전체기간의 일간자료에 대한 분석을 함께 진행하였다. 일간자료에 대한 분석은 EGARCH-M-GED (Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity in the mean based on Generalized Error Distribution)분석과 일반화 VAR에 기초한 일반화 충격반응함수 분석, 그리고 일반화 예측오차 분산분해 분석을 이용하였다. 아울러 표본의 전체기간에 대하여 rolling over 기법을 이용한 시간 가변적 전이효과(Time-Varying Spill Over)분석을 진행하였다.

일간자료에 대한 분석에서는 먼저 EGARCH-M-GED모형의 분석을 위하여, 월간자료의 모형과 같이 Fama(1981)와 Spiro(1990)의 가설을 기본으로 하여 추정모형을 설정하였다. EGARCH-M-GED 모형의 추정에는 월간자료 분석모형과 달리 산업생산이 설명변수에서 제외되고, 종합주가지수를 설명변수로 추가하였다. 종합주가지수가 설명변수에 포함된 추정모형은 종합주가지수의 영향력만큼 제한된 추정치가 얻어진다. 즉, 종속변수인 업종별 주가지수는 통제된 종합주가지수대비 추가적인 영향력을 평가하는 모형이기 때문에 각 업종별 주가지수에서 종합주가지수의 영향력을 제외한 순수한 영향력을 추정하기에 용이하다.

일반적으로 일간자료의 분석모형은 월간자료의 분석모형에 비하여 단기적인 움직임을 추정하기 위한 모형이므로 월간분석에 비해 그 변화폭이 매우 적다. 따라서 정확한 영향력을 추정하기 위하여 종합주가지수를 통제하는 것은 모형의 효율성 위해 용이하다고 볼 수 있다. 따라서 EGARCH-M-GED 추정모형에서는 종합주가지수 업종이 설명변수로 추가되었으므로, 15개 업종 중 종합주가지수업종을 제외한 나머지 14개 업종에 대하여 분석을 진행하였다. 분석에 이용된 추정모형은 <식3-2>와 같다. 따라서 모두 14개 업종지수에 대하여 3기에 걸쳐 42개 모형에 대한 분석을 진행하였다.

$$S_i = f(CB, EX, SP500, OIL, KOSPI) \quad \text{<식3-2>}$$

EGARCH-M-GED분석 외 일반화 벡터자귀회귀 모형에 기초한 일반화 충격반응함수와 일반화 예측오차 분산분해 및 시간가변적 전이효과 분석에는 <식3-3>의 모형이 이용되었다. 이용된 모형은 월간자료 분석결과와의 용이한 비교를 위하여 <식3-2>와 비교해서 종합주가지수(KOSPI)를 설명변수에서 제외하였으며 월간자료의 모형과 비교했을 때, 설명변수에서 산업생산지수(IP)만이 제외되었다.

$$S_i = f(CB, EX, SP500, OIL) \quad \text{<식3-3>}$$

모형의 분석에 이용된 표본기간은 1987년 1월 6일부터 2017년 3월 31일까지 총 7084일간의 자료이다. 일간 분석에 이용된 모든 표본자료의 출처는 월간자료와 동일하며, 유가의 일간데이터는 미국 FRED(Federal Reserve Economic Data)에서 제공하는 자료를 표본 추출하여 이용하였다. 아울러 월간자료의 분석과 일간자료의 분석에 이용된 자료의 모든 표본은 가성회귀의 문제를 해결하기 위하여 로그 차분하였다.

제2절 분석 방법

본 연구에서는 유가변화에 대한 영향력의 변화를 추정하기 위해서 표본기간에 대한 구분이 필요하다. 따라서 Gregory, Hansen(1996a, b)이 제안한 구조변화를 고려한 공적분 검정기법을 기간 구분에 이용하였다. 분석결과 2개의 구조적 단절점이 존재하였으므로 전체 기간을 3개의 기간으로 구분하였다. 구분된 기간을 대상으로 월간 자료에 대한 분석과 일간 자료에 대한 분석을 함께 진행하였다.

월간자료 및 일간자료에 대한 분석에 이용된 분석기법은 <표3-2>와 같다. 먼저, 월간자료에 대한 분석에 이용된 ARDL Bounds test 기법은 Pesaran, Shin and Smith(2001)에 의하여 제안된 한계검정(bounds test)법으로 장·단기 분석 결과를 동시에 제공하며, 전통적인 Engle and Granger(1987) 혹은 Johansen(1988)형태의 공적분 검정방법과 달리 대표본을 요구하지 않는 장점이 있다. 또한, 설명변수들의 적분차수와 무관하게 변수들 간의 공적분 관계에 대한 검정이 가능하며, 단일 방정식에 기초하므로 내·외생 변수의 구분을 두어 변수의 나열순서에 관계없이 일치추정량(consistency)을 제공함과 동시에 장기적으로 초일치성(super-consistency)을 갖는다.

<표3-2> 연구에 이용된 분석기법의 특징

표 본	분석 기법		분석 기간	변수 특징
월간자료 분석기법	ARDL UECM Bounds Test		장·단기	내·외생변수 구분
	Generalized VAR	GIR	단기	내생변수
		GVD		
일간자료 분석기법	EGARCH-M-GED		단기	내·외생변수 구분
	Generalized VAR	GIR	단기	내생변수
		GVD		

- 주) 1. ARDL-UECM Bounds Test : Auto Regressive Distributes Lag - Unrestricted Error Correction Model Bounds Test
 2. GIR : Generalized Impulse Response Function
 3. GVD : Generalized Variance Decomposition
 4. EGARCH-M-GED : Exponesntial Autoregressive Conditional Heteroscedasticity in the Mean based on Generalized Error Distribution

일간 자료의 분석에 이용된 EGARCH-M-GED 모형은 금융변수를 설명변수로 가지는 모형에 적합한 분석기법이다. 특히 본 연구에 이용된 주가수익률에 대한 자료의 분포는 정규분포와 달리 양 극단의 값이 두꺼운 꼬리를 보이는 분포를 가질 확률이 매우 높다. 이는 곧 실제 위험의 정도가 정규분

포를 가정할 경우와 대비해 매우 크다는 것을 의미한다. 따라서 이러한 분포의 특징을 반영하는 모형이 바로 일반화된 오차분산 분포(generalized error distribution : GED)이다. 아울러 모형에 시간 가변적 위험을 고려하도록 조정한 M 모형을 적용한 EGARCH-M-GED 모형은 주가지수의 추정에 높은 정밀도를 가질 수 있다.

월간자료와 일간자료에 대한 충격반응함수 및 예측오차 분산분해에는 Generalized VAR 모형이 이용되었다. 일반적인 VAR모형이 모든 변수들을 내생변수로 다루어 변수들의 나열순서에 따른 추정치가 달라지는 문제점을 내포한 반면, 본 연구에서 이용한 Generalized-VAR에 기초한 분석기법은 변수 간 나열순서에 관계없이 일치추정량을 제공하므로 모형에 대한 추정의 일치성과 효율성을 담보할 수 있다.

가. Gregory, Hansen 구조변화 검정

일반적으로 안정적(stationary)인 시계열을 가지는 회귀분석에서 조차도, 구조적으로 모수가 달라지도록 하는 구조적 변동(structural change)이 있을 수 있다. 특히 시계열 분석에 있어서 구조적 변동으로 인하여 회귀계수의 값이 달라지도록 만드는 특정한 사건 또는 단절점이 모수에 존재할 수 있으며, 대부분의 경우 단절점(break point)은 특정한 역사적 사건 및 내·외적인 충격으로 식별 가능하다. 본 연구에서는 1980년 1월부터 2017년 3월까지의 447개월간 월간자료 및 1987년 1월 6일부터 2017년 3월 31일까지의 7084개의 일간자료를 분석에 이용한다. 전체 표본기간의 구조적 변동을 고려하기 위하여 Gregory, Hansen(1996a, b)이 제안한 구조변화를 고려한 공적분 검정기법을 기간 구분에 이용하였다.

Gregory, Hansen이 제안한 구조변화 공적분 검정은 <식3-4>와 같은 모형에 기초한다. 여기서 y_t 는 $I(1)$ 의 진행을 따르는 종속변수이고, x_t 는 $I(1)$ 의

진행을 따르는 설명변수들의 벡터로 나타낼 수 있다. z_t 는 설명변수들 중 구조변화를 고려한 변수로 본 연구에서는 유가변화를 나타낸다. μ_1 은 구조변화 이전 기간의 상수항을 나타내며 μ_2 는 구조변화 이후의 상수항 변화를 나타낸다. β_1 은 구조변화 이전 기간에 대한 공적분 계수이며, β_2 는 구조변화 이후의 공적분 계수의 변화를 나타낸다.

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \psi_{t\tau} + \alpha_1^T x_t + \beta_1 z_t + \beta_2 z_t \psi_{t\tau} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad \text{<식3-4>}$$

$$\psi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{if } t > [n\tau] \end{cases}$$

본 연구에서는 Gregory, Hansen(1996a, b)의 구조변화 공적분 검정에 아울러 추가적으로 Bai, Perron(1998, 2003)이 제안한 구조변화를 고려한 회귀분석을 적용하여 변수간의 관계변화를 고려한 표본의 최적시점을 재확인하였으나 큰 차이는 없었다. 따라서 Gregory, Hansen(1996a, b)과 Bai, Perron(1998, 2003)의 분석결과를 기준으로 기간을 구분한 후 모형의 분석을 진행하였다.

나. ARDL-UECM Bounds Test 한계검정법

본 연구에서는 월간자료에 대하여 유가변화에 대한 주식시장의 장·단기 영향력 분석을 위하여, Pesaran, Shin, Smith(2001)의 ARDL(Autoregressive distributed lag)한계 검정법(bounds test)을 이용하였다. ARDL 한계검정법은 UECM(Unrestricted error correction model)에 기초한 단일 방정식 접근방식으로, 흔히 이용되는 Engel and Granger(1987)와 Johansen(1988)의 공적분 검정 방식과 비교하여 여러 가지 장점이 있다.

첫째, 기존의 공적분 방식은 동일한 적분차수 $I(1)$ 를 가지는 비정상(nonstationary)적인 변수들에 한하여 공적분 검정이 가능한 반면,

ARDL-UECM 한계검정법은 설명변수의 적분차수와 무관하게 (I(0) 또는 I(2)) 변수들 간의 공적분 관계 검정이 가능하다. 단, 단위근 검정 시 낮은 검정력이 일부 단점으로 지적되고 있으나, 본 연구에서는 전체 표본에 대하여 로그 차분함으로서 이러한 문제를 미연에 방지하였다.

둘째, Johansen(1988) 및 Johansen and Juselius(1990)등과 같은 기존의 전통적인 공적분 검정기법들은 VAR(Vector Autoregressive) 분석 방법에 기초하여 비교적 대표본을 요구하는 다변량 검정법이라고 할 수 있다. Mah(2000)의 연구에 의하면 이러한 검정기법들을 소표본 분석에 적용할 경우 검정결과의 신뢰도에 다소 문제가 발생할 여지가 있는 것으로 알려져 있다. 또한 Cheung and Lai(1993)의 연구에 의하면, 소표본에 대한 분석을 실시할 경우 Johansen(1998)의 우도비 검정(likelihood ratio test)은 공적분 벡터 수에 대한 편이(bias)를 발생시킬 가능성이 존재한다고 밝혔다. 그러나 본 연구에서 이용된 ARDL-UECM모형에 기초한 OLS의 단기적 추정치들은 분석에 이용된 표본이 비교적 소표본에 해당할지라도 일치추정량(consistency)을 가지며, 그 추정량은 장기적으로 초일치성(super-consistency)을 갖는다. 그러므로 기존의 공적분 검정방법들과는 달리 비교적 소표본에 해당하는 경우에도 검정이 가능하다는 장점을 가지고 있다. 본 연구에서 이용된 월간분석의 표본 개수는 447개월이다. 비록 그 수가 비교적 소표본에 해당하지는 않으나, Johansen type의 공적분 방식은 편이(biased)를 발생시킬 가능성을 일부 내포하고 있으므로, ARDL-UECM에 기초한 한계검정법은 본 연구에서 적절한 분석방법이라 볼 수 있다.

셋째, Johansen 검정법은 모든 변수들을 내생변수로 간주하는 VAR(Vector Autoregressive)모형을 기본으로 하여 공적분관계를 추정한다. 따라서 설명변수와 종속변수의 구분이 모호하다는 단점이 있다. 반면 ARDL-UECM 모형은 단일 방정식이므로, 하나의 공적분 관계가 성립되었을 경우 종속변수와 설명변수의 구분이 명확해지는 장점이 있다. 본 연구에서는 업종별 주가지수가 종속변수로 주어져 있고, 국제유가, 환율, 금리, 산업생산, 미국주가지수가 독립 변

수로 주어져 있으므로, ARDL-UECM 한계검정법을 사용하여 종속변수를 명확히 하는 것은 추정의 효율성을 높일 수 있으므로 보다 적절한 검정방법이라 할 수 있다.

이를 기초로 본 연구의 월간자료에 대한 분석에서는 단일 방정식(single equation)모형을 기본으로 장기관계 모형을 <식3-5>와 같이 설정한다.

$$\ln S_i = b_0 + b_1 \ln IP_i + b_2 \ln CB_i + b_3 \ln EX_i + b_4 \ln SP500_i + b_5 \ln OIL_i + e_t \quad \text{<식3-5>}$$

여기서 S_i 는 업종별 주가지수, IP 는 업종별 산업생산, CB 는 3년만기 AA-등급의 회사채 금리, $SP500$ 은 미국 S&P500 주가지수, OIL 은 원화표시 오일수입물가를 의미한다. <식3-5>의 수식에 근거하여 자기회귀 시차모형을 <식3-6>와 같이 설정한다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln S_{i,t} = & b_0 + \sum_{a=1}^n b_{1a} \Delta \ln S_{i,t-a} + \sum_{a=0}^n b_{2a} \Delta \ln IP_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{3a} \Delta \ln CB_{t-a} \quad \text{<식3-6>} \\ & + \sum_{a=0}^n b_{4a} \Delta \ln EX_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{5a} \Delta \ln SP500_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{6a} \Delta \ln OIL_{t-a} \\ & + b_7 \ln S_{i,t-1} + b_8 \ln IP_{t-1} + b_9 \ln CB_{t-1} + b_{10} \ln EX_{t-1} \\ & + b_{11} \ln SP500_{t-1} + b_{12} \ln OIL_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

<식3-6>에서 Δ 는 각 변수들의 차분을 의미한다. 귀무가설을 각 변수의 적분 차수에 관계없이 각 변수간의 공적분 관계가 성립하지 않는다고 가정한 다음 시뮬레이션으로 얻은 F통계량에 따라 검정결과를 도출한다. 계산된 F통계량이 Pesaran, Shin, Smith(2001)의 시뮬레이션에 의해서 제시된 상한 유의수준(Upper critical bounds value)보다 큰 경우 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있다. 계산된 F값에서 공적분의 존재를 검정하는 각각의 상·하한 유의수준(Upper and Low Critical Bounds

Value)은 <표3-3>과 같다. 추정된 무제약 모형으로부터 설명변수에 대한 종속변수의 장기탄력성은 각각 $-b_8/b_7, -b_9/b_7, -b_{10}/b_7, -b_{11}/b_7, -b_{12}/b_7$ 의 형태로 나타낼 수 있으며, 단기영향력은 차분변수들의 계수들로부터 확인할 수 있다.

본 연구에서는 표본을 3개의 기간으로 구분하였다. 구분된 기간이 비교적 소표본에 속하지는 않으나, 일부 문제가 발생할 여지가 완전히 없는 것은 아니므로 모형에 포함된 설명변수들의 차수를 선택함에 있어 Hendrey, Ericson(1991)이 제안한 모수축약방법을 적용하였다. 즉, 최대시차를 3으로 정하고 유의성이 낮은 차분시차변수부터 차례로 제거하는 방법을 모형에 적용하였다.

<표3-3> 공적분의 존재를 검증하는 계산된 F값의 유의수준

band		10%	5%	1%
t가 유의	upper	4.06	4.57	5.72
	low	3.03	3.47	4.40
t가 유의하지 않음	upper	3.52	4.01	5.06
	low	2.45	2.86	3.74

- 주) 1. t의 유의수준에 따라 계산된 F값은 다르다. 표는 각 유의수준에 해당하는 F값을 나타내며, low band에 해당하는 수치는 공적분이 존재하지 않는다는 것이 아니라, 공적분의 존재를 확신할 수 없음을 나타낸다.
2. Pesaran et al. (2001, p.300, Table CI(iii) case III 참조.
3. 1시차 수준변수들의 결합유의수준(joint significance)에 대한 귀무가설을 설정한 다음 Wald검정을 실시한다.

다. 일반화 벡터자귀회귀분석 (Generalized-Vector AutoRegressive)

기존 연구에서 흔히 사용되는 대각화(orthogonalized) 분산분해 기법의 경우 변수의 나열순서(ordering)에 따라 분석의 결과 값이 달라지는 문제점을 내포하고 있다. 따라서 본 연구에서는 대각화 분산분해 기법의 한계를 극복하고, 변수의 나열순서에 관계없이 강건한(robust) 결과치를 제공하는 일반

화 분산분해 분석기법을 적용하였다. 이는 Fama(1981)의 가설에 기초한 모형에서, 특정변수가 나열순서에 우선순위를 가질 근거가 없기 때문이다.

(1) 일반화충격반응함수 (Generalized Impulse Response functiona)

본 연구에서는 월간자료와 일간자료의 분석에 일반화 VAR에 근거한 일반화 충격반응함수 분석방법을 이용하였다. 충격반응함수는 VAR모형의 추정계수를 바탕으로 변수에 일정한 충격이 가해졌을 때 모형의 각 변수들이 단기적으로 어떻게 반응하는가를 알아보기 위한 것으로, 변수 상호 간의 인과관계분석과 정책변수의 변화에 따른 파급효과의 분석에 주로 이용된다. 충격반응함수는 일반적으로 벡터자기회귀모형(VAR)의 이동평균함수로 정의되며 <식3-7>과 같다.

$$\begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \sum_{l=1}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}^l \begin{pmatrix} e_{1,t-l} \\ e_{2,t-l} \end{pmatrix} \quad \text{<식3-7>}$$

$$\begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{bmatrix} \quad \text{<식3-8>}$$

모수들에 관하여 적도식별을 위해, β_{12} 또는 β_{21} 을 0으로 제약하고 <식3-7>, <식3-8>을 $e_{1,t}$ 와 $e_{2,t}$ 로 이루어진 구조적 모형의 잔차항의 함수로 표현한 후 단순화 시키면 <식3-9>와 같이 정리할 수 있다.

$$\begin{pmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Psi_{11}(0) & \Psi_{12}(0) \\ \Psi_{21}(0) & \Psi_{22}(0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Psi_{11}(1) & \Psi_{12}(1) \\ \Psi_{21}(1) & \Psi_{22}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1,t-1} \\ e_{2,t-1} \end{pmatrix} \quad \text{<식3-9>} \\ + \dots + \begin{pmatrix} \Psi_{11}(\infty) & \Psi_{12}(\infty) \\ \Psi_{21}(\infty) & \Psi_{22}(\infty) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1,t-\infty} \\ e_{2,t-\infty} \end{pmatrix}$$

<식 3-9>에서 $\psi_{11}(0), \psi_{12}(0), \psi_{21}(0), \psi_{22}(0)$ 는 어떤 충격에 대한 내생변수의 동시적 반응을 나타내며, 이를 충격승수(impulse multipliers)라고 한다. 일반화된 식에서 $X_{j,t-l}$ 에서 발생한 충격 $e_{j,t-l}$ 에 대한 $X_{i,t}$ 의 반응은 $\psi_{i,t(l)}$ 과 같으며, 이때 시차 l 에 대한 충격승수 $\psi_{ij}(l)$ 의 관계를 충격반응함수(Impulse Response Function)라고 부른다. 본 연구에서는 변수의 나열순서에 따라 결과 값이 다르게 나타나는 문제점을 피하기 위하여 Pesaran and Shin(1998)에 의하여 제안된 일반화 충격반응함수(Generalized Impulse Response function : GIR)를 분석에 이용하여 충격반응함수 결과치의 신뢰성을 확보하였다. GIR방식의 충격반응함수는 변수의 나열순서에 따라 모수의 추정치가 달라지는 문제를 극복하기 위하여 고안된 방법으로, 변수들의 나열순서에 관계없이 일치추정량을 가지는 장점이 있다.

(2) 일반화 예측오차 분산분해 (Generalized forecast error Variance Decomposition : GVD) 및 시간가변적 전이효과(Time Varying Spillover effect)

Pesaran and Shin(1998)이 제시한 일반화 예측오차 분산분해(generalized forecast error variance decomposition) 분석기법은 본 연구에 사용된 변수 간 시계열적 성격을 고려하면 적절한 분석기법이라 할 수 있다. 일반화 예측오차 분산분해는 m 개의 정상시계열로 구성된 벡터 S_t 에 대해, p 시차 자기회귀과정으로 구성된 VAR(p)를 <식3-10>으로 정의한다.

$$S_t = \sum_{i=1}^p K_i S_{t-i} + \Omega X_t + \varepsilon_t, \quad t=1,2,\dots,T, \quad \text{<식3-10>}$$

S_t 는 업종별 주가지수로 구성된 $(m \times 1)$ 벡터이며, X_t 는 상수 또는 외생변수들의 $(q \times 1)$ 벡터로 나타낼 수 있다. $K_i (i=1,2,\dots,T)$ 와 Ω 는 각각 $(m \times m)$ 과 $(m \times n)$

의 추정계수의 행렬들이며, ε_t 는 $E[\varepsilon_t]=0$ 이고, $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$ 인 벡터 백색잡음 과정을 따르는 것으로 가정한다. <식3-10>에 공분산의 안정성을 가정하여 식을 도출하면, <식3-11>과 같다.

$$S_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Pi_i \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=0}^{\infty} B_i X_{t-i}, \quad t=1,2,\dots,T \quad \text{<식3-11>}$$

S_t 의 q기간 이후의 예측오차와 예측오차의 공분산행렬은 t-1시점의 적용 가능한 정보를 바탕으로 <식3-12>과 <식3-13>으로 나타낼 수 있다.

$$\xi(q) = \sum_{h=0}^q \Pi_h \varepsilon_{t+q-h}, \quad \text{<식3-12>}$$

$$\text{Cov}[\xi(q)] = \sum_{h=0}^q \Pi_h \Sigma \Pi_h' \quad \text{<식3-13>}$$

또한 i번째 변수인 S_{it} 에 관한 예측오차 분산행렬의 i번째 대각 원소는 $\sum_{h=0}^q (e_i' \Pi_h P e_j)^2$, $j=1,2,\dots,m$ 으로 나타내며 m개의 항으로 분해된다.¹⁾ q기간의 예측에서 대각화된 예측오차 분산분해의 결과는 S_{it} 와 관련된 전체분산을 이용한 표준화를 통해 <식3-14>와 같이 나타낸다.

$$\theta_{ij}^0(q) = \frac{\sum_{h=0}^q (e_i' \Pi_h P e_j)^2}{\sum_{h=0}^q (e_i' \Pi_h \Sigma \Pi_h' e_i)}, \quad i,j=1,2,\dots,m \quad \text{<식3-14>}$$

1) $P = \Sigma$ 의 Cholesky 인자. e_i 는 i번째 원소만 1이고 나머지 원소들은 0인 벡터

<식3-14>에 제시된 대각화된 예측오차 분산분해는 변수의 나열순서에 따라 결과치의 차이가 발생하는 문제점이 발생한다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 변수의 나열순서에 따라 추정치의 결과값이 변하지 않는 일관된 결과를 도출할 수 있는 일반화 예측오차 분산분해(Generalized forecast error variance decomposition)기법을 이용하는 방법이 있다. Pesaran and Shin(1998)이 제안한 일반화 충격반응함수 분석기법은 대각화되지 않은 충격²⁾을 분석에 이용하며, 충격들 간 상호의 동시차 관계를 명시적으로 고려한다. 따라서 <식3-15>는 대각화되지 않은 충격의 정보를 바탕으로 도출한다.

$$E(\varepsilon_{t+q-h}|\varepsilon_{+q-h}) = (\sigma_{ij}^{-1} \sum e_i) \varepsilon_{+q-h}, \quad h=0,1,2,\dots,1, \quad i=1,2,\dots,m \quad \text{<식3-15>}$$

σ_{ij} 는 Σ 의 i 번째 주대각원소이며 이를 바탕으로 대각화 예측오차 분산분해를 통해 얻은 <식3-13>, <식3-14>는 <식3-16>와 <식3-17>로 변환³⁾된다.

$$\xi_t^{(i)}(q) = \sum_{h=0}^q \Pi_h (\varepsilon_{t+q-h} - \sigma_{ij}^{-1} \sum e_i \varepsilon_{i,t+q-h}) \quad \text{<식3-16>}$$

$$Cov[\xi^{(i)}(q)] = \sum_{h=0}^q \Pi_h \Sigma \Pi_h' - \sigma_{ij}^{-1} \left(\sum_{h=0}^q \Pi_h \sum e_i e_i' \Sigma \Pi_h' \right) \quad \text{<식3-17>}$$

더불어 j 번째 대각원소를 s_{i_j} 의 전체 예측오차분산으로 표준화 하여 <식3-18>을 얻을 수 있다.

2) $\varepsilon, \varepsilon_{+1}, \dots, \varepsilon_{+q}$

3) <식3-13>과 비교할 때, i 번째 변수의 미래 충격에 대한 q 기간의 예측오차분산이

$$\sigma_{ij}^{-1} \left(\sum_{h=0}^q \Pi_h \sum e_i e_i' \Sigma \Pi_h' \right) \text{ 만큼 감소}$$

$$\theta_{if}^0(q) = \frac{\sigma_{ij}^{-1} \sum_{h=0}^q (e'_i \Pi_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^q (e'_i \Pi_h \Sigma \Pi'_h e_i)}, \quad i, j = 1, 2, \dots, m \quad \text{<식3-18>}$$

<식3-18>을 일반화 예측오차 분산분해라 칭하며 P 대신 Σ 를 사용함으로써 변수사이의 나열순서에 따른 문제점을 해결하였다. 따라서 일반화 예측오차 분산분해에서 변수 간 충격들 사이의 공분산이 0이 아니라고 가정한다면, $\sum_{j=1}^m \theta_{ij,q}^g \neq 1$ 이 된다.

한편, Diebold and Yilmaz(2012)는 q 기간에 대한 예측오차분산에 대해서, 자기충격에 의해 설명되는 자기분산비율(own variance share)과 다른 변수의 충격에 의해 설명되는 교차분산비율(cross variance share)로 나누었다. 두 가지 분산비율 중에서 교차분산비율을 다른 변수에 영향을 주는 전이효과(spillover)라고 간주하였다. 전이효과는 분산행렬 $\sum_{j=1}^m \theta_{ij}^g(q)$ 로 나누어 표준화한다.⁴⁾ 표준화에 의해 $\sum_{j=1}^m \tilde{\theta}_{ij}^g(q) = 1$, $\sum_{j=1}^m \tilde{\theta}_{ij}^g(q) = m$ 으로 나타되며, 총전이효과⁵⁾(total spillover index : SP^{total})라 정의한다. 총전이효과는 <식3-19>로 나타낼 수 있다.

$$SP^{total} = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m \tilde{\theta}_{ij}^g(q)}{\sum_{i,j=1}^m \tilde{\theta}_{i,j}^g(q)} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m \tilde{\theta}_{ij}^g(q)}{m} \times 100 \quad \text{<식3-19>}$$

4) $\tilde{\theta}_{ij}^g = \frac{\theta_{ij}^g(q)}{\sum_{j=1}^m \theta_{ij}^g(q)}$, $\sum_{j=1}^m \theta_{ij}^g(q)$ 가 1이 아니므로 가능

5) 전체 예측오차분산 중에서 타 변수들의 충격에 의해 설명되는 비율

추가적으로 종속변수의 특성을 살펴보기 위하여, 일반화 분산분해 매트릭스 요소를 이용한 방향성 전이효과를 살펴볼 수 있다. 방향성 전이효과는 그 성격에 따라서 유입전이효과(spillover from others; $SP^{\inflow}$)⁶⁾, 유출전이효과(spillover to others; $SP^{outflow}$)⁷⁾, 순수전이효과(net spillover effect; SP^{net})⁸⁾, 쌍별순전이효과(net pairwise spillover effect; SP_{ij}^{net})⁹⁾로 구분되며, 아래와 같이 정리할 수 있다.

$$SP_i^{inflow} = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \tilde{\theta}_{ij}^g(q) \times 100 \quad \text{<식3-20>}$$

$$SP_i^{outflow} = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \tilde{\theta}_{ij}^g(q) \times 100 \quad \text{<식3-21>}$$

$$SP^{net} = SP_i^{outflow} - SP_i^{inflow} \quad \text{<식3-22>}$$

$$SP^{net} = (\tilde{\theta}_{ji}^g(q) - \tilde{\theta}_{ij}^g(q)) \times 100 \quad \text{<식3-23>}$$

본 연구에서는 유가변화에 따른 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 순전이 효과에 대한 분석만을 진행하였다.

라. 시간가변 조건부 변동성 모형(Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity in the Mean based on Generalized Error Distribution: EGARCH-M-GED)

-
- 6) i 업종 주가지수상승률 중에서 설명변수 j 의 충격에 의해 설명되어지는 비중
 - 7) i 업종 주가지수상승률 중에서 다른 설명변수 j 들의 예측오차 분산에 대한 영향
 - 8) i 업종 주가지수상승률 중에서 다른 설명변수 j 로부터의 순수전이효과
 - 9) 두 변수 간 상호영향력의 차이

금융수익율에 관한 VAR모형은 이전시차의 변동성이 다음 시차의 변동성에 미치는 영향력이 누적되는 현상이 매우 빈번하게 나타난다. 이러한 변동성 밀집현상을 고려한 모형으로 자기회귀 조건부 이분산성 모형 (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity : ARCH)이 제안되었다. 그러나 ARCH모형은 시계열의 조건부 변동성을 설명하기 위해 너무 많은 수의 모수를 필요로 하는 단점을 내포하고 있다. 따라서 Bollerslev(1986)는 이러한 문제를 해결하기 위해 GARCH(Generalized ARCH)라고 하는 일반화된 새로운 모형을 제시하였다. GARCH(q,p)모형은 q시차까지의 잔차제곱뿐만 아니라 p시차까지의 조건부분산 또한 모두 포함하고 있다. 일반적으로 이용되는 GARCH모형은 <식3-24>, <식3-25>와 같다.

$$\text{평균방정식} \quad Y_t = \mu_t + u_t, \quad \text{단, } u_t = \sqrt{h_t} \epsilon_t \quad \text{<식3-24>}$$

$$\text{분산방정식} \quad h_t = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1} \quad \text{<식3-25>}$$

GARCH모형을 GARCH(q,p)모형으로 일반화 하면 <식3-26>과 같다.

$$\text{분산방정식} \quad h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p b_i h_{t-i} \quad \text{<식3-26>}$$

Nelson은 분산방정식의 차수 결정에 Schwartz 기준을 이용하였다. 또한 비 거래일(휴일) 동안에 누적된 충격을 고려하기 위해 N_t 라는 변수를 도입하였다. 그는 주식수익률이 정규분포보다 두꺼운 꼬리를 갖고 있다는 점을 고려하기 위해, 일반적으로 잘 사용되지 않는 확률분포인 GED(Generalized Error Distribution)을 가정하였다. GED의 밀도함수는 <식3-27>과 같다.

$$f(x) = \frac{\exp[(-|x|/b)^2/2]}{b(2^{0.5c+1})\Gamma(0.5c)} \quad \text{<식3-27>}$$

GED(Generalized error distribution)분포는 형태모수(shape parameter)가 c 이고 스케일모수(scale parameter)가 b 인 두꺼운 꼬리를 가진 분포이다. 정규분포는 c 가 1인 GED분포의 특별한 경우를 나타내며 GED분포에서 c 가 2보다 크면 정규분포보다 두꺼운 꼬리를 갖고, c 가 2보다 작으며 정규분포보다 얇은 꼬리를 갖는다. 따라서 본 연구에서는 이를 바탕으로 <식3-28>과 같이 GARCH-GED모형을 설정하였다.

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CB_t + \beta_2 EX_t + \beta_3 OIL_t + \beta_4 SP500_t + \beta_5 R_{m,t} + \epsilon_t: \text{GED} \quad \text{<식3-28>}$$

$$h_t = a_0 + a_1 \epsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1}, \epsilon_t \sim N(0,1)$$

종속변수 $R_{i,t}$ 는 업종별 주가지수를 의미한다. CB_t 는 금리, EX_t 는 환율, OIL_t 은 국제유가, $SP500_t$ 은 미국주가지수, $R_{m,t}$ 는 종합주가지수를 각각 의미한다. 일반적으로 주가자료를 이용한 시계열 분석은 정규분포의 형태를 가지지 않는 경우가 많다. 특히 주가수익률의 경우 두꺼운 꼬리모양의 분포를 가지는 경우가 매우 흔한데, 이는 일반적인 정규분포를 가정하는 경우보다 그 수익률의 극단치 값을 가질 빈도수가 매우 높다는 것을 의미한다. 즉 주가수익률의 실제위험이 정규분포를 가정하는 경우에 비해 매우 높다. 따라서 이러한 주가지수의 특성을 반영하는 모형으로 제시된 것이 일반화된 오차분산분포(generalized error distribution : GED)이다.

환율 및 금리는 내재적인 특성으로 인하여 변동이 발생하기도 하지만, 국내 주식시장의 경우 코스피의 영향력 또한 무시할 수 없다. 따라서 업종별 주가지수에 미치는 영향력 변화가 순수한 환율 및 금리에 대한 변동이라고 보기 힘들다. 그러므로 환율 및 금리에서 코스피의 영향력을 제거한 새로운 독립변수가 필요하게 된다. 이를 위해서 금리 및 환율의 변화를 코스피지수와 직교화 시키는 방법이 흔히 이용된다.

$$CB_t = c + \beta_2 R_{mt} + \epsilon_t \quad \text{<식3-29>}$$

$$EX_t = c + \beta_1 R_{mt} + \epsilon_t$$

변수 직교화를 통해 얻어진 잔차를 이용하여 환율 및 금리에 대한 대리변수로 이용한다. 이를 $\widehat{CB}_t$ 와 $\widehat{EX}_t$ 로 나타내며, <식3-30>과 같다.

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{CB}_t + \beta_2 \widehat{EX}_t + \beta_3 OIL_t + \beta_4 SP500_t + \beta_5 R_{m,t} + \epsilon_t: \text{GED} \quad \text{<식3-30>}$$

$$h_t = a_0 + a_1 \epsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1}, \epsilon_t \sim N(0,1)$$

직교화변수를 이용할 경우의 해석방법은 기존변수를 이용할 경우와 차이를 보인다. 직교화변수의 계수값이 유의하지 않다 하더라도 금리 및 환율이 업종별 주가지수에 영향력이 없다는 해석은 옳지 않다. 즉, 종합주가지수의 변동으로 인한 영향력을 제외한 금리와 환율의 순수한 영향력이 업종별 주가지수에 주는 영향력으로 해석해야 옳다.

ARCH와 GARCH모형에서는 충격의 방향성은 변동성에 동일한 영향력을 미친다고 가정한다. 또한 분산방정식의 모수 값이 음(-)을 가질 수 없다는 가정 또한 현실적이지 못하다. 이러한 한계를 극복하기 위하여 Nelson(1991)은 EGARCH(Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)모형을 제시하였다. EGARCH는 분산방정식의 좌변에 로그값을 취함으로서 우변의 모수들이 가지는 부호에 문제가 없도록 하였다. 또한 변동성이 가지는 비대칭적 영향력의 가능성을 모형에 포함시켰다. 따라서 본 연구에서는 EGARCH모형에 금융시계열의 특성을 반영한 GED분포를 가정한 모형이 이용되었다. 아울러 조건부변동성을 평균방정식에 포함시켜 시간 가변적 위험을 고려하도록 조정한 M모형을 적용하여 EGARCH-M-GED(Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity in the Mean based on Generalized Error Distribution)모형을 설정하였다. 또한 금리와 환

율은 직교화 하여 코스피 변화에 의한 영향력을 제거한 순수한 금리 및 환율의 영향력 변수를 모형에 이용하였다. 이를 바탕으로 <식3-31>과 같이 모형을 설정하였다.

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{CB}_t + \beta_2 \widehat{EX}_t + \beta_3 oil_t + \beta_4 sp500_t + \beta_5 R_{m,t} + \gamma \log(h_t) + \epsilon_t : GED$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \ln(1 + \delta N_t) + \frac{1 + a_1 L}{1 - b_1 L} g(e_{t-1}), \epsilon_t \sim N(0, 1)$$

$$\text{단, } \epsilon_t = \sqrt{h_t} e_t, g(e_{t-1}) = \theta e_{t-1} + \gamma[|e_{t-1}| - E(|e_{t-1}|)]$$

$$N_t \text{는 } t-1 \text{과 } t \text{번째 거래일 사이의 휴일의 수} \quad \text{<식3-31>}$$

금리 및 환율에 대한 영향력은 시차에 따라 다르게 나타난다. 일반적으로 동일시차의 영향력이 존재하지 않는 모형에서조차도 지연시차에서 존재하는 경우가 흔하다. 따라서 본 연구에서는 2시차 전의 지연시차 영향력을 포함한 EGARCH-M-GED 모형을 <식3-32>와 같이 설정하였다.

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{CB}_t + \beta_2 \widehat{CB}_{t-1} + \beta_3 \widehat{CB}_{t-2} + \beta_4 \widehat{EX}_t + \quad \text{<식3-32>}$$

$$\beta_5 \widehat{EX}_{t-1} + \beta_6 \widehat{EX}_{t-2} + \beta_7 oil_t + \beta_8 oil_{t-1} +$$

$$\beta_9 oil_{t-2} + \beta_{10} sp500_t + \beta_{11} sp500_{t-1} +$$

$$\beta_{12} sp500_{t-2} + \beta_{13} R_{m,t} + \gamma \log(h_t) + \epsilon_t$$

$$\text{단, } \epsilon_t = \sqrt{h_t} e_t : GED$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \ln(1 + \delta N_t) + \frac{1 + a_1 L}{1 - b_1 L} g(e_{t-1}), \epsilon_t \sim N(0, 1)$$

$$\text{단, } g(e_{t-1}) = \theta e_{t-1} + \gamma[|e_{t-1}| - E(|e_{t-1}|)]$$

$$N_t \text{는 } t-1 \text{과 } t \text{번째 거래일 사이의 휴일의 수}$$

제4장 실증분석결과

제1절 Gregory, Hansen 구조변화

본 연구에서는 분석에 이용된 표본의 기간구분을 위해서 Gregory, Hansen(1996a, b)이 제안한 구조변화기법을 이용하였다. Gregory, Hansen 구조적 단절점 검증 결과는 <그림4-1>에 제시되어 있다.

<그림4-1> Gregory, Hansen Structural Break point test



주) $ADF(\tau)^*$, Z_α^* , Z_t^* for each structural break point

유가변화의 영향력변화를 고려한 최적의 구조변화점은 3가지 검정통계량 (ADF^* , Z_α^* , Z_t^*)에 따라 다소의 차이는 있으나, 첫 번째 구조변화점은 대체적으로 1990년 7월 전후가 적절한 것으로 나타났다. 다음으로 두 번째 구조변화점을 잡는다면 1999년 1월 전후가 유용한 것으로 나타났다. 한편 Bai,

Perron(1998, 2003)의 테스트를 이용하여 2개의 구조변화점을 찾을 경우, 1990년 7월과 1998년 1월이 유용한 것으로 나타나 Gregory, Hansen(1996a, b)의 검정결과와 크게 다르지 않았다. 따라서 이와 같은 결과를 바탕으로 첫 번째 구조변화점으로 1990년 6월을 정하고, 두 번째 구조변화점으로 1997년 9월을 선택하였다. 따라서 두 개의 구조변화점을 기준으로 전체 기간을 3개의 기간으로 구분하였다. 구분된 기간은 1980년 1월부터 1990년 6월까지를 제1기, 1990년 7월부터 외환위기가 발생하기 직전인 1997년 9월까지를 제2기, 마지막으로 종합주가지수가 IMF의 영향력에서 충분히 벗어난 1999년 1월부터 2017년 3월까지를 제3기로 구분하였다.

제1기는 1970년대에 발생한 제1, 2차 오일쇼크의 영향으로부터 벗어난 유가의 하락기에 해당한다. 동기간 유가는 20달러 내외의 안정적인 수준을 유지하였다. 제2기는 1990년 8월 이라크의 쿠웨이트 침공과 1991년 1-2월 걸프전으로 인해 유가가 폭등한 이후 유가가 다시 하락하는 기간이다. 마지막으로 제3기는 유가의 급격한 상승과 하락이 반복되어 나타난 변동성장세 기간이다. 또한 원유시장이 선물시장의 발전과 더불어 금융상품으로서의 역할도 지속적으로 증대된 기간이다. 즉, 유가의 결정이 단순히 원유의 수급에 의해서 결정되는 것이 아니라, 투기적 수요 및 금융투자로서의 수요(달러, 금 등의), 그리고 대체자산으로서의 수요 등에 의해서도 영향을 받는 기간이라고 볼 수 있을 것이다.

제2절 월간자료 분석결과

가. ARDL-UECM Bounds test

본 연구에서는 유가변화와 종합주가지수 및 14개 업종지수의 장·단기 관계

분석에 유가에 대한 월간자료를 이용하였다. 표본은 Gregory, Hansen(1996a, b)의 최적구조변화점에 대한 분석 결과를 바탕으로 하여, 전체기간을 3개의 기간으로 구분하였으며, 종합주가지수와 14개 업종에 대하여 각 기간별로 15개씩, 3기에 걸쳐 모두 45개의 모형을 설정하고 각각 분석을 진행하였다.

한계검정법은 각 변수가 다른 차수로 적분되는 것에 관계없이 변수들 간 공적분 관계를 분석할 수 있다. 일반적으로 모형에 포함된 설명변수들에 간결성이 요구된다. 따라서 차수선택의 방법으로 Hendrey and Ericsson(1991)의 모수축약방법(*general-to-specific approach*)을 이용하였다. *t*통계량이 유의하지 않은 차분변수들로부터 순차적으로 제외시켜 AIC와 SC가 최소화되도록 최적모형을 선택하였다.

(1) 한계검정 장기관계 결과

유가에 대한 ARDL-UECM Bounds test 한계검정의 공적분결과 및 변수별 장기관계에 관한 결과는 <표4-1>에서 <표4-3>에 정리되어 있다. 먼저, 1기의 결과를 살펴보면, 유의한 장기관계가 존재하는 업종은 7개 업종(건설, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 음식료, 화학, 운수창고)으로 나타났다. 장기관계가 존재하는 업종 중에서, 4개 업종(건설, 전기전자, 종이목재, 철강금속)은 10% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났으며, 2개 업종(음식료, 화학업종)은 5% 유의수준에서 유의한 장기관계가 존재하는 것으로 나타났다. 나머지 운수창고 업종은 1% 유의수준에서 장기관계가 존재하는 것으로 나타났다. 유의한 장기관계가 존재하는 업종을 제외한 나머지 종합주가지수와 7개 업종(금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 유통, 의약품)의 경우에는 유의한 장기균형관계가 성립하지 않으므로 개별변수들의 계수 값이 유의하다 하더라도 가성회귀의 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 장기관계의 결과에서 배제하였다.

<표4-1> 1기 공적분 결과 및 장기탄력성

	종합	건설	금융	기계	비금속광물
계산된 F값	2.98	3.63*	3.03	0.88	2.31
환율	0.09(0.06)	-3.05(-2.11)**	-1.13(-0.30)	-1.99(-1.33)	-0.72(-0.86)
산업생산	1.10(1.85)	2.46(2.79)***	-1.65(-0.52)	0.94(1.51)	1.75(3.34)***
유가	-0.08(-0.24)	1.07(1.52)	-0.63(-0.64)	0.03(0.05)	-0.20(-0.84)
금리	0.83(1.39)	1.64(1.62)	0.31(0.24)	-0.83(-0.83)	-0.20(-0.40)
미국주가	0.90(1.42)	0.28(0.29)	3.88(1.16)	0.29(0.33)	0.21(0.44)
	섬유의복	운수장비	운수창고	유통	음식료
계산된 F값	3.07	2.89	5.19***	1.76	3.99**
환율	0.39(0.32)	0.19(0.17)	-2.15(-7.36)***	-0.93(-1.01)	-0.26(-0.42)
산업생산	1.01(1.20)	0.69(1.75)	1.04(5.35)***	1.47(2.87)***	1.37(2.48)**
유가	-0.64(-1.73)	0.22(0.37)	-0.43(-3.71)***	-0.33(-1.14)	-0.02(-0.10)
금리	0.33(0.84)	-0.12(-0.22)	-0.17(-1.07)	1.00(2.15)**	-0.06(-0.16)
미국주가	0.78(1.60)	0.92(1.59)	0.55(2.87)***	0.16(0.35)	0.58(1.50)
	의약품	전기전자	종이목재	철강금속	화학
계산된 F값	1.74	3.62*	3.40*	3.49*	3.89**
환율	-1.69(-0.86)	-0.54(-0.95)	-0.96(-0.74)	-0.83(-0.74)	0.22(0.28)
산업생산	0.65(0.69)	0.58(3.47)***	-0.22(-0.14)	0.23(0.35)	1.03(2.53)**
유가	0.13(0.25)	-0.32(-1.49)	-0.95(-1.47)	-0.19(-0.54)	-0.01(-0.04)
금리	-1.63(-1.09)	-0.12(-0.44)	-0.75(-0.89)	-0.34(-0.55)	0.21(0.55)
미국주가	0.57(0.66)	0.52(1.54)	1.29(1.53)	0.58(2.85)***	0.95(2.26)**

주) 1. 상하한 유의수준은 Pesaran et al., 2001, p.300, Table CI(iii) case III & case V 참조

2. *, **, *** 가 의미하는 것은 10%, 5%, 1% 유의수준

2기의 공적분결과 및 장기탄력성은 <표4-2>에 정리되어 있다. 분석결과 종합주가지수와 7개 업종(건설, 금융, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 종이목재)에서 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 장기관계가 존재하는 업종의 유의수준을 살펴보면, 2개 업종(유통, 음식료)은 10% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났으며, 종합주가지수와 3개 업종(건설, 운수창고, 의약품)

은 5% 유의수준에서 장기관계가 유의한 것으로 나타났다. 나머지 2개 업종 (금융, 종이목재)은 1% 유의수준에서 장기관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표4-2> 2기 공적분 결과 및 장기탄력성

	종합	건설	금융	기계	비금속광물
계산된 F값	4.29**	3.80**	6.22***	2.58	2.19
환율	-1.07(-1.93)*	-1.42(-1.14)	-1.40(-3.37)***	-0.88(-0.47)	-0.05(-0.04)
산업생산	0.78(2.38)**	3.55(1.59)	-1.99(-2.50)**	-0.91(-1.07)	0.50(0.76)
유가	-0.26(-1.87)*	0.33(1.03)	-0.40(-4.28)***	-0.29(-0.73)	-0.40(-1.56)
금리	-0.39(-2.35)**	-1.59(-3.09)***	-0.31(-2.46)**	-0.86(-1.22)	-0.56(-1.62)
미국주가	-0.91(-3.15)***	-1.81(-2.77)***	-0.84(-4.08)***	-1.21(-1.73)*	-1.05(-2.26)**
	섬유의복	운수장비	운수창고	유통	음식료
계산된 F값	2.61	2.84	4.45**	3.42*	3.39*
환율	-1.59(-1.23)	-0.29(-0.20)	-0.97(-1.38)	-3.66(-1.83)*	0.63(0.53)
산업생산	-0.97(-1.58)	-0.93(-1.56)	2.12(5.42)***	-2.14(-1.61)	3.65(2.96)***
유가	-0.71(-3.17)***	-0.64(-1.59)	-0.58(-3.62)***	0.06(0.13)	-0.08(-0.33)
금리	-0.22(-0.73)	-0.99(-1.39)	0.10(0.55)	-0.91(-1.40)	-0.82(-2.28)**
미국주가	-0.54(-1.86)*	-0.78(-1.33)	-1.54(-4.12)***	1.65(1.07)	-0.85(-1.64)*
	의약품	전기전자	종이목재	철강금속	화학
계산된 F값	3.97**	1.43	5.24***	2.26	1.69
환율	-0.08(-0.10)	0.27(0.12)	-0.53(-0.70)	4.04(1.07)	1.54(0.58)
산업생산	2.33(4.27)***	1.65(3.18)***	2.52(5.85)**	1.72(1.28)	-0.26(-0.30)
유가	0.33(1.70)*	-0.28(-0.68)	0.35(1.84)*	0.12(0.21)	-0.21(-0.51)
금리	-0.58(-2.45)**	-0.34(-0.59)	0.12(0.54)	-0.87(-0.87)	-0.76(-1.15)
미국주가	-0.97(-2.19)**	-2.58(-2.13)**	-1.32(-4.00)***	-2.21(-1.96)*	-0.85(-1.03)

주) 1. 상하한 유의수준은 Pesaran et al., 2001, p.300, Table CI(iii) case III & case V 참조

2. *,**,*** 가 의미하는 것은 10%, 5%, 1% 유의수준

다음으로, 3기의 공적분 장기관계 결과는 <표4-3>에 정리되어 있다. <표

4-3>을 살펴보면, 의약품과 전기전자 업종만이 5% 유의수준에서 장기관계가 유의한 것으로 나타났다. 종합주가지수와 나머지 11개 업종은 장기관계의 유의성이 나타나지 않아 장기관계를 분석할 수가 없었다.

<표4-3> 3기 공적분 결과 및 장기탄력성

	종합	건설	금융	기계	비금속광물
계산된 F값	1.833	3.243	1.204	1.953	3.161
환율	-1.057(-0.680)	-147.199(-0.078)	-1.966(-1.629)	-6.493(-1.247)	-2.165(-3.594)**
산업생산	0.191(0.086)	-85.672(-0.04)	-0.167(-0.105)	1.272(0.418)	0.131(0.155)
유가	-0.419(-0.574)	-8.860(-0.081)	-0.081(-0.134)	-1.934(-0.913)	-0.621(-4.102)**
금리	-0.448(-0.374)	-57.496(-0.075)	-0.061(-0.085)	-0.564(-0.343)	-0.564(-3.347)**
미국주가	-0.925(-0.603)	-85.751(-0.077)	-0.530(-0.846)	-3.926(-1.174)	-0.440(-1.493)
	섬유·의복	운수장비	운수창고	유통	음식료
계산된 F값	1.787	2.106	2.282	2.780	2.621
환율	0.729(0.570)	-1.881(-0.871)	-3.726(-2.236)**	-0.794(-0.967)	-0.681(-0.866)
산업생산	1.985(1.363)	-0.805(-0.400)	2.147(1.323)	-0.458(0.481)	-2.412(-0.972)
유가	-0.110(-0.274)	0.480(0.709)	-0.767(-1.095)	-0.168(-0.436)	0.376(1.842)*
금리	0.325(1.153)	-1.440(-1.317)	0.261(0.340)	-0.198(-0.413)	-0.993(-2.854)**
미국주가	2.034(3.383)**	-1.838(-1.293)	-1.781(-1.851)	-0.291(-0.640)	0.134(0.333)
	의약품	전기전자	종이목재	철강금속	화학
계산된 F값	4.155**	4.355**	2.203	1.830	1.755
환율	-1.470(-2.994)**	0.350(0.747)	-2.519(-1.775)*	-21.214(-0.326)	-1.001(-0.458)
산업생산	2.631(7.851)**	0.377(1.956)*	-3.930(-0.958)	-2.720(-0.121)	0.647(0.171)
유가	-0.702(-4.135)**	0.019(0.101)	-0.010(-0.029)	-4.916(-0.288)	-0.271(-0.318)
금리	0.233(1.267)	-0.117(-0.578)	-0.534(-0.783)	-0.697(-0.126)	-1.228(-0.785)
미국주가	0.250(1.052)	-0.157(0.703)	-0.025(-0.041)	-8.047(-0.329)	-1.525(-1.042)

주) 1. 상하한 유의수준은 Pesaran et al., 2001, p.300, Table CI(iii) case III & case V 참조

2. *,**,*** 가 의미하는 것은 10%, 5%, 1% 유의수준

공적분이 존재하는 업종 중 개별변수들의 장기관계에 관한 결과는 <표 4-4>에서 <표 4-6>에 정리되어 있다. <표 4-4>를 살펴보면, 1기는 유가와 업종별 주가지수의 장기관계가 운수창고 단 하나의 업종에서만 유의하였으므로 유가의 영향력을 종합적으로 판단하기는 어렵다. 나머지 변수 중 환율은 건설과 운수창고 2개 업종에서 음(-)의 영향력이 존재하였으며, 산업생산은 건설, 전기전자, 음식료, 화학, 운수창고의 5개 업종에서 양(+)의 영향력이, 미국주가는 철강금속, 화학, 운수창고의 3개 업종에서 양(+)의 영향력이 존재하는 것으로 나타났다.

<표 4-4> 1기 공적분이 존재하는 업종의 개별변수 장기영향력

	건설	전기전자	종이목재	철강금속	음식료	화학	운수창고
환율	-						-
산업생산	+	+			+	+	+
유가							-
금리							
미국주가				+		+	+

다음으로, 2기 장기관계가 존재하는 업종의 개별변수 장기영향력에 관한 결과는 <표 4-5>에 정리되어 있다. 유가의 장기 영향력을 살펴보면 종합주가지수 외에 금융, 운수창고의 2개 업종에서 음(-)의 유의한 영향력이 나타났으며, 의약품, 종이목재의 2개 업종에서 양(+)의 영향력이 존재하였다. 업종별 유가의 영향력은 차별적이나, 종합주가지수에 대한 유가의 영향력은 부(-)의 상관관계가 존재한다.

유가를 제외한 나머지 변수들 중 환율은 종합주가지수와 금융 및 유통의 2개 업종에서 모두 음(-)의 유의한 영향력이 나타나 1기와 같이 일관된 음(-)의 영향력이 존재하였다. 산업생산은 종합주가지수 외 운수창고, 음식료, 의약품, 종이목재의 4개 업종에서 정(+)의 유의한 영향력이 존재하였고, 금

업종중에서만 음(-)의 유의한 영향력이 관찰되어 1기와 같이 업종별 주가지수에 정(+)의 영향력이 우세하다고 볼 수 있다. 금리는 종합주가지수 외에, 건설, 금융, 음식료, 의약품의 4개 업종 모두에서 음(-)의 영향력이 우세한 것으로 나타났다. 마지막으로 미국주가의 영향력은 건설, 금융, 운수창고, 의약품, 종이목재 업종에서 음(-)의 유의한 영향력이 존재하는 것으로 나타났다. 특이한 점은 업종별 주가지수와 미국주가의 상관관계가 1기에 모두 정(+)의 영향력만 존재하였으나, 2기에는 모두 음(-)의 상관관계만 나타났다는 점이다.

이와 같은 결과가 나타난 이유는, 1997년 외환위기 이전의 한국 주식시장은 글로벌화 되기 이전으로, 외국인 주식보유한도와 같은 규제를 포함한 다양한 외국인 투자자 규제를 취해왔다. 따라서 미국주가와 한국의 주식시장과의 상관관계 및 미국주식시장의 영향력 또한 현재와 달랐기 때문으로 판단할 수 있다.

<표4-5> 2기 공적분이 존재하는 업종의 개별변수 장기영향력

	종합	건설	금융	운수창고	유통	음식료	의약품	종이목재
환율	-		-		-			
산업생산	+		-	+		+	+	+
유가	-		-	-			+	+
금리	-	-	-			-	-	
미국주가	-	-	-	-			-	-

3기 공적분이 존재하는 업종의 개별변수에 관한 결과는 <표4-6>에 정리되어 있다. 장기관계가 유의한 업종은 의약품, 전기전자 2개 업종에 불과하였다. 유가는 의약품 업종에서만 유의한 음(-)의 상관관계가 존재하였으며, 산업생산은 의약품, 전기전자 업종 모두에서 정(+)의 유의한 상관관계를 보였다. 환율은 의약품 업종에서만 음(-)의 유의한 상관관계가 존재하였다.

<표4-6> 3기 공적분이 존재하는 업종의 개별변수 장기영향력

	의약품	전기전자
환율	-	
산업생산	+	+
유가	-	
금리		
미국주가		

개별변수들과 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 장기관계에 관한 전체 기간의 결과를 요약해보면, 환율은 1기(건설, 운수창고)와 2기(종합주가지수, 금융, 유통) 및 3기(의약품)에 걸쳐 음(-)의 영향력이 지배적으로 존재하는 것으로 나타났다. 산업생산은 1기(건설, 운수창고, 음식료, 전기전자, 종이목재)에서는 정(+)의 유의한 상관관계만이 존재하였고, 2기에서는 종합주가지수 및 4개 업종(운수창고, 음식료, 의약품, 종이목재)에서는 정(+)의 유의한 관계가, 나머지 1개 업종(금융)에서만 음(-)의 유의한 상관관계가 존재하였다. 3기에서는 장기관계가 유의한 의약품 및 전기전자 업종 모두에서 양(+)의 상관관계가 존재하여 산업생산은 종합주가지수 및 업종별 주가지수에 정(+)의 유의한 장기관계가 지배적이라고 할 수 있다.

금리에 관한 장기관계를 살펴보면, 1기에는 유의한 상관관계가 존재하지 않았고, 2기에는 종합주가지수 외 4개 업종(건설, 금융, 음식료, 의약품)에서 유의한 음(-)의 상관관계가 존재하였다. 3기에는 유의한 상관관계가 존재하지 않았다.

미국주가에 대한 장기관계를 살펴보면, 1기에는 3개 업종(운수창고, 철강금속, 화학)에서 정(+)의 유의한 상관관계가, 2기에는 종합주가지수 외 5개 업종(건설, 금융, 운수창고, 의약품, 종이목재)에서 음(-)의 유의한 상관관계가 존재하였으나, 3기에는 유의한 업종이 존재하지 않았다.

마지막으로, 유가변화에 대한 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 장기관

계를 살펴보면, 1기에 운수창고 업종에서만 유의한 음(-)의 상관관계가 존재하였고, 2기에서는 종합주가지수와 2개 업종(금융, 운수창고)에서 음(-)의 유의한 상관관계가, 다른 2개 업종(의약품, 종이목재)에서는 양(+)의 유의한 상관관계가 존재하였다. 1기와 2기에는 음(-)의 유의한 영향력이 우세하다고 볼 수 있으나, 3기에는 유의한 업종이 의약품 단 하나의 업종에 불과하여 유가의 영향력 변화를 확신할 수 없다.

이와 같이 유가변화와 주식시장의 장기관계 분석에서는 업종별 주가수익률 모형의 특성상, 대부분의 업종에서 장기관계가 유의하지 않아 3기의 유가영향력을 비롯한 개별변수의 영향력을 평가할 수 없었다. 다만 산업생산에서만 정(+)의 장기관계를 살펴볼 수 있을 뿐이다. 따라서 본 연구에서는 유가변화와 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 단기관계에 집중하여 분석하고자 한다.

(2) 한계검정 단기관계 결과

유가변화에 대한 한계검정결과 중, 1기의 종합주가지수와 14개 업종의 단기관계에 관한 한계검정분석결과는 본 논문의 부록 <표A-1>에서 <표A-3>에 수록되어 있다. 전체 결과에서 유가변화의 단기영향력만 따로 요약하여 정리해 보면 <표4-7>과 같다.

<표4-7>을 살펴보면, 유가는 8개 업종(금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수창고, 유통, 전기전자, 철강금속)의 동시차에서 음(-)의 유의한 영향력을 가지는 것으로 나타났다. 그러나 비금속광물과, 섬유의복, 운수창고 업종에서는 시차를 두고 음(-)의 유의한 영향력이 상쇄되었으며, 지연시차에서는 음식료, 의약품, 종이목재 업종에서 양(+)의 단기영향력이 확인되었다.

1기의 결과를 종합해보면, 유가변화는 단기적으로 동시차에서 업종별 주가지수에 음(-)의 유의한 영향력이 지배적으로 나타났으며, 지연시차를 고려하더라도 단기적인 관계는 음(-)의 영향력이 우세한 것은 변함이 없다. 한

편, 종합주가지수에서는 각 업종의 이질성으로 인하여 장·단기 모두 유가의 유의한 영향력을 확인할 수 없었다.

<표4-7> 1기 유가변화의 단기영향력

	금융	기계	비금속광물	섬유의복	운수창고	유통	음식료	의약품	전기전자	종이목재	철강금속
동시차	-	-	-	-	-	-			-		-
1시차			+	+				+			
2시차					+						
3시차				+			+			+	

주) ARDL-UECM Bounds test 단기영향력에 관한 1기 결과는 부록 <표A-1>에서 <표A-3>에 수록되어 있음

다음으로 2기의 한계검정 단기관계에 관한 한계검정분석결과는 부록 <표A-4>에서 <표A-6>에 수록되어 있다. 분석결과 중에서 유가의 단기영향력에 관한 결과는 <표4-8>에 정리되어 있다.

<표4-8> 2기 유가변화의 단기영향력

	종합주가지수	건설	금융	섬유의복	운수장비	운수창고	유통	의약품	전기전자	종이목재
동시차	-		-	-		-	-	-	-	-
1시차	+		+	+	+	+			+	+
2시차	-	-		-	-		-	-	-	-
3시차				+	+					

주) ARDL-UECM Bounds test 단기영향력에 관한 2기 결과는 부록 <표A-4>에서 <표A-6>에 수록되어 있음

2기의 유가변화와 주가지수 간 장기상관관계가 종합주가지수와, 금융, 운수창고 업종에서만 음(-)의 유의한 영향력이 존재하는 것으로 나타난 반면, 단기관계는 동시차에서 종합주가지수 외에 7개 업종(금융, 섬유·의복, 운수창고, 유통, 의약품, 전기전자, 종이목재)에서 음(-)의 유의한 상관관계가 존재하는 것으로 나타나 장기관계보다 뚜렷한 음(-)의 단기영향력을 확인할 수 있다. 이러한 관계는 동시차 효과와 지연시차에서의 반향효과를 감안하더라도, 종합주가지수와 5개 업종(건설, 유통, 의약품, 전기전자, 종이목재)에서 음(-)의 단기관계가 지배적으로 나타났으며, 유가변화에 대하여 양(+)의 단기효과를 가지는 업종은 단 하나도 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 제2기 업종별주가지수에 대한 유가변화의 장·단기 영향력은 제1기와 마찬가지로 음(-)의 영향력이 지배적이다. 단, 단기적인 영향력은 음(-)의 영향력이 지배적이나, 일부 종목에서 그 영향력은 시차를 두고 다소 상쇄되는 모습을 보였다.

<표4-9> 3기 유가변화의 단기영향력

	종합주 가지수	건설	금융	기계	비금속광물	섬유·의복	운수·장비	유통	음식료	의약품	전기전자	종이목재	화학
동시차	+	+	+				+	+					+
1시차		-			+					+			
2시차			-								-		
3시차				-	-	-			-			-	

주) ARDL-UECM Bounds test 단기영향력에 관한 3기 결과는 부록 <표A-7>에서 <표A-9>에 수록되어 있음

3기의 한계검정 단기상관관계에 관한 분석결과는 부록 <표A-7>에서 <표A-9>에 수록되어 있다. 3기의 유가변화에 관한 영향력만 따로 정리하여 보

면 <표4-9>와 같다. <표4-9>를 살펴보면, 1기와 2기에 나타난 유가변화에 대한 업종별 주가지수의 단기영향력 결과와는 확연한 차이가 있다. 앞서 1기와 2기에서는 유가변화에 대하여 업종별 주가지수는 동시차에서 음(-)의 유의한 영향력만이 존재하였고, 지연시차를 감안하더라도 음(-)의 유의한 영향력이 지배적이었다. 그러나 3기의 결과에서는 동시차에서 양(+)의 유의한 상관관계만이 존재함을 확인할 수 있다. 특히 2기에서 음(-)의 유의한 상관관계를 보였던 종합주가지수가 3기에 이르러 정(+)의 상관관계로 변화했음은 유가변화와 주식시장의 상관관계의 변화를 강하게 시사한다고 볼 수 있다. 또한 개별업종을 살펴보더라도, 동시차에서 음(-)의 상관관계를 보인 업종은 단 하나의 업종도 존재하지 않았으며, 지연시차 효과를 감안하더라도 종합주가지수를 포함한 4개 업종(운수장비, 의약품, 유통, 화학)에서는 양(+)의 상관관계만이 존재함을 확인할 수 있다.

유가 외 개별 변수들의 단기영향력에 관한 결과는 <표4-10>에서 <표4-13>에 요약되어 있다. 먼저 환율에 대한 한계검정 단기상관관계는 <표4-10>에 정리되어 있다. 1기의 결과를 살펴보면, 운수창고 업종을 제외한 종합주가지수와 13개 업종(건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학) 모두에서 음(-)의 유의한 단기영향력 지배적으로 나타났다. 2기에서도 종합주가지수와 10개 업종(건설, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학)에서 음(-)의 유의한 단기영향력이 존재하였으며, 이와 같은 결과는 기존연구들이 주장하는 환율과 주가 간 음(-)의 상관관계와도 부합한다. 그러나 3기에 이르러서는 대부분의 업종에서 유의한 상관관계가 존재하지 않았으며, 운수장비와 전기전자 2개 업종에서만 정(+)의 유의한 단기영향력이 존재하였다. 즉, 1기와 2기에 존재하였던 환율과 종합주가지수 및 업종별 주가지수와의 부(-)의 상관관계가 3기에 이르러 약화 되었으며, 일부 업종에서는 정(+)의 상관관계로 변화했음을 확인할 수 있다.

<표4-10> 환율에 대한 한계검정 단기영향력

	1기	2기	3기
종합주가지수	-	-	
건설	-	-	
금융	-		
기계	-		
비금속광물	-		
섬유의복	-	-	
운수장비	-	-	+
운수창고		-	
유통	-	-	
음식료	-	-	
의약품	-		
전기전자	-	-	+
종이목재	-	-	
철강금속	-	-	
화학	-	-	

주) 환율에 관한 ARDL-UECM Bounds test 단기영향력에 관한 전체 결과는 부록 <표A-1>에서 <표A-9>에 수록되어 있음

일반적으로 외환위기 이전인 1기와 2기의 환율하락은 원화의 강세를 뜻한다. 즉, 대외의존도가 높은 국내 기업들이 경기 호조로 수출이 증대되고, 이어서 달러 유입이 늘면서 환율이 감소하였다고 볼 수 있다. 그러나 외환위기 이후인 3기로 접어들며 환율의 변동성이 급격히 증대되었고, 급격한 변동성은 기존에 존재하던 환율과 주가의 부(-)의 상관관계를 약화시켰다. 특히 운수창고 및 전기전자 업종에서 정(+)의 유의한 단기영향력이 존재하는 것으로 나타났다. 운수창고 업종은 자동차 및 선박업종이 주를 이루며, 전기전자 업종과 함께, 전체 업종 중에서 수출비중이 가장 높은 업종이다. 수출기업에 대한 환율의 상승충격은 기업의 이익 및 경쟁력과 직결되므로 3기에

이르러 정(+)의 단기관계가 나타난 것으로 판단된다.

다음으로 산업생산에 대한 한계검정의 단기영향력에 관한 분석결과는 <표 4-11>에 정리되어 있다.

<표4-11> 산업생산에 대한 한계검정 단기영향력

	1기	2기	3기
종합주가지수		+	-
건설	+	+	-
금융	-	+	-
기계	-		
비금속광물		+	
섬유의복			+
운수장비			
운수창고		+	
유통		+	
음식료			
의약품	-	-	
전기전자		-	+
종이목재			+
철강금속		-	
화학	+		-

주) 산업생산에 관한 ARDL-UECM Bounds test 단기영향력에 관한 전체 결과는 부록 <표A-1>에서 <표A-9>에 수록되어 있음

먼저 1기의 결과를 살펴보면, 2개 업종(건설, 화학)에서 정(+)의 유의한 단기영향력이 존재한 반면, 3개 업종(금융, 기계, 의약품)에서는 음(-)의 유의한 단기영향력이 존재하였다. 2기에서는 종합주가지수 외 5개 업종(건설, 금융, 비금속광물, 운수창고, 유통)에서 정(+)의 유의한 단기영향력이 존재한 반면, 3개 업종(의약품, 전기전자, 철강금속)에서는 음(-)의 유의한 단기영향력이 존재하였다. 다음으로 3기의 결과를 살펴보면, 3개 업종(섬유의복, 전

기전자, 종이목재)에서 정(+)의 유의한 단기영향력이 존재한 반면, 종합주가지수와 3개 업종(건설, 금융, 화학)에서는 음(-)의 유의한 단기영향력이 존재하였다. 즉, 1기에서는 일정한 방향의 영향력을 확인할 수 없었으나, 2기에서는 정(+)의 방향성이 우세한 것으로 나타났다. 그러나 3기에 이르러 정(+)의 방향성을 보인 업종과 음(-)의 방향성을 보인 업종의 수가 비슷하여 산업생산은 업종별 주가지수에 뚜렷한 방향성을 보인다고 판단할 수 없다. 다만 경기에 선행하는 종합주가지수와 건설 및 금융업종, 그리고 화학업종에서 음(-)의 유의한 상관관계가 존재하였다. 따라서 3기에는 금융시장의 발달과 주식시장의 유동성 증가로 인하여 경기에 선행¹⁰⁾하는 업종에서 산업생산과 주가지수는 음(-)의 상관관계를 가진다고 볼 수 있다.

다음으로 금리에 대한 종합주가지수와 업종별 주가지수의 단기 상관관계에 관한 한계검정결과는 <표4-12>에 정리되어 있다. 1기에서는 의약품과 화학업종을 제외한 종합주가지수와 11개 업종(건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 전기전자, 철강금속)에서 지배적인 음(-)의 단기영향력을 확인할 수 있다. 다음으로 2기를 살펴보면, 3개 업종(건설, 금융, 전기전자)에서 음(-)의 유의한 단기영향력이 존재하여 1기와 마찬가지로 음(-)의 상관관계가 지배적이다. 마지막으로 3기의 결과를 살펴보면, 철강금속업종에서만 음(-)의 유의한 단기영향력이 존재하였을 뿐, 종합주가지수와 4개 업종(유통, 음식료, 전기전자, 화학)에서 정(+)의 단기영향력을 확인할 수 있다. 즉, 금리는 1기와 2기에는 주식시장에 음(-)의 상관관계가 지배적이었으나, 3기에 이르러 그 방향이 정(+)으로 변화하였다.

우리나라는 3기에 이르러 1기 및 2기와 달리 지속적인 저금리 기조가 유지되었다. 금리상승은 제한적이었으며, 경기가 과열될 조짐을 보이면 금리를 일부 상승시키는 정책을 지속적으로 시행하였다. 따라서 3기에 이르러 시장금리의 상승은 대체로 주식시장의 상승 국면과 일치되는 현상이 빈번하게

10) 경기선행지수-기계, 건설 수주액, 금융기관 유동성 등 10개의 지표를 활용하여 산출된 경제지표로 경기변동에 선행해서 변동하는 지수

나타난다. 또한 금융시장의 선진화와 더불어 주식 및 채권간의 대체효과로 인하여 정(+)의 상관관계가 강화되었다고 볼 수 있다.

<표4-12> 금리에 대한 한계검정 단기영향력

	1기	2기	3기
종합주가지수	-		+
건설	-	-	
금융	-	-	
기계	-		
비금속광물	-		
섬유의복	-		
운수장비	-		
운수창고	-		
유통	-		+
음식료	-		+
의약품			
전기전자	-	-	+
종이목재			
철강금속	-		-
화학			+

주) 금리에 관한 ARDL-UECM Bounds test 단기영향력에 관한 전체 결과는 부록 <표A-1>에서 <표A-9>에 수록되어 있음

다음으로, 미국주가에 대한 종합주가지수와 업종별 주가지수의 한계검정 단기영향력에 관한 결과는 <표4-13>에 정리되어 있다. 1기의 결과를 살펴보면, 3개 업종(비금속광물, 섬유의복, 운수장비)에서 정(+)의 유의한 단기영향력이 존재하였으며, 다른 3개 업종(금융, 음식료, 의약품)에서는 음(-)의 유의한 단기영향력이 존재하였다. 2기의 결과를 살펴보면, 2개 업종(기계, 음식료)에서는 정(+)의 유의한 단기영향력이, 3개 업종(건설, 운수창고, 종이

목재)에서는 음(-)의 유의한 단기영향력이 존재하였다. 다음으로 3기의 결과를 살펴보면, 의약품 1개 업종을 제외한 종합주가지수와 13개 업종(건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 음식료, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학)에서 정(+)의 유의한 단기영향력이 지배적으로 나타났다.

<표4-13> 미국주가에 대한 한계검정 단기영향력 변화

	1기	2기	3기
종합주가지수			+
건설		-	+
금융	-		+
기계		+	+
비금속광물	+		+
섬유·의복	+		+
운수장비	+		+
운수창고		-	+
유통			+
음식료	-	+	+
의약품	-		
전기전자			+
종이목재		-	+
철강금속			+
화학			+

주) 미국주가에 관한 ARDL-UECM Bounds test 단기영향력에 관한 전체 결과는 부록 <표A-1>에서 <표A-9>에 수록되어 있음

1기와 2기의 결과는 정(+)과 음(-)의 상관관계를 나타내는 업종의 수가 비슷하게 나타났으나, 3기에 이르러 정(+)의 유의한 상관관계가 지배적으로 나타난 이유는, 우리나라 주식시장의 특성 때문으로 판단된다. 외환위기 이후 크게 늘어난 외국인 투자와 주식시장에 대한 지분으로 인하여, 국내 주식시장은 미국주가에 동조화 되어 움직이는 현상이 빈번히 나타난다. 전날

미국주식시장의 등락이 다음날 한국주식시장에 즉각적 영향을 미치게 되고, 이로 인해 단기적으로 매우 유사한 움직임을 보이게 되는 것이다. 따라서 3기 단기관계 결과에서는 국내주식시장이 미국주식시장과 동조화되어 움직이는 현상이 뚜렷하게 나타난다.

(3) 한계검정 종합분석

유가변화에 대한 한계검정의 장기관계에 관한 연구결과를 살펴보면, 공적분이 존재하는 업종의 수가 매우 제한적이다. 이는 유가변화의 영향이 장기보다 단기관계에 유의한 특성 때문이다. 따라서 본 연구에서는 장기관계보다 단기관계에 집중하여 업종별 주가지수에 대한 유가변화의 영향을 분석하였다. 종합주가지수 및 업종별 주가지수와 유가변화의 단기적인 상관관계 변화를 정리해 보면 <표4-14>와 같다.

<표4-14> 기간별 동시차에서 업종별 주가지수에 대한 유가의 단기적 영향력 변화

	종합주가지수	건설	금융	기계	비금속광물	섬유의복	운수장비	운수창고	유통	음식료	의약품	전기전자	중이목재	철강금속	화학
1기			-	-	-	-		-	-			-			-
2기	-		-			-		-	-		-	-	-		
3기	+	+	+					+	+						+

<표4-14>을 살펴보면, 1기에서는 8개 업종(금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수창고, 유통, 전기전자, 화학)에서 음(-)의 유의한 상관관계가 존재하였으며, 2기에서는 종합주가지수와 7개 업종(금융, 섬유의복, 운수창고, 유

통, 의약품, 전기전자, 종이목재)에서 음(-)의 유의한 상관관계가 지배적으로 나타났다. 즉 1기와 2기에서는, 유가변화에 대해 종합주가지수 및 업종별 주가지수는 음(-)의 상관관계가 지배적이다. 이러한 결과는 전통적인 연구들이 주장하는 유가와 주식시장간 부(-)의 상관관계와 일치한다. 그러나 3기의 분석결과를 살펴보면, 종합주가지수와 5개 업종(건설, 금융, 운수창고, 유통, 화학업종)에서 모두 양(+)의 유의한 상관관계가 나타났으며, 부(-)의 상관관계를 보이는 업종은 존재하지 않았다. 특히 높은 유가의존도를 보이는 화학, 유통, 운수창고업종에서 1기와 2기의 음(-)의 상관관계에서 3기 정(+)의 상관관계로의 영향력 변화를 확인할 수 있다. 이와 같은 결과로 미루어 볼 때, 3기에 이르러 유가변화와 주식시장 및 업종별 주가지수에 더 이상 과거와 같은 부(-)의 상관관계가 존재한다고 확신하기는 힘들다.

나. 일반화 벡터자기회귀분석(Generalized Vector Autoregressive)

본 연구에서는 ARDL-UECM Bounds test 결과 장기관계가 존재하는 업종이 매우 제한적이므로, 유가변화에 대한 업종별 주가지수의 장기관계를 판단하기 힘들다. 따라서 유가변화에 대한 업종별주가지수의 단기관계 분석에 집중하기 위해서 일반화 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive)에 기초한 충격반응함수(Generalized Impulse Response function: GIR)분석과 일반화 예측오차 분산분해(Generalized forecast error Variance Decomposition: GVD)분석을 함께 진행하였다.

(1). 일반화 충격반응함수 (Generalized Impulsed Response function)

전통적인 VAR(Vector Autoregressive) 모형에 기초한 충격반응함수는 변

수의 나열순서에 따라 모수의 추정치가 달라지는 문제점을 내포하고 있다. Pesaran and Shin(1998)은 이러한 문제를 해결하기 위하여, 일반화된 VAR에 기초한 일반화충격반응함수(Generalized Impulse Response Function: GIR)를 제안하였다. GIR방식의 충격반응함수 분석은, 변수들이 나열순서에 관계없이 일치추정량을 가지는 장점을 갖는다. 따라서 본 연구에서는 종합주가지수와 14개 업종에 한하여, 3기에 걸쳐 모두 45개 모형에 대한 일반화된 VAR모형에 기초한 GIR분석을 진행하였다. 3기에 걸친 월간자료에 대한 일반화 충격반응함수분석의 전체결과는 부록 <그림A-1>에서 <그림C-15>에 모두 수록되어 있다.

유가변화에 대한 종합주가지수 및 업종별주가지수의 충격반응함수 결과는 <표4-15>에 요약되어 있다. 먼저 1기의 결과를 살펴보면, 종합주가지수와 7개 업종(금융, 기계, 운수창고, 유통, 전기전자, 철강금속, 화학)에서 부(-)의 유의한 영향력이 존재하였으며, 나머지 7개 업종(건설, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 음식료, 의약품, 종이목재)에서는 유가변화에 대한 유의한 영향력을 확인할 수 없었다.

다음으로 2기의 충격반응함수 결과를 살펴보면, 4개 업종(건설, 기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자)에서 유가변화에 대한 부(-)의 영향력이 존재하는 것으로 나타났다. 나머지 종합주가지수와 5개 업종(금융, 종이목재, 운수장비, 철강금속, 화학)에 대해서는 그 영향력의 유의성을 판단할 수 없었다.

마지막으로 3기의 충격반응함수 결과를 살펴보면, 5개 업종(비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 유통, 화학)에서 정(+)의 유의한 영향력을 확인할 수 있었으며, 종합주가지수와 9개 업종(건설, 금융, 기계, 운수창고, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속)에서는 그 영향력의 유의성을 판단할 수 없었다. 다만 3기에서는 1기 및 2기의 결과와 달리 음(-)의 유의한 상관관계를 가진 업종은 단 한 종목도 존재하지 않았다.

<표4-15> 월간자료 유가에 대한 충격반응함수 결과

분석 기간	정(+)의 영향	부(-)의 영향	판단할 수 없음
1기 (1980년 1월 ~ 1990년 6월)	(0)	종합, 금융, 기계, 운수창고, 유통, 전기전자, 철강금속, 화학 (8)	건설, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 음식료, 의약품, 종이목재 (7)
2기 (1990년 7월 ~ 1997년 9월)	(0)	건설, 기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자 (9)	종합, 금융, 종이목재, 운수장비, 철강금속, 화학 (6)
3기 (1999년 1월 ~ 2017년 3월)	운수장비, 유통, 화학, 비금속광물 섬유의복 (5)		종합, 건설, 금융, 기계, 운수창고, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속 (10)

주) 충격반응함수 결과는 일반화 충격(Generalized Impulsed)과 누적반응(Accumulate Response)

한편, 3기에서 정(+)의 영향력을 보인 유통, 화학, 비금속광물, 섬유의복 업종은 1기 혹은 2기에서 모두 음(-)의 유의한 상관관계를 보인 업종이었으며 3기에 이르러 그 영향력의 방향성이 음(-)에서 정(+)으로 변화하였다. 특히 1기에서 유의한 음(-)의 영향력을 보인 종합주가지수는 2기와 3기에서 유의한 영향력을 판단할 수 없었다. 이와 같은 분석결과는 유가와 주식시장 간 한계검정 단기관계 분석결과와 마찬가지로, 1기와 2기에 지배적으로 존재하던 음(-)의 상관관계가 3기에 이르러 양(+)의 상관관계로의 변화했음을 시사한다. 특히 1기 혹은 2기에서 음(-)의 상관관계를 보였으며 유가의존도가

높은 유통, 화학업종에서 3기에 정(+)의 상관관계로의 영향력 변화를 확인할 수 있다.

환율과 종합주가지수 및 업종별주가지수 간 충격반응함수 분석결과는 <표 4-16>에 정리되어 있다.

<표4-16> 월간자료 환율에 대한 충격반응함수 결과

분석 기간	정(+)의 영향	부(-)의 영향	판단할 수 없음
1기 (1980년 1월 ~ 1990년 6월)	(0)	종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (15)	(0)
2기 (1990년 7월 ~ 1997년 9월)	(0)	종합, 건설, 금융, 섬유의복, 운수창고 (4)	기계, 비금속광물, 운수장비, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (11)
3기 (1999년 1월 ~ 2017년 3월)	(0)	종합, 건설, 금융, 유통, 음식료, (5)	기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (10)

주) 충격반응함수 결과는 일반화 충격(Generalized Impulsed)과 누적반응(Accumulate Response)

1기에서는 종합주가지수와 나머지 14개 업종 모두 음(-)의 유의한 영향력이 존재하였다. 2기에서는 종합주가지수와 3개 업종(건설, 금융, 섬유의복,

운수창고)에서 음(-)의 유의한 영향력이 존재하였으며, 나머지 11개 업종(기계, 비금속광물, 운수장비, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학)에서는 유의한 영향력이 존재하지 않았다. 2기의 결과를 살펴보면, 1기에 비해 업종 수는 줄었으나 여전히 환율은 종합주가지수 및 업종별 주가지수에 음(-)의 유의한 영향력이 지배적인 것을 확인할 수 있다. 다음으로, 3기의 결과를 살펴보면, 종합주가지수와 4개 업종(건설, 금융, 유통, 음식료)에서 음(-)의 유의한 영향력이 존재하였고, 나머지 10개 업종(기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학)에서는 유의한 영향력을 발견할 수 없었다. 한계검정의 단기분석 결과에서 3기 환율에 대하여 정(+)의 영향력을 보인 운수장비와 전기전자 업종은 충격반응함수 결과에서는 유의한 영향력이 존재하지 않았다. 2기 주가지수에 대한 환율의 영향력을 종합해보면, 1기와 비교해 음(-)의 상관관계를 보이는 업종의 수는 줄었으나 종합주가지수는 음(-)의 상관관계를 가지며, 여전히 주식시장에 음(-)의 영향력이 지배적이라고 판단된다.

산업생산과 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 충격반응함수 결과는 <표 4-17>에 요약되어 있다. 먼저 1기의 결과를 살펴보면, 종합주가지수와 6개 업종(기계, 비금속광물, 운수창고, 유통, 음식료, 전기전자)에서 정(+)의 유의한 영향력이 존재하였다. 나머지 8개 업종(건설, 금융, 섬유·의복, 운수장비, 의약품, 종이목재, 철강금속, 화학)에서는 유의한 영향력을 확인할 수 없었다. 다음으로, 2기의 결과를 살펴보면, 종합주가지수와 5개 업종(건설, 금융, 기계, 운수창고, 유통)에서 정(+)의 유의한 영향력을 확인할 수 있었으며, 나머지 9개 업종(비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학)에서는 유의한 영향력을 확인할 수 없었다. 마지막으로 3기의 결과를 살펴보면, 종합주가지수와 14개 모든 업종(건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학)에서 유의한 영향력을 확인할 수 없었다.

산업생산은 1기와 2기에서 종합주가지수 및 업종별 주가지수와 정(+)의 상

관관계를 가진다고 판단할 수 있다. 그러나 3기에 이르러서는 그 영향력의 유의성을 판단할 수 없다. 이와 같은 결과는 한계검정의 단기관계결과에서도 나타났듯이 경기선행지수로서의 산업생산과 주가지수의 특성 때문으로 판단된다.

<표4-17> 월간자료 산업생산에 대한 충격반응함수 결과

분석 기간	정(+)의 영향	부(-)의 영향	판단할 수 없음
1기 (1980년 1월 ~ 1990년 6월)	종합, 기계, 비금속광물, 운수창고, 유통, 음식료, 전기전자 (7)	(0)	건설, 금융, 섬유의복, 운수장비, 의약품, 종이목재, 철강금속, 화학 (8)
2기 (1990년 7월 ~ 1997년 9월)	종합, 건설, 금융, 기계, 운수창고, 유통, (6)	(0)	비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (9)
3기 (1999년 1월 ~ 2017년 3월)	(0)	(0)	종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (12)

주) 충격반응함수 결과는 일반화 충격(Generalized Impulsed)과 누적반응(Accumulate Response)

주가지수에 대한 금리의 충격반응함수 결과는 <표4-18>에 요약되어 있다. 1기의 결과를 살펴보면 기계, 음식료의 2개 업종에서 부(-)의 영향력을 관

찰할 수 있으며, 종합주가지수와 12개 업종(건설, 금융, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학)에서는 유의한 영향력을 발견할 수 없었다.

<표4-18> 월간자료 금리에 대한 충격반응함수 결과

분석 기간	정(+)의 영향	부(-)의 영향	판단할 수 없음
1기 (1980년 1월 ~ 1990년 6월)	(0)	기계, 음식료 (2)	종합, 건설, 금융, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (13)
2기 (1990년 7월 ~ 1997년 9월)	(0)	종합, 건설, 비금속광물, 운수장비, 유통, 화학 (6)	금융, 기계, 섬유의복, 운수창고, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, (9)
3기 (1999년 1월 ~ 2017년 3월)	기계, 전기전자 (2)	(0)	종합, 건설, 금융, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 종이목재, 철강금속, 화학 (13)

주) 충격반응함수 결과는 일반화 충격(Generalized Impulsed)과 누적반응(Accumulate Response)

다음으로 2기의 결과를 살펴보면, 종합주가지수와 5개 업종(건설, 비금속광

물, 운수장비, 유통, 화학)에서 유의한 음(-)의 영향력을 확인할 수 있었다. 나머지 9개 업종(금융, 기계, 섬유·의복, 운수·창고, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속)에서는 유의한 영향력을 확인할 수 없었다. 따라서 2기의 결과는 1기와 마찬가지로 음(-)의 영향력이 지배적이며, 종합주가지수 또한 음(-)의 유의한 영향력을 보여 금리는 종합주가지수 및 업종별 주가지수에 음(-)의 지배적 영향력을 미친다고 볼 수 있다.

마지막으로 3기의 업종별 주가지수에 대한 금리의 충격반응함수 결과를 살펴보면, 1기와 2기의 결과와는 대조되게 기계, 전기전자의 2개 업종에서 정(+)의 영향력이 존재하였다. 1기와 2기에서는 음(-)의 유의한 영향력만 존재한 데 반해, 3기에는 2개 업종에서 정(+)의 영향력만 존재할 뿐 음(-)의 유의한 영향력을 보인 업종은 존재하지 않았다. 나머지 종합주가지수 와 12개 업종(건설, 금융, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수·창고, 유통, 음식료, 의약품, 종이목재, 철강금속, 화학)에서는 유의한 영향력이 존재하지 않았다. 이와 같은 결과는 한계검정의 금리에 대한 단기관계 분석결과에서도 확인할 수 있다. 즉, 1기와 2기에서 금리상승은 채권투자의 증가 및 기업의 금융비용증가로 이어져 주가의 하락을 의미하였으나, 3기의 금리상승은 지속적인 저금리 기조로 인해 경기의 상승국면에서 나타나는 현상이 빈번해졌기 때문에 주가와 동행하는 현상이 일부 나타난다고 볼 수 있다.

다음으로 미국주가에 대한 업종별 주가지수의 충격반응함수 결과는 <표 4-19>에 요약되어 있다. 1기와 2기 모두 종합주가지수 외 14개 업종 모두에서 유의한 영향력을 발견할 수 없었다. 즉 1기와 2기에서는 우리나라 주식시장은 미국주가와 독립적으로 움직이는 모습을 보여준다. 그러나 외환위기 이후인 3기에 이르러 종합주가지수와 14개 업종 모두에서 미국주가와 동조화 되어 움직이는 모습을 확인할 수 있다. 이는 우리나라의 주식시장이 외환위기 이후 외국인 지분한도가 철폐되어 외국인 투자자금의 대규모 유입으로 인한 결과로 볼 수 있다.

<표4-19> 월간자료 미국주가에 대한 충격반응함수 결과

분석 기간	정(+)의 영향	부(-)의 영향	판단할 수 없음
1기 (1980년 1월 ~ 1990년 6월)	(0)	(0)	종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (15)
2기 (1990년 7월 ~ 1997년 9월)	(0)	(0)	종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (15)
3기 (1999년 1월 ~ 2017년 3월)	종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (15)	(0)	(0)

주) 충격반응함수 결과는 일반화 충격(Generalized Impulse)과 누적반응(Accumulate Response)

(2) 일반화 예측오차 분산분해(generalized forecast error variance decomposition)

본 연구에서는 유가변화에 대한 업종별 주가지수의 단기 상관관계에 대하여 각 변수들의 설명력을 확인하기 위하여, 일반화 예측오차 분산분해(Generalized

forecast error Variance Decomposition : GVD) 분석을 진행하였다. 일반화 벡터자기회귀모형(Generalized VAR)은 구조적 벡터자기회귀모형(structural VAR)과 달리 변수들에 사전적으로 제약을 가할 필요가 없다. 따라서 일반화된 VAR기법은 실증분석단계에서도 그 분석결과에 높은 신뢰성을 제공한다. 본 연구에서는 ARDL-Bounds test결과에서 제시하듯 유가변화와 업종별 주가지수 간 유의한 장기관계가 거의 존재하지 않았다. 따라서 단기적인 관계에 집중하여 분석하고자 할 때, 정보의 효율성 측면에서도 의미 있는 연구방법이라고 할 수 있다.

본 연구의 일반화 분산분해 예측오차 분석에 이용된 VAR 모형의 적정시차는 2시차로 적용하고 10개월에 대한 일반화 분산분해를 적용하였다. 적정시차의 결정에는 SC(Schwartz information criterion) 방식을 이용하였다. VAR모형의 시차를 1~10까지 차례로 적용하여 시차선택의 민감성을 확인하였으나 분석결과에는 큰 차이가 없었으며, 예측기간을 5개월에서 20개월로 조정한 경우에도 전이효과의 분석결과에는 별다른 영향을 미치지 않았다.

먼저 1기의 환율, 산업생산, 유가, 금리, 미국주가지수 간 수익률 전이효과 분석결과는 <표4-20>에 정리되어 있다. 각 요소는 업종별주가지수가 시장의 각 변수에 대한 예측오차 분산에 의해서 설명되는 비율을 의미한다. <표4-20>의 종합주가지수 예측오차 분산 76.2%가 의미하는 것은 종합주가지수가 자신에 의해 설명되는 비율을 나타낸다. 나머지, 13.1%는 환율에 의해서 설명되는 부분이며, 2.9%는 산업생산, 4.5%는 유가변동, 1.3%는 금리, 2.0%는 미국주가지수에 의해서 설명되는 부분이다. 전체 효과에서 자기 자신의 변수효과를 제외한 나머지 변수의 전이효과 합계가 다른 변수들로부터 영향을 받는 유입전이효과를 나타낸다. 유가변화에 대한 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 GVD 결과를 살펴보면, 종합주가지수와 4개 업종(종합 4.5%, 금융, 5.0%, 운수창고 7.3%, 유통 4.7%, 철강금속 4.8%)에서 전이효과가 4% 이상으로 나타났다. 특히 종합주가지수가 타 업종대비 비교적 높은 설명력

을 보인 것은, 국내 주식시장에 유가변화는 음(-)의 지배적인 영향력을 보인다는 주장을 뒷받침 한다. 또한 종합주가지수 및 업종별 주가지수에 가장 많은 영향을 미치는 변수는 환율로 나타났다. 전반적으로 10~15% 내외의 설명력을 보이며, 뒤를 이어 유가, 산업생산, 미국주가, 금리 순으로 나타났다. 특히 산업생산, 금리 및 미국주가의 설명력은 대체로 4% 이하의 낮은 설명력을 보여주었다. 따라서 1기의 주식시장은 금융변수의 영향력이 매우 낮게 나타난다고 볼 수 있다.

<표4-20> 제1기 월간 일반화 예측오차 분산분해 결과

1기	주가	환율	산업생산	유가	금리	미국 주가	총유입 전이
종합	76.2	13.1	2.9	4.5	1.3	2.0	24
건설	88.1	5.6	0.9	1.1	2.2	2.1	12
금융	78.0	9.9	1.7	5.0	2.4	3.0	22
기계	88.4	3.0	2.5	3.2	2.2	0.8	12
비금속광물	79.6	10.3	5.3	1.8	0.7	2.2	20
섬유의복	89.2	6.2	1.7	1.2	1.1	0.6	11
운수장비	87.6	6.0	1.3	1.3	1.8	2.0	12
운수장고	77.6	10.0	1.6	7.3	1.9	1.6	22
유통	83.2	6.7	1.9	4.7	1.6	1.8	17
음식료	87.5	6.0	2.2	0.2	3.9	0.2	13
의약품	86.9	4.4	1.6	2.5	2.8	1.8	13
전기전자	83.9	6.9	3.3	2.9	1.7	1.3	16
종이목재	80.7	11.6	0.7	1.4	1.5	4.1	19
철강금속	77.3	12.9	1.0	4.8	2.7	1.3	23
화학	76.7	14.1	4.8	3.8	0.1	0.5	23

- 주) 1. Diebold and Yilmaz(2012)에 의해 제안된 전이효과(spillover) 지수
 2. 각 변수들이 나타내는 수치는 업종별 해당 변수의 유입전이효과
 3. 총유입전이효과는 해당 변수들의 유입전이효과를 모두 합한 값

다음으로 2기 GVD 분석결과는 <표4-21>에 정리되어 있다.

<표4-21> 제2기 월간 일반화 예측오차 분산분해 결과

2기	주가	환율	산업 생산	유가	금리	미국 주가	총유입 전이
종합	73.6	4.0	3.6	4.2	11.2	3.3	26
건설	71.5	6.7	3.1	3.5	11.0	4.3	29
금융	69.4	4.1	4.9	5.6	11.3	4.6	31
기계	82.0	1.3	5.5	3.7	3.4	4.2	18
비금속광물	82.4	1.8	4.1	3.2	6.8	1.6	18
섬유의복	78.8	2.1	2.7	6.1	8.1	2.2	21
운수장비	77.6	4.5	4.5	3.5	7.1	2.8	22
운수창고	78.0	4.1	4.4	5.9	6.2	1.4	22
유통	73.5	3.4	4.2	6.2	8.2	4.5	27
음식료	84.8	1.5	2.8	5.2	3.6	2.2	15
의약품	85.2	2.1	0.2	6.8	3.2	2.5	15
전기전자	79.1	4.4	1.8	5.7	6.2	2.8	21
종이목재	84.4	1.1	0.9	5.8	4.1	3.8	16
철강금속	81.7	1.9	2.8	2.5	9.1	2.1	18
화학	85.8	3.0	0.9	2.2	5.9	2.2	14

- 주) 1. Diebold and Yilmaz(2012)에 의해 제안된 전이효과(spillover) 지수
 2. 각 변수들이 나타내는 수치는 업종별 해당 변수의 유입전이효과
 3. 총유입전이효과는 해당 변수들의 유입전이효과를 모두 합한 값

분석결과를 살펴보면, 1기의 결과보다 4개 업종이 증가한 종합주가지수와 8개 업종(금융, 섬유의복, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품 전기전자, 종이목재)에서 4% 이상의 설명력을 나타냈다. 1기의 유의한 업종 중에서 운수창고(7.3%에서 5.9%) 및 철강금속(4.8%에서 2.5%)업종에서만 그 설명력이 감소

하였을 뿐, 다른 모든 업종에서 1기에 비하여 유가변화의 전이효과가 증가한 것으로 나타났다. 또한 2기에 이르러 환율은 1기에 비해 그 설명력이 대폭 감소하였다. 2기에서 종합주가지수의 변화를 가장 잘 설명하는 변수는 금리이며 유가변화와 환율이 그 뒤를 이었다. 1기에서 가장 높은 설명력을 보인 환율의 설명력이 2기에 많이 감소한 것은, 경제성장으로 인하여 우리나라의 환율시장이 안정되었기 때문이다. 또한 1기에 비해 2기에서 금리의 전이효과가 급증한 것은 금융시장의 발달로 인하여 금리의 중요성이 크게 증대되었음을 보여준다. 2기에서 유가는 여전히 전이효과에서 2번째로 높은 비중을 차지한다.

다음으로 3기 GVD 분석결과는 <표4-22>에 정리되어 있다. 3기의 이르러 종합주가지수 및 업종별주가지수에 대한 유가의 전이효과가 대폭 감소하였다. 특히 종합주가지수를 살펴보면 유가의 전이효과가 2.3%에 불과하여 금리 다음으로 낮은 영향력을 가지는 변수이다.

3기에서 종합주가지수 및 업종별 주가지수에 가장 많은 영향력을 미치는 변수는 미국주가지수이며, 환율, 산업생산, 유가, 금리 순으로 그 뒤를 이었다. 3기 유가의 전이효과는 충격반응함수에서 정(+)의 영향력을 보인 운수장비 업종에서 가장 높은 4.6%의 설명력을 나타냈으며, 역시 정(+)의 영향력을 보인 유통, 화학업종에서 각각 2.7%의 비교적 높은 전이효과를 보여주었다.

이 외 종합주가지수 및 나머지 13개 업종에서는 대체로 2.5% 미만의 낮은 전이효과를 나타냈다. 다른 변수들의 영향력을 살펴보면, 1기와 2기에는 매우 낮은 설명력을 보인 미국주가지수가 종합주가지수에 대하여 28.4%의 매우 높은 전이효과를 나타내는 등 대부분의 업종에서 20% 이상의 높은 전이효과를 보여주었다. 미국주가 다음으로는 환율이 높은 설명력을 나타냈다. 이는 앞서 한계검정 및 충격반응함수의 결과와 같이 외환위기의 영향에서 벗어난 주식시장이, 외국인 지분의 대폭적인 증가와 함께 금융시장개방의 영향으로 인한 것으로 판단할 수 있다.

<표4-22> 제3기 월간 일반화 예측오차 분산분해 결과

3기	주가	환율	산업 생산	유가	금리	미국 주가	총유입 전이
종합	56.4	10.3	2.5	2.3	0.1	28.4	44
건설	62.5	9.5	1.9	2.8	0.3	23.1	38
금융	64.1	8.0	2.8	2.9	1.4	20.9	36
기계	60.1	11.7	0.3	2.5	0.8	24.6	40
비금속광물	65.8	10.1	0.4	2.7	0.6	20.3	34
섬유의복	65.2	9.6	1.3	3.4	0.4	20.0	35
운수장비	66.7	5.2	0.3	4.6	0.8	22.3	33
운수창고	69.2	8.0	3.2	0.8	0.3	18.5	31
유통	64.1	10.2	2.6	2.7	1.8	18.5	36
음식료	67.3	10.7	1.6	0.8	0.1	19.5	33
의약품	73.6	8.4	0.4	1.9	1.1	14.6	26
전기전자	66.7	4.3	5.0	1.9	3.3	18.9	33
종이목재	63.8	7.5	6.2	2.0	0.9	19.6	36
철강금속	62.3	12.7	1.5	1.6	0.3	21.6	38
화학	59.7	12.2	1.3	2.7	0.2	24.0	40

- 주) 1. Diebold and Yilmaz(2012)에 의해 제안된 전이효과(spillover) 지수
 2. 각 변수들이 나타내는 수치는 업종별 해당 변수의 유입전이효과
 3. 총유입전이효과는 해당 변수들의 유입전이효과를 모두 합한 값

일반화 예측오차 분산분해 분석결과를 종합해보면, 1기 및 2기의 결과와 비교해 볼 때 3기에 이르러 유가변화의 위험에 노출된 업종의 수가 급감하였다. 즉 1기와 2기에 비하여 3기에 유가변화의 전이효과가 대폭 감소하였으며, 업종별 주가지수의 변화에서 유가변화가 더 이상 주요한 설명요인이란 판단하기 힘들다. 유가의 설명력이 감소한 이유는, 기술개발로 인하여 에너지 효율이 증가하였고, 대체에너지 및 친환경 에너지 개발 등으로 인하여 원유의 수요가 지속적으로 감소하였기 때문인 것으로 판단된다. 이로 인한 장기적인 저유가 기조는 기업의 비용 면에서 유가변동이 차지하는 위험을

상당부분 감소시켰다. 따라서 과거와 비교해 볼 때 종합주가지수 및 업종별 주가지수에서 유가변동의 전이효과가 감소하였다고 판단된다.

제3절 일간자료 분석결과

본 연구에서는 월간자료에 대한 분석과 함께 유가변화에 대한 단기적인 영향력을 분석하기 위하여 일간자료에 대한 분석도 함께 진행하였다. 월간자료에 대한 분석을 통해 유가변화와 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 단기적인 상관관계 분석이 가능하기는 하지만, 일간자료에 비해 단기적인 정보가 부족하다. 따라서 일간자료에 대한 분석은 월간자료에 대한 분석에 비해 좀 더 단기적인 변화에 집중하여 분석할 수 있는 장점이 있으며, 월간자료가 놓친 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 단기 변화에 집중할 수 있는 장점이 있다. 아울러 월간 분석의 내용을 검증하는 차원에서 필요하다고 할 수 있다.

일간 분석은 각 기간에 대하여 EGARCH-M-GED 분석과 함께, 일반화 벡터자귀회귀모형에 기초한 일반화 충격반응함수 및 일반화 예측오차 분산분해분석을 진행하였으며, 전체기간에 대한 시간가변적 전이효과(spillover) 분석을 진행하였다. EGARCH-M-GED모형은 주가지수의 분포를 좀 더 잘 고려할 수 있는 모형이므로 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 단기적인 움직임 분석하는데 적합하다. 이어서 충격반응함수분석을 통해 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 방향성을 확인하고, 일반화 예측오차 분산분해분석을 통해 유가변화의 설명력을 확인하였다. 마지막으로 전체 기간에 대한 시간가변적 전이효과분석을 통해 유가변화의 영향력이 시간에 따라 어떻게 변화하였는지 알아보았다.

일간분석에 이용된 표본의 기간은 87년 1월 6일부터 17년 3월 31일까지이

다. 월간분석에 이용된 표본의 시작 시점인 80년 1월과 차이가 나는 이유는 일간분석의 경우 87년 이전은 일부 데이터(금리, 업종별지수, 국제유가)가 존재하지 않기 때문이다. 따라서 일간분석은 1기(87년 1월 6일부터 90년 6월 29일까지)의 데이터가 월간분석에 비해 다소 짧다. 그러나 일간데이터의 표본의 개수가 충분하여 회귀분석에는 문제가 없다. 아울러 1기의 유가변화에 대한 주가의 반응은 전통적인 연구결과와 일치되며, 본 연구의 목적은 1기와 2기의 유가변화에 대한 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 영향력을 알아보는 것이 아니라 3기에 이르러 유가변화에 대한 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 방향성이 어떻게 변화했는지 알아보는데 있으므로, 1기의 데이터 시작시점이 연구결과에 영향을 미친다고 보기 어렵다.

가. 시간가변 조건부 변동성 모형(EGARCH-M-GED) 분석

일반적으로 금융시계열 분석 모형에서는 변동성 밀집현상(volatility clustering)이 흔히 발견된다. Mandelbrot(1963)는 이 현상에 대하여, “어느 방향이든 충격이 발생하여 변화가 시작되면 또 다른 커다란 변화가 연속되며, 작은 변화에 이어 또 다른 작은 변화가 뒤를 잇는 경향이 있다.”라고 하였으며, Fama(1970)는 “일련된 연속의 변화 뒤에 이어지는 변화패턴의 부호는 무작위적이다.”라고 주장하였다. Engle(1982)은 ARCH(AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity)라 불리는 모형을 이용하여 시간가변적 변동성을 최초로 포착하였으며, ARCH모형은 자산수익률의 변동성 특징을 감안하기 위해 GARCH, EGARCH, TGARCH등과 같은 조건부분산모형으로 확장되었다. ARCH모형은 시계열의 조건부변동성을 설명하기 위해 너무 많은 수의 모수를 필요로 한다는 단점을 가지고 있다. 따라서 Bollerslev(1986)는 GARCH(generalized ARCH)라고 부르는 일반화된 모형을 제시하였다.

조건부 변동성 모형의 추정과 예측은 주가수익률과 같은 동태적 움직임을

보이는 시계열 자료에서 매우 중요시되며, 이러한 시계열 자료들은 일반적으로 꼬리가 두꺼운 분포를 가지고 있다. 이는 주가수익률의 극단치(extreme value)를 가질 가능성이 다른 분포에 비해 매우 높다는 것을 의미한다. 즉, 주가수익률의 시장가치가 흔히 가정하는 정규분포하의 기대치에 비하여 상당히 높으며, 더 큰 시장위험(market risk)에 직면해 있다는 것을 의미한다. 이러한 분포를 감안한 모형이 GED(generalized error distribution)분포이다. 따라서 본 연구의 일간분석에서는 시간가변 조건부 변동성 모형인 EGARCH-M-GED 모형을 적용하였다. 이는 주가지수모형에서 발생할 수 있는 높은 위험도를 감안한 모형으로 유가변화에 관한 업종별 주가지수를 분석하는데 적합하다고 볼 수 있다. 일간분석에서 이용된 유가변화에 대한 업종별 주가지수의 모형은 <식4-1>과 같다. 월간분석의 한계검정에서 이용된 모형과 차이점은, 설명변수에서 산업생산이 제외되고 종합주가지수(KOSPI)가 추가되었다는 점이다. 따라서 금리와 환율은 종합주가지수로 대각화하여 분석에 이용되었다.

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{CB}_t + \beta_2 \widehat{CB}_{t-1} + \beta_3 \widehat{CB}_{t-2} + \quad : \text{GED} \quad \text{<식4-1>}$$

$$\beta_4 \widehat{EX}_t + \beta_5 \widehat{EX}_{t-1} + \beta_6 \widehat{EX}_{t-2} +$$

$$\beta_7 \text{oil}_t + \beta_8 \text{oil}_{t-1} + \beta_9 \text{oil}_{t-2} +$$

$$\beta_{10} \text{sp500}_t + \beta_{11} \text{sp500}_{t-1} + \beta_{12} \text{sp500}_{t-2} +$$

$$\beta_{13} R_{m,t} + \gamma \log(h_t) + \epsilon_t$$

$$\text{단, } \epsilon_t = \sqrt{h_t} e_t$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \ln(1 + \delta N_t) + \frac{1 + a_1 L}{1 - b_1 L} g(e_{t-1}), \epsilon_t \sim N(0, 1)$$

$$\text{단, } g(e_{t-1}) = \theta e_{t-1} + \gamma [|e_{t-1}| - E(|e_{t-1}|)]$$

N_t 는 $t-1$ 과 t 번째 거래일 사이의 휴일의 수

종합주가지수로 대각화된 설명변수로 이루어진 모형에서, 업종별 주가지수의 움직임은 종합주가지수의 영향력이 제거되어 종합주가지수대비 추가적인 영향력을 나타내게 된다. 일반적으로 일간자료를 이용한 업종별 주가수익률 모형에서는 유가변화에 대한 주가지수의 변동폭이 적고, 종합주가지수에 동조화되어 움직이는 업종이 많다. 따라서 종합주가지수로 대각화하지 않을 경우 업종별 주가지수의 움직임에서 유가변화의 영향을 판별해 내기 곤란한 경우가 있다. 따라서 종합주가지수로 대각화 한 모형은 유가변화로 인한 업종별 주가지수의 움직임을 선별해 내는데 용이하다고 볼 수 있다.

일간자료의 분석에서는 전체기간을 월간분석과 동일하게 3기로 나누었다. 87년 1월 6일부터 17년 3월 31일까지의 7084개의 데이터에 대하여, 1기는 87년 1월 6일부터 90년 6월 29일로, 2기는 90년 7월 2일부터 97년 9월 30일까지로, 3기는 외환위기의 영향으로부터 완전히 벗어난 시점인 99년 1월 4일부터 2017년 3월 31일까지로 설정하였다. 종합주가지수를 제외한 14개 업종에 대하여 3개의 기간에 해당하는 42개 모형에 대하여 각각의 시차를 개별 적용하고 EGARCH-M-GED 모형에 대한 분석을 진행하였다. 각 기간에 대한 EGARCH-M-GED 모형의 전체 분석결과는 부록의 <표C-1>에서 <표C-9>에 모두 수록되어 있다. 전체 분석결과 중 유가변화의 영향력만 따로 정리해 보면 아래 <표4-23>과 같다.

먼저 1기의 결과를 살펴보면 비금속광물 1개 업종에서만 유가변화에 대하여 종합주가지수 대비 양(+)의 영향력이 존재했을 뿐, 9개 업종(섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 종이목재, 철강금속, 화학)에서는 종합주가지수 대비 음(-)의 영향력이 존재하는 것으로 나타나, 유가변화는 업종별 주가지수에 종합주가지수 대비 음(-)의 영향력을 보이는 것으로 나타났다.

이어서, 2기의 결과를 살펴보면, 음식료, 화학의 2개 업종에서 종합주가지수 대비 양(+)의 유의한 영향력이 존재하였으며, 4개 업종(금융, 섬유의복, 전기전자, 종이목재)에서 종합주가지수 대비 음(-)의 유의한 영향력이 존재

하였다. 그러나 업종별 주가지수는 1기와 같이 여전히 종합주가지수 대비 음(-)의 영향력이 지배적인 것으로 나타났다.

다음으로 3기의 결과를 살펴보면, 종합주가지수 대비 음(-)의 영향력을 보이는 업종은 운수창고와 음식료 2개 업종에 불과하였으며, 종합주가지수 대비 정(+)의 유의한 영향력을 보이는 업종은 7개 업종(건설, 기계, 운수장비, 유통, 의약품, 철강금속, 화학)으로 나타났다.

<표4-23> 유가에 대한 업종별 주가지수 EGARCH-M-GED 모형 분석 결과

	1기	2기	3기
건설			+
금융		-	
기계			+
비금속광물	+		
섬유의복	-	-	
운수장비	-		+
운수창고	-		-
유통	-		+
음식료	-	+	-
의약품	-		+
전기전자		-	
종이목재	-	-	
철강금속	-		+
화학	-	+	+
종합주가지수보다 높은 영향력을 보인 업종	1	2	7
종합주가지수보다 낮은 영향력을 보인 업종	9	4	2

분석결과에서 방향성이 의미하는 바는 종합주가지수를 초과한 영향력을 나타낸다. 즉, 음(-)의 방향성은 종합주가지수를 초과하는 음(-)의 영향력을, 정(+)의 방향성은 종합주가지수를 초과하는 정(+)의 영향력을 의미한다. 월간분석의 단기관계 결과에 미루어보면, 1기와 2기에 나타난 유가변화는 종합주가지수 및 업종별 주가지수에 음(-)의 지배적인 영향력을 행사하며, 3기에 해당하는 유가변화는 정(+)의 지배적인 영향력을 행사한다. 따라서 EGARCH-M-GED 분석의 1기와 2기에서 음(-)의 유의한 결과를 보인 업종은 유가변화가 종합주가지수의 영향력보다 업종별 주가지수에 더욱 증대된 음(-)의 영향력을 보인다는 것을 의미하며, 3기의 정(+)의 영향력을 나타낸 업종은 종합주가지수보다 더욱 큰 정(+)의 영향력을 보인 업종을 의미하는 것이다. 따라서 이를 바탕으로 결과를 종합해보면, 1기와 2기에서는 종합주가지수를 초과하는 음(-)의 유의한 영향력이 지배적인 것과 대조되게 3기에는 종합주가지수를 초과하는 양(+)의 영향력이 지배적으로 나타났음을 확인할 수 있다. 특히 1기 또는 2기에서 종합주가지수대비 음(-) 영향력을 보인 운수장비, 유통, 의약품, 철강금속, 화학의 5개 업종에서는 방향성의 변화와 함께 3기에 이르러 정(+)의 영향력이 더욱 증대되었음을 확인할 수 있다. 또한, 3기에서 정(+)의 영향력을 보인 업종 중 건설, 운수장비, 유통, 화학의 4개 업종은 월간분석의 한계검정결과에서도 정(+)의 영향력을 보였으며, 정(+)의 영향력이 종합주가지수를 초과하는 것으로 나타나, 3기에 나타나는 유가영향력의 방향성 변화를 강하게 시사하는 것으로 판단된다.

다음으로, 금리에 대한 EGARCH-M-GED분석 결과는 <표4-24>에 요약 정리되어 있다. 1기에서 종합주가지수 대비 정(+)의 영향력을 보인 업종은 4개 업종(건설, 기계, 유통, 철강금속)이 존재한 반면, 음(-)의 영향력을 보인 업종은 5개 업종(비금속광물, 운수장비, 운수창고, 종이목재, 화학)으로 나타났다. 2기에서는 2개 업종(운수창고, 종이목재)에서 종합주가지수 대비 정(+)의 영향력이 존재한 반면, 3개 업종(건설, 금융, 운수장비)에서는 음(-)의 유의한 영향력이 존재하였다. 마지막으로 3기의 결과를 살펴보면 종합주가

지수 대비 정(+)의 영향력이 존재한 업종은 3개 업종(기계, 전기전자, 철강 금속)에 불과하였으나, 음(-)의 유의한 영향력이 존재한 업종은 7개 업종(비 금속광물, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 종이목재, 화학)으로 나타났다. 즉, 1기와 2기에서는 종합주가지수 대비 음(-) 영향력이 근소하게 앞선 반면, 3기에 이르러서는 금리에 대한 업종별 주가지수의 영향력은 음(-)의 영향력이 지배적으로 나타났다. 따라서 종합주가지수 및 업종별 주가지수에 대한 금리의 영향력은 1기와 2기에 비해 3기에 이르러 음(-)의 방향성이 더욱 두드러진다고 판단된다.

<표4-24>금리에 대한 업종별 주가지수 EGARCH-M-GED 모형 분석 결과

	1기	2기	3기
건설	+	-	
금융		-	
기계	+		+
비금속광물	-		-
섬유의복			
운수장비	-	-	-
운수창고	-	+	-
유통	+		-
음식료			-
의약품			
전기전자			+
종이목재	-	+	-
철강금속	+		+
화학	-		-
종합주가지수보다 높은 영향력을 보인 업종	4	2	3
종합주가지수보다 낮은 영향력을 보인 업종	5	3	7

다음으로, 환율에 대한 종합주가지수 및 업종별주가지수의 EGARCH-M-GED 분석결과는 <표4-25>에 요약되어 있다.

<표4-25> 환율에 대한 업종별 주가지수 EGARCH-M-GED 모형 분석 결과

	1기	2기	3기
건설			-
금융		+	
기계		+	-
비금속광물	+		
섬유의복			
운수장비	+	-	+
운수창고	-	-	-
유통			-
음식료	-		-
의약품	+		
전기전자		-	+
종이목재		+	-
철강금속	-		-
화학			-
종합주가지수보다 높은 영향력을 보인 업종	3	3	2
종합주가지수보다 낮은 영향력을 보인 업종	3	3	8

1기의 결과를 살펴보면, 종합주가지수 대비 3개 업종(비금속광물, 운수장비, 의약품)에서 정(+)의 유의한 영향력이, 다른 3개 업종(운수창고, 음식료, 철강금속)에서는 음(-)의 유의한 영향력이 존재하였다. 2기에서는 3개 업종(금융, 기계, 종이목재)에서 정(+)의 유의한 영향력이 존재하였고, 다른 3개 업종(운수장비, 운수창고, 전기전자)에서는 음(-)의 유의한 영향력이 존재하

였다. 다음으로 3기의 결과를 살펴보면, 정(+)의 영향력을 보인 업종은 2개 업종(운수장비, 전기전자)에 불과한 반면, 8개 업종(건설, 금융, 운수창고, 유통, 음식료, 종이목재, 철강금속, 화학)에서 음(-)의 유의한 영향력이 존재하였다. 따라서 3기에서는 1기와 2기에 비해 종합주가지수 대비 음(-)의 영향력을 보인 종목이 지배적으로 나타났다. 일반적으로 금리가 상승하면 기업의 비용 증가로 인하여 이익은 줄어들게 되고 주가는 하락한다. 따라서 3기에 해당하는 EGARCH-M-GED 분석결과는 종합주가지수 대비 음(-)의 유의한 영향력이 지배적으로 나타났다.

마지막으로, 미국주가에 대한 종합주가지수 대비 업종별 주가지수의 영향력에 관한 EGARCH-M-GED 분석결과는 <표4-26>에 정리되어 있다. 먼저 1기의 결과를 살펴보면, 5개 업종(금융, 기계, 운수장비, 유통, 철강금속)에서 종합주가지수를 초과하는 정(+)의 유의한 영향력이 존재하였으며, 2개 업종(비금속광물, 전기전자)에서 종합주가지수 대비 음(-)의 유의한 영향력을 확인할 수 있었다. 다음으로 2기의 결과를 살펴보면, 4개 업종(금융, 운수장비, 운수창고, 전기전자)에서 종합주가지수 대비 정(+)의 유의한 영향력이 존재하였으며, 다른 유의한 4개 업종(건설, 섬유·의복, 종이목재, 철강금속)에서는 음(-)의 유의한 영향력이 존재하였다. 마지막으로 3기의 분석결과를 살펴보면, 종합주가지수 대비 정(+)의 영향력을 보인 업종은, 2개 업종(전기전자, 철강금속)에 불과한 반면, 음(-)의 유의한 영향력을 보인 업종은 8개 업종(기계, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 화학)에 달하였다.

미국주가에 대한 주가지수의 상관관계 월간분석 결과에 따르면, 3기에 이르러 국내 주시장은 미국주식시장에 동조화 되어 움직이는 현상이 매우 빈번하게 나타났다. 그러나 EGARCH-M-GED 분석 결과를 살펴보면 개별 업종이 미국주가에 동조화 되어 움직이지만 그 충격의 영향이 종합주가지수의 영향력 대비 낮은 것을 확인할 수 있다. 따라서 국내 주식시장에 대한 미국주식시장의 영향력이 업종별로는 종합주가지수 대비 제한적으로 작용한

다고 판단할 수 있다.

<표4-26> 미국주가에 대한 업종별 주가지수 EGARCH-M-GED 모형 분석 결과

	1기	2기	3기
건설		-	
금융	+	+	
기계	+		-
비금속광물	-		
섬유의복		-	-
운수장비	+	+	-
운수창고		+	-
유통	+		-
음식료			-
의약품			-
전기전자	-	+	+
종이목재		-	
철강금속	+	-	+
화학			-
종합주가지수보다 높은 영향력을 보인 업종	5	4	2
종합주가지수보다 낮은 영향력을 보인 업종	2	4	8

나. 일반화 벡터자기회귀분석(Generalized Vector AutoRegressive)

본 연구에서는 일간 자료에 대하여 일반화된 VAR모형에 기초한 일반화 충격반응함수 분석을 실시하였다. 아울러 월간분석과 마찬가지로 일반화 예측오차 분산분해(GVD) 분석을 함께 진행하였다. VAR모형의 시차결정에는 AIC(Akaike information criterion)방식을 적용하여 최적의 시차를 결정¹¹⁾하

였다. 모형의 시차는 2시차가 선택되었다.

(1) 일반화 충격반응함수(Generalized Impulse Response Function)

일간자료에 대한 EGARCH-M-GED분석은 종합주가지수 대비 업종별 주가지수의 추가적인 영향력을 알아보기 위한 분석이다. 따라서 월간분석과의 비교를 용이하게 하고 유가영향력의 방향성 변화를 살펴보기 위하여 일반화 충격반응함수 분석을 추가로 실시하였다. 본 연구에서 이용된 일반화 충격반응함수(GIR)분석은 일반화 VAR모형에 기초하였다.

먼저 전체기간의 충격반응함수 결과는 부록 <그림D-1>에서 <그림F-15>에 모두 첨부되어 있다. 유가변화에 대한 업종별 주가지수 분석결과를 따로 정리하여 보면 <표4-27>과 같다. 1기에서는 유가변화에 대하여 4개(운수장비, 운수창고, 철강금속, 화학)의 업종에서 음(-)의 유의한 영향력이 존재하였다. 종합주가지수와 나머지 10개(건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학)업종에서는 유의한 상관관계가 존재하지 않았다. 2기에서는 종합주가지수와 14개(건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학)업종 모두에서 음(-)의 유의한 영향력이 존재하였다. 즉, 1기와 2기에는 월간자료의 분석결과와 마찬가지로 음(-)의 영향력이 지배적임을 확인할 수 있다. 다음으로 3기의 결과를 살펴보면, 종합주가지수와 14개(건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학)업종 모두에서 정(+)의 유의한 상관관계가 존재하였으며, 음(-)의 유의한 상관관계를 가지는 업종은 단 하나도 존재하지 않았다. 이와 같은 결과는 1기와 2기에 지배적이던 유가변화에 대한 주가지수의 음(-)의 상관관계가, 3기에 이

11) AIC(Akaike Information Criterion)방식과 SC(Schwarz information Criterion)방식의 시차 테스트를 모두 실시한 결과 SC방식의 시차가 주로 0과 1사이의 값으로 결정되었으므로, AIC 방식이 선택되었다.

르러 정(+)의 상관관계로 변화했음을 강하게 시사한다. 특히 월간자료에 대한 분석결과에서는 유의하지 않았던 종합주가지수와 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수·창고, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이·목재, 철강·금속의 11개 업종을 포함하여, 종합주가지수와 14개 모든 업종에서 정(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표4-27> 일간자료 유가에 대한 충격반응함수 결과

	정(+)의 영향	음(-)의 영향	판단할 수 없음
1기	(0)	운수장비, 운수창고, 철강금속, 화학 (4)	종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이·목재 (11)
2기	(0)	종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이·목재, 철강금속, 화학 (15)	(0)
3기	종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이·목재, 철강금속, 화학 (15)	(0)	(0)

주) 충격반응함수 결과는 일반화 충격과 누적반응

월간자료에 대한 충격반응함수 결과보다 일간자료에 대한 충격반응함수 결과에서 유가변화에 대한 주가의 상관관계 변화가 더욱 뚜렷하게 나타난 이

유는, 일간자료에 대한 분석이 월간자료에 대한 분석에 비하여 더욱 단기적인 정보를 가지기 때문이다. 따라서 일간자료의 분석은 월간자료에 대한 분석과 업종 간 다소간의 차이가 존재할 수 있다. 본 연구의 분석결과를 토대로 판단할 때, 월간자료의 장기분석보다 단기분석에서, 월간자료에 대한 단기분석보다 일간자료에 대한 분석에서 유가영향력의 변화를 더욱 뚜렷하게 확인할 수 있었다. 따라서 단기적으로 유가변화는 주식시장과 업종 전반에 걸쳐 더 이상 부(-)의 상관관계를 가진다고 판단하기 힘들며, 오히려 정(+)의 상관관계로 그 영향력의 방향이 변하였다고 할 수 있다.

다음으로 금리에 대한 충격반응함수 분석결과는 <표4-28>에 정리되어 있다. 1기에는 유통 업종에서만 정(+)의 유의한 상관관계가 존재한 반면, 종합주가지수와 13개(건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학) 업종에서는 유의한 관계가 존재하지 않았다. 2기의 결과를 살펴보면, 종합주가지수와 14개(건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학) 업종 모두에서 음(-)의 유의한 상관관계가 존재하였다. 2기에서 금리는 종합주가지수와 업종별 주가지수에 음(-)의 지배적인 영향력을 행사한다고 볼 수 있다. 마지막으로 3기의 금리 영향력을 살펴보면, 기계와 전기전자업종에서 정(+)의 영향력이 존재하였으며, 종합주가지수와 12개(건설, 금융, 비금속광물, 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 종이목재, 철강금속, 화학) 업종에서는 유의한 영향력이 존재하지 않았다.

일반적으로 금리는 주가에 부정적인 영향을 미친다고 알려져 왔다. 이러한 현상은 2기에 나타나는 지배적인 음(-)의 영향력을 통해 확인가능하다. 그러나 3기에 이르러 종합주가지수는 금리에 대하여 유의한 영향력을 보이지 않았으며, 금리에 대한 정(+)의 상관관계를 보인 종목만 존재하였을 뿐, 2기에 지배적으로 나타나던 음(-)의 상관관계를 보인 종목은 단 하나도 존재하지 않았다. 이에 대한 이유는 월간분석에서 언급한 것과 같이 3기에 이르러

우리나라는 지속적인 저금리 기조를 유지하였고, 금리의 변동성도 상당히 제한되어 금리의 영향력이 과거와 달라졌으며, 3기에서는 경기의 상승국면에서 금리를 인상하는 현상이 자주 나타나기 때문으로 판단된다.

<표4-28> 일간자료 금리에 대한 충격반응함수 결과

	정(+)의 영향	음(-)의 영향	판단할 수 없음
1기	유통 (1)	(0)	종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (14)
2기		종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (15)	(0)
3기	기계, 전기전자 (2)	(0)	종합, 건설, 금융, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 종이목재, 철강금속, 화학 (13)

주) 충격반응함수 결과는 일반화 충격과 누적반응

환율에 대한 업종별 주가지수 충격반응함수 분석결과는 <표4-29>에 정리되어 있다. 1기에서는 종합주가지수와 12개(건설, 금융, 기계, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학) 업종에서

음(-)의 유의한 상관관계가 존재하였다.

<표4-29> 일간자료 환율에 대한 충격반응함수 결과

	정(+)의 영향	음(-)의 영향	판단할 수 없음
1기	(0)	종합, 건설, 금융, 기계, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (13)	비금속광물, 섬유의복 (2)
2기	(0)	운수창고, 전기전자 (2)	종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 유통, 음식료, 의약품, 종이목재, 철강금속, 화학 (13)
3기	(0)	종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (15)	(0)

주) 충격반응함수 결과는 일반화 충격과 누적반응

2기에서는 운수창고, 전기전자 2개 업종에서 음(-)의 유의한 상관관계가 존재하였다. 3기에서는 종합주가지수와 14개(건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철

강금속, 화학) 업종 모두에서 음(-)의 유의한 상관관계가 존재하였다. 분석 결과 환율은 1기와 2기 및 3기에 걸쳐 종합주가지수 및 업종별 주가지수에 음(-)의 유의한 영향력이 지배적이라고 판단된다.

다음으로 미국주가에 대한 종합주가지수 및 업종별 주가지수의 충격반응함수 분석결과는 <표4-30>에 정리되어 있다.

<표4-30> 일간자료 미국주가에 대한 충격반응함수 결과

	정(+)의 영향	음(-)의 영향	판단할 수 없음
1기	기계, 섬유의복, 유통, 음식료 (4)	(0)	종합, 건설, 금융, 비금속광물, 운수장비, 운수창고, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (15)
2기	종합, 건설, 기계, 금융, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (15)	(0)	(0)
3기	종합, 건설, 기계, 금융, 비금속광물, 섬유의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 (15)	(0)	(0)

주) 충격반응함수 결과는 일반화 충격과 누적반응

1기에는 기계, 섬유의복, 유통, 음식료의 4개 업종에서만 정(+)의 유의한 영향력을 확인할 수 있으나, 2기와 3기에 이르러, 종합주가지수를 포함한 나머

지 14개 업종 모두에서 미국주가와 동조화 되어 움직이는 현상을 확인할 수 있다. 업종별 주가지수와 미국주가 간 상관관계에 관한 월간자료에 대한 충격반응함수 결과를 참고해보면, 미국주가와 동조화 되어 움직이는 현상이 3기에 이르러 뚜렷하게 나타났으나, 일간자료에 대한 분석에서는 2기부터 동조화 되어 움직이는 현상이 나타났다. 이와 같은 결과는 단기적인 분석이라 할지라도 월간자료에 대한 분석에 비해 일간자료에 대한 분석이 더욱 단기적인 정보를 담고 있기 때문에, 다소간의 차이가 발생한 것으로 볼 수 있다.

(2) 일반화 예측오차 분산분해(Generalized forecast error Variance Decomposition)

일간분석에서는 월간분석과 마찬가지로 일반화 VAR모형에 기초한 일반화 분산분해분석을 실시하였다. 종합주가지수와 14개 업종에 관하여 3기에 걸쳐 모두 45개 모형에 대하여 각각의 시차를 개별적으로 적용한 모형이 분석에 이용되었다. 먼저 1기의 분석결과는 <표4-31>에 제시되어 있다.

<표4-31>를 살펴보면, 월간분석에서의 결과와 같이, 환율이 가장 큰 전이효과를 보였으며, 유가가 뒤를 이어 두 번째로 높은 전이효과를 나타냈다. 금리는 3번째를 차지하였으며 미국주가는 가장 낮은 전이효과를 보여, 1기에는 미국주가가 우리나라 주식시장에 미치는 영향력은 비교적 미미한 것으로 나타났다. 종합주가지수의 총유입전이효과는 변수들의 전이효과를 모두 합한 값으로 20%로 나타났다. 업종별 총유입전이효과 또한 20%내외로 나타났다. 유가변화의 전이효과는 대체로 4% 전후를 나타냈으며, 유통, 음식료, 의약품 3개 업종에서 4% 이상의 전이효과를 나타내, 타 업종 대비 비교적 높은 모습을 보여 유가변화에 비교적 취약한 모습을 보였으나 타업종 대비 그 수치가 크게 차이를 보이지는 않았다. 미국주가지수의 전이효과는 평균적으로 2%내외로 매우 낮은 모습을 보여 1기에서는 우리나라 주식시장은 미국주식시장과 독립적으로 움직인다고 판단된다.

<표4-31> 1기 일간 일반화 예측오차 분산분해 결과

1기	업종 지수	환율	유가	금리	미국 주가	총유입 전이
종합	79.8	12.2	3.7	2.1	2.2	20
건설	82.6	8.0	3.6	2.1	3.8	17
금융	83.8	8.8	3.1	5.1	2.7	22
기계	77.6	11.2	3.3	5.1	2.7	22
비금속광물	77.1	11.6	2.9	3.3	5.1	23
섬유의복	80.9	10.4	3.0	2.2	3.5	19
운수장비	83.2	8.6	3.5	2.4	2.3	17
운수창고	80.6	11.4	2.3	3.2	2.5	19
유통	78.2	11.1	4.0	3.2	3.5	22
음식료	81.5	9.6	4.0	3.1	1.8	18
의약품	79.1	9.4	5.1	2.9	3.5	21
전기전자	79.6	10.8	3.4	3.0	3.3	20
종이목재	87.9	5.0	2.8	2.5	1.7	12
철강금속	81.4	13.1	2.0	1.9	1.5	19
화학	82.3	11.6	2.0	1.4	2.7	18

- 주) 1. Diebold and Yilmaz(2012)에 의해 제안된 전이효과(spillover) 지수
 2. 각 변수들이 나타내는 수치는 업종별 해당 변수의 유입전이효과
 3. 총유입전이효과는 해당 변수들의 유입전이효과를 모두 합한 값

다음으로, 2기에 관한 일반화 예측오차 분산분해 결과는 <표4-32>에 나타나 있다. 업종별 주가지수에 대한 각 변수의 전이효과를 살펴보면, 2기에서는 금리가 가장 큰 전이효과를 보이는 것으로 나타났다. 이는 월간분석의 일반화 예측오차 분산분해의 결과와도 일치한다. 종합주가지수의 유입전이효과는 10%로 1기에 비해 다소 낮은 모습을 보였으며, 종합주가지수에서 유가의 전이효과는 1.7%로 역시 낮게 나타났다.

<표4-32> 2기 일간 일반화 예측오차 분산분해 결과

2기	주가	환율	유가	금리	미국 주가	총유입 전이
종합	90.2	0.8	1.7	5.6	1.8	10
건설	79.1	1.7	2.3	9.0	7.9	21
금융	83.5	2.0	1.5	9.3	3.7	16
기계	91.7	0.7	1.8	4.7	1.1	8
비금속광물	81.5	2.5	1.7	8.6	5.6	18
섬유의복	72.2	2.3	2.6	14.7	8.3	28
운수장비	81.4	1.7	1.4	9.0	6.5	19
운수창고	84.2	1.5	2.5	7.5	4.3	16
유통	79.9	2.2	2.5	8.4	7.0	20
음식료	84.9	1.7	1.1	8.2	4.2	15
의약품	83.2	1.7	1.4	7.6	6.1	17
전기전자	79.3	4.1	2.3	8.6	5.7	21
종이목재	78.0	2.7	2.7	8.1	8.5	22
철강금속	78.2	3.1	2.2	8.5	8.0	22
화학	81.2	2.8	1.2	8.5	6.3	19

- 주) 1. Diebold and Yilmaz(2012)에 의해 제안된 전이효과(spillover) 지수
 2. 각 변수들이 나타내는 수치는 업종별 해당 변수의 유입전이효과
 3. 총유입전이효과는 해당 변수들의 유입전이효과를 모두 합한 값

업종별 유입전이효과는 1기에는 20%내외로 큰 편차가 없었으나, 2기에는 업종별로 8%(기계업종)에서 28%(섬유의복업종)에 이르기 까지 그 편차가 확대되었다. 2기에 대한 EGARCH-M-GED분석결과에서 유가변화에 대해 종합주가지수 대비 정(+)의 영향력을 보인 음식료, 화학 업종의 유가변화에 대한 전이효과를 살펴보면 각각 1.1%와 1.2%로 가장 낮게 나타났으며, 음(-)의 영향력을 보인, 금융, 섬유의복, 전기전자, 종이목재업종은 각각, 1.5%, 2.6%, 2.3%, 2.7%로 타 업종대비 높은 설명력을 보여, 2기에서 일부 정(+)의

영향력을 보인 업종은 낮은 설명력을 보인 반면, 부(-)의 영향력을 보인 업종은 정(+)의 영향력을 보인 업종 대비 높은 설명력을 보여, 2기에서는 1기와 같이 업종별 주가지수에 대한 부(-)의 영향력이 우세한 결과를 보여주었다.

<표4-33> 3기 일간 일반화 예측오차 분산분해 결과

3기	주가	환율	유가	금리	미국 주가	총유입 전이
종합	62.4	10.1	3.6	4.5	19.3	38
건설	71.5	8.4	3.2	2.6	14.3	29
금융	65.3	9.6	4.7	4.9	15.4	35
기계	70.7	9.6	3.2	3.4	13.2	29
비금속광물	75.1	7.9	2.4	2.3	12.3	25
섬유의복	77.3	7.8	2.3	4.3	8.2	23
운수장비	67.0	10.5	3.0	5.1	14.4	33
운수창고	77.5	6.0	2.2	2.3	12.0	23
유통	72.6	9.8	2.8	2.2	12.7	27
음식료	77.0	8.4	2.5	1.5	10.6	23
의약품	82.2	3.9	3.8	3.8	6.4	18
전기전자	65.9	5.4	6.3	5.6	16.8	34
종이목재	72.2	9.4	3.2	2.8	12.3	28
철강금속	65.7	7.0	4.2	3.9	17.1	34
화학	69.3	8.1	2.8	5.3	14.4	31

주) 1. Diebold and Yilmaz(2012)에 의해 제안된 전이효과(spillover) 지수

2. 각 변수들이 나타내는 수치는 업종별 해당 변수의 유입전이효과

3. 총유입전이효과는 해당 변수들의 유입전이효과를 모두 합한 값

마지막으로 3기의 결과는 <표4-33>에 정리되어 있다. 업종별 주가지수에 영향을 미치는 주요변수로, 3기에는 미국주가가 가장 큰 전이효과를 보여, 업종별 주가지수에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 종합주가

지수에 대한 미국주가의 전이효과는 19.3%에 달해, 다른 변수의 전이효과를 모두 합한 크기만큼의 영향력을 종합주가지수에 행사한다고 판단된다.

한편 EGARCH-M-GED 분석에서 종합주가지수 대비 부(-)의 영향력을 보인 운수창고와 음식료 업종의 GED 분석결과를 확인해 보면, 운수창고 업종의 전이효과는 2.2%, 음식료 업종은 2.5%로 나타나 유의한 종목의 전이효과 중에서도 매우 낮은 설명력을 보여주었다. 이러한 결과를 바탕으로 판단해보면 3기에 이르러 유가변화에 대하여 부(-)의 영향력을 보인 업종은 그 설명력이 감소하였으며, 업종별 주가지수에 제한적인 영향력을 미친다고 판단할 수 있다.

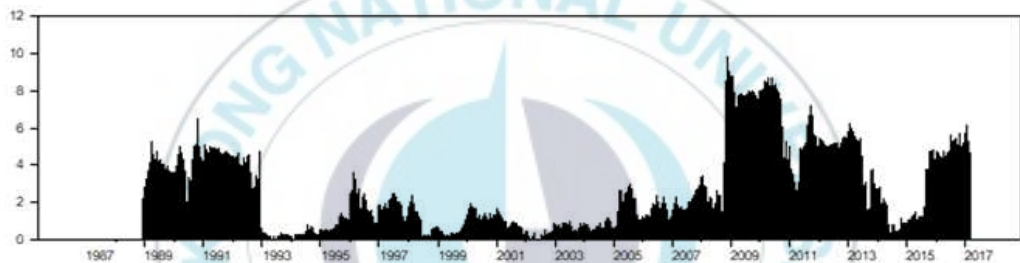
제4절 시간가변적 전이효과(Time-Varying Spillover) 분석

본 연구에서는 일간자료의 전체 기간을 대상으로, 유가변화에 대한 종합주가지수 및 업종별주가지수의 전이효과에 대한 시간가변성 분석을 실시하였다. 일반적으로 기존의 연구들은 변수 간 상관관계가 시간에 고정되어 있다는 가정 하에 GARCH류의 모형을 적용하고 분석을 진행한다. 그러나 금융변수들의 상관관계는 시간에 따라 그 전이효과가 변화하는 특성을 가지고 있다. 따라서 본 연구는 이러한 점에 착안하여 Diebolds and Yilmaz(2012)가 제시한 전이효과(spillover)지수를 이용하여 업종별 주가지수에 미치는 금리, 환율, 미국주가지수, 산업생산의 동태적 분석과 더불어 업종별 주가지수에 영향을 미치는 총전이효과에서 유가변화로 설명되는 비율을 분리하여 시간에 따라 어떻게 변화했는지 분석하였다.

이를 위하여 일반화 된 VAR모형을 기초로 3시차를 적용하고, 10일 예측오차에 대하여 일반화 분산분해를 적용한 후 분석결과를 도출하였다. VAR모형에 대한 시차선택의 민감성을 확인하고자 1에서 10시차를 차례로 적용하

고 분석을 진행하였으나 결과에는 큰 차이가 없는 것으로 확인되었다. 또한 5에서 20일까지의 예측기간에 대한 조정에도 불구하고 분석결과에는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 일반적으로 주가와 유가의 전이효과 특성은 국내외 금융시장 및 실물경제의 크고 작은 사건들에 의해 달라진다. 그러므로 전체기간의 전이효과는 평균적인 관계에 대한 요약에 불과하다. 따라서 본 연구에서는 500일 표본이동분석(rolling sample analysis)을 적용하여 유가변화에 대한 주식시장 및 업종별 주가지수의 시간가변 특성을 확인하였다.¹²⁾

<그림4-2> 종합주가지수에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



<그림4-2>는 유가변화에 대한 우리나라 종합주가지수의 전이효과를 나타낸 그래프이다. 비교적 높은 전이효과를 나타낸 1989년에서 1991년 말까지의 기간은 유가가 20달러에서 40달러수준으로 급등하였다가 다시 20달러수준으로 폭락한 기간에 해당한다. 이후 유가는 지속적인 저유가 안정기에 접어들게 되고, 전이효과도 평균 2% 내외의 낮은 수준을 유지한다. 안정된 유가는 1997년에 이르러 아시아의 금융위기로 인하여 석유수요의 둔화가 가속화 되었음에도 불구하고 공급은 계속 증가하여 유가는 인플레이션 대비 계속해서 낮은 수준을 유지하며 동기간 전이효과 또한 낮은 모습을 보여준다. 계속되던 저유가 추세는 2001년 말까지 지속되다가 2002년 1월 마지막으로

12) 최초 500일에 대한 표본으로 첫 번째 전이효과를 계산한다. 다음으로 최초1일의 자료를 제거하고, 새로운 1일의 자료를 추가하여 새로운 두 번째 전이효과를 계산한다. 따라서 총 6585회의 반복 VAR분석을 통한 전이효과의 시간가변 특성을 확인하였다.

20달러 이하의 가격을 기록한 후, 매년 10달러 이상의 지속적인 가격상승으로 이어진다. 특히 2007년에는 연평균 70달러 이상의 높은 가격을 유지하였고, 이듬해 2008년 상반기 91달러로 시작한 국제유가는 신흥국의 수요팽창과 투기적 요인 및 인플레이션에 의해 사상최고가인 147달러를 기록하게 된다. 이러한 유가의 폭등에도 불구하고 전이효과는 동기간 평균 3% 내외의 낮은 수치를 보여준다. 폭등한 고유가는 결국 2008년 9월 미국에서 발생한 서브프라임 모기지 위기로 인하여 일시에 붕괴하게 된다. 금융위기 이후 불과 3달 만에 유가는 147달러에서 36달러로 유래 없는 대폭락을 경험하게 된다.

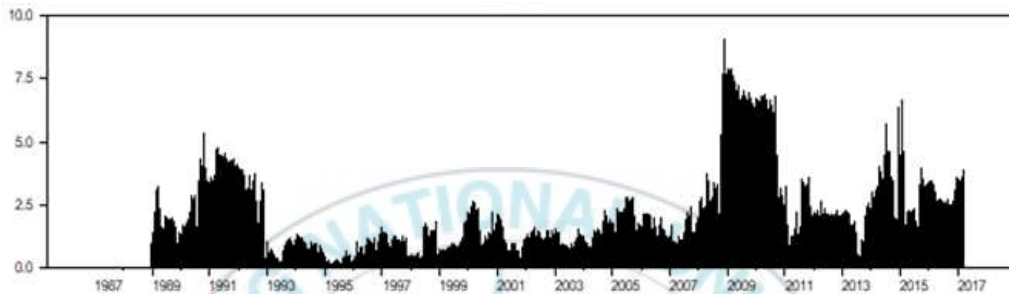
<그림4-2>를 살펴보면, 1992년부터 2008년까지 이어지는 오랜 기간의 지속적인 유가상승 동안 큰 변동이 없던 전이효과는, 금융위기 직후 유가가 폭락하는 기간에만 약 10%에 달할 정도로 급등하였다. 폭락한 유가는 이후 2014년 초까지 서서히 100달러 수준을 회복하는 듯 하였으나, 2014년 6월 다시 지속적인 하락추세로 돌아서게 된다. 한편, 금융위기 이후 10%에 달할 정도로 급등한 전이효과는 폭락한 유가가 회복하는 2014년 6월까지 지속적으로 하락하여 평균적인 전이효과인 2% 이하 수준을 회복하는 듯 보였으나, 다시 유가가 하락추세로 돌아서는 2014년 말 재차 상승을 시작하여 2017년 3월에 이르러 6% 내외로 다시 증가하는 모습을 보여주고 있다.

유가변화에 대한 종합주가지수의 전이효과를 분석해 보면, 유가가 서서히 상승하는 안정기에는 2% 내외의 낮은 전이효과를 보여주는 것을 알 수 있다. 유가가 급증하는 기간에도 전이효과는 큰 변동이 없었으나, 유가가 하락하는 기간(1989년, 2008년, 2014년)에 전이효과가 증가한 것을 확인할 수 있다. 또한, 유가와 주가 간 정(+)의 상관관계를 보인 1기와, 2기에 비해, 상관관계의 방향성 변화가 일어난 이후인 3기에 해당하는 시점에서 그 전이효과가 더욱 증가한 것을 확인할 수 있다.

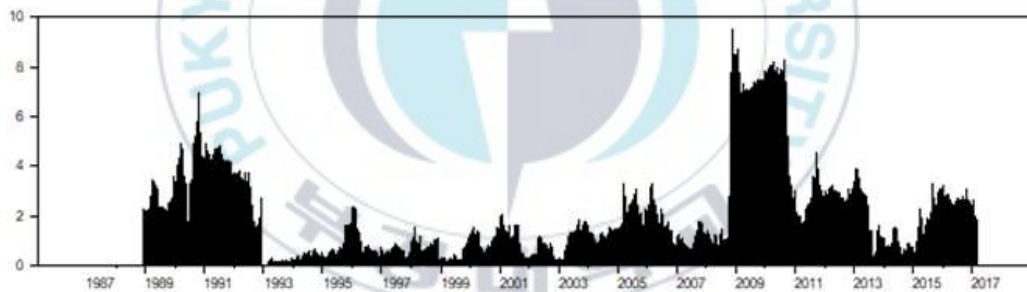
<그림4-3>에서 <그림4-16>까지 유가변화가 각 업종별 주가지수에 미치는 전이효과에 대한 그래프가 나타나 있다. 업종별 전이효과에 대한 그래프

모양은 종합주가지수와 대체로 유사한 형태를 보인다. 이는 각 업종이 종합주가지수와 무관하지 않은 움직임을 보이기 때문이다. 그러나 전이효과의 크기는 업종별로 상이하다. 이는 유가변화가 업종별로 미치는 영향력에 차이가 존재하기 때문이다.

<그림4-3> 섬유의복업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



<그림4-4> 유통업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성

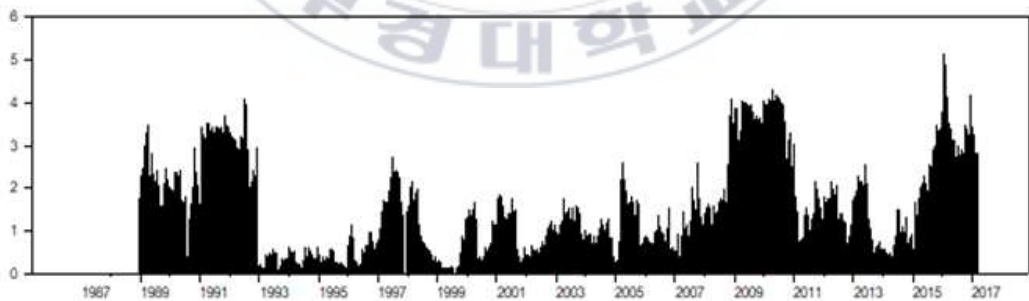


종합주가지수에 대한 유가변화의 전이효과와 같이 업종별 주가지수의 전이효과는 유가의 상승시보다 하락 시에 크게 증가한다. 따라서 미국의 금융위기 이후 유가하락으로 인한 전이효과를 살펴보면, 전체 업종 중에서 유통(9.76%)과 섬유의복(9.08%) 업종이 가장 높은 전이효과를 나타냈다. <그림4-3>와 <그림4-4>을 살펴보면, 전체 기간 중에서 2008년 금융위기 직후 가장 높은 전이효과를 나타냈으며, 이후 점차 감소하여 이어진 후속충격에서는 타 업종 대비 오히려 낮은 수치를 나타내고 있다. 즉 유가하락으로 인한 초기 충격은 타 업종대비 높은 모습을 보였으나, 이후 이어진 충격에서

는 타 업종 대비 낮은 수치를 보인다. 일반적으로 유통과 섬유·의복업종과 같은 내수 업종의 평균적인 전이효과는 타 업종 대비 낮은 모습을 보인다. 그러나 금융위기와 같이 예상치 못한 경기의 급변 상황에서는 타 업종 대비 높은 전이효과를 보인다. 대부분의 내수업종은 유가 급락 시 원자재 및 환율에 대한 방어가 약한 편이며, 유가하락으로 인한 실물경기의 하락 영향을 고스란히 받기 때문에 판단할 수 있다.

다음으로 금융위기 직후 가장 낮은 전이효과를 나타낸 업종을 살펴보면 운수·창고 업종으로 나타났다. <그림4-5>를 살펴보면, 금융위기 이후의 충격에서, 전체 업종 중 유일하게 5%이하인 4.45%를 나타냈다. 일반적으로 운수·창고 업종은 유가에 매우 민감하게 반응하는 내수업종으로 생산비에서 유가가 차지하는 비중이 타 업종대비 매우 높다. 따라서 평균적인 전이효과는 가장 높은 전이효과를 보인 섬유·의복, 유통업종과 달리 평균 2%이상의 높은 모습을 보인다. 그러나 다른 내수 업종과 달리 금융위기 직후의 반응은 4.45%로 가장 낮은 모습을 보였으며, 이어진 2015년의 유가하락 후속충격에는 전이효과가 5.39%로 오히려 이전의 전이효과보다 높아지는 모습을 보였다.

<그림4-5> 운수·창고업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



후속충격에서 전이효과가 증가한 이유는, 운수·창고 업종은 유가변화에 대한 대비가 타 업종대비 양호하여 초기충격에는 타 업종 대비 전이효과가 낮은 모습을 보이나, 생산비에서 차지하는 높은 유가비중으로 인한 한계로, 충격이 장기간 이어지는 모습을 보이면 이어진 후속 충격에서는 오히려 더욱

취약한 모습을 보이는 것으로 판단할 수 있다. <표4-34>는 금융위기로 인한 유가하락에 대한 전이효과의 최대값을 정리한 표이다.

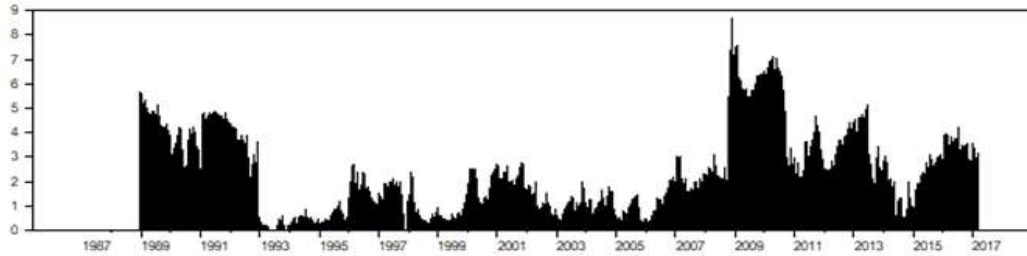
<표4-34> 금융위기로 인한 유가하락의 업종별 유입전이효과 최대값

	업종	전이효과
1	유통	9.76
2	섬유의복	9.09
3	철강금속	8.89
4	운수장비	8.82
5	금융	8.80
6	기계	8.67
7	화학	8.14
8	건설	8.04
9	비금속광물	7.27
10	종이목재	7.05
11	음식료	6.87
12	전기전자	6.83
13	의약품	6.47
14	운수창고	4.45

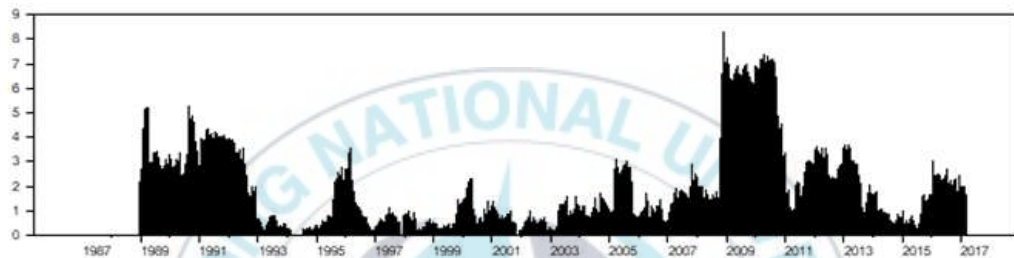
- 주) 1. Diebold and Yilmaz(2012)에 의해 제안된 전이효과(spillover) 지수
 2. 전이효과가 나타내는 수치는 2008년 이후 유입전이효과의 최대값

유통, 섬유의복, 철강금속, 운수장비, 금융, 기계, 화학, 건설 순으로 8% 이상의 높은 전이효과를 나타냈다. 철강금속, 운수장비, 화학, 건설 업종은 생산비에서 유가비중이 높아 유가변화에 취약한 업종이며, 금융업종은 원유의 금융상품화 및 금융시장의 개방으로 인하여 유가변화의 영향이 과거에 비해 증가되었기 때문으로 판단된다.

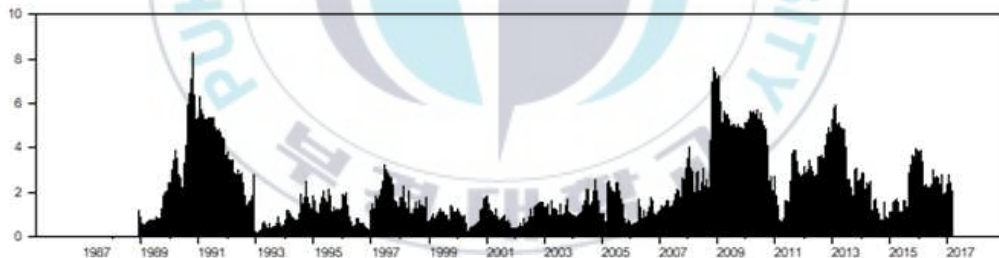
<그림4-6> 철강금속업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



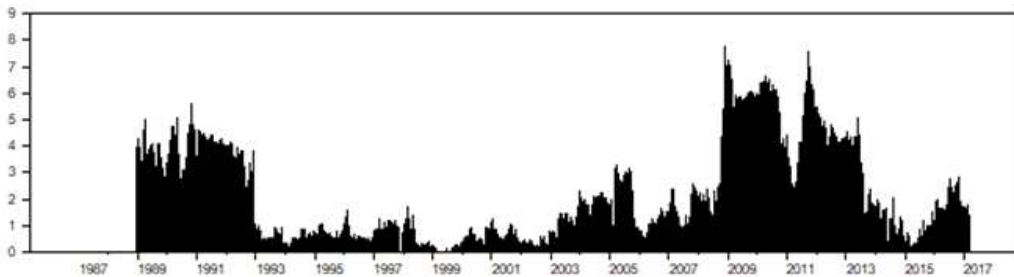
<그림4-7> 운수장비업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



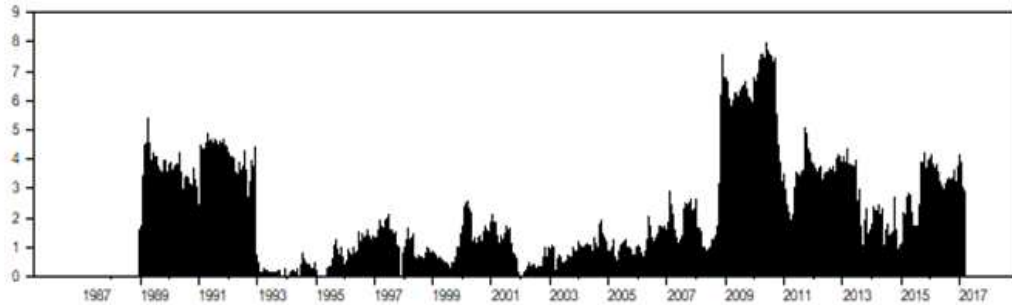
<그림4-8> 금융업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



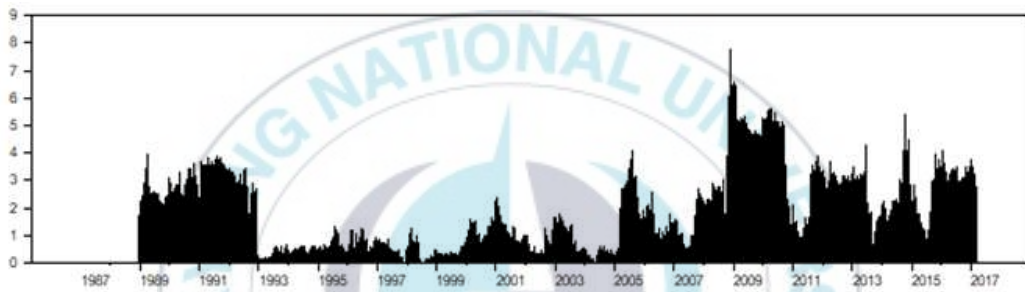
<그림4-9> 기계업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



<그림4-10> 화학업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성

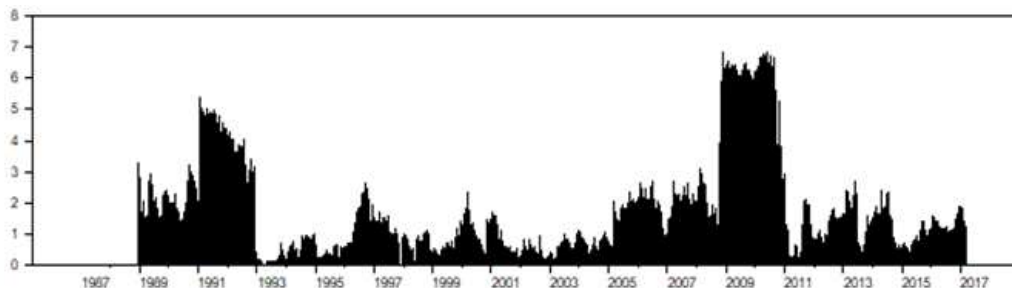


<그림4-11> 건설업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성

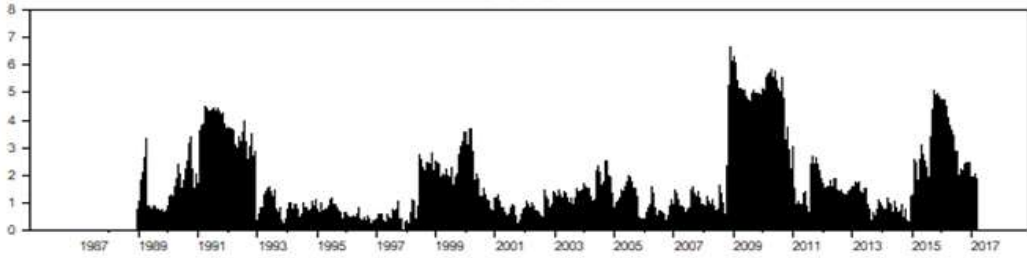


나머지, 비금속광물, 종이목재, 음식료, 전기전자, 의약품 업종은 비교적 낮은 8%이하의 전이효과를 나타냈다. 대체로 내수업종에 해당하며, 종이목재 업종을 제외한 비금속광물, 음식료, 전기전자, 의약품 업종은 후속충격에도 3%이하의 낮은 전이효과를 나타냈다.

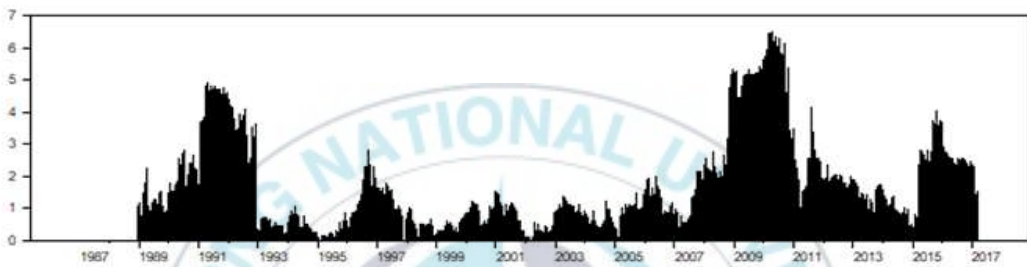
<그림4-12> 비금속광물업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



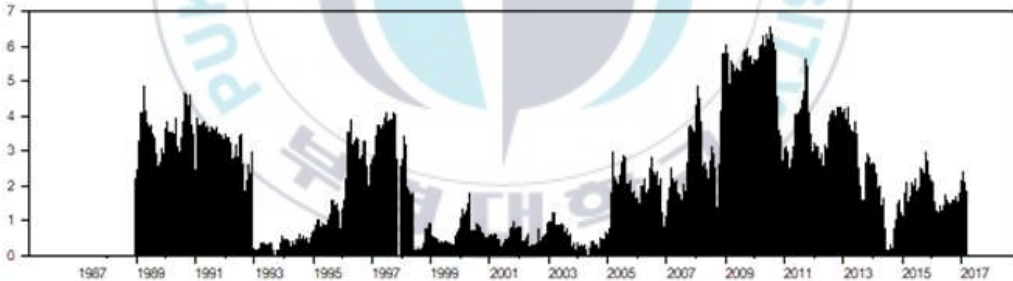
<그림4-13> 종이목재업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



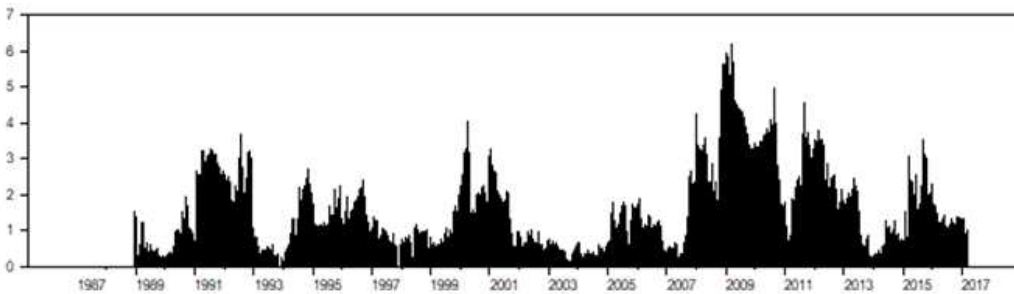
<그림4-14> 음식료업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



<그림4-15> 전기전자업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



<그림4-16> 의약품업종에 대한 유가변화의 유입전이효과 시간가변성



유가변화에 대한 시간가변적 전이효과의 분석결과를 종합해보면, 다음과 같은 몇 가지 특성을 발견할 수 있다. 첫째, 유가변화에 대한 전이효과는 유가상승 및 안정기에는 변동이 없고, 유가 하락 시에만 증가하는 것을 확인할 수 있다. 둘째, 유가변화에 대하여 종합주가지수가 부(-)의 방향성을 보이는 1기 및 2기보다, 정(+)의 방향성을 보이는 3기 이후 시점에서 전이효과가 더욱 증가하는 모습을 보였다. 셋째, 유가하락의 전이효과는 환율과 원자재의 가격변동에 취약한 음식료, 운수창고 등의 내수업종에서 더욱 크게 나타나지만, 이어진 후속충격은 원자재의 해외의존도가 높은 섬유·의복, 철강·금속, 금융, 기계업종에서 크게 나타났다.



제5장 결론

에너지시장은 과거 공급자들이 주도하던 70~80년대의 오일쇼크를 지나 수요자 중심의 저유가 시대로 접어들었다. 90년대 아시아 금융위기를 거치면서 급격한 석유수요의 둔화가 일어났고, 2000년대 경기회복을 통하여 유래 없는 가격상승을 기록했으나 2008년 금융위기 이후 가격 대폭락을 경험하게 된다. 이어진 셰일혁명과 대체에너지 및 기술개발로 인한 에너지효율성 증대로 공급자 중심의 시장개편은 더욱 요원해지게 되었다.

현재 국제에너지 시장은 명백한 수요자 중심의 시장이며, 향후 중국의 성장 둔화 등으로 인하여 에너지 수요 증가율은 지속적으로 감소할 것이 예상된다. 이와 더불어 2009년 이후 OPEC의 공급능력 증가와 회원국들의 감산 불이행으로 인한 공급과잉이 지속되고 있다. 특히 산유국 카르텔인 OPEC가 전 세계 공급의 35%에 불과한 지금, 비OPEC 산유국들의 생산량 통제는 더욱 힘들며, 주요 산유국중의 하나인 러시아는 미국의 경제제재에 따른 저유가 기조에서도 매년 산유량 신기록을 갱신하는 등 계속해서 증산을 이어가고 있다. 이러한 추세 속에 주요 경제기구는 앞 다투어 유가전망치를 하향하고 있는 실정이다. 향후 원유공급과잉 구조가 지속되는 한 유가는 50달러 언저리를 벗어나기 힘들다는 전망이 나오고 있으며, 유가가 상승하려고 해도 공급과잉구조, 온실가스감축협약, 대체에너지 및 신재생에너지개발에 대한 도전에 직면하고 있는 지금, 과거와 같은 100달러 이상의 시대로 회귀하기는 당분간 어려워 보인다. 다만 최근의 일일 등락폭은 과거와 달리 점차 확대되는 경향이 있으며, 단기적으로 유가의 방향성을 예측해보기는 상당히 혼란스러운 것이 사실이다. 따라서 유가가 금융상품으로서의 성격을 가지고 단기 변동성이 증대된 최근에, 유가에 대한 거시경제와 주식시장의 반응은 과거와

다르며 유가변화와 주가지수 간 상관관계에 어떠한 변화가 생겼는지 확인하고자 본 연구가 시작되었다.

본 연구에서는 유가변화와 주가지수의 상관관계파악을 위해 월간자료를 이용하여 장·단기 분석을 시도하였으나, 유가 특성상 장기관계를 파악하기가 용이하지 않아 단기관계에 치중하였다. 또한 일간자료에 대한 분석을 통해 연구결과를 재확인하고자 하였다. 따라서 다음과 같은 순으로 분석을 진행하였다. 먼저, 최근 저유가 기조에 따른 유가영향력의 변화를 확인하기 위하여, 표본을 3개의 기간으로 구분한 후, 월간자료를 이용하여 ARDL Bounds test를 통해 주식시장에 대한 유가의 영향력을 추정하였다. 그러나 유가의 특성상 장기관계가 유의한 업종이 매우 제한적이었으므로, 유가와 주가의 단기관계의 변화에 집중하기 위하여 일반화 충격반응함수와 일반화 분산분해 분석을 시행하였다. 한편, 월간 자료를 이용하였기 때문에 일간자료에 비해 놓치고 있는 단기적 정보가 존재할 수 있으므로, 일간자료를 이용하여 일반화 충격반응함수 분석과 일반화 분산분해 분석을 추가로 진행하였다. 아울러 종합주가지수의 영향력을 제한한 업종별 차이의 분석을 위하여 종합주가지수로 대각화한 변수를 이용한 EGARCH-M-GED 분석을 시행하였다. 마지막으로 표본의 전체기간에 대하여 주가에 대한 유가의 영향력 변화를 종합적으로 살펴보기 위하여, 기간구분 없이 전체기간에 대한 시간가변 전이효과 분석을 실시하였다.

본 연구에서 이용된 분석방법은 다음과 같은 특징이 있다. 먼저, 유가의 영향력이 기간구분에 따라 달라질 수 있으므로, 기존의 인위적인 기간구분 대신 Gregory, Hansen(1996a, b)이 제안한 구조변화를 이용한 공적분 검정 기법을 통해 기간구분에 신뢰성(reliability)을 담보하였다. 둘째, 기존연구들이 주로 cholesky decomposition에 기초한 충격반응함수와 분산분해 기법을 사용하여 변수들의 나열순서에 따라 결과 값이 달라지는 문제점을 내포하고 있었던 것에 반해, 본 연구에서는 일반화 VAR에 기초한 Generalized Impulse Response 및 UECM에 기초한 ARDL-Bounds test 분석기법을 이용하여 이러한 문제를 미연에 방지하고 추정의 효율성(consistency)을 담보하였다. 셋

제, 본 연구에 이용된 EGARCH-M-GED모형은 주가수익률의 분산을 추정하는데 적합한 모형으로, 종합주가지수를 설명변수에 추가하고, 대각화 된 변수를 분석에 이용함으로써, 순수한 업종별 영향력 추정을 통해 모형의 적합성(compatibility)을 담보하였다. 마지막으로 기존 연구들이 단순히 특정사건을 기점으로 기간을 구분하고 구분된 기간에 대한 정적인 결과치를 도출하였다면, 본 연구에서는 전체기간에 대한 표본이동(rolling sample)분석을 통한 유가변화에 대한 시간가변적 변화를 동적으로 확인함으로써 분석기간 전체에 걸친 정보이전에 대한 통찰력(insight)을 제공하고자 하였다.

이와 같은 분석기법을 통한 결과를 살펴보면, 한계검정 분석결과 1기에 해당하는 1980년 1월부터 1990년 6월의 경우 주가에 대한 유가변화의 장기영향력이 운수창고 업종에서만 유의하였으나, 단기에는 8개 업종에서 음(-)의 유의한 동시차 영향력이 확인되었다. 따라서 단기에는 음(-)의 영향력이 지배적이나 시차를 두고 그 영향력은 상쇄되었으며, 장기적으로는 유가변화의 영향력이 제한적인 것으로 나타났다. 2기에 해당하는 1990년 7월부터 1997년 9월에 대한 한계검정 분석결과, 유가는 여전히 운수창고 업종에서만 장기적으로 유의한 음(-)의 영향력을 확인할 수 있었으며 단기적으로는 종합주가지수와 7개 업종에서 유의한 음(-)의 영향력을 확인할 수 있었다. 그러나 1기와 같이 그 영향력은 시차를 두고 상쇄되며 장기적으로는 제한적이다.

1기와 2기에 나타난 유가변화와 주식시장 간의 단기적 음(-)의 상관관계는 3기에 이르러 매우 상이하게 나타났다. 제3기에 해당하는 1999년 1월부터 2017년 3월에 대한 한계검정 분석결과 의약품 업종에서는 여전히 음(-)의 장기 상관관계가 존재하였으나, 단기적으로는 종합주가지수와 5개 업종의 동시차에서 정(+)의 상관관계를 확인할 수 있었으며 음(-)의 상관관계를 보인업종은 단 하나도 존재하지 않았다. 이는 지연시차를 고려하더라도 양(+)의 영향력이 지배적인 것에는 변함이 없었다. 즉 업종별 이질성에도 불구하고 3기에 이르러 단기적으로 각 업종은 일관된 정(+)의 방향성을 보여주었으며 이러한 결과는 유가변화와 주식시장 간 음(-)의 상관관계에 관한 기존의 국내

외 연구결과와도 다소 상반되는 결과이다.

3기의 유가영향력 변화는 월간 및 일간 자료에 대한 일반화 충격반응함수 분석에서도 동일하게 나타났다. 월간자료에 대한 1기의 충격반응함수 결과 종합주가지수와 7개 업종에서 음(-)의 유의한 영향력이 존재하였고, 2기에서는 9개 업종에서 음(-)의 유의한 영향력이 존재하였다. 그러나 3기의 결과를 살펴보면, 5개 업종에서 정(+)의 영향력을 보인 업종만 존재할 뿐, 음(-)의 유의한 영향력을 보인 업종은 단 하나도 존재하지 않았다. 이러한 3기의 상관관계 변화는 일간자료에 대한 충격반응함수 결과에서는 더욱 뚜렷하게 나타났다. 1기에는 4개 업종에서 음(-)의 영향력이, 2기에서는 종합주가지수와 14개 업종 모두에서 음(-)의 지배적인 영향력이 관측되었으나, 3기에는 종합주가지수를 포함한 모든 업종에서 정(+)의 영향력이 지배적으로 나타났다. 따라서 1기 및 2기에서 유가변화와 주식시장 간 음(-)의 상관관계는 3기에 이르러 일관되게 정(+)의 상관관계로 변화한 것을 확인할 수 있었다.

한편, 3기에 나타나는 유가의 영향력 변화는 주가에 미치는 전이효과에도 변화를 가져왔다. 주식시장에 대한 전이효과 분석결과를 살펴보면, 유가변화의 전이효과는 1기와 2기에 비해 3기에 이르러 다소 감소한 것으로 나타났다. 주가지수에 대한 각 변수의 전이효과를 살펴보면, 1기에는 환율이 가장 높았으며, 유가는 2번째로 높은 전이효과를 나타냈다. 2기에는 금리가 가장 높았으며, 다음으로 유가가 2번째로 높은 전이효과를 보이는 것으로 나타났다. 그러나 3기에는 미국주가가 가장 높은 전이효과를 나타냈으며, 환율, 산업생산이 그 뒤를 이었다. 유가는 4번째에 불과하였다. 즉 1기 및 2기와 달리 3기에는 주가지수를 설명하는 주요변수로서 유가의 중요성이 약해지고 부호도 반대로 바뀐 것을 확인할 수 있었다.

이어서 유가의 영향력 변화와 함께 업종별로 종합주가지수 대비 영향력의 차이가 있는지 EGARCH-M-GED 분석을 통해 업종별 차이를 살펴보았다. 분석 결과 1기에는 유가변화에 대하여 종합주가지수대비 음(-)의 영향력을 보인 업종이 9개 존재한 반면, 종합주가지수대비 정(+)의 영향력을 보인 업종은 1

개 업종에 불과하였다. 2기에는 종합주가지수대비 음(-)의 영향력을 보인 업종이 4개 존재한 반면, 정(+)의 영향력을 보인 업종은 2개 존재하였다. 그러나 3기의 결과에서는 종합주가지수대비 음(-)의 영향력을 보인 업종은 2개에 불과한 반면, 정(+)의 영향력을 보인 업종이 7개 존재하였다. 즉, 1기와 2기는 유가변화에 대하여 업종별 주가지수는 음(-)의 영향력이 확대되는 경향이 강하며, 3기에는 정(+)의 영향력이 확대되는 현상이 나타난다는 것을 확인할 수 있다. 앞서 한계검정과 충격반응함수 결과에서, 1기와 2기는 유가와 주가 간 부(-)의 상관관계이며, 3기는 정(+)의 상관관계임을 감안하면 유가변화의 영향력은 종합주가지수보다 업종별 주가지수에서 증대되어 나타난다고 판단된다. 특히 3기에 음(-)의 영향력을 보인 운수창고 업종의 경우는 생산액 대비 에너지투입액 비율이 가장 높아 3기에서도 종합주가지수 대비 음(-)의 영향력이 존재하는 것으로 나타났다. 이는 원유의존도가 높은 산업의 특성으로 인하여 유가상승의 부정적 영향력이 크게 작용하는 것으로 판단할 수 있다. 그러나 운수창고 역시 단기적으로는 정(+)의 영향력이 존재하며 이는 유가의 부정적 효과가 수요요인의 유가변화 등에 의한 정(+)의 효과에 중화된 결과로 판단된다.

마지막으로 유가의 설명력 변화를 전체 표본기간에 걸쳐 종합적으로 확인하기 위하여 시간가변 전이효과 분석을 시행하였다. 분석결과 유가변화의 전이효과는 유가의 상승국면에서보다 하락국면에서 크게 작용하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 특히 3기에 이르러 더욱 심화되었으며, 3기 중에서 2008년 금융위기 직후와 2014년 유가급락 시기에 가장 높은 전이효과를 나타났다. 과거 유가상승이 거시경제와 주가지수에 부정적인 영향을 미쳤다면, 3기에서는 유가하락이 거시경제와 주가지수에 부정적인 영향을 미치며, 그 영향력은 과거에 비해 더욱 증대되었음을 보여준다. 업종별로는 음식료, 운수창고 등의 내수업종에서 2008년 금융위기로 인한 전이효과지수가 7%이하로 비교적 낮게 나타났다. 동 업종은 3기 EGARCH-M-GED 분석에서도 유일하게 종합주가지수 대비 음(-)의 영향력을 보였으며, 월간 및 일간 일반화

예측오차 분산분해 결과에서도 타 업종대비 낮은 전이효과 수치를 보여 유가변화에 매우 둔감한 것으로 판단된다. 반면, 섬유·의복, 철강·금속, 금융, 기계 업종은 금융위기로 인한 전이효과가 평균 9%이상으로 다소 높게 나타났으며, 후속충격에서도 5% 이상의 높은 전이효과를 보였다. 특히 기계, 철강·금속 업종은 EGARCH-M-GED 분석에서도 종합주가지수 대비 정(+)의 영향력을 보여 유가변화의 영향력이 증대되는 현상이 나타났고, 일반화 예측오차 분산분해 결과, 타 업종 대비 높은 전이효과를 보여 유가변화에 매우 취약한 것으로 나타났다.

이와 같은 연구결과를 종합해보면, 유가변화와 종합주가지수 및 업종별 주가지수 간의 상관관계가 1기와 2기의 음(-)의 상관관계에서 3기에 정(+)의 상관관계로 변화한 것을 뚜렷하게 확인할 수 있으며, 추가적으로 전이효과 분석을 통해 그 설명력 또한 감소한 것을 확인할 수 있다. 이러한 경향은 장기보다 단기에 대한 분석에서 더욱 강하게 나타났으며, 또한 단기적으로 유의한 유가의 특성상 월간분석의 장기관계보다 단기관계에서, 월간분석의 단기관계보다 일간분석에서 영향력 변화를 더욱 뚜렷이 확인할 수 있었다.

유가와 주가의 관계에 대한 변화를 분석한 본 연구는 다음과 같은 의의가 있다고 하겠다. 첫째, 수출주도 업종 및 원자재 의존도가 높은 업종에서 3기에 더욱 증대된 유가변화에 대한 전이효과는 유가변동성의 증가로 인해 과거보다 더욱 빈번하게 위험에 노출될 수 있다. 따라서 수출의존도와 원자재의 해외의존도가 높은 우리나라 기업의 특성상 유가변화에 대한 대비가 필요하다고 판단된다. 둘째, 최근 유가의 단기적 변동성이 증대되고, 원유는 금융상품으로 자주 취급되고 있으며 금융상품에 대한 투자가 단기적으로 이루어지는 경향이 증가하고 있다. 그러므로 단기적인 유가변화의 예측은 금융 및 선물 투자자에게 유용한 투자정보로 이용될 수 있을 것이다. 마지막으로 3기의 유가변화의 요인이동과 함께, 영향력의 관계변화 그리고 유가의 설명력 및 중요도 감소는 향후 에너지 관련 정책입안자에게 유용한 정보로 이용될 수 있으며, 주가나 경제에 관한 에너지 정책에 참고할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강상훈 (2014), 원유가격 충격이 한국 거시경제지표에 미치는 영향 분석, Journal of the Korean Data Analysis Society, 16(1), 267-277.
- 강인철 (2012), 국제원유가격의 변동이 주시시장의 변동에 미치는 영향에 관한 연구, 금융공학연구, 11(2), 23-43.
- 김기화 (2012), 유가충격과 거시경제활동 : 구조모형을 통해 본 전달경로, 경제분석, 18(1), 1-29.
- 김상수 (2013), 국제유가의 변동성이 한국 거시경제에 미치는 영향 분석, 유통과학연구, 11(10), 73-79.
- 김상식, 유동수 (2016). 유가변동이 우리나라 거시경제변수에 미치는 영향, 경영연구, 31(4), 289-312.
- 김정희, 장병기 (2010), 금융시장 환경변화에 따른 거시경제 및 해외변수들의 주가에 대한 영향력 변화, 산업경제연구, 23(4), 2105-2134
- 박동욱, 장병기 (2011), 국제유가가 석유화학관련기업의 주가에 미치는 영향, Journal of the Korean Data Analysis Society, 13(1), 415-426.
- 박동욱, 장병기 (2014), 주가에 대한 유가의 영향력 변화: 업종별 분석을 중심으로, Journal of the Korean Data Analysis Society, 18(2), 783-798.
- 박정일, 장병기 (2013), KOSPI 개별기업들의 환노출과 금리노출, 산업경제연구, 31(2), 1-29.
- 박진우, 김주환 (2017), 유가변동이 GCC국가 주식시장에 미치는 영향, 중동연구, 35(3), 49-74.
- 서지용 (2009), 유가영향력은 기업규모별로 차별적인가?, 산업경제연구,

22(3), 1369-1387.

서지용 (2009), 유가충격의 요인별 분석 및 한국주식시장과의 관계, 한국재무학회 학술대회, 2009(08), 617-636.

서지용 (2007), 한국주식시장에 파급되는 국제유가의 위험에 관한 연구, 재무관리연구, 24(4), 75-106.

손양훈, 나인장 (2002), 휘발유 가격결정과 유가 자유화정책에 관한 연구, 자원·환경경제연구, 11(3), 493-513.

신동백 (2007), 국제유가가 우리나라 거시경제변수에 미치는 영향에 관한 연구, 국제회계연구, 18, 321-342.

오민환, 김영재 (2008), 한국 업종별 수출입에 대한 유가변동의 영향, 무역학회지, 33(5), 329-342.

이충렬, 강운영 (2007), 배기량별 승용차 등급 변화를 고려한 승용차 에너지 수요 예측, Journal of the Korean Data Analysis Society, 9(3), 1179-1196.

임대봉 (2009), 국제유가와 주가의 관계분석, 산업경제연구, 22(5), 2421-2436.

장병기 (2012), 금융기관 주가와 주가변동성에 대한 환율 및 금리의 영향력, Journal of the Korean Data Analysis Society, 14(3), 1645-1658.

장병기 (2013), 금융시장간 전이효과의 시간가변성, 금융공학연구, 12(3), 51-74.

전지홍, 이상립, 이창립 (2016), 원유가격 변동이 주가에 미치는 영향 : 산업별 차이를 중심으로, 한국재무학회 학술대회, 2016(5), 2426-2452.

정성창, 정석영 (2002), 구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기 균형관계, 재무연구, 15(2), 205-235.

정준환, 김형건 (2011), 유가충격에 따른 국내 주식시장의 업종별 효과에 관

- 한 연구, 산업경제연구, 24(6), 3589-3610.
- 제상영, 양현석, 김형건 (2010), 국내 정유시장의 경쟁도 분석: 휘발유와 경유를 중심으로, Journal of the Korean Data Analysis Society, 12(4), 2175-2184.
- 제상영, 임재욱 (2011), 국제원유 충격과 주식시장의 반응, Journal of the Korean Data Analysis Society, 13(5), 415-429.
- 조남형, 김영덕, 김태완 (2009), 휘발유와 경유의 수요탄력성 추정에 대한 실증분석, Journal of the Korean Data Analysis Society, 11(4), 2053-2064.
- 차경수 (2013), 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석 - 부호제약 구조적 벡터자기회귀모형을 중심으로, 한국경제연구, 31(2), 5-41.
- 황선웅, 최재혁 (2006), VECM모형을 이용한 거시경제변수와 주가간의 관계에 대한 실증분석, 재무관리논총, 12(1), 183-213.
- Al Janabi, M. A. M., Hatemi-J, A., Irandoust, M. (2010), An empirical investigation of the informational efficiency of the GCC equity markets : Evidence from bootstrap simulation, International Review of Financial Analysis, 12(1), 47-54.
- An. L., Jin. X., Ren, X. (2014), Are the macroeconomic effects of oil price shock symmetric?, Energy Economics, 45, 217-228.
- Basher, S. A., Haug, A. A., Sadorsky, P. (2012), Oil prices, exchange rates and emerging stock markets, Energy Economics, 34(1), 227-240.
- Bouoiyour, J., Selmi, R. (2016), How differently Does Oil Price Influence BRICS Stock Markets?, Sejong Institution, Journal of Economic Integration, 31(3), 547-568.
- Cheung, Y. W., Lai, K. S. (1993), Finite-Sample sizes of Johansen's

- likelihood ratio tests for cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(3), 253-361.
- Cunado, J., Jo. S., Perez de gracia, F. (2015), Macroeconomic impacts of oil price shocks in Asian economics, *Energy Policy*, 86, 867-879.
- Cavalcanti, T., Jalles, J. T. (2013), Macroeconomic effects of oil price shocks in Brazil and in the United States, *Applied Energy*, 104, 475-486.
- Chen, Nai-Fu, Roll, R., Ross, S. A. (1986), Economic Forces and the Stock Market, *The Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987), Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Fama, E. F. (1981), Stock returns, real activity, inflation, and money, *American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Gregory, A. W., Hansen, B. E. (1996a), Residual based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics*, 80, 99-126
- Gregory, A. W., Hansen, B. E. (1996b), Practitioners coner : Tests for cointegration in models with regime and trends shifts, *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, 58(3), 555-560.
- Hamilton, J. D. (1996), This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship, *Journal of econometrics*, 113(2), 368-398.
- Henriques, I., Sadorsky, P. (2008), Oil prices and the stock prices of alternative energy companies, *Energy Economics*, 30(3), 998-1010.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of*

- Economic Dynamics and Control, 12, 231-254.
- Katircioglu, S. T., Sertoglu, K., Candemir, M., Mercan, M. (2015), Oil price movements and macroeconomic performance: Evidence from twenty-six OECD countries, *Renewable and Sustainable Energy Review* 44, 257-270.
- Kilian, L. (2009), Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market, *American Economic Review*, 50(4), 1267-1287.
- Kilian, L., Park, C. (2009), The impact of oil price shocks on the U.S. stock market, *International Economic Review*, 50(4), 1267-1287.
- Miller, J. I., Ratti, R. A. (2009), Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles, *Energy economicx*, 31, 559-568.
- Mork, K. a. (1989), Oil and Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results, *Journal of Political Economy*, 97(3) 740-744.
- Moya-Martinez, P., Ferrer-Lapena, R., Escribano-sotos, F. (2014), Oil price risk in the spanish stock market: An industry perspective, *Economic Modelling*, 37, 280-290.
- Nandha, M., Faff, R. (2008), Does oil move equity prices? A global view, *Energy Economics*, 30(3), 986-997.
- Narayan, P. K., Sharma, S. S. (2011), New evidence on oil price and firm returns, *Journal of Banking & Finance*, 35(12), 3253-3262.
- Peersman, G., Robays, I. V. (2009), Oil and th Euro Area Economy, *Economic Policy*, 24, 603-651.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. (1999), Bounds testing approaches to the analysisi of Long run relationships, *Edinburgh School*

of Economics discussion paper, 46

- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. (2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Riggi, M., Venditti, F. (2015), The time varying effect of oil price shocks on euro-area exports, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 59, 75–94.
- Sadorsky, P. (1999), Oil price shocks and stock market activity, *Energy Economics*, 21(5), 449–468.
- Shiller, R. J., Beltratti, A. E. (1992), Stock Prices and Bond Yields: Can Their Movements Be Explained in Terms of Present Value Models?, *Journal of Monetary Economics*, 30, 25–46.
- Tsai, C. L. (2015), How do U.S. stock returns respond differently to oil price shocks pre-crisis, within the financial crisis, and post-crisis?, *Energy Economics*, 50, 47–62.
- Valadkhani, A. (2014), Dynamic effects of rising oil prices on consumer energy prices in Canada and the United States : Evidence from the last half a century, *Energy Economics*, 45, 33–44.

부 록

<표A-1> 1기 종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물 ARDL Bounds test 결과

	종합	건설	금융	기계	비금속광물
$\Delta \ln S$					
$\Delta \ln S-1$	0.22(2.47)**	0.40(4.80)***	0.21(2.30)**	-0.17(-1.84)*	0.15(1.63)
$\Delta \ln S-2$	-0.27((-3.03)***	-0.27(-3.06)***			
$\Delta \ln S-3$					
$\Delta \ln E$					
$\Delta \ln E-1$	-2.15(-3.46)***	-2.17(-1.77)*	-1.73(-1.91)*		-1.43(-2.09)**
$\Delta \ln E-2$		-2.28(-1.91)*			
$\Delta \ln E-3$	-1.86(-2.94)***		-2.24(-2.51)**	-2.20(-2.70)***	
$\Delta \ln IP$			-0.41(-1.76)*		0.18(1.93)*
$\Delta \ln IP-1$					
$\Delta \ln IP-2$				0.10(1.51)	
$\Delta \ln IP-3$	0.34(2.31)**	0.72(2.84)***			
$\Delta \ln OILp$	-0.09(-1.51)		-0.24(-2.80)***	-0.21(-2.49)**	-0.17(-2.15)**
$\Delta \ln OILp-1$					0.17(2.16)**
$\Delta \ln OILp-2$		-0.07(-0.71)			
$\Delta \ln OILp-3$					
$\Delta \ln BOND$					
$\Delta \ln BOND-1$	-0.23(-2.39)**		-0.27(-1.90)*	-0.30(-2.11)**	
$\Delta \ln BOND-2$					
$\Delta \ln BOND-3$	-0.26(-2.56)**	-0.65(-3.84)***	-0.27(-1.85)*		-0.25(-2.05)**
$\Delta \ln S\&P/Uscpi$		-0.22(-1.15)			
$\Delta \ln S\&P/Uscpi-1$	0.10(0.92)				0.23(1.83)*
$\Delta \ln S\&P/Uscpi-2$					
$\Delta \ln S\&P/Uscpi-3$			-0.44(-2.71)***	0.21(1.44)	
intercept	-0.33(-0.41)	1.02(0.72)	0.48(0.35)	1.01(1.02)	0.09(0.11)
$\ln S$	-0.07(-1.82)*	-0.08(-2.49)**	-0.04(-1.43)	-0.06(-1.16)	-0.10(-2.69)***
$\ln E$	0.00(0.06)	-0.27(-1.37)	-0.05(-0.26)	-0.13(-1.01)	-0.07(-0.80)
$\ln IP$	0.08(1.15)	0.22(2.48)**	-0.07(-0.74)	0.06(0.99)	0.18(2.17)**
$\ln OILPRICE$	-0.00(-0.23)	0.09(2.07)**	-0.02(-0.76)	0.00(0.06)	-0.02(-0.86)
$\ln BOND$	0.06(1.64)	0.14(2.30)**	0.01(0.24)	-0.05(-0.94)	-0.02(-0.41)
$\ln S\&P/Uscpi$	0.07(1.65)	0.02(0.31)	0.17(2.61)**	0.01(0.31)	0.02(0.41)

<표A-2> 1기 섬유·의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료 ARDL Bounds test 결과

	섬유·의복	운수장비	운수창고	유통	음식료
$\Delta \ln S$					
$\Delta \ln S-1$	0.42(5.04)***	0.21(2.24)**	0.29(3.22)***	0.15(1.70)*	0.30(3.50)***
$\Delta \ln S-2$				-0.23(-2.69)***	
$\Delta \ln S-3$			0.31(3.57)***		
$\Delta \ln E$					
$\Delta \ln E-1$	-1.35(-1.81)*	-2.57(-2.67)***		-2.79(-2.93)***	
$\Delta \ln E-2$					
$\Delta \ln E-3$			-1.55(-2.10)		-1.94(-3.01)***
$\Delta \ln IP$			0.23(1.14)		0.12(0.97)
$\Delta \ln IP-1$	0.86(0.77)	-0.02(-0.48)			
$\Delta \ln IP-2$					
$\Delta \ln IP-3$				0.38(1.54)	
$\Delta \ln OILp$	-0.12(-1.70)*		-0.25(-3.13)***	-0.20(-2.01)**	
$\Delta \ln OILp-1$	0.18(2.32)**				
$\Delta \ln OILp-2$			0.15(1.79)*		
$\Delta \ln OILp-3$	0.14(1.94)*	-0.17(-1.62)			0.15(2.16)**
$\Delta \ln BOND$		-0.32(-1.88)*	-0.32(-2.40)**		
$\Delta \ln BOND-1$	-0.22(-2.00)**				-0.12(-3.69)***
$\Delta \ln BOND-2$					
$\Delta \ln BOND-3$				-0.42(-2.45)**	
$\Delta \ln S\&P/UScpi$		0.37(1.99)**	0.31(2.26)**		
$\Delta \ln S\&P/UScpi-1$	0.09(-2.86)***			0.07(0.39)	
$\Delta \ln S\&P/UScpi-2$			-0.26(-1.79)*		-0.12(-3.69)***
$\Delta \ln S\&P/UScpi-3$					
intercept	-0.68(-1.06)	-0.05(-0.05)	4.22(3.75)***	0.18(0.16)	-0.22(-0.30)
$\ln S$	-0.09(-2.86)***	-0.11(-2.18)**	-0.31(-5.08)***	-0.14(-2.57)**	-0.12(-3.69)***
$\ln E$	0.03(0.35)	0.02(0.17)	-0.67(-4.08)***	-0.13(-0.81)	-0.03(-0.41)
$\ln IP$	0.09(0.97)	0.07(2.37)**	0.32(3.51)***	0.21(2.23)**	0.16(1.85)*
$\ln OILPRICE$	-0.06(-1.93)*	0.02(0.42)	-0.13(-2.82)***	-0.04(-1.00)	-0.00(-0.10)
$\ln BOND$	0.03(0.83)	-0.01(-0.22)	-0.05(-1.08)	0.14(2.06)**	-0.00(-0.16)
$\ln S\&P/UScpi$	0.07(0.17)	0.10(1.17)	0.17(2.73)***	0.02(0.35)	0.07(1.40)

<표A-3> 1기 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 ARDL Bounds test 결과

	의약품	전기전자	종이목재	철강금속	화학
$\Delta \ln S$					
$\Delta \ln S-1$	0.22(2.42)**	0.22(2.51)**	-1.66(-2.40)**	0.38(4.35)***	0.17(2.03)**
$\Delta \ln S-2$				-0.21(-2.42)**	
$\Delta \ln S-3$					
$\Delta \ln E$	-1.28(-1.72)*				
$\Delta \ln E-1$				-2.23(-3.11)***	-3.05(-4.05)***
$\Delta \ln E-2$					
$\Delta \ln E-3$		-2.33(-2.90)***	-1.66(-2.40)**	-1.62(-2.19)**	
$\Delta \ln IP$					
$\Delta \ln IP-1$					0.15(1.78)*
$\Delta \ln IP-2$				-0.19(-1.36)	
$\Delta \ln IP-3$	-0.26(-2.53)**	0.08(1.55)	0.16(0.83)		
$\Delta \ln OILp$		-0.14(-1.66)*		-0.14(-1.99)**	
$\Delta \ln OILp-1$	0.15(2.01)**				
$\Delta \ln OILp-2$					
$\Delta \ln OILp-3$			0.16(2.06)**		-0.10(-1.40)
$\Delta \ln BOND$		-0.33(-2.29)**		-0.23(-2.04)**	
$\Delta \ln BOND-1$	-0.12(-0.99)		-0.18(-1.47)		
$\Delta \ln BOND-2$					-0.07(-0.63)
$\Delta \ln BOND-3$					
$\Delta \ln S\&P/Uscpi$		0.03(0.21)		0.11(0.90)	
$\Delta \ln S\&P/Uscpi-1$			0.30(2.17)**		
$\Delta \ln S\&P/Uscpi-2$			-0.33(-2.26)**		
$\Delta \ln S\&P/Uscpi-3$	-0.27(-1.96)*				
intercept	0.92(1.15)	1.03(1.19)	0.76(0.81)	0.51(0.69)	0.11(0.92)
$\ln S$	-0.05(-1.68)	-0.17(-3.94)***	-0.07(-2.16)**	-0.07(-2.71)***	-0.11(0.28)
$\ln E$	-0.09(-1.02)	-0.09(-0.87)	-0.07(-0.67)	-0.06(-0.65)	0.02(0.28)
$\ln IP$	0.37(0.53)	0.10(2.52)**	-0.01(-0.14)	0.01(0.32)	0.11(2.17)**
$\ln OILPRICE$	0.00(0.24)	-0.05(-1.39)	-0.07(-2.18)	-0.01(-0.51)	-0.00(-0.04)
$\ln BOND$	-0.09(-1.75)	-0.02(-0.44)	-0.05(-1.08)	-0.02(-0.57)	0.02(0.54)
$\ln S\&P/Uscpi$	0.03(0.61)	0.09(1.48)	0.09(1.58)	0.12(2.53)**	0.10(2.03)**

<표A-4> 2기 종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물 ARDL Bounds test 결과

	종합	건설	금융	기계	비금속광물
$\Delta \ln S$					
$\Delta \ln S-1$	0.29(2.75)***		0.26(2.59)**	0.26(2.27)**	0.14(1.31)
$\Delta \ln S-2$			0.27(2.75)***		
$\Delta \ln S-3$		-0.14(-1.50)		-0.30(-2.46)**	
$\Delta \ln E$					-1.74(-1.42)
$\Delta \ln E-1$			1.70(1.61)		
$\Delta \ln E-2$	-1.54(-1.69)*			-1.22(-0.97)	
$\Delta \ln E-3$		-3.36(-3.11)***			
$\Delta \ln IP$	0.79(2.64)**			0.32(1.56)	
$\Delta \ln IP-1$			2.09(1.71)*		
$\Delta \ln IP-2$	0.59(1.94)*	2.14(1.76)*	2.62(2.15)**		0.27(1.72)*
$\Delta \ln IP-3$					
$\Delta \ln OILp$	-0.20(-2.42)**		-0.33(-3.26)***		-0.14(-1.54)
$\Delta \ln OILp-1$	0.24(2.74)***		0.35(3.51)***		
$\Delta \ln OILp-2$	-0.18(-2.02)**	-0.35(-3.25)***		-0.17(-1.58)	
$\Delta \ln OILp-3$					
$\Delta \ln BOND$		-0.51(-2.66)*	-0.64(-3.40)***		
$\Delta \ln BOND-1$			0.28(1.44)	0.35(1.48)	
$\Delta \ln BOND-2$	0.24(1.36)				
$\Delta \ln BOND-3$					-0.16(-0.75)
$\Delta \ln S\&P/UScpi$				0.62(1.75)*	
$\Delta \ln S\&P/UScpi-1$					
$\Delta \ln S\&P/UScpi-2$		-0.62(-2.09)**	-0.35(-1.17)		-0.38(-1.19)
$\Delta \ln S\&P/UScpi-3$	-0.39(-1.47)	-0.71(-2.16)**			
intercept	2.99(1.94)*	2.47(1.37)	7.81(4.17)***	2.35(1.14)	0.65(0.38)
$\ln S$	-0.33(-4.81)***	-0.17(-3.13)***	-0.49(-5.68)***	-0.15(-2.21)**	-0.19(-3.41)***
$\ln E$	-0.36(-1.72)*	-0.25(-0.99)	-0.69(-3.08)***	-0.13(-0.48)	-0.01(-0.04)
$\ln IP$	0.269(2.06)**	0.62(1.41)	-0.98(-2.53)**	-0.13(-1.39)	0.09(0.73)
$\ln OILPRICE$	-0.08(-1.76)*	0.05(1.19)	-0.19(-3.78)***	-0.04(-0.69)	-0.07(-1.51)
$\ln BOND$	-0.13(-2.27)**	-0.28(-3.95)***	-0.15(-2.39)**	-0.13(-1.69)*	-0.11(-1.50)
$\ln S\&P/UScpi$	0.11(-2.72)***	-0.32(-2.44)**	-0.41(-3.15)***	-0.18(-1.29)	-0.20(-2.02)

<표A-5> 2기 섬유유통, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료 ARDL Bounds test 결과

	섬유유통	운수장비	운수창고	유통	음식료
$\Delta \ln S$					
$\Delta \ln S-1$	0.21(1.94)*	0.27(2.34)**	0.22(2.08)**		0.20(1.82)*
$\Delta \ln S-2$				-0.10(-0.94)	
$\Delta \ln S-3$					
$\Delta \ln E$	-2.31(-1.86)*	-1.88(-1.69)*	-2.77(-2.21)**	-2.61(-2.23)**	
$\Delta \ln E-1$					
$\Delta \ln E-2$				-2.40(-2.22)**	-1.07(-0.93)
$\Delta \ln E-3$					
$\Delta \ln IP$			1.10(2.77)***		
$\Delta \ln IP-1$					-1.13(-0.48)
$\Delta \ln IP-2$		0.05(1.03)		0.64(1.76)*	
$\Delta \ln IP-3$	-0.21(-1.19)				
$\Delta \ln OILp$	-0.27(-2.78)***		-0.29(-2.70)***	-0.34(-3.21)***	-0.09(-1.14)
$\Delta \ln OILp-1$	0.28(2.55)**	0.24(2.85)***	0.18(1.70)*		
$\Delta \ln OILp-2$	-0.20(-1.83)*	-0.23(-2.38)**		-0.33(-3.06)***	
$\Delta \ln OILp-3$	0.21(2.02)**	0.17(1.79)*			
$\Delta \ln BOND$	-0.17(-0.89)	-0.29(-1.48)		-0.27(-1.32)	
$\Delta \ln BOND-1$					
$\Delta \ln BOND-2$					0.39(1.78)*
$\Delta \ln BOND-3$			-0.36(-1.67)*		
$\Delta \ln S\&P/UScpi$		0.57(2.21)**			
$\Delta \ln S\&P/UScpi-1$				-0.70(-2.18)**	
$\Delta \ln S\&P/UScpi-2$	-0.51(-1.41)			-1.04(-3.20)***	
$\Delta \ln S\&P/UScpi-3$			-0.35(-1.13)	-1.16(-3.42)***	-0.06(-0.21)
intercept	4.48(1.55)	1.40(1.01)	1.05(0.55)	4.55(2.42)**	-2.92(-1.45)
$\ln S$	-0.24(-3.69)***	-0.13(-2.21)**	-0.35(-4.84)***	-0.13(-2.25)**	-0.19(-3.72)***
$\ln E$	-0.38(-1.15)	-0.03(-0.20)	-0.34(-1.24)	-0.48(-1.89)*	0.12(0.54)
$\ln IP$	-0.23(-1.53)	-0.12(-2.42)**	0.75(3.57)***	-0.28(-2.16)**	0.73(3.08)***
$\ln OILPRICE$	-0.17(-2.66)**	-0.08(-1.27)	-0.20(-3.19)***	-0.28(-2.16)**	-0.06(-0.33)
$\ln BOND$	-0.05(-0.71)	-0.13(-2.03)**	0.03(0.55)	-0.11(-1.79)*	-0.16(-2.36)**
$\ln S\&P/UScpi$	-0.13(-1.92)*	-0.10(-1.05)	-0.54(-3.35)***	0.21(1.43)	-0.17(-1.92)*

<표A-6> 2기 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 ARDL Bounds test 결과

	의약품	전기전자	종이목재	철강금속	화학
$\Delta \ln S$					
$\Delta \ln S-1$	0.29(272)***	0.28(237)**	0.32(324)***	0.29(276)***	
$\Delta \ln S-2$					
$\Delta \ln S-3$				-0.21(-1.96)*	-0.18(-1.59)
$\Delta \ln E$	-1.30(-0.99)		-2.20(-1.93)*		-2.57(-2.25)**
$\Delta \ln E-1$					
$\Delta \ln E-2$		-2.07(-1.74)*		-2.62(-2.36)**	
$\Delta \ln E-3$					
$\Delta \ln IP$				-0.77(-1.90)*	
$\Delta \ln IP-1$	-0.51(-2.09)**	-0.46(-2.74)***			
$\Delta \ln IP-2$					0.25(1.23)
$\Delta \ln IP-3$			-0.48(-1.39)		
$\Delta \ln OILp$	-0.19(-1.75)*	-0.20(-1.97)*	-0.18(-1.82)*		-0.09(-1.12)
$\Delta \ln OILp-1$		0.26(2.30)**	0.23(2.24)**		
$\Delta \ln OILp-2$	-0.21(-1.86)*	-0.29(-2.63)**	-0.26(-2.68)**	-0.11(-1.10)	
$\Delta \ln OILp-3$					
$\Delta \ln BOND$		-0.40(-1.93)*		-0.31(-1.65)	
$\Delta \ln BOND-1$	-0.05(-0.24)				
$\Delta \ln BOND-2$					
$\Delta \ln BOND-3$			-0.15(-0.81)		-0.22(-1.11)
$\Delta \ln S\&P/USqpi$			-0.56(-1.93)*		
$\Delta \ln S\&P/USqpi-1$	-0.54(-1.51)				
$\Delta \ln S\&P/USqpi-2$		-0.33(-0.92)		-0.32(-1.08)	
$\Delta \ln S\&P/USqpi-3$					-0.28(-0.96)
intercept	-0.47(-0.27)	0.38(0.19)	-0.71(-0.44)	-2.33(-1.54)	-0.48(-0.28)
$\ln S$	-0.31(-4.54)***	-0.13(-2.02)*	-0.28(-4.88)***	-0.09(-1.81)*	-0.11(-1.99)*
$\ln E$	-0.02(-0.10)	0.03(0.13)	-0.15(-0.66)	0.36(1.65)	0.18(0.71)
$\ln IP$	0.73(3.61)***	0.22(2.02)**	0.72(4.70)***	0.15(0.91)	-0.03(-0.31)
$\ln OILPRICE$	0.10(1.73)*	-0.03(-0.61)	0.10(1.93)*	0.01(0.22)	-0.02(-0.49)
$\ln BOND$	-0.18(-2.37)**	-0.04(-0.65)	0.03(0.54)	-0.07(-1.14)	-0.09(-1.39)
$\ln S\&P/USqpi$	-0.30(-2.15)**	-0.34(-2.10)**	-0.38(-4.10)***	-0.20(-1.87)*	-0.10(-1.06)

<표A-7> 3기 종합, 건설, 금융, 기계, 비금속광물 ARDL Bounds test 결과

	종합	건설	금융	기계	비금속광물
$\Delta \ln S$					
$\Delta \ln S-1$	0.261(4671)***	0.177(2922)***	0.345(5443)***	0.332(5733)***	
$\Delta \ln S-2$		-0.127(-2373)**	-0.144(5443)***	-0.160(-2832)***	0.301(5205)***
$\Delta \ln S-3$			0.148(2862)***	0.221(3738)***	
$\Delta \ln E$	-0.331(-2471)**	-0.548(-2290)**	-0.434(-2152)**	-0.436(-2028)**	-0.379(-1987)*
$\Delta \ln E-1$	0.580(4435)***	0.7038(129)***	0.514(2658)***	0.927(4671)***	0.536(2844)***
$\Delta \ln E-2$					0.417(2307)**
$\Delta \ln E-3$					
$\Delta \ln IP$					
$\Delta \ln IP-1$				-0.185(-1.48)	
$\Delta \ln IP-2$					0.061(0.713)
$\Delta \ln IP-3$	-0.196(-1.683)*	-0.461(-2.206)**	-0.306(-1.722)*		
$\Delta \ln OILp$	0.070(1.937)*	0.132(1.935)*	0.097(1.764)*		
$\Delta \ln OILp-1$		-0.116(-1.732)*			0.110(2.120)**
$\Delta \ln OILp-2$			-0.080(-1.683)*		
$\Delta \ln OILp-3$				-0.091(-1.661)*	-0.091(-1.806)*
$\Delta \ln BOND$				0.216(2.135)**	
$\Delta \ln BOND-1$				-0.171(-1.662)*	
$\Delta \ln BOND-2$	0.089(1.679)*	0.203(1.872)*	0.184(1.984)**	0.291(3.051)***	0.283(3.143)***
$\Delta \ln BOND-3$		-0.248(-2.278)**	-0.201(-2.139)**		-0.208(-2.387)**
$\Delta \ln S\&P/Usqi$	0.822(9.774)***	0.931(6.180)***	0.812(6.347)***	1.124(8.521)***	0.663(5.278)***
$\Delta \ln S\&P/USqi-1$					
$\Delta \ln S\&P/USqi-2$					
$\Delta \ln S\&P/USqi-3$				-0.334(-2.478)**	
intercept	0.929(0.893)	2.128(3.530)***	0.802(1.611)	0.874(1.729)*	1.614(2.753)***
lsS	-0.025(-0.947)	-0.001(-0.077)	-0.047(-1.914)*	-0.017(-1.235)	-0.088(-4.038)***
lnE	-0.026(-0.678)	-0.189(-2.485)**	0.092(-1.402)	-0.113(-1.886)*	-0.191(-2.854)***
lnIP	-0.004(0.081)	-0.110(-1.250)	-0.007(-0.108)	0.022(0.381)	0.011(0.154)
lnOILPRICE	-0.010(-0.601)	-0.011(-0.342)	-0.003(-0.131)	-0.033(-1.371)	-0.054(-3.232)***
lnBOND	-0.011(-0.521)	-0.073(-1.747)*	-0.002(-0.087)	-0.009(0.395)	-0.049(-2.984)***
lnS&P/Usqi	-0.023(-1.152)	-0.110(-3.429)***	-0.025(-0.933)	-0.068(-2.414)*	-0.038(-1.490)

<표A-8> 3기 섬유 의복, 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료 ARDL Bounds test 결과

	섬유 의복	운수장비	운수창고	유통	음식료
$\Delta \ln S$					
$\Delta \ln S-1$	0.355(6.162)***	0.433(7.284)***	0.305(5.106)***	0.337(5.547)***	0.291(4.961)***
$\Delta \ln S-2$		-0.214(-3.523)***			
$\Delta \ln S-3$	0.121(2.181)**	0.176(2.970)***	0.110(1.929)*		0.127(2.310)**
$\Delta \ln E$	-0.355(-1.793)*		-0.508(-2.030)**	-0.530(-2.556)**	-0.397(-2.346)**
$\Delta \ln E-1$	0.708(3.775)***	0.778(4.198)***	0.928(3.939)***	0.756(3.859)***	0.478(3.026)***
$\Delta \ln E-2$					
$\Delta \ln E-3$		0.395(2.157)**			
$\Delta \ln P$	0.163(2.037)**	-0.029(-0.603)	0.336(1.472)		
$\Delta \ln P-1$					
$\Delta \ln P-2$				0.189(1.040)	
$\Delta \ln P-3$					0.111(0.745)
$\Delta \ln OILp$		0.166(3.001)***		0.128(2.279)**	
$\Delta \ln OILp-1$					
$\Delta \ln OILp-2$			-0.059(-0.901)		
$\Delta \ln OILp-3$	-0.144(-2.890)***				-0.106(-2.482)**
$\Delta \ln BOND$		0.171(1.835)*			
$\Delta \ln BOND-1$	-0.171(-1.799)*	-0.261(-2.525)**			
$\Delta \ln BOND-2$	0.156(1.666)*	0.315(3.260)***	0.168(1.535)	0.291(3.180)***	0.175(2.291)**
$\Delta \ln BOND-3$	-0.162(-1.769)*	-0.217(-2.194)**			
$\Delta \ln S\&P/USqpi$	0.781(6.181)***	0.875(7.821)***	0.879(5.632)***	0.686(5.265)***	0.631(5.961)***
$\Delta \ln S\&P/USqpi-1$					
$\Delta \ln S\&P/USqpi-2$					
$\Delta \ln S\&P/USqpi-3$					
intercept	-0.803(-1.266)	0.773(1.566)	1.022(1.680)*	0.396(0.768)	1.189(1.592)
lsS	-0.045(-2.850)***	-0.030(-1.641)	-0.046(-2.572)**	-0.068(-2.918)***	-0.058(-3.606)***
lnE	0.033(0.527)	-0.057(-1.018)	-0.172(-2.305)**	-0.054(-0.908)	-0.039(-0.851)
lnP	0.090(1.176)	-0.024(-0.465)	0.099(1.064)	0.031(0.446)	-0.140(-1.015)
lnOILPRICE	-0.055(-0.268)	0.014(0.629)	-0.035(-1.072)	-0.011(-0.425)	0.021(1.623)
lnBOND	1.014(1.100)	-0.044(-1.888)*	0.012(0.320)	-0.013(-0.446)	-0.057(-2.699)***
lnS&P/USqpi	0.092(2.193)**	-0.056(-2.094)**	-0.082(-2.476)**	-0.020(-0.701)	0.007(0.324)

<표A-9> 3기 의약품, 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 ARDL Bounds test 결과

	의약품	전기전자	종이목재	철강금속	화학
$\Delta \ln S$					
$\Delta \ln S-1$	0.234(3.477)***	0.265(4.711)***	0.287(4.759)***	0.327(5.401)***	0.239(4.105)***
$\Delta \ln S-2$			-0.108(-1.771)*		
$\Delta \ln S-3$	0.116(1.805)*		0.146(2.530)**		0.123(2.121)**
$\Delta \ln E$	-0.410(-1.813)*		-0.408(-2.201)**	-0.564(-3.044)***	-0.588(-3.420)***
$\Delta \ln E-1$	0.648(3.168)***	0.429(2.420)**	0.690(3.889)***	0.714(3.815)***	0.771(4.610)***
$\Delta \ln E-2$	-0.106(-0.991)			0.339(2.047)**	
$\Delta \ln E-3$					0.323(1.968)*
$\Delta \ln IP$		0.246(2.638)***			
$\Delta \ln IP-1$		0.247(2.753)***	0.453(1.951)*		
$\Delta \ln IP-2$			0.394(1.800)*		
$\Delta \ln IP-3$				-0.200(-1.238)	-0.405(-2.973)***
$\Delta \ln OILp$				0.058(1.117)	0.104(2.230)**
$\Delta \ln OILp-1$	0.123(2.051)**				
$\Delta \ln OILp-2$		-0.083(-1.639)			
$\Delta \ln OILp-3$			-0.130(-2.736)***		
$\Delta \ln BOND$	0.131(1.289)	0.297(3.327)***			
$\Delta \ln BOND-1$			-0.216(-2.328)**		
$\Delta \ln BOND-2$		0.152(1.337)*	0.227(2.524)**		0.132(1.736)*
$\Delta \ln BOND-3$			-0.162(-1.836)*	-0.227(-2.759)***	
$\Delta \ln S\&P/USqpi$	0.505(3.627)***	0.958(8.954)***	0.755(6.246)***	0.772(6.567)***	0.812(7.450)***
$\Delta \ln S\&P/USqpi-1$					
$\Delta \ln S\&P/USqpi-2$	-0.300(-2.361)**				
$\Delta \ln S\&P/USqpi-3$					
intercept	0.149(0.238)	0.010(0.023)	1.783(1.856)	0.908(1.588)	0.292(0.659)***
lsS	-0.127(-4.505)***	-0.120(-4.286)***	-0.047(-2.516)**	-0.005(-0.323)	-0.024(-1.336)
lnE	-0.186(-2.788)***	0.042(0.776)	-0.119(-2.241)**	-0.107(-2.083)**	-0.024(-0.427)
lnIP	0.334(3.783)***	0.045(1.770)*	-0.186(-1.136)	0.013(-0.153)	0.015(0.158)
lnOILPRICE	-0.089(-3.357)***	0.002(0.100)	-0.000(-0.029)	-0.024(-1.192)	-0.006(-0.326)
lnBOND	0.029(1.137)	-0.014(-0.580)	-0.025(-0.936)	-0.008(-0.148)	-0.029(-1.196)
lnS&P/USqpi	0.031(0.981)	0.018(0.670)	-0.001(-0.041)	-0.040(-1.597)	-0.036(-1.530)

<표B-1> 1기(1980년 1월 ~ 1990년 6월) 월간자료 진단테스트 결과

	종합	건설	금융	기계	비금속광물
R-square	0.49	0.44	0.48	0.30	0.36
Adj. R-square	0.33	0.27	0.32	0.08	0.15
LM het. Test	0.00	0.01	4.55	0.20	1.11
Durbin-watson	2.14	2.07	2.05	2.04	1.98
durbin's h alt	-3.16	-0.87	-0.76	-1.26	-0.26
Jarque-bera	3.51	2.43	23.18	0.99	0.31
RESET2	0.18	8.59	2.07	3.06	3.25
F(zero slope)	3.06	2.56	2.98	1.40	1.78
SBC	-160.997	-92.54	-114.70	-114.27	-136.76
Log likelihood	233.057	164.61	186.77	189.33	208.82
	섬유의복	운수장비	운수창고	유통	음식료
R-square	0.47	0.33	0.47	0.34	0.39
Adj. R-square	0.31	0.12	0.30	0.13	0.21
LM het. Test	26.97	0.96	0.95	0.48	6.76
Durbin-watson	2.06	1.97	2.09	2.03	2.02
durbin's h alt	-1.97	0.29	-1.54	-1.23	-0.59
Jarque-bera	6.07	3.13	0.21	5.07	1.87
RESET2	22.50	0.28	0.36	0.99	1.58
F(zero slope)	2.92	1.59	2.82	1.64	2.11
SBC	-146.20	-93.20	-127.79	-96.45	-143.85
Log likelihood	218.26	165.26	199.85	168.51	215.91
	의약품	전기전자	종이목재	철강금속	화학
R-square	0.37	0.41	0.43	0.51	0.45
Adj. R-square	0.18	0.22	0.25	0.36	0.28
LM het. Test	9.41	0.09	18.16	1.31	0.22
Durbin-watson	2.02	2.04	2.00	1.99	2.11
durbin's h alt	-0.55	-1.69	-0.60	-0.57	-1.76
Jarque-bera	13.32	2.35	9.04	0.17	1.23
RESET2	0.01	0.42	0.62	1.37	0.22
F(zero slope)	1.93	2.28	2.40	3.41	2.65
SBC	-130.56	-115.19	-139.11	-143.39	-142.67
Log likelihood	202.62	187.25	211.17	215.45	214.73

<표B-2> 2기(1990년 7월 ~ 1997년 9월) 월간자료 진단테스트 결과

	종합	건설	금융	기계	비금속광물
R-square	0.52	0.58	0.59	0.49	0.40
Adj. R-square	0.28	0.37	0.39	0.23	0.10
LM het. Test	0.18	2.96	1.03	3.21	0.95
Durbin-watson	1.82	1.83	2.02	1.92	1.81
durbin's h alt	1.96	1.39	0.78	0.70	1.55
Jarque-bera	0.92	0.30	1.51	1.53	0.60
RESET2	0.10	0.60	1.61	0.29	0.38
F(zero slope)	2.19	2.79	2.91	1.91	1.34
SBC	-87.01	-75.18	-77.36	-59.21	-63.91
Log likelihood	154.00	142.17	144.35	126.19	130.90
	섬유의복	운수장비	운수창고	유통	음식료
R-square	0.44	0.46	0.53	0.53	0.36
Adj. R-square	0.16	0.18	0.29	0.30	0.04
LM het. Test	2.55	0.00	0.00	2.93	1.48
Durbin-watson	1.97	1.89	1.85	1.90	1.94
durbin's h alt	-0.14	2.15	1.07	1.03	0.36
Jarque-bera	0.44	0.35	0.55	1.36	1.12
RESET2	0.32	2.43	1.46	1.15	0.25
F(zero slope)	1.59	1.69	2.22	2.29	1.14
SBC	-71.90	-73.64	-65.22	-75.00	-62.03
Log likelihood	138.89	140.63	132.21	141.99	129.02
	의약품	전기전자	종이목재	철강금속	화학
R-square	0.44	0.48	0.48	0.46	0.35
Adj. R-square	0.16	0.22	0.22	0.19	0.01
LM het. Test	0.24	1.57	2.50	0.07	0.83
Durbin-watson	1.86	1.89	1.93	1.93	1.89
durbin's h alt	1.01	0.88	0.82	0.60	0.96
Jarque-bera	0.81	0.05	0.19	0.93	2.35
RESET2	0.11	0.46	0.15	0.00	0.65
F(zero slope)	1.59	1.86	1.87	1.70	1.05
SBC	-57.45	-66.1934	-69.24	-70.14	-68.72
Log likelihood	124.44	133.18	136.23	137.13	135.71

<표B-3> 3기(1999년 1월 ~ 2014년 12월) 월간자료 진단테스트 결과

	종합	건설	금융	기계	비금속광물
R-square	0.580	0.482	0.487	0.553	0.500
Adj. R-square	0.513	0.400	0.405	0.482	0.421
LM het. Test	2.012	0.088	0.158	1.879	0.562
Durbin-watson	0.146	1.996	2.039	2.017	1.989
durbin's h alt	0.146	0.429	-1.224	-0.513	-1.155
Jarque-bera	19.319	6.290	74.209	0.040	2.381
RESET2	0.000	0.030	0.327	0.843	0.848
F(zero slope)	8.716	5.892	5.995	7.820	6.315
SBC	-320.989	-199.525	-233.899	-227.070	-245.980
Log likelihood	401.409	279.945	314.318	307.489	326.399
	섬유의복	운수장비	운수창고	유통	음식료
R-square	0.468	0.518	0.412	0.467	0.413
Adj. R-square	0.384	0.442	0.319	0.383	0.320
LM het. Test	43.383	0.621	0.956	11.892	3.290
Durbin-watson	2.018	1.998	1.966	2.000	1.959
durbin's h alt	-1.247	-0.243	-1.266	-0.722	-0.696
Jarque-bera	11.287	1.626	39.362	51.459	0.663
RESET2	1.332	0.402	0.630	0.764	0.129
F(zero slope)	5.571	6.805	4.437	5.539	4.450
SBC	-238.016	-234.173	-187.409	-231.137	-268.917
Log likelihood	318.435	314.592	267.828	311.557	349.337
	의약품	전기전자	종이목재	철강금속	화학
R-square	0.305	0.514	0.511	0.512	0.535
Adj. R-square	0.195	0.437	0.434	0.434	0.461
LM het. Test	0.516	14.390	4.488	0.003	3.082
Durbin-watson	1.884	1.886	1.952	1.900	1.887
durbin's h alt	1.709	1.170	-0.081	10590	-1.087
Jarque-bera	11.241	45.321	2.107	1.389	13.202
RESET2	0.582	0.001	0.427	0.279	1.332
F(zero slope)	2.780	6.677	6.614	6.627	7.269
SBC	-210.807	-239.866	-253.589	-250.105	-271.384
Log likelihood	291.227	320.286	334.009	330.524	351.803

<표C-1> 1기 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복 EGARCH-M-GED 결과

	건설		금융		기계		비금속광물		섬유의복	
	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob
LOG(GARCH)	0.006	0.010**	0.005	0.009***	-0.001	0.970	0.001	0.194	0.001	0.263
C	0.048	0.011**	0.043	0.009***	-0.009	0.972	0.012	0.192	0.006	0.336
CB	0.018	0.121	0.008	0.276	0.003	0.843	-0.004	0.624	-0.010	0.116
CB-1	0.021	0.076*	0.006	0.412	0.006	0.720	-0.026	0.001***		
CB-2	0.039	0.007***	-0.003	0.684	0.024	0.209				
CB-3	0.019	0.090*	0.010	0.125	0.021	0.228				
CB-4					0.019	0.309				
CB-5					0.033	0.072*				
CB-6					0.025	0.170				
EX	0.601	0.188	0.453	0.070*	-0.603	0.322	0.009	0.976	-0.339	0.285
EX-1	0.275	0.543	-0.200	0.447	1.060	0.113	-0.422	0.223	-0.278	0.419
EX-2	0.548	0.219	0.478	0.064*	-0.225	0.759	-0.009	0.979	0.363	0.307
EX-3	0.081	0.843	-1.261	0.000***	1.112	0.125	0.499	0.138	0.474	0.159
EX-4	0.392	0.345			-0.433	0.551	0.136	0.694		
EX-5					0.787	0.295	0.771	0.019*		
EX-6										
OIL	-0.002	0.902	0.001	0.869	-0.003	0.902	0.002	0.844	-0.019	0.092*
OIL-1	-0.013	0.377	-0.003	0.709	-0.008	0.719	0.030	0.01***	0.013	0.239
OIL-2	0.014	0.327	0.006	0.402	0.016	0.505	0.023	0.03***		
OIL-3	-0.015	0.306	0.001	0.861	0.028	0.256				
OIL-4			-0.012	0.147						
SNP	0.018	0.479	0.033	0.037*	0.024	0.563	0.007	0.752	0.005	0.814
SNP-1	0.017	0.492	0.006	0.619	0.003	0.945	0.022	0.192	0.018	0.398
SNP-2	0.008	0.747	0.025	0.059*	0.028	0.526	-0.056	0.001***		
SNP-3	0.051	0.080*	-0.040	0.001***	0.021	0.514	0.029	0.161		
SNP-4	-0.059	0.016**			0.074	0.044**				
SNP-5										
SNP-6										
KOSP			1.248	0.000***	0.999	0.000***	0.741	0.000***	0.581	0.00***
KOSP-1	1.037	0.000***	-0.051	0.000***	-0.053	0.085*	-0.019	0.275	0.050	0.01***
KOSP-2	-0.059	0.014**	0.027	0.044*	-0.055	0.075*	-0.080	0.000***	-0.023	0.234
KOSP-3	0.073	0.001***	-0.049	0.000***	0.056	0.069*	-0.001	0.967	0.036	0.068*
KOSP-4			-0.061	0.000***			0.063	0.000***	0.036	0.055*
KOSP-5			0.036	0.010**					-0.020	0.287
KOSP-6			0.044	0.001***						

<표C-2> 1기 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품 EGARCH-M-GED 결과

	운수장비		운수창고		유통		음식료		의약품	
	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob
LOG(GARCH)	0.003	0.031**	0.000	0.998	-0.001	0.100	0.004	0.911	0.005	0.023*
C	0.026	0.037**	0.000	0.965	-0.009	0.072*	0.035	0.911	0.039	0.032*
CB	-0.005	0.513	-0.014	0.220	-0.002	0.840	-0.014	0.238	-0.005	0.509
CB-1	0.011	0.171	-0.010	0.478	-0.005	0.596	-0.010	0.495		
CB-2	0.002	0.703	-0.002	0.852	0.020	0.016*	-0.019	0.205		
CB-3	-0.018	0.027**	-0.019	0.094*			-0.019	0.233		
CB-4							-0.016	0.305		
CB-5							-0.018	0.239		
CB-6							-0.020	0.104		
EX	0.109	0.707	-0.304	0.381	-0.075	0.824	-0.627	0.099*	-0.280	0.421
EX-1	-0.211	0.458	0.509	0.187			0.560	0.286	-0.439	0.209
EX-2	-0.321	0.289	-0.856	0.019**					0.058	0.824
EX-3	0.848	0.004***							0.087	0.775
EX-4	0.770	0.006***							-0.417	0.253
EX-5									0.857	0.012**
EX-6										
OIL	0.004	0.707	-0.009	0.424	-0.039	0.00***	0.000	0.994	-0.005	0.625
OIL-1	-0.008	0.431	-0.036	0.00***	-0.030	0.02**	0.011	0.549	-0.013	0.200
OIL-2	-0.026	0.01***			0.015	0.243	0.008	0.608	0.003	0.789
OIL-3	0.013	0.164					0.027	0.090*	0.002	0.821
OIL-4							0.006	0.712	0.024	0.037*
OIL-5							-0.031	0.054*	-0.022	0.051*
OIL-6							-0.014	0.391	-0.023	0.044*
SNP	0.009	0.560	-0.026	0.271	0.040	0.105	0.039	0.150	0.029	0.186
SNP-1	0.003	0.828	0.011	0.673	0.070	0.000***	-0.008	0.760	0.022	0.258
SNP-2	-0.001	0.934	-0.007	0.766			0.005	0.868		
SNP-3	0.000	0.981	0.006	0.782			0.007	0.794		
SNP-4	0.053	0.000***	0.013	0.553			0.033	0.233		
SNP-5	-0.028	0.101	0.026	0.263			0.017	0.425		
SNP-6	0.066	0.000***	-0.038	0.106						
KOSP	0.974	0.000***	0.815	0.000***	1.045	0.000***	0.567	0.000***	0.622	0.00***
KOSP-1	-0.006	0.671	0.010	0.616			0.040	0.071*	0.080	0.00***
KOSP-2	-0.057	0.000***	-0.020	0.319			-0.069	0.003***	-0.072	0.00***
KOSP-3	-0.029	0.062*					0.006	0.788		
KOSP-4	0.009	0.558					0.051	0.034*		
KOSP-5	-0.054	0.000***					-0.021	0.337		
KOSP-6										

<표C-3> 1기 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 EGARCH-M-GED 결과

	전기 전자		종이 목재		철강 금속		화 학	
	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob
LOG(GARCH)	0.000	0.595	0.004	0.014**	-0.002	0.912	-0.004	0.052*
C	0.003	0.673	0.033	0.017**	-0.021	0.911	-0.037	0.049**
CB	0.006	0.519	-0.007	0.359	-0.009	0.491	-0.015	0.022**
CB-1	0.007	0.392	-0.015	0.080*	0.006	0.587	-0.022	0.002***
CB-2			-0.011	0.245	-0.002	0.867	-0.028	0.000***
CB-3			-0.028	0.002***	0.002	0.912	-0.021	0.008***
CB-4			-0.019	0.029**	0.009	0.501	-0.025	0.001***
CB-5			-0.013	0.079*	-0.001	0.961	-0.023	0.002***
CB-6					0.017	0.051*	-0.014	0.033**
EX	-0.176	0.550	-0.338	0.241	-1.506	0.001***	-0.477	0.038**
EX-1					0.050	0.925		
EX-2					-0.474	0.404		
EX-3					-0.041	0.930		
EX-4								
EX-5								
EX-6								
OIL	-0.013	0.206	-0.023	0.026*	-0.046	0.004***	-0.024	0.005***
OIL-1								
OIL-2								
OIL-3								
OIL-4								
OIL-5								
OIL-6								
SNP	-0.047	0.032*	-0.012	0.462	-0.005	0.876	-0.018	0.273
SNP-1			0.024	0.104	0.003	0.920		
SNP-2			0.021	0.240	-0.009	0.800		
SNP-3			-0.019	0.249	0.064	0.003***		
SNP-4			0.005	0.771	0.061	0.059*		
SNP-5			0.019	0.245				
SNP-6								
KOSP	0.885	0.000***	0.573	0.000***	0.797	0.000***	0.846	0.000***
KOSP-1	-0.033	0.059*	0.058	0.001***	0.035	0.155	0.006	0.670
KOSP-2	-0.007	0.692	-0.009	0.517	-0.038	0.142	0.005	0.741
KOSP-3	0.018	0.315	0.027	0.110			0.038	0.006***
KOSP-4	0.025	0.151					-0.007	0.607
KOSP-5	-0.033	0.058*					-0.023	0.093*
KOSP-6	-0.054	0.003***					-0.024	0.080*

<표C-4> 2기 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복 EGARCH-M-GED 결과

	건설		금융		기계		비금속광물		섬유의복	
	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob
LOGG ARCH	-0.001	0.928	0.000	0.118	0.023	0.597	0.000	0.218	0.001	0.003***
C	-0.012	0.926	-0.006	0.071*	0.205	0.598	0.004	0.264	0.009	0.004***
CB	0.017	0.522	0.033	0.179	0.036	0.173	-0.009	0.741	-0.020	0.409
CB-1	-0.053	0.043**	0.025	0.291						
CB-2	-0.045	0.097*	-0.009	0.724						
CB-3	-0.038	0.259	-0.059	0.027**						
CB-4										
CB-5										
CB-6										
EX	-0.048	0.724	0.199	0.129	-0.126	0.300	-0.061	0.657	0.026	0.797
EX-1			-0.119	0.354	0.365	0.005***				
EX-2			0.110	0.409	-0.059	0.650				
EX-3			0.226	0.061*	0.185	0.162				
EX-4					0.256	0.043**				
EX-5										
EX-6										
CL	0.003	0.747	-0.006	0.345	0.000	0.977	0.005	0.493	-0.010	0.083*
CL-1			-0.010	0.196						
CL-2			-0.014	0.02**						
CL-3										
CL-4										
CL-5										
CL-6										
SNP	-0.079	0.006***	-0.020	0.378	0.013	0.617	0.019	0.481	-0.023	0.311
SNP-1			-0.034	0.154					0.029	0.202
SNP-2			-0.028	0.216					-0.016	0.463
SNP-3			0.050	0.036**					-0.042	0.055*
SNP-4										
SNP-5										
SNP-6										
KOSP	1.050	0.000***	1.138	0.000***	0.951	0.000***	0.777	0.000***	0.793	0.000***
KOSP-1	0.008	0.642	-0.068	0.000***	-0.056	0.000***	0.092	0.000***	0.042	0.001***
KOSP-2	-0.008	0.628	-0.010	0.423	-0.003	0.843			0.002	0.837
KOSP-3	-0.009	0.582	-0.029	0.032**	0.013	0.344			0.021	0.066*
KOSP-4					0.035	0.010**				
KOSP-5										
KOSP-6										

<표C-5> 2기 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품 EGARCH-M-GED 결과

	운수장비		운수창고		유통		음식료		의약품	
	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob
LOGG ARCH	0.000	0.986	-0.001	0.335	0.000	0.587	0.001	0.009***	0.001	0.040**
C	0.002	0.988	-0.007	0.325	0.002	0.692	0.008	0.009***	0.007	0.043**
CB	-0.035	0.182	0.007	0.791	0.010	0.687	-0.026	0.301	-0.047	0.165
CB-1	-0.052	0.065*	0.056	0.061*			0.000	0.988	0.050	0.126
CB-2							-0.027	0.252		
CB-3										
CB-4										
CB-5										
CB-6										
EX	-0.249	0.076*	-0.246	0.081*	-0.152	0.182	0.132	0.271	0.115	0.492
EX-1	-0.036	0.818	-0.027	0.852			0.061	0.638		
EX-2	0.130	0.349	-0.397	0.004***			0.072	0.570		
EX-3	0.218	0.107					-0.067	0.613		
EX-4							0.177	0.142		
EX-5										
EX-6										
CL	-0.004	0.625	-0.003	0.691	0.000	0.958	-0.007	0.300	0.005	0.531
CL-1							-0.004	0.526		
CL-2							-0.010	0.148		
CL-3							0.014	0.038*		
CL-4							-0.003	0.681		
CL-5										
CL-6										
SNP	0.057	0.019**	0.089	0.001***	0.023	0.295	-0.001	0.971	-0.035	0.304
SNP-1							0.009	0.695		
SNP-2							-0.003	0.912		
SNP-3							-0.013	0.585		
SNP-4							-0.031	0.186		
SNP-5										
SNP-6										
KOSP	0.953	0.000***	0.904	0.000***	1.062	0.000***	0.661	0.000***	0.780	0.000***
KOSP-1	-0.030	0.026**	0.039	0.007***			0.075	0.000***	0.085	0.000***
KOSP-2							0.006	0.659	0.038	0.030***
KOSP-3							0.032	0.013**		
KOSP-4										
KOSP-5										
KOSP-6										

<표C-6> 2기 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 EGARCH-M-GED 결과

	전기전자		종이목재		철강금속		화학	
	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob
LOG(GARCH)	-0.001	0.949	0.000	0.426	0.001	0.089*	0.000	0.336
C	-0.010	0.951	0.003	0.452	0.006	0.101	-0.004	0.320
CB	-0.004	0.877	-0.034	0.318	-0.041	0.102	-0.002	0.920
CB-1	-0.007	0.809	0.061	0.098*	0.010	0.694		
CB-2					0.016	0.506		
CB-3								
CB-4								
CB-5								
CB-6								
EX	-0.073	0.577	-0.056	0.747	0.014	0.902	0.095	0.344
EX-1	-0.078	0.523	0.145	0.436				
EX-2	0.005	0.966	-0.073	0.678				
EX-3	-0.334	0.006***	0.314	0.062*				
EX-4								
EX-5								
EX-6								
OIL	0.018	0.059*	0.005	0.601	-0.005	0.442	0.003	0.622
OIL-1	0.005	0.633	0.000	0.972			0.009	0.176
OIL-2	-0.002	0.874	-0.016	0.099*			0.011	0.073*
OIL-3	0.001	0.914						
OIL-4	0.000	0.988						
OIL-5	0.001	0.932						
OIL-6	-0.019	0.047**						
SNP	0.079	0.007***	-0.006	0.852	0.041	0.063*	-0.009	0.657
SNP-1			0.046	0.180	0.002	0.944		
SNP-2			-0.038	0.269	-0.012	0.577		
SNP-3			-0.010	0.749	-0.054	0.016**		
SNP-4			-0.067	0.041**				
SNP-5								
SNP-6								
KOSP	0.994	0.000***	0.802	0.000***	0.875	0.000***	0.919	0.000***
KOSP-1	-0.019	0.184	0.058	0.001***	0.008	0.547	0.018	0.089*
KOSP-2	-0.029	0.044**	0.028	0.115	-0.012	0.349		
KOSP-3			0.062	0.001***				
KOSP-4								
KOSP-5								
KOSP-6								

<표C-7> 3기 건설, 금융, 기계, 비금속광물, 섬유의복 EGARCH-M-GED 결과

	건설		금융		기계		비금속광물		섬유의복	
	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob
LOGGARCH	-0.001	0.037**	-0.001	0.005***	0.000	0.687	0.000	0.345	-0.001	0.007***
C	-0.007	0.023**	-0.006	0.003***	-0.002	0.630	-0.003	0.326	-0.008	0.006***
CB	-0.005	0.781	0.016	0.181	0.035	0.044**	-0.030	0.049**	-0.016	0.293
CB-1										
CB-2										
CB-3										
CB-4										
CB-5										
CB-6										
EX	-0.178	0.000***	-0.030	0.165	-0.141	0.000***	-0.030	0.256	-0.017	0.469
EX-1	-0.118	0.001***					-0.025	0.349	0.045	0.062*
EX-2									-0.079	0.003***
EX-3										
EX-4										
EX-5										
EX-6										
OIL	0.017	0.045**	0.007	0.205	0.011	0.165	-0.002	0.755	0.007	0.306
OIL-1	0.027	0.00***			0.015	0.064*	-0.010	0.113		
OIL-2										
OIL-3										
OIL-4										
OIL-5										
OIL-6										
SNP	0.005	0.780	-0.010	0.363	0.013	0.453	0.020	0.148	0.010	0.476
SNP-1			0.017	0.195	-0.039	0.030**	0.022	0.155	-0.040	0.008**
SNP-2			0.008	0.503			-0.010	0.531	-0.044	0.004***
SNP-3			-0.018	0.165			-0.017	0.275	-0.040	0.008***
SNP-4			-0.020	0.110			-0.013	0.405		
SNP-5										
SNP-6										
KOSP	1.021	0.000***	1.049	0.000***	0.964	0.000***	0.691	0.000***	0.597	0.000***
KOSP-1	0.037	0.017**	0.010	0.331	0.072	0.000***	0.051	0.000***	0.066	0.000***
KOSP-2	0.038	0.007***	0.001	0.903	0.051	0.000***	0.081	0.000***	0.059	0.000***
KOSP-3	0.044	0.002***	0.023	0.026**			0.067	0.000***	0.056	0.000***
KOSP-4							0.027	0.016**		
KOSP-5										
KOSP-6										

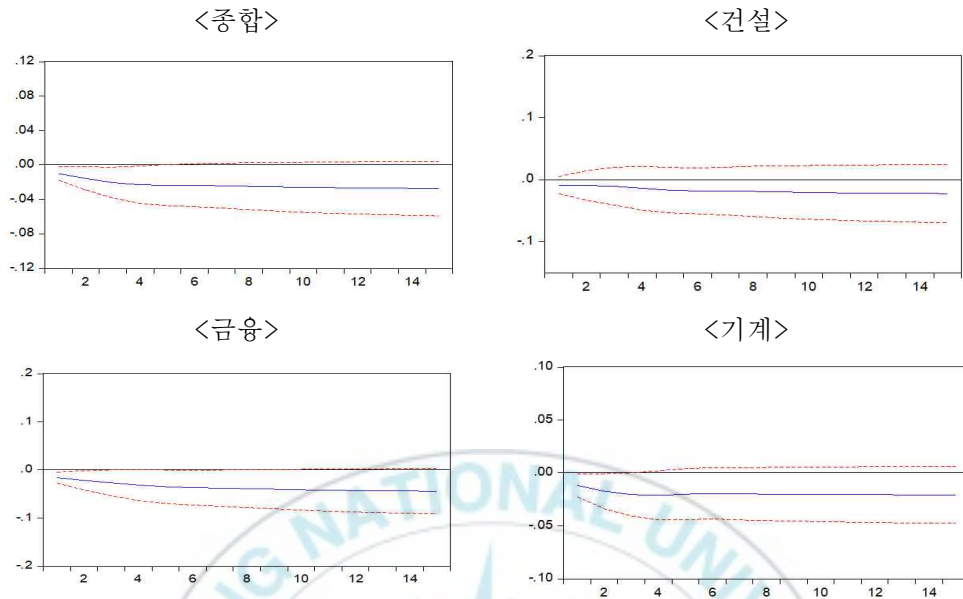
<표C-8> 3기 운수장비, 운수창고, 유통, 음식료, 의약품 EGARCH-M-GED 결과

	운수장비		운수창고		유통		음식료		의약품	
	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob
LOGG ARCH	-0.001	0.940	0.000	0.848	0.000	0.231	-0.001	0.907	0.000	0.055*
C	-0.008	0.941	0.000	0.953	-0.003	0.201	-0.009	0.909	0.004	0.067*
CB	0.027	0.138	-0.033	0.079*	-0.023	0.078*	-0.027	0.085*	-0.014	0.346
CB-1	0.014	0.490			-0.020	0.110	-0.010	0.560		
CB-2	0.006	0.744					0.009	0.615		
CB-3	-0.053	0.011**					0.018	0.325		
CB-4										
CB-5										
CB-6										
EX	0.001	0.960	-0.028	0.308	-0.035	0.104	-0.086	0.000***	0.053	0.031*
EX-1	0.085	0.001***	-0.067	0.015***	-0.018	0.409	-0.049	0.056*	-0.003	0.914
EX-2	0.001	0.960			-0.046	0.034***	-0.096	0.001***	-0.047	0.056*
EX-3	0.069	0.008***							0.012	0.621
EX-4	-0.025	0.300							-0.039	0.109
EX-5										
EX-6										
OIL	0.020	0.010***	-0.021	0.01***	0.004	0.425	0.002	0.702	0.010	0.092*
OIL-1	-0.002	0.795	-0.030	0.00***	0.013	0.018**	-0.013	0.05**		
OIL-2	0.003	0.625					-0.014	0.040**		
OIL-3	-0.001	0.927					-0.015	0.016**		
OIL-4	0.015	0.048**								
OIL-5										
OIL-6										
SNP	0.018	0.182	0.002	0.898	-0.020	0.088*	-0.015	0.252	0.018	0.147
SNP-1	-0.097	0.000***	-0.041	0.020**	-0.026	0.055*	-0.018	0.224	-0.018	0.187
SNP-2			-0.048	0.004***	-0.046	0.000***	-0.057	0.000***	-0.051	0.000***
SNP-3							-0.038	0.010**	-0.014	0.313
SNP-4							-0.036	0.011**	-0.017	0.204
SNP-5									0.003	0.800
SNP-6										
KOSP	1.086	0.000***	0.996	0.000***	0.882	0.000***	0.627	0.000***	0.589	0.000***
KOSP-1	0.020	0.058*	0.058	0.000***	0.080	0.000***	0.051	0.000***	0.061	0.000***
KOSP-2	0.000	0.973	0.022	0.090*	0.031	0.006***	0.043	0.000***	0.058	0.000***
KOSP-3	0.018	0.095*	0.048	0.000***	0.019	0.054*	0.050	0.000***	0.024	0.035*
KOSP-4	-0.020	0.059*								
KOSP-5	-0.026	0.006***								
KOSP-6	-0.017	0.071*								

<표C-9> 3기 전기전자, 종이목재, 철강금속, 화학 EGARCH-M-GED 결과

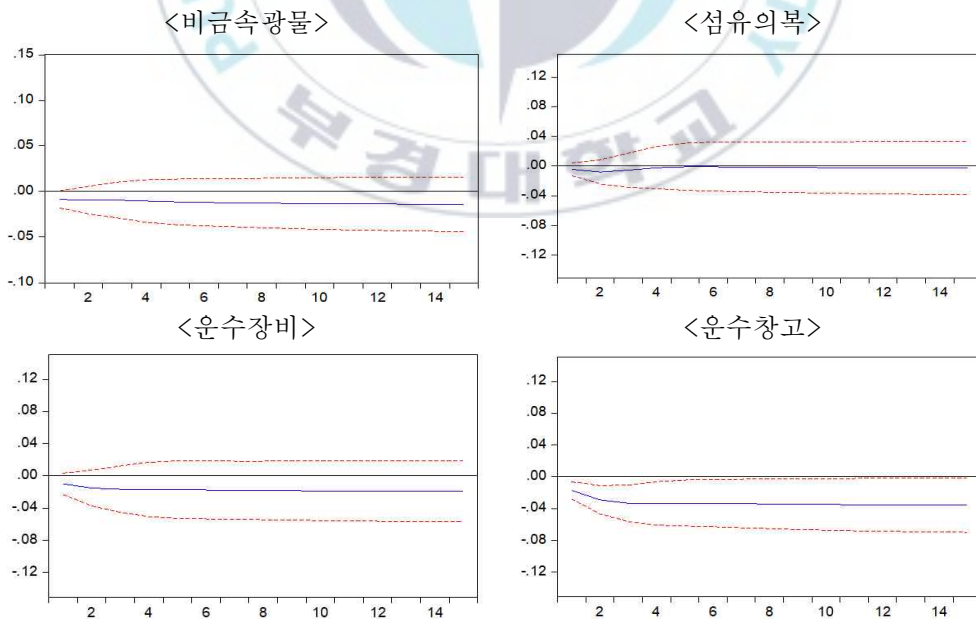
	전 기 전 자		종 이 목 재		철 강 금 속		화 학	
	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob	Coeffi	Prob
LOG(GARCH	0.001	0.008***	0.000	0.618	0.000	0.409	0.000	0.505
C	0.008	0.009***	-0.002	0.594	0.002	0.450	0.002	0.433
CB	0.022	0.126	-0.021	0.175	0.054	0.001***	-0.004	0.712
CB-1	0.043	0.005***	-0.007	0.647	0.032	0.057*	-0.027	0.029**
CB-2			0.008	0.632				
CB-3			-0.030	0.062*				
CB-4			-0.031	0.052*				
CB-5								
CB-6								
EX	0.101	0.000***	-0.032	0.200	-0.215	0.000***	-0.062	0.001***
EX-1	0.089	0.000***	-0.023	0.377			-0.043	0.014***
EX-2	0.084	0.001***	-0.024	0.360			-0.039	0.036**
EX-3	0.034	0.141	-0.017	0.519				
EX-4	0.032	0.167	-0.023	0.313				
EX-5			-0.058	0.011**				
EX-6			-0.041	0.085*				
OIL	-0.003	0.573	-0.005	0.450	0.016	0.036**	0.013	0.010*
OIL-1	-0.004	0.511			0.033	0.000***	0.017	0.001***
OIL-2	-0.004	0.520			0.019	0.011**		
OIL-3	0.007	0.265						
OIL-4	0.002	0.777						
OIL-5	0.000	0.949						
OIL-6								
SNP	-0.017	0.215	-0.002	0.898	0.015	0.338	0.018	0.086*
SNP-1	0.038	0.009***			0.132	0.000***	-0.026	0.021**
SNP-2								
SNP-3								
SNP-4								
SNP-5								
SNP-6								
KOSP	1.158	0.000***	0.669	0.000***	0.844	0.000***	0.891	0.000***
KOSP-1	-0.011	0.314	0.045	0.000***	-0.031	0.011**	0.003	0.741
KOSP-2	-0.016	0.135	0.049	0.000***			0.020	0.020**
KOSP-3			0.053	0.000***				
KOSP-4								
KOSP-5								
KOSP-6								

<그림A-1> 1기 월간 종합, 건설, 금융, 기계업종 충격반응함수 결과¹³⁾



Generalized Impulsed & Accumulated Response

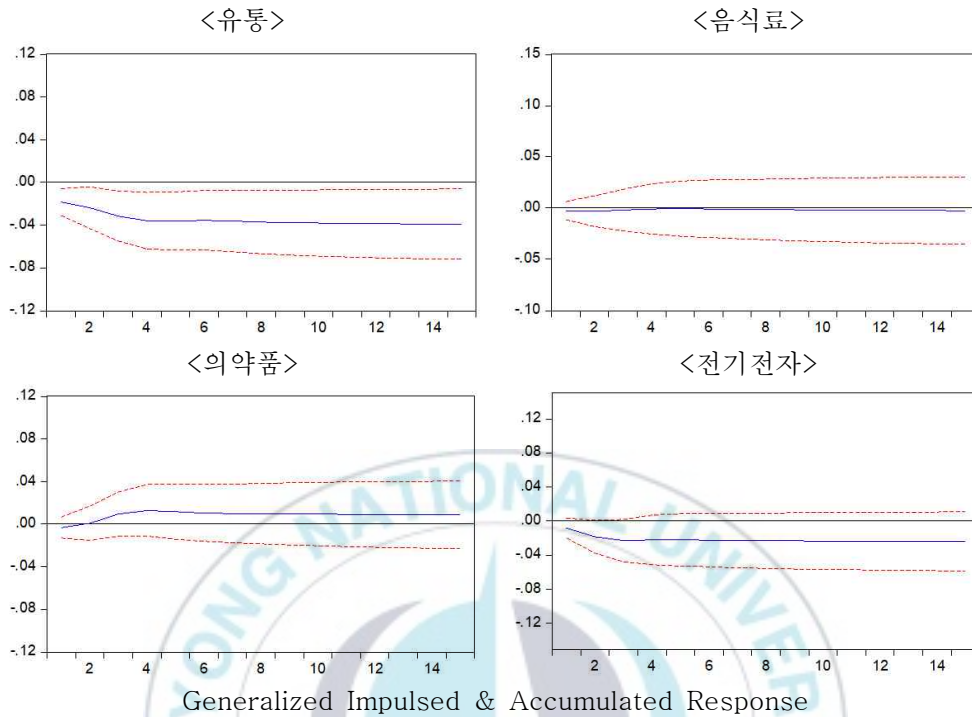
<그림A-2> 1기 월간 비금속광물, 섬유 의복, 운수장비, 운수창고업종 충격반응함수 결과



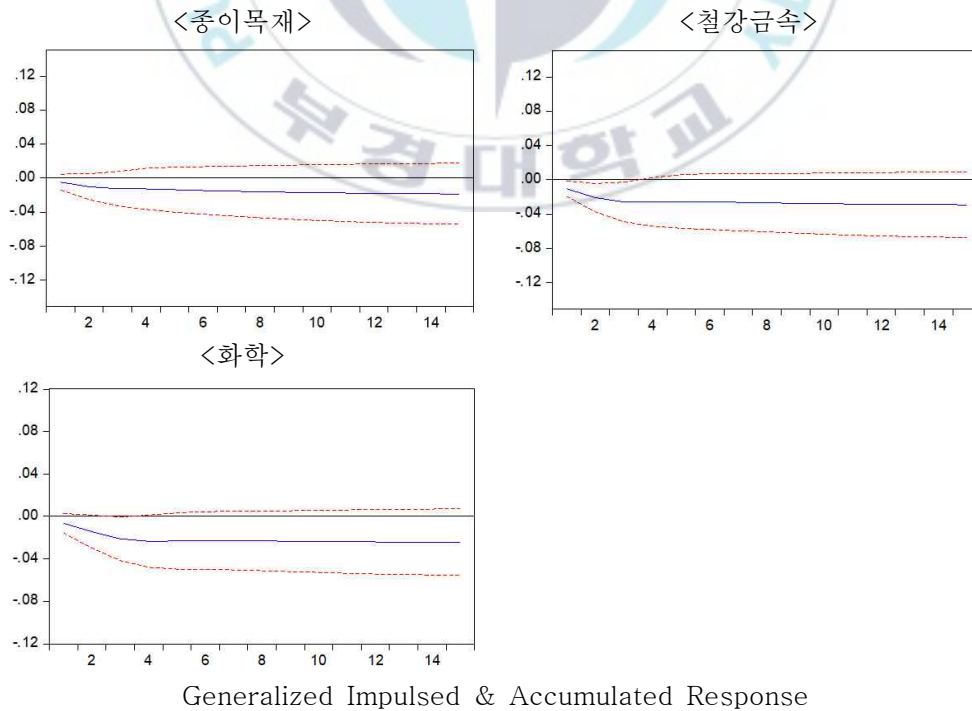
Generalized Impulsed & Accumulated Response

13) 유가 외 변수의 충격반응함수 결과는 저자에게 요구 시 제공 가능

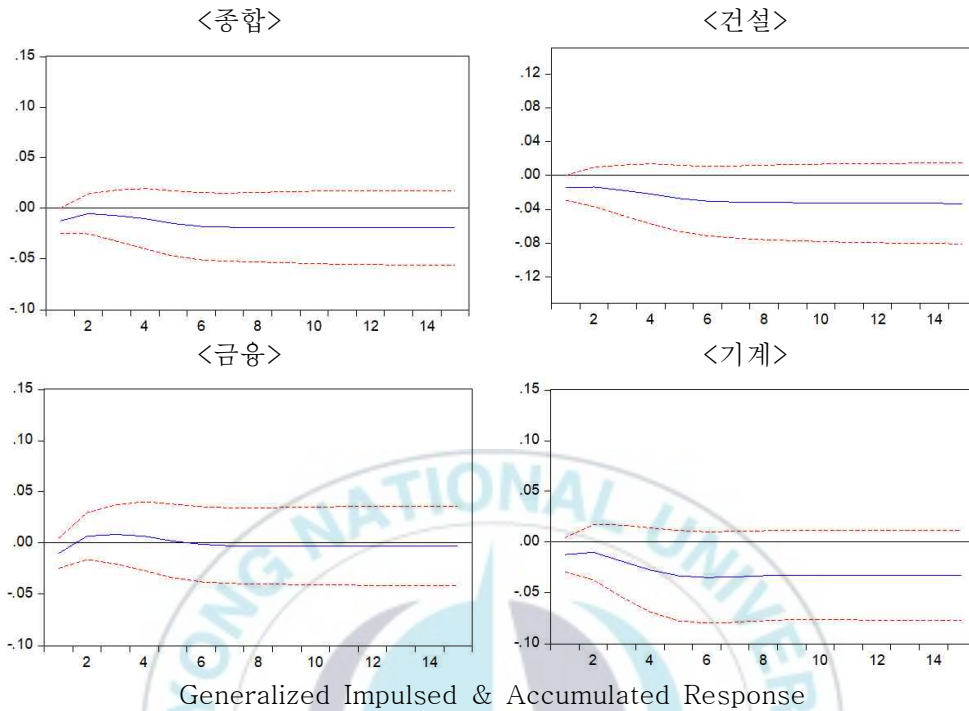
<그림A-3> 1기 월간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종 충격반응함수 결과



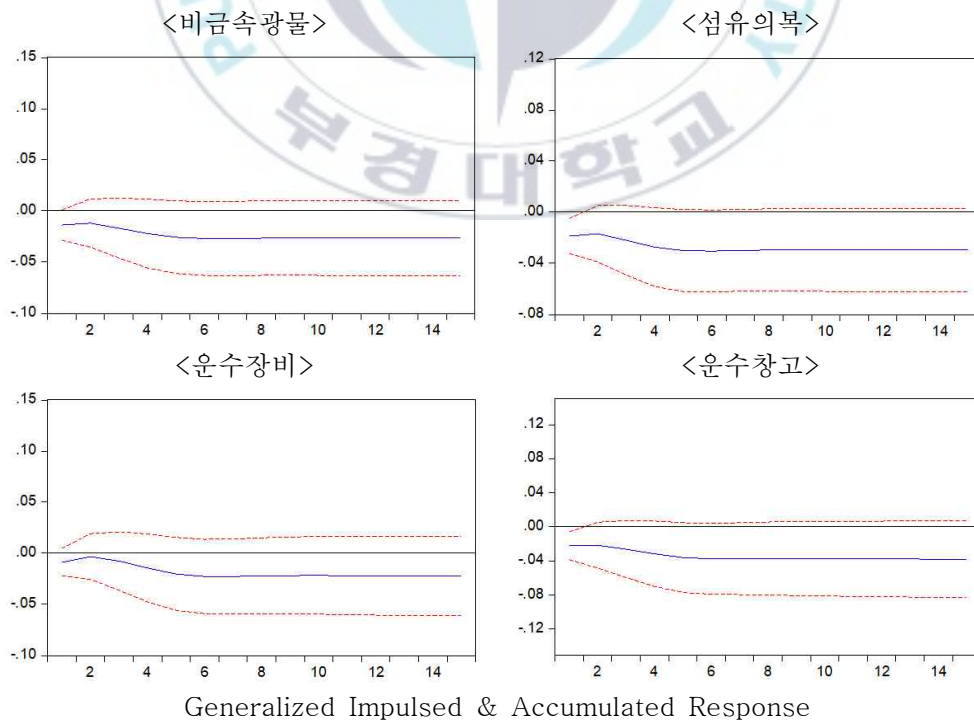
<그림A-4> 1기 월간 종이목재, 철강금속, 화학업종 충격반응함수 결과



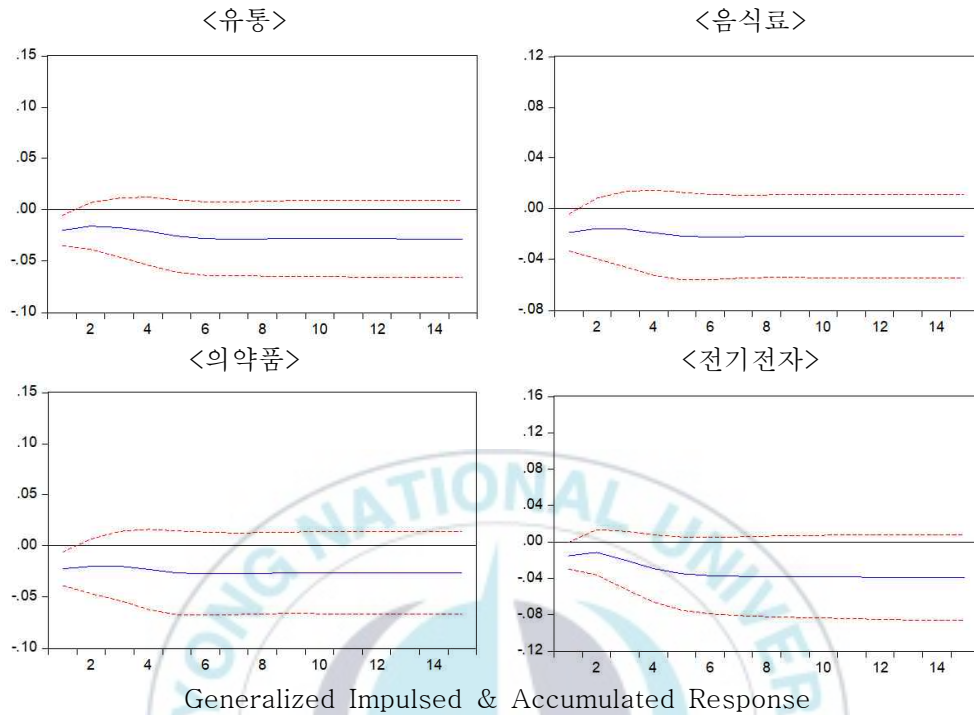
<그림B-1> 2기 월간 종합, 건설, 금융, 기계업종 충격반응함수 결과



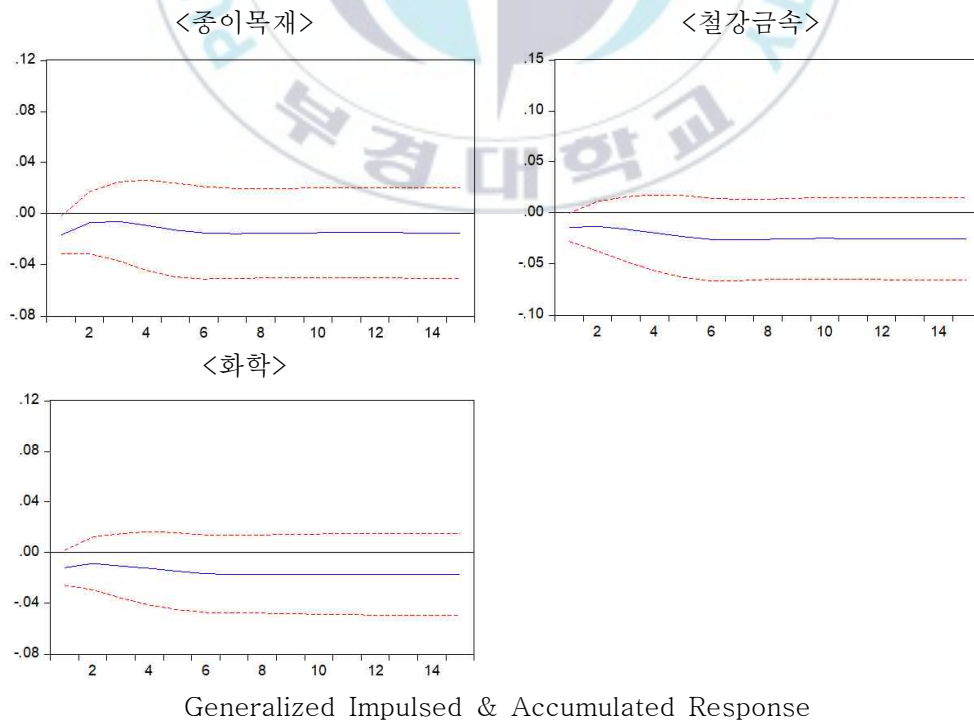
<그림B-2> 2기 월간 비금속광물, 섬유 의복, 운수장비, 운수창고업종 충격반응함수 결과



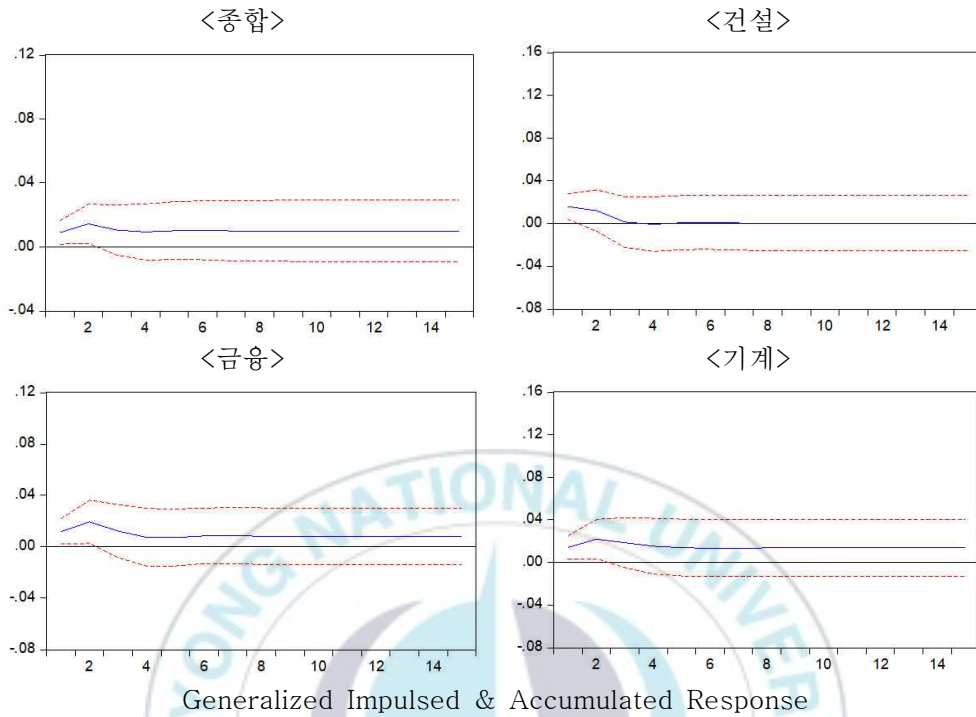
<그림B-3> 2기 월간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종 충격반응함수 결과



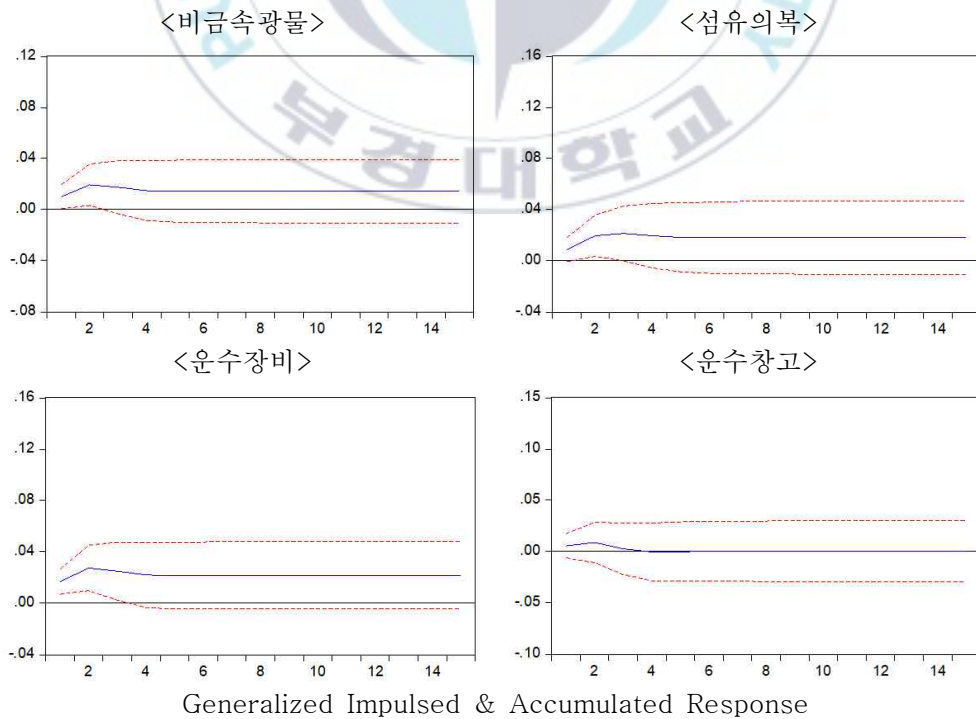
<그림B-4> 2기 월간 종이목재, 철강금속, 화학업종 충격반응함수 결과



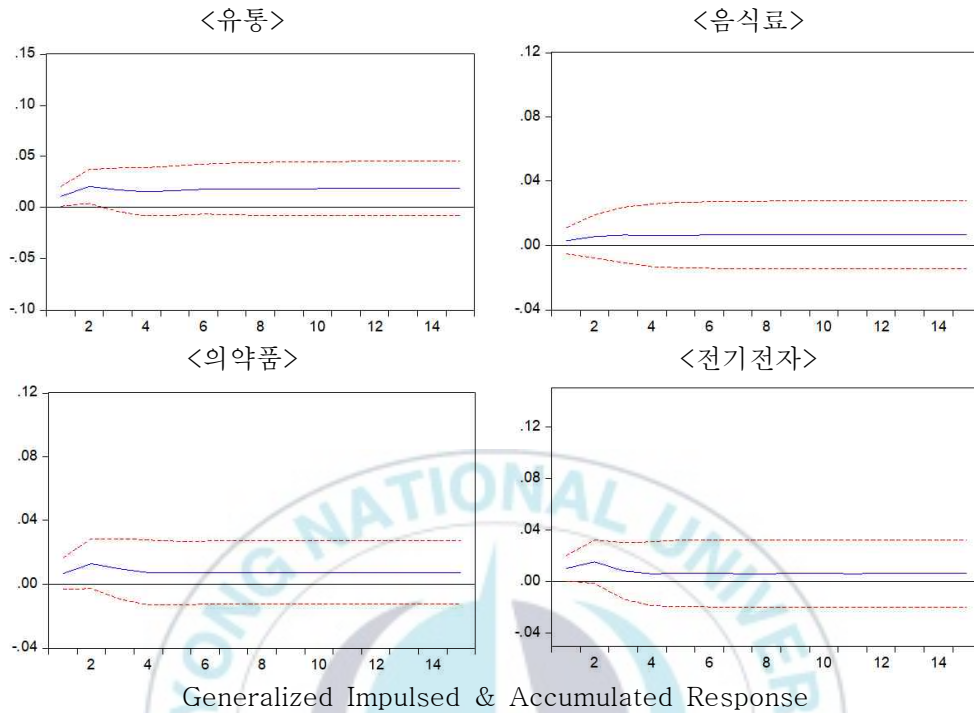
<그림C-1> 3기 월간 종합, 건설, 금융, 기계업종 충격반응함수 결과



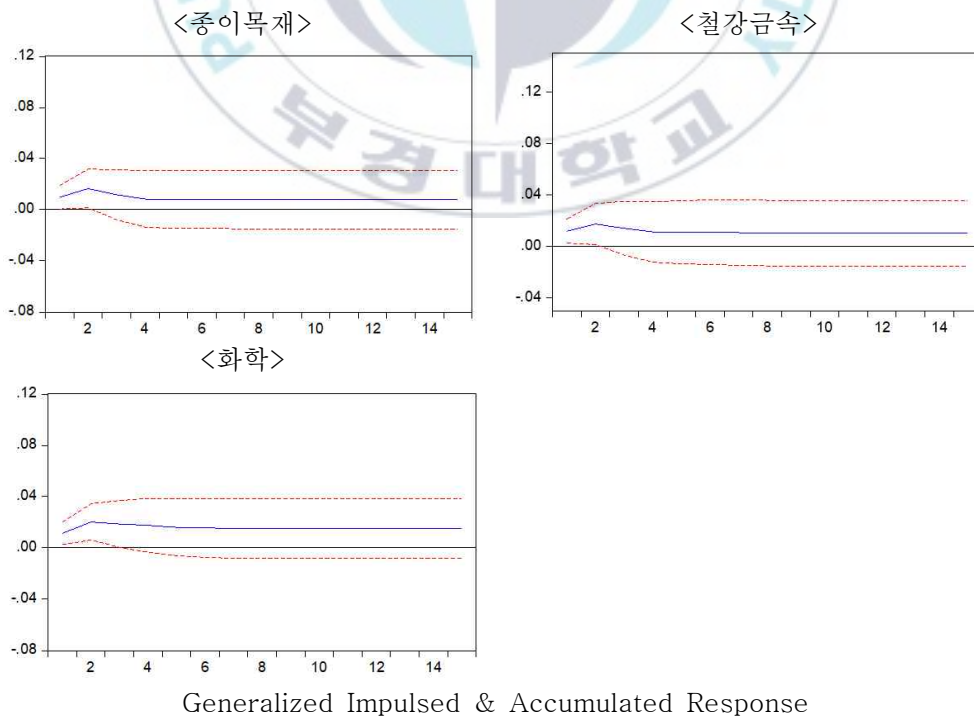
<그림C-2> 3기 월간 비금속광물, 섬유 의복, 운수장비, 운수창고업종 충격반응함수 결과



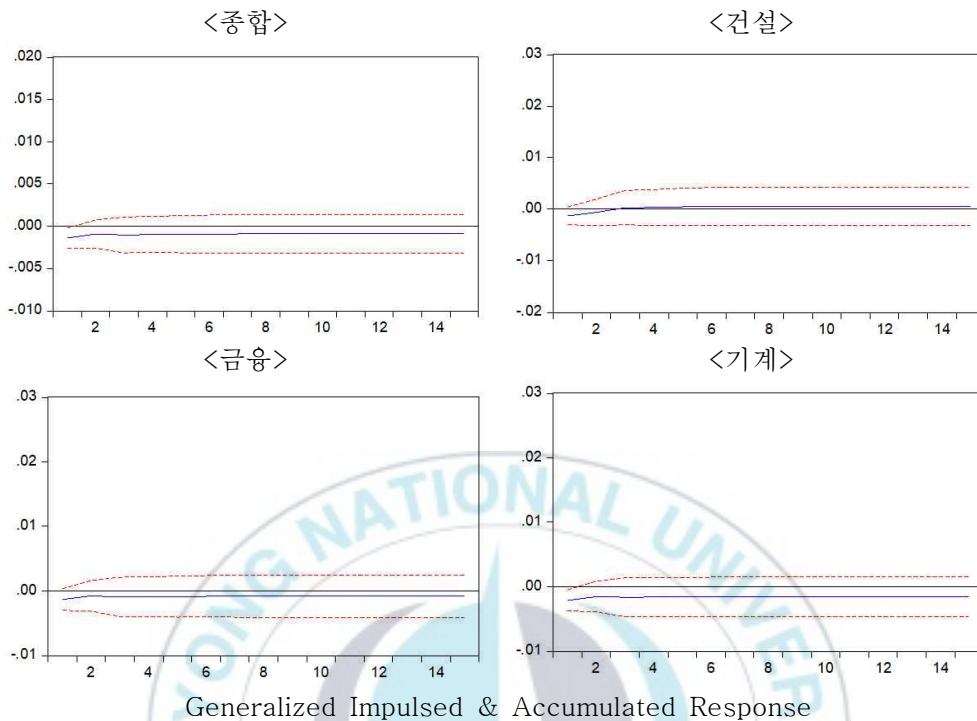
<그림C-3> 3기 월간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종 충격반응함수 결과



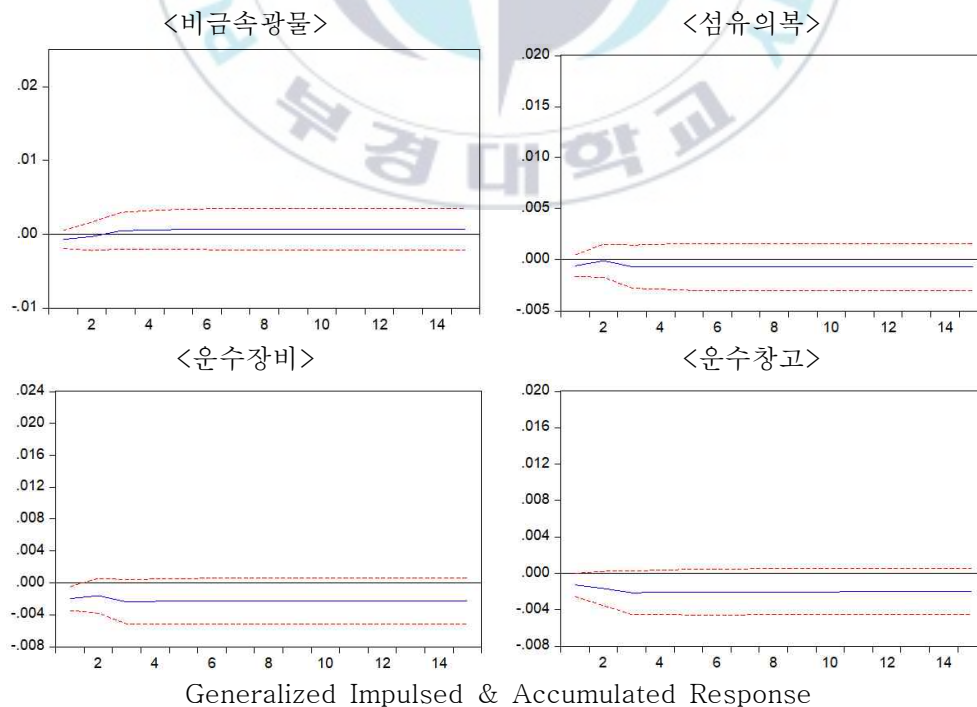
<그림C-4> 3기 월간 종이목재, 철강금속, 화학업종 충격반응함수 결과



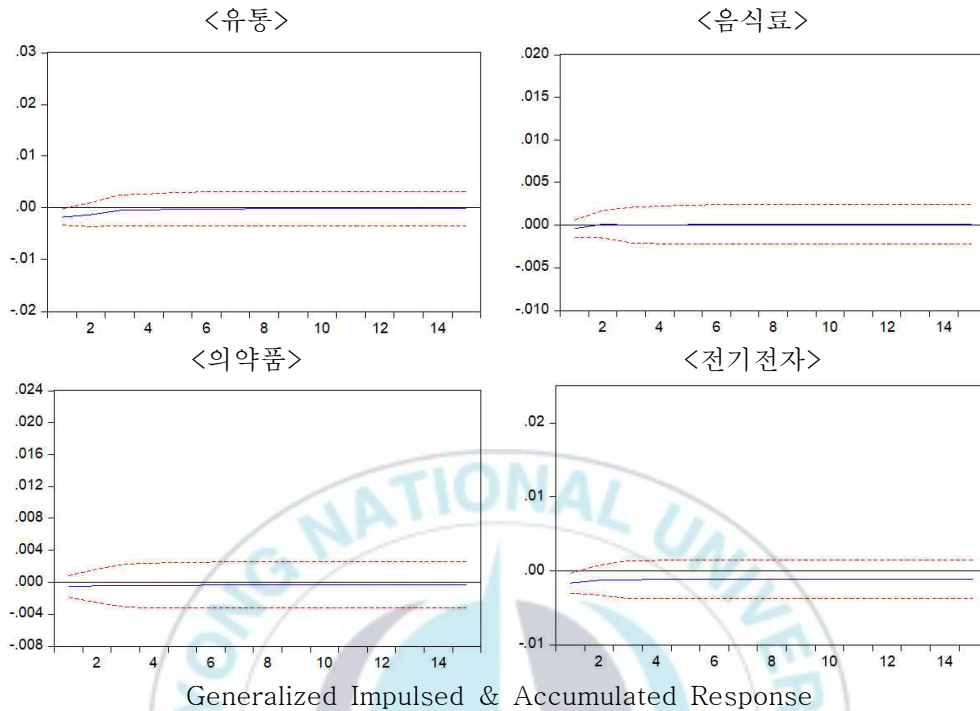
<그림D-1> 1기 일간 종합, 건설, 금융, 기계업종 충격반응함수 결과



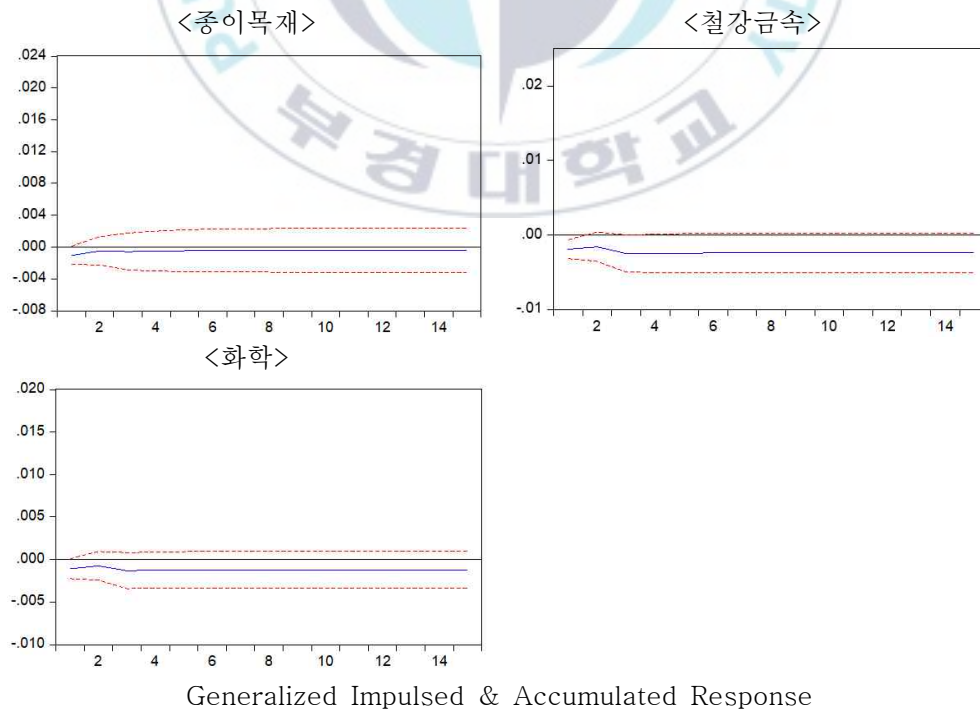
<그림D-2> 1기 일간 비금속광물, 섬유 의복, 운수장비, 운수창고업종 충격반응함수 결과



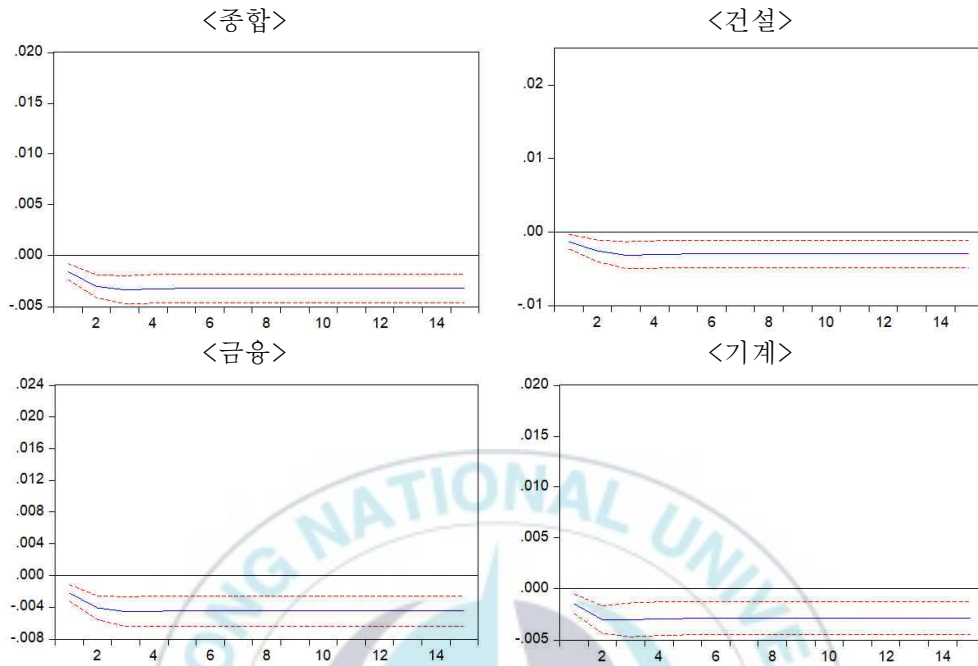
<그림D-3> 1기 일간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종 충격반응함수 결과



<그림D-4> 1기 일간 종이목재, 철강금속, 화학업종 충격반응함수 결과

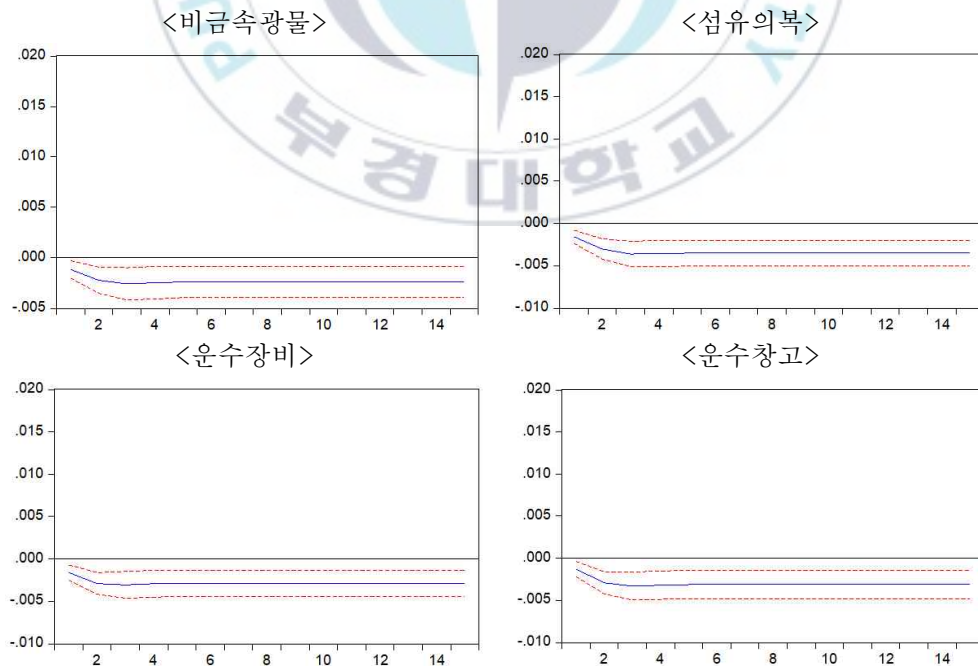


<그림E-1> 2기 일간 종합, 건설, 금융, 기계업종 충격반응함수 결과



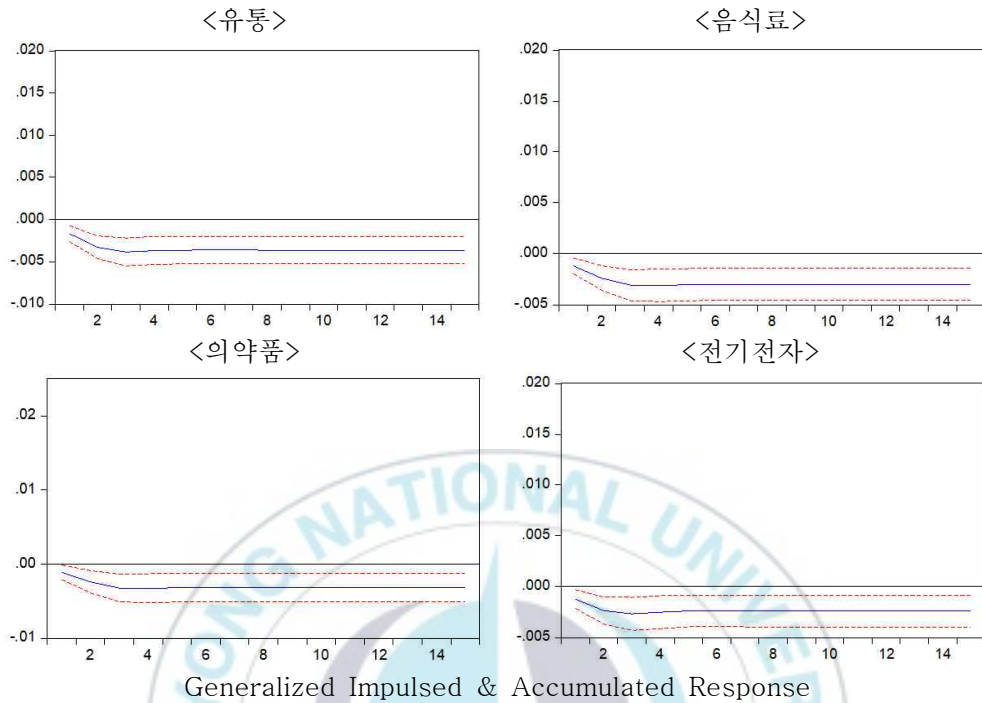
Generalized Impulsed & Accumulated Response

<그림E-2> 2기 일간 비금속광물, 섬유 의복, 운수장비, 운수창고업종 충격반응함수 결과

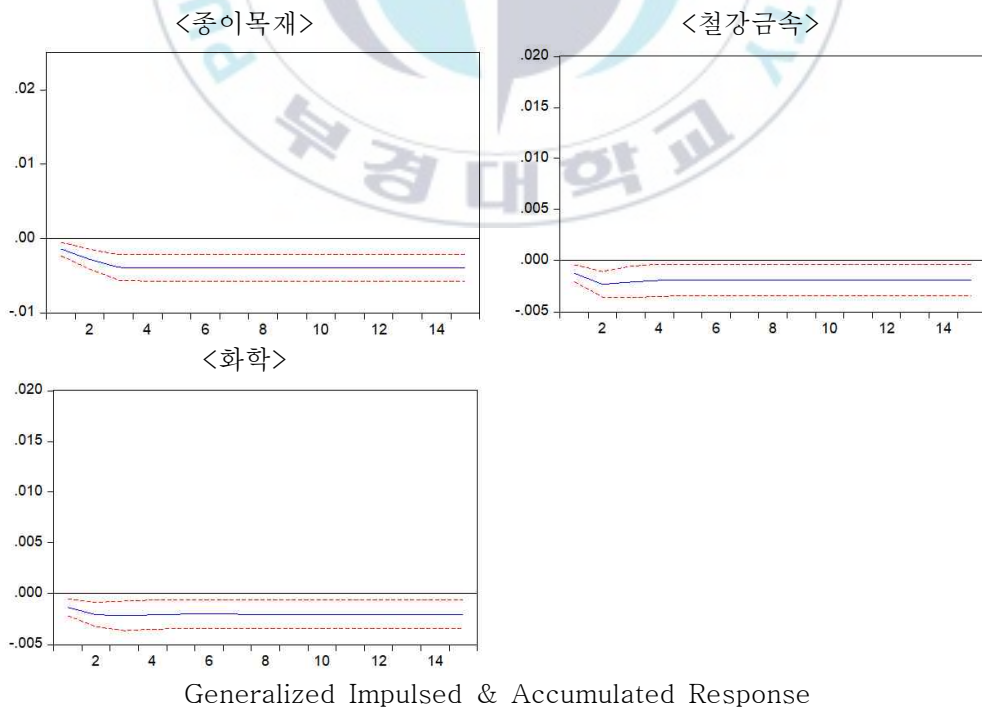


Generalized Impulsed & Accumulated Response

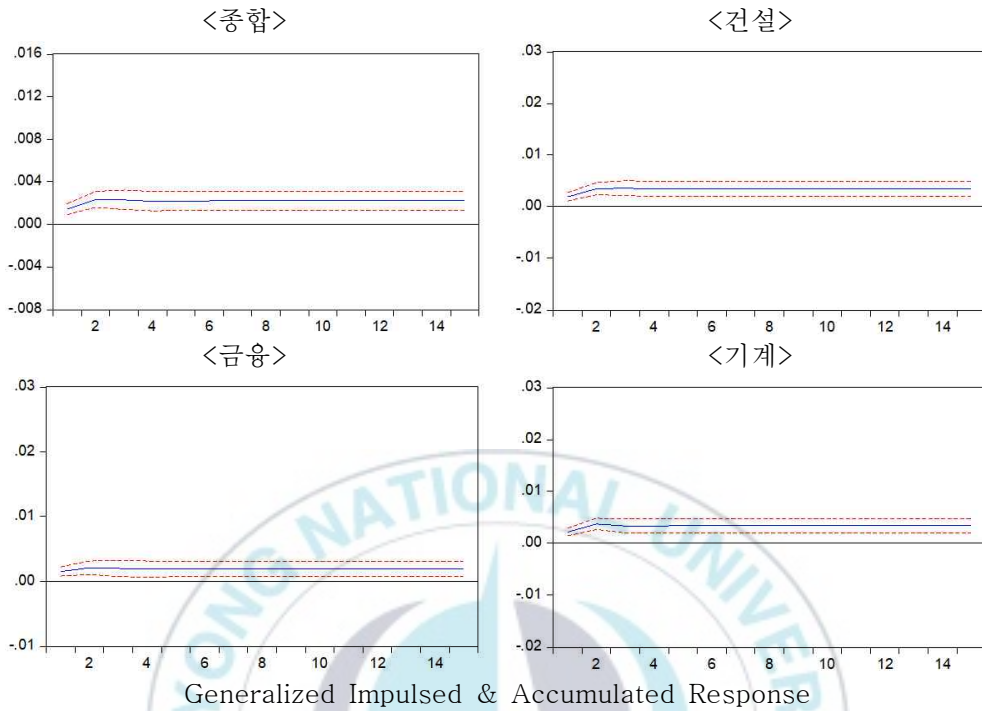
<그림E-3> 2기 일간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종 충격반응함수 결과



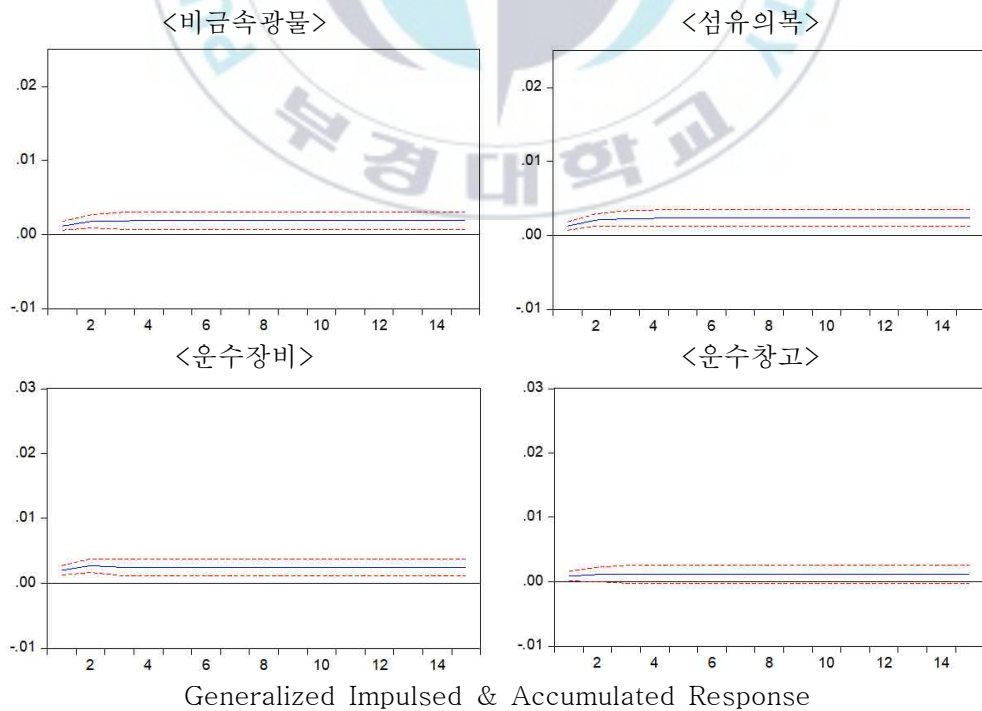
<그림E-4> 2기 일간 종이목재, 철강금속, 화학업종 충격반응함수 결과



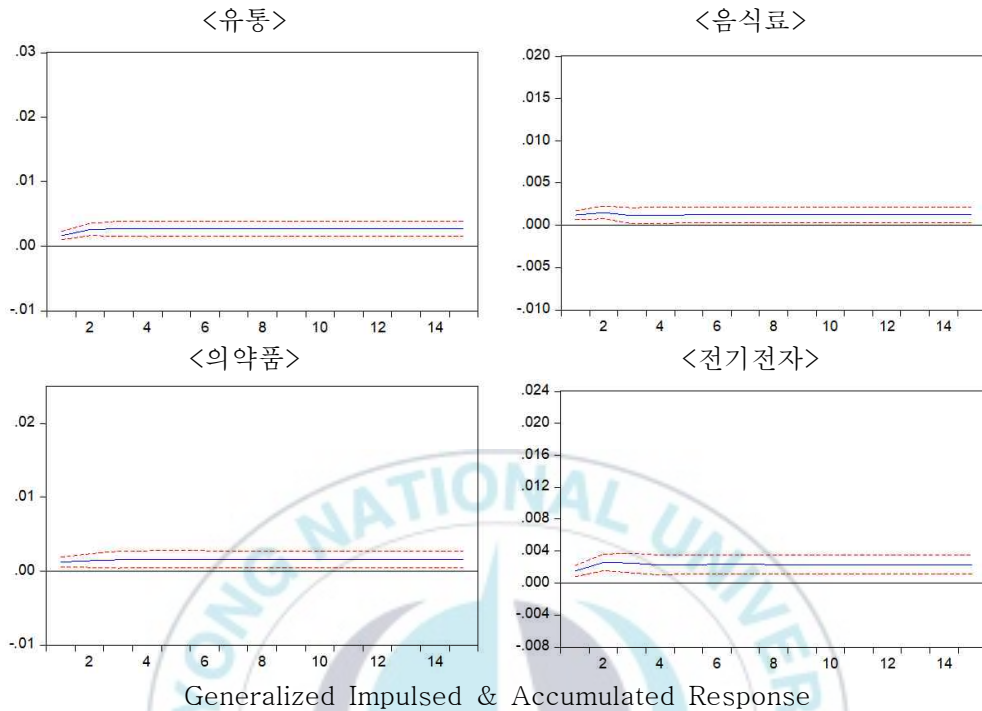
<그림F-1> 3기 일간 종합, 건설, 금융, 기계업종 충격반응함수 결과



<그림F-2> 3기 일간 비금속광물, 섬유 의복, 운수장비, 운수창고업종 충격반응함수 결과



<그림F-3> 3기 일간 유통, 음식료, 의약품, 전기전자업종 충격반응함수 결과



<그림F-4> 3기 일간 종이목재, 철강금속, 화학업종 충격반응함수 결과

