

# 한국주식시장에 파급되는 국제유가의 위험에 관한 연구

서지용\*

## 〈요 약〉

본 연구는 유가요인이 업종별 주식수익률 결정요인으로 작용하는 지 여부와 유가요인과의 공분산 리스크가 업종별로 차이가 나는 원인에 관해서 분석하였다. 첫째, 업종별로 주식의 기대 수익률이 유가요인에 대한 리스크프리미엄의 함수로 결정되는 지 여부를 분석하기 위한 검증모형으로 시장 포트폴리오, 국제유가요인으로 구성된 Two-factor APT를 사용하였다. 또한, 베타 리스크에 영향을 주는 유가변동률 분산의 주식 수익률로의 전이현상도 함께 살펴보았다. 유가 변동성의 비대칭성을 감안하여 GJR을 해당분석의 검증모형으로 사용하였다. 분석결과 전기·전자업종에서 유가요인은 독립적인 가격결정요인임이 입증되었고, 동업종에서만 유가변동성의 주식수익률로의 전이효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 둘째, 유가요인과의 공분산 리스크가 업종별로 차이가 나는 원인을 분석하기 위해 두가지 분석과정이 고려되었다. 첫 번째로 규모 및 유동성을 나타내는 대리변수를 통제변수로 고려하여 업종별로 유가요인에 대한 베타리스크 존재여부를 확인하였다. 두 번째로 유동성 및 규모의 차이와 유가요인에 대한 베타와의 관계를 체계적으로 규명하고자 시계열로 구성된 횡단면 자료간의 관련성을 효율적으로 분석할 수 있는 Panel-data model을 이용하였다. 분석결과 시가총액 비중이 큰 전기·전자업종에서만 유가요인이 독립적 가격결정요인임이 확인되었고, 여타 업종에서 유가요인에 대한 베타리스크는 규모에 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한, 패널분석결과 전체 포트폴리오에서 차지하는 업종별 시가총액의 비중이 클수록 유가요인에 대한 베타는 증가하는 것으로 나타나 첫 번째 분석과정의 결과를 지지하였다. 결론적으로 국내주식시장에서 전기·전자업의 기대수익률은 시장포트폴리오와 국제유가요인에 대한 리스크프리미엄의 함수로 결정되고 있으며, 유가요인에 대한 베타리스크 수준이 업종별로 차이가 나는 원인은 규모의 차이에 기인하는 것으로 분석된다.

주제어 : Two-factor APT, 유가 변동성의 비대칭성, GJR, 베타리스크, Panel-data Model

논문접수일 : 2006년 08월 22일    논문게재확정일 : 2007년 09월 12일

\* 기업은행 자금시장본부 조사역(경영학박사)

\*\* 유익한 심사평을 해주신 두 분의 익명의 심사자에게 감사드립니다.

## I. 서 론

국제유가의 변화가 금융시장에 미치는 영향에 관한 연구주제는 최근 지속되고 있는 고유가 현상을 계기로 학계 및 업계의 주요 관심사항으로 대두되고 있다. 더욱이, 석유의존도가 높은 우리경제에서 국제유가는 환율과 함께 대표적 글로벌 경제변수로서 중요성이 차츰 높아지고 있다. 또한, 국제석유시장은 지정학적 변수에 의해 가격급등이 촉발되는 경향이 있어, 석유의 해외 의존도가 높은 한국, 일본 등 아시아 국가의 경우 경제전반에 미치는 파장은 여타국가에 비해 상대적으로 큰 편이다. 하지만 국내에서는 거시경제의 주요 변수로서 유가가 산업에 미치는 파급효과를 분석한 연구를 제외하고는 재무학적 관점에서 유가와 주가와와의 관계를 실증분석한 연구는 미미한 편이다. 하지만, 유가는 재무학의 주요 관심사항인 주식수익률 결정요인으로서 학문적 관심이 높은 주제라 할 수 있고, 실제로 해외논문에서 많이 다루지는 흥미있는 연구대상이다. 주가는 주로 경제적 뉴스에 의해 변동하는 특성이 있기 때문에 고유가 흐름이 지속되고 있는 상황에서 유가는 환율 및 금리와 함께 중요한 글로벌 영향요인으로 인식될 수 있기 때문이다.<sup>1)</sup>

본 연구의 주요 주제는 다음과 같다.

- ① 국제유가요인(oil price factor)은 주식수익률 결정의 주요 영향요인중의 하나이며, 동 요인은 업종별 주식수익률의 결정에 차별적으로 작용하는가?
- ② 만약 국제유가요인이 주식수익률에 미치는 영향에 업종별로 차이가 발생한다면 이러한 원인은 무엇인가?

먼저 ①의 연구주제를 분석하기 위해 다음의 가설 1 및 가설 2가 설정되었다.

가설 1 : 국제유가요인은 업종에 따라 국내 주식시장의 주식수익률의 결정요인(Pricing factor)으로 작용한다.

가설 1은 Ferderer(1996), Fama(1997), Faff and Brailsford(1999)의 최근 연구결과를 참고하여 설정되었다. 우선 Faff and Brailsford(1999)는 글로벌 경제체제하에서 국제유가요인은 주식시장의 수익률 결정에 주요 영향을 주고 있으며, 부정적인 영향을 줄 경

1) 경제변수와 주식수익률간의 체계적 관계규명에 선구적 역할을 한 학자로는 Fama(1970, 1981, 1990), Chen(1991) 등이 있다. 그들은 실질경제활동이 소비와 투자기회에 영향을 주는 등 경제상황을 나타내는 변수들의 변화가 주가와 긴밀한 관계를 갖고 있다는 사실을 체계적으로 증명해 보였다. 즉, 다기간 경제 모형에서 실질 경제활동은 소비와 투자기회집합에 영향을 주게 되고, 이러한 변화들은 주식시장에서 가격으로 평가되어지기 때문에 경제상황변수들의 변화가 주가와 밀접한 관계를 가지고 있다는 설명이다.

우 이를 위험요인으로 고려했다. 또한, ‘미국산업은 국제유가의 변화에 상이한 반응을 보인다’는 Fama(1997)의 연구결과에 근거하여 상기 가설을 설정하였다.

유가요인에 대한 체계적 위험을 나타내는 베타 리스크는 업종별 주식수익률과 유가변동률 사이의 공분산을 유가변동률의 분산으로 나누어 표준화한 것을 의미하는데, 공분산이 클수록 베타 리스크는 증대하게 된다. 그렇다면, 베타 리스크는 유가변동성이 주식수익률의 변동에 크게 기여할 경우 증가하게 된다. 따라서, 예상치 못한 급격한 유가변동이 주식시장에 전달될 경우 주식 수익률의 변동에 영향을 주어 공분산을 크게 할 것이다. 이러한 유가요인의 변동성 전이과정이 업종별로 어떻게 이루어지고 있는지를 파악하기 위해 다음의 가설 2가 설정되었다. 즉, 가설 2는 업종별 베타 리스크의 수준에 영향을 줄 수 있는 유가변동성의 전이여부를 파악하기 위해 설정되었다.

가설 2 : 업종별 주식수익률과 유가변동률 사이의 공분산은 국제유가수준의 변화보다는 예기치 못한 국제유가의 급격한 변화(충격)의 전이에 의해 영향을 받는다.

가설 2는 베타 리스크를 결정하는 유가변동률 분산의 전이여부를 실증적으로 확인하기 위해 설정되었다. Hamao et al.(1990), Ferderer(1996), Hammoudeh et al.(2004)의 연구에서 국제유가의 변동성이 업종별로 주식수익률의 변동에 기여한다는 변동성 전이 효과를 실증적으로 입증한 바 있다. 즉, 단순한 유가수준의 변화보다는 충격으로 표현 가능한 예상하지 못한 유가의 급격한 변화가 주식시장에 전이될 경우 공분산을 크게 함으로써 베타 리스크는 증가하게 된다. ‘유가의 변동성은 미래의 경기향배에 대한 정보를 포함하고 있고 이러한 정보가 주식시장에 전달될 경우 주식수익률의 움직임에 영향을 줄 수 있다’는 것이 가설 2의 주요 설정배경이다.

가설 3 : 업종에 따라 베타 리스크의 설명력은 규모 및 유동성의 차이에 따라 영향을 받는다.

가설 3은 연구주제 ②를 분석하기 위해 설정했다. 가설은 Shanken(1990), Avramov and Chordia(2004)의 연구결과인 ‘베타변동 패턴의 차이는 업종의 시장 특성인 규모에 기인한다’는 것을 참조하였다. 또한, Datar et al.(1998), Marshall et al.(2003)은 주식수익률은 주식의 유동성(liquidity)에 의해 영향을 받는다는 가설을 입증했다. 이는 유동성이 베타에 유의한 영향을 줄 수 있다는 것을 시사한다. 상기 문헌 등을 토대로 국내 주식시장에서 업종별로 베타 리스크의 수준이 차이를 보이는 원인을 규명하기 위해 업종별 규모 및 유동성의 대리치인 시가총액 비중, 주식회전율을 각각 통제변수로서 사용하였다. 연구의 진행순서는 다음과 같다. 제II장에서는 유가와 주식수익률 사이의 관

계를 연구한 기존 연구문헌들을 살펴볼 것이다. 제Ⅲ장에서는 연구모형을 중심으로 가설을 검정할 수 있는 모형에 관한 설명 및 사용된 데이터에 대한 출처, 데이터 변환방법, 데이터의 기간 등에 관해서 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과 및 시사점이 다루어지고, 마지막 제Ⅴ장에서는 연구결과에 대한 요약 및 결론이 제시된다.

## Ⅱ. 기존 문헌 연구

주식시장에 대한 국제유가의 영향력을 고찰한 기존연구문헌들로서는 Chen et al. (1986), Hamao(1988), Ross(1986), Brown and Otsuki (1990), Ferson and Harvey (1993), Kaneko and Lee(1995), Jones and Kaul(1996) 등이 대표적이다. 특히, 해당 연구들은 미국, 캐나다, 영국, 일본 등 선진국의 주식시장에 미치는 국제유가 변동의 영향력에 관해 실증적으로 분석하였다.

Chen et al.(1986)은 미국 주식시장에 대한 경제적 리스크로서 국제유가를 고려했다. Chen은 유가가 산업화된 국가에서의 경제성장과 주가상승에 대한 외부충격으로 고려될 수 있다고 주장했다. Hamao(1988), Brown and Otsuki(1990)는 유가변화가 일본주가에 중요한 영향을 미치는 변수임을 밝혔다.

Ross(1986)는 미국 주식시장에 대한 경제적 리스크로서 유가를 고려했다. 즉, 해당 논문에서는 유가가 산업화된 국가에서의 경제성장과 주가상승에 대한 외부충격으로 고려될 수 있음을 주장했다.

Ferson and Harvey(1993)는 미국 및 유럽 등 18개 국가의 주식시장 분석을 통해 주식의 기대수익률은 글로벌 위험 프리미엄(global risk premia)과 조건부 베타(conditional beta)에 의해 영향을 받는데, 조건부 베타가 주로 주식배당수익률, 장단기 금리차 등 국내시장의 정보변수에 의해 영향을 받는데 비해 risk premia는 유가 및 G-7의 실질금리변화 등과 같은 글로벌 리스크 요인에 의해 영향을 받는다는 것을 주장했다.

Kaneko and Lee(1995)도 국제유가의 변화는 일본 주식시장에 중요한 영향요인임을 확인하고, 유가의 영향력은 시간흐름에 따라 차이가 난다는 것을 주장하였다.

Jones and Kaul(1996)의 연구는 국제원유가격과 주가와와의 관계를 체계적으로 분석한 대표적 선행연구이다. 그들은 국제유가에 대한 세계주식시장의 반응 여부를 현재 및 미래의 실질 현금흐름의 변화 또는 기대수익률의 변화를 통해 확인하였다. Jones and Kaul은 미국의 경우 유가충격이 실질현금흐름에 상당한 영향을 주고 있는 반면 영국과 일본의 경우는 상대적으로 영향을 적게 받고 있다는 것을 보고하였다.

반면, 유가와 주가지수 수익률간의 체계적 관계를 부정한 연구결과도 있는데, Huang et al.(1996)의 연구가 대표적이다. 그는 1979~1990년의 유가 및 주가데이터를 분석한 후 유가와 주가지수 수익률(aggregate stock returns)간에 유의한 관계가 없다고 주장하기도 하였다.

한편, 주식시장에 미치는 국제유가의 충격을 리스크 프리미엄으로 설정하고, 해당 연구를 수행한 문헌도 있다. Al-Mudhaf and Goodwin(1993)은 1970~1978년을 연구기간으로 설정하고, 미 NYSE에 상장된 29개의 석유회사들을 분석대상으로 하여 유가의 리스크 프리미엄은 매우 가변적이라는 것을 확인하기도 하였다.

최근의 연구로서 Hammoudeh et al.(2004)은 미국의 석유관련 주가지수(5개)와 5개의 유가(1~4-month NYMEX futures oil price, spot price)사이의 관계를 분석한 연구결과를 발표하였다. 연구결과는 크게 3가지로 정리된다. 첫째, 유가와 석유관련 주식의 가격(the mixed oil price/stock index system)간의 장기균형관계를 의미하는 공적분 개수(1개)가 국제유가간의 공적분 개수(the pure oil system)보다 적은 것으로 나타났다. 이를 통해 논문저자는 주가와 유가의 혼합 포트폴리오가 유가로만 이루어진 포트폴리오보다 장기적인 관점에서의 분산투자(long-run diversification)효과가 있다는 것을 주장한다. 둘째, 석유관련 주식의 가격은 3개월 만기 선물유가의 향배를 전망하는 데 도움이 되지 못한 반면, 3개월 만기 선물유가는 석유개발, 정제, 석유제품판매관련 주식의 가격 향배를 전망하는 데 있어 도움이 된다는 것이다. 다시 말해, 논문 저자는 해당 사실을 통해 석유관련 주식에 관심이 있는 투자자가 유가향배를 전망하기 위해 주식에서 정보를 구하기보다는 유가를 통해 주가의 흐름을 이해해야 한다는 투자의 시사점을 제공하였다. 셋째, 국제유가의 변동성은 석유관련 주식의 변동성에 전이되고 있으며, 업종별로 변동성을 증가시키거나 감소시키는 효과를 보여주었다. 추가로 월요일에 변동성이 증대된다는 'the effect for Monday'는 유의하지 않았으며, 금요일에 변동성이 줄어드는 경향이 있다는 연구결과도 함께 제시되었다.

또한, Hammoudeh and Li(2005)는 2가지 가설을 중심으로 유가와 주가와의 관련성에 관한 연구결과를 발표하였다. 첫 번째 가설은 유가의 변화에 대해 주식수익률은 민감하게 반응할 것이라는 점이다. 그리고 두 번째 가설은 석유관련 주식의 주가는 세계 금융시장지표(the world capital market index)를 대표하는 MSCI(the Morgan Stanley Capital International Index) 변화보다는 국제유가의 변화에 민감하게 반응한다는 것이다. 저자는 벡터오차수정모형(VECM) 및 APT모형을 중심으로 국제유가에 대한 주식수익률의 민감도를 분석했는데, 연구 결과 및 시사점으로 크게 3가지를 제시하였다.

첫째, 거시경제측면에서 고유가와 세계금융시장지표의 수익률간에는 부(-)의 관계가 존재하고, 유가수준이 높을 때 시장지표 수익률에 더욱 부정적인 영향을 미친다. 둘째, 개별국가와 산업수준에서 유가상승은 석유관련 주식의 수익률 상승에 정(+)의 영향을 미치고, 이러한 영향력은 국가별로 차이가 난다. 즉, 투자자들은 수익률 제고를 위해서 미국(수송산업) 및 멕시코의 주식에 투자하는 것이 노르웨이 주식에 투자하는 것보다는 낫다는 결론도 함께 제시했다. 셋째, MSCI는 석유산업관련 주식수익률에 대해 국제유가보다 강한 영향력을 보이고 있다.

Hammoudeh and Choi(2006)는 GCC(Gulf Cooperation Council's)의 주간 주가지수 수익률(바레인, 사우디 등을 포함한 8개 주가지수)과 3개의 글로벌 변수(유가, 미 S&P 500지수, 미 T-bill rate)와의 관계를 분석한 논문을 발표하였다. 연구결과로서 주가지수와 글로벌 변수간에는 장기균형관계가 성립하는 것으로 나타났으나, 단기적으로는 미 T-bill rate가 GCC시장에 영향을 주는 것으로 나타났다. 하지만, 유가와 미 S&P 500지수는 GCC시장에 별다른 영향을 행사하지 못하는 것으로 분석되었다. 논문의 저자는 이러한 실증결과를 토대로 투자의 유의한 시사점을 제시하는 데, 미국의 주식시장 및 국제석유시장의 정보는 GCC 주식시장의 투자에 별다른 도움이 되지 못하며, 글로벌 분산투자차원에서 GCC 주식시장은 고려대상이 될 수 있다는 점이다.

이상으로 국제유가와 주식수익률간의 관계에 관한 기존 연구결과들을 종합해보면, 국제유가는 주식수익률의 중요한 영향요인이 되고 있으며, 특히, 유가수준이 높은 상황에서 유가의 변동성 증대는 주식수익률에 부정적 영향을 미치는 것으로 파악된다. 또한, 유가에 의한 주식수익률 결정에 업종별로 차이를 보이는 이유는 업종별 시장특성의 차이가 유가요인에 대한 베타의 차이를 초래하기 때문이다. 본 연구는 기존문헌결과를 토대로 설정한 3개 가설을 중심으로 분석을 진행하고자 한다.

### Ⅲ. 연구자료 및 방법론

#### 1. 연구자료

업종별 수익률 산출을 위한 기초 자료로서 한국증권선물거래소의 14개의 업종(음식료품, 섬유·의복, 종이·목재, 화학, 의약품, 비금속광물, 철강·금속, 기계, 전기·전자, 운수장비, 유통업, 건설업, 운수창고, 금융업)의 주가지수 자료가 사용되었으며, 시장지

표(포트폴리오)의 대용치로서 코스피(KOSPI) 지수가 사용되었다. 해당 자료는 FnGuide의 FnDB Navigator의 주식정보에서 구하였다. 그리고, 국제유가자료는 FnGuide의 FnDB Navigator의 해외통계를 이용하였으며, 국제유가의 대용치로서 NYMEX 선물시장의 최근 월물(1-month) WTI 선물가격(달러표시)이 사용되었다.

수익률 산정방법과 관련해서, 시장지표 및 업종별 수익률 · 국제유가 수익률은  $\ln(P_t/P_{t-1})$ 의 방식을 통해 산정했다.

또한, 2000. 1~2006. 10의 표본기간이 고려되었는데, 이는 외환위기가 표본에 포함되어 있을 경우 실증결과에 왜곡된 부분이 반영될 가능성이 우려되었고, 가능한 최근 상황을 고려하기 위함이다. 또한, 시장참여자에게 실증적인 의미를 제공하기 위해 분석기간을 유가상승시기(2000. 1~2002. 12)와 유가안정시기(2003. 1~2006. 10)로 나누었다.

한편, 연구에 활용된 자료는 모두 일별자료가 사용되었는데, 변동성 추정치가 월별자료에 기초하여 추정될 경우 국제유가의 변동성 전이효과가 제대로 나타나기 어렵기 때문이다. 또한, 변동성 전이효과에 따른 업종별 수익률의 변동성 증가와 수익률 변화와의 관계 파악을 위한 편의차원에서 본 연구는 일관되게 일별자료를 사용하였다.

## 2. 연구방법론

본 연구는 국제유가요인이 국내 주식시장의 업종별 수익률의 결정(pricing)에 중요한 역할을 하는지 여부를 확인하기 위해 2개요인 APT 모형(two-factor APT Model)을 검정모형으로 설정하였다. 2개요인 APT 모형은 업종별 주식의 기대수익률( $E(r_i)$ )과 시장포트폴리오 수익률에 대한 체계적 위험의 시장가격( $\lambda_m$ ) 및 유가요인에 대한 체계적 위험의 시장가격( $\lambda_o$ )의 움직임간의 관계식으로 설정된 모형<sup>2)</sup>을 의미한다.

$$E(r_i) = \lambda_f + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_o \beta_i^o \quad (1)$$

상기 식 (1)에서  $E(r_i)$ 는  $i$  업종 주식의 기대수익률,  $\lambda_f$ 는 무위험자산수익률에 대한 체계적 위험의 시장가격을 의미한다.  $\lambda_m$ 은 시장포트폴리오와 관련된 체계적 위험인  $\beta_i^m$ 의 단위당 가격을 의미하며,  $\lambda_o$ 는 유가관련 체계적 위험인  $\beta_i^o$ 의 단위당 가격을 의미

2) 자산수익률이 하나의 시장요인, 즉 시장포트폴리오 수익률과 선형관계에 있다는 CAPM의 대체가설로 Ross(1976)는 차익거래가격결정이론(APT)을 제시하였다. APT 모형은 개별업종의 주식수익률의 생성 과정을 n-요인모형으로 가정하고 있는데, 본 연구에서는 국제유가가 업종별 주식수익률의 결정요인으로 작용하고 있는 지 여부를 파악하는 것이 목적이기 때문에 시장포트폴리오와 국제유가요인을 포함시켜 2개요인 APT 모형을 검정모형으로 설정하였다.

한다.

APT모형은  $\beta_m^o=0$ 인 시장포트폴리오와  $\beta_o^m=0$ 인 유가요인 포트폴리오의 경우에도 성립해야 하는데, 이럴 경우  $\lambda_m=E(r_m)-\lambda_f$ 와  $\lambda_o=E(r_o)-\lambda_f$ 가 성립한다. 그런데, 이를 식 (1)에 대입할 경우 아래의 식 (2)가 유도된다.

$$E(r_i)=\lambda_f+[E(r_m)-\lambda_f]\beta_i^m+[E(r_o)-\lambda_f]\beta_i^o \quad (2)$$

업종별 주식수익률의 가격결정에 있어 국제유가요인의 영향력 여부를 실증분석하기 위해 식 (3)을 고려할 수 있다. 즉,  $t$ 시점에서의 업종별 주식수익률( $r_{i,t}$ )은 기대수익률( $E(r_i)$ )과 예측오차(innovation)로 구분할 수 있게 된다.

$$r_{i,t}=E(r_i)+\beta_i^m[r_{m,t}-E(r_m)]+\beta_i^o[r_{o,t}-E(r_o)]+e_{i,t} \quad (3)$$

상기 식 (2)와 (3)을 결합하면, 아래 식 (4)가 도출되는데 본 연구는 식 (4)를 국제유가가 업종별 주식수익률의 결정요인이 되는 지 여부를 판단하는 검증모형으로 고려한다.

$$r_{i,t}=[\lambda_f(1-\beta_i^m-\beta_i^o)]+\beta_i^m r_{m,t}+\beta_i^o r_{o,t}+e_{i,t} \quad (4)$$

상기 모형을 통한 실증분석에서는 귀무가설을  $H_0 : \alpha_i=\lambda_f(1-\beta_i^m-\beta_i^o)$ 으로 설정하고, 절편항에 제약조건<sup>3)</sup>을 부여한 모형(restricted model)과 제약조건이 없는 모형(unrestricted model)을 비교함으로써, 업종별 주식수익률의 결정에 있어 시장포트폴리오와 유가요인의 영향력을 파악한다. 또한, 유가요인에 대한 베타계수의 유의성을 별도로 검증하기 위해 상기 모형을 변형하여 2번째 가설검정을 수행하였다. 상기 식 (4)에  $\lambda_f$  대신  $E(r_o)-\lambda_o$ 을 포함시켜 유가요인에 대한 베타계수의 유의성 검정이 가능하도록 해당 식을 변형시켰다. 변형된 식 (4-1)에서 절편항인  $[(E(r_o)-\lambda_o)(1-\beta_i^o)]$ 에 대해 제약조건을 부여한 모형과 제약조건 없는 모형을 서로 비교하여 유가요인의 영향력을 파악한

3) Gibbons(1982), Jorion(1991)에서는 검증모형의 절편항에 제약조건을 부여한 경우와 제약조건을 부여하지 않은 경우로 구분하고, 잔차항의 공분산 행렬(covariance matrix)의 통계적 차이여부를 비교하여 해당요인의 주식수익률 결정요인여부를 검증하였다.



다.

$$r_{i,t} = [E(r_o) - \lambda_o](1 - \beta_o) - \beta_i^m(\lambda_f - r_{m,t}) + \beta_o^o r_{o,t} + e_{i,t} \quad (4-1)$$

한편, 유가요인에 대한 베타 리스크가 유가변동률의 분산에 의해 결정된다는 점을 확인하기 위해 국제유가 변동성의 국내주식시장으로의 전이효과를 분석하였다. 즉, 기존연구문헌에 따르면, 유가의 변동성은 경기전망을 포함하는 정보를 포함하고 있기 때문에, 유가변동성이 업종별 수익률로 전이됨에 따라 베타 리스크 결정에 기여할 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 국제유가의 변동성을 추정하기 위해 변동성 추정모형인 GJR 모형을 사용하였다. 또한 본 연구에서는 국제유가 변동성 전이에 따른 업종별 주식수익률의 변동성과 주식수익률 변화와의 관계를 확인하기 위해 이항형 로짓모형(logit model)을 사용하였다. 우선, 변동성 전이여부를 추정하기 위해 Glosten, Jagannathan, and Runkle(1993)이 제시한 GJR 모형을 사용하였는데, 이는 기존에 많이 사용되는 GARCH(1, 1)모형의 약점을 보완하기 위한 목적에서다. 다시말해, GARCH 모형<sup>4)</sup>은 예상치 못한 동일 크기의 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스에 대해 동일한 변동성을 야기한다는 가정을 한다. 통상적으로 해당모형은 나쁜 뉴스에 대해서는 변동성을 과소추정(underestimate)하며, 좋은 뉴스에 대해서는 변동성을 과대추정(overestimate)하는 경향<sup>5)</sup>이 있는 것으로 알려져 있다. 이러한 비대칭적 정보효과를 레버리지 효과(leverage effect)라고 하며, 이러한 레버리지 효과를 반영하기 위해 앞서 언급한 Glosten, Jagannathan, and Runkle(1993)이 제안한 모형을 변동성 전이효과의 검증모형으로 사용하였다.

4) GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)모형은 Bollerslev(1986), Engle, Lilien and Robins(1987) 등이 제시하고 발전시킨 모형이다. ARCH 모형의 경우 조건부 분산은 과거 예측오차의 함수로만 구성되지만, GARCH 모형은 아래와 같이 과거오차와 함께 조건부 분산시차 함수를 포함한다.  $\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$ ,  $\varepsilon_{t+d} | \phi_t \sim N(0, \sigma_{t+1})$ ,  $\omega$  : mean,  $\varepsilon_{t-i}^2$  : ARCH term,

$\sigma_{t-j}^2$  : GARCH term

위에서  $\phi_t$  는  $t$ 기에 입수 가능한 정보를 의미하며, ARCH 모형에서  $t$ 기 이전의 충격이 현재 변동성에 미치는 파급효과는  $\alpha_i$ 에 달려있다. ARCH(P) 모형에서  $p$ 기 이전의 뉴스가 현재 변동성에 미치는 영향력은 극히 제한적인데, GARCH(p, q)는 조건부 분산의 시차가 추가로 포함하기 때문에 좀 더 신축적인 시차구조를 허용하는 장점이 있다.

5) 조건부 분산을 추정하기 위한  $\sigma_t^2 = \omega + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2$ , where,  $d_{t-1} = 1$  if  $\varepsilon_{t-1} < 0$ , and 0 otherwise. 모형에서 나쁜 소식(음의 충격)이 조건부 분산에 미치는 영향력은  $\alpha + \gamma$ 가 된다. 여기서  $\gamma > 0$ 으로 가정하면, 변동성은 증가하게 되어, 레버리지 효과를 감안하지 않으면 나쁜 뉴스에 대한 변동성이 과소추정된다. 단,  $\gamma < 0$ 이 될 경우 나쁜 뉴스에 대한 변동성이 과대추정될 수도 있다.

한편, Glosten, Jagannathan, and Runkle(1993)이 제시한 GJR 모형은 아래의 (5)와 같다.  $r_{ai,t}$ 은  $t$ 시점에서의 국제유가 수익률을 나타내며,  $\Phi_{t-1}$ 는  $t-1$ 시점의 이용가능한 모든 정보의 집합을 의미한다. 해당 모형에서 좋은 뉴스의 경우  $\varepsilon_{t-1} > 0$ 이고, 나쁜 뉴스는  $\varepsilon_{t-1} < 0$ 인데, 좋은 뉴스는 조건부 분산에  $\alpha$ 의 영향력을 미치고, 나쁜 뉴스는  $\alpha + \gamma$ 의 영향력을 발휘한다. 그런데, 만일 뉴스에 대한 영향력이 비대칭적일 경우  $\gamma \neq 0$ 이 된다.

$$r_{ai,t} = \omega_i + \alpha_i r_{ai,t-1} + \varepsilon_{ai,t} \quad (\text{where, } \varepsilon_{ai,t} | \Phi_{t-1} \sim N(0, \sigma_{ai,t}^2)) \quad (5)$$

$$\sigma_{ai,t}^2 = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{ai,t-1}^2 + \gamma_i \varepsilon_{ai,t-1}^2 d_{t-1} + \beta_i \rho_{ai,t-1}^2$$

where,  $d_{t-1} = 1$  if  $\varepsilon_{ai,t-1} < 0$ , and 0 otherwise

그런데, 상기 GJR 모형을 확장하여, 아래와 같이 평균방정식과 분산방정식에 각각 국제유가 수익률, 식 (5)의 평균방정식에서 도출된 잔차의 제곱(the squared residual)을 아래의 GJR 모형에 포함시켜 유가요인 가격변화 또는 변동성이 주식수익률로 전이되는지 여부를 파악하였다.

$$r_{i,t} = \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1} + \beta_i r_{ai,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{where, } \varepsilon_{i,t} | \Phi_{t-1} \sim N(0, \sigma_{i,t}^2)) \quad (6)$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \gamma_i + \delta_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \zeta_i \varepsilon_{ai,t-1}^2 d_{t-1} + \eta_i \rho_{i,t-1}^2 + \theta_i \varepsilon_{ai,t}^2$$

상기 식 (6)에서  $r_{ai,t}$ 은 국제유가 수익률,  $\varepsilon_{ai,t}^2$ 은 식 (5)에서 도출한 잔차의 제곱을 의미하며, 평균방정식과 분산방정식을 동시에 추정함으로써, 국제유가의 가격변화 또는 변동성이 업종별 주식수익률에 전이되는 지 여부를 판단하였다.

다음은 업종별 베타 리스크가 유가요인에 대해 상이하게 나타나는 원인을 분석하기 위한 모형설정이다. 해당 모형은 유가요인에 대한 업종별 베타의 차이를 업종별 시장 특성인 규모와 유동성의 차이로 설명하고자 한다. 규모 및 유동성의 대리변수로는 각각 시가총액 비중, 주식회전율을 이용하였다. 시계열로 이루어진 업종별 횡단면 자료간의 관련성을 고려하기 위해 패널분석을 수행하였는데, 검증모형은 일반화 최소자승법(GLS)를 이용한 패널데이터 분석방법을 활용함으로써 데이터 분석의 효율성(efficient)을 높였다.

$$(\beta_{oil,i,t} - \bar{\beta}_{oil,t}) = (x_{TR,i,t} - \bar{x}_{TR,t})\beta_{a,i,t} + (x_{MC,i,t} - \bar{x}_{MC,t})\beta_{b,i,t} + \mu_{i,t} \quad (7)$$

상기 식 (7)에서  $(\beta_{oil,i,t} - \bar{\beta}_{oil,t})$ 는 유가요인에 대한 베타와 업종 베타의 평균사이의 차이,  $(x_{MC,i,t} - \bar{x}_{MC,t})$ 는 업종별 시가총액 비중과 업종 시가총액비중의 평균사이의 차이,  $(x_{TR,i,t} - \bar{x}_{TR,t})$ 는 업종별 주식회전율과 업종 주식회전율의 평균사이의 차이를 의미한다. 그리고,  $\beta_{a,i,t}$ 와  $\beta_{b,i,t}$ 는 각각 주식회전율의 차이, 시가 총액 비중의 차이에 의한 베타의 반응계수를 나타낸다.

## IV. 실증분석의 결과

### 1. 자료의 기초통계량

분석에 앞서 국제유가(달러화 기준) 및 업종별 수익률(일별)에 대한 기초통계량에 관해 살펴보자. <표 1>에서와 같이 먼저 국제유가에 관한 기초통계량을 살펴보자. 미 달러 기준 국제유가의 평균 수익률과 표준편차는 각각 0.05%, 0.002로 나타났다.

분포의 비대칭성을 보여주는 왜도의 경우 국제유가 수익률은 -0.539로서 수익률의 분포가 왼쪽으로 기울어져 있음을 알 수 있다. 그리고, 국제유가 수익률의 첨도는 6.033으로서 3보다 큰 것으로 나타나 첨예분포(leptokurtic)<sup>6)</sup>를 보였다.

또한, 정규분포성을 검정하기 위한 Jarque-Bera 통계량의 경우 국제유가 수익률은 정규분포성을 기각하고 있어 국제유가수익률의 경우 거래정보에 따라 시계열적으로 독립적이지 않고 수익률간에 상관관계가 존재하고 있음을 추정할 수 있다.

다음은 업종별 수익률의 기초통계량에 관해 살펴보자. 철강 및 금속, 건설, 금융업을 제외하고는 모든 업종의 수익률 분포는 왼쪽으로 기울어져 있음을 알 수 있다. 모든 업종의 첨도가 3보다 상당히 큰 것으로 나타나 해당분포는 첨예분포의 특징을 보이고 있다. 평균 수익률의 분포는 대체로 -0.05~0.08%에서 형성되고 있으며, 모든 업종의 수익률도 국제유가수익률과 마찬가지로 Jarque-Bera의 정규분포 적합성 결과 정규분포성의 귀무가설을 기각하고 있어, 수익률간의 상관관계가 있음을 알 수 있다.

이상으로 살펴본 국제유가 및 주식수익률의 분포는 정규분포에 비해 대체로 왼쪽으

6) 주식수익률 분포가 leptokurtic하다는 것은 Fama(1965), Sharpe(1970), Turner and Weigel(1990)의 연구결과 이후 일반적인 사실로서 받아들여지고 있으며, 간헐적이고, 군집형태로 나타나는 정보의 분포가 leptokurtic하기 때문에, 가격변화의 분포 또한 두꺼운 꼬리를 가지게 된다는 것이 보편적인 설명이다.

로 기울어진 형태를 보이고 있으며, 꼬리가 두터운 첨예분포의 특징을 가지고 있다는 점을 알 수 있었다. 특히, 업종별 수익률의 분포는 시장참여자들이 정보에 대한 반응의 결과로서 나타난 것으로 이해할 수 있는데, 분포형태가 정규분포를 이루지 않고 첨예 분포를 이룬다는 점은 주식수익률의 모수가 시간에 따라 변동하는 분포로부터 생성되었을 가능성이 높다는 것을 시사한다.

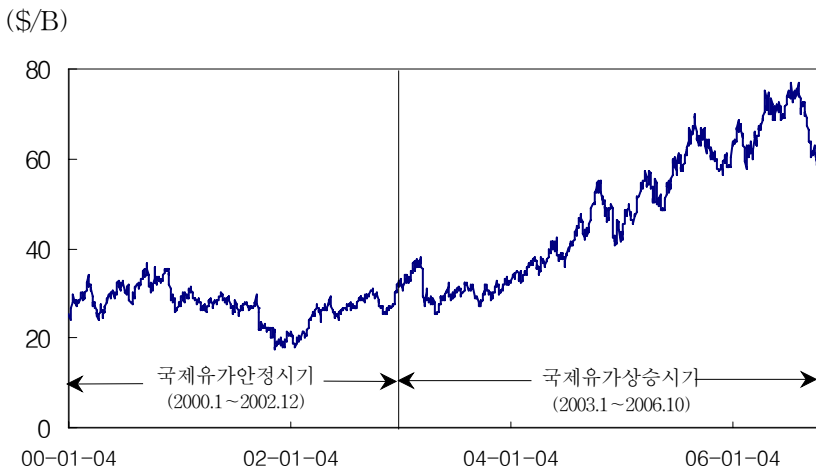
<표 1> 유가 및 업종별 수익률의 기초 통계량

| 업종명      | 평균      | 표준편차   | 왜도      | 첨도      | 최대값    | Jarque-Bera                       |
|----------|---------|--------|---------|---------|--------|-----------------------------------|
| 유가(미 달러) | 0.0005  | 0.0015 | -0.5391 | 6.0333  | 0.0811 | 697.41 <sup>***</sup><br>(0.00)   |
| 음식료품     | 0.0003  | 0.0176 | -0.3442 | 7.6388  | 0.1098 | 1,479.92 <sup>***</sup><br>(0.00) |
| 섬유·의복    | -0.0005 | 0.0202 | -1.0569 | 10.6533 | 0.0722 | 4,242.18 <sup>***</sup><br>(0.00) |
| 종이·목재    | -0.0001 | 0.0211 | -1.0702 | 10.1482 | 0.0810 | 3,746.65 <sup>***</sup><br>(0.00) |
| 화 학      | 0.0004  | 0.0188 | -0.4365 | 5.6328  | 0.0753 | 517.71 <sup>***</sup><br>(0.00)   |
| 의약품      | 0.0007  | 0.0213 | -0.2521 | 9.2087  | 0.1195 | 2,611.03 <sup>***</sup><br>(0.00) |
| 비금속광물    | 0.0003  | 0.0212 | -0.3697 | 6.1520  | 0.0894 | 705.36 <sup>***</sup><br>(0.00)   |
| 철강 및 금속  | 0.0005  | 0.0222 | 0.0414  | 5.8292  | 0.1223 | 539.09 <sup>***</sup><br>(0.00)   |
| 기 계      | 0.0004  | 0.0241 | -1.0826 | 11.9252 | 0.1050 | 5,675.90 <sup>***</sup><br>(0.00) |
| 전기·전자    | 0.0002  | 0.0268 | -0.0432 | 6.4736  | 0.1469 | 812.43 <sup>***</sup><br>(0.00)   |
| 운수장비     | 0.0008  | 0.0237 | -0.6721 | 9.5646  | 0.0963 | 3,021.43 <sup>***</sup><br>(0.00) |
| 유통업      | 0.0002  | 0.0230 | -0.3243 | 6.4712  | 0.1065 | 839.12 <sup>***</sup><br>(0.00)   |
| 건설업      | 0.0004  | 0.0270 | 0.0997  | 8.1231  | 0.1611 | 1,768.81 <sup>***</sup><br>(0.00) |
| 운수창고     | 0.0004  | 0.0293 | -0.5244 | 8.6149  | 0.1326 | 2,195.56 <sup>***</sup><br>(0.00) |
| 금융업      | 0.0003  | 0.0254 | 0.2150  | 6.7793  | 0.1462 | 973.59 <sup>***</sup><br>(0.00)   |

주) \*\*\* 1% 수준에서 정규분포성의 귀무가설을 기각.

## 2. 국제유가요인이 업종별 수익률에 미치는 영향 분석

외부경제변수로서의 국제유가요인이 업종별 수익률의 결정에 있어 중요한 역할을 수행하는 지 여부를 분석하기 위해 2개요인 APT 모형(two-factor model)을 이용하였다. 우선, 국제유가의 추이를 아래의 [그림 1]과 같이 편의상 국제유가 안정시기(2000. 1 ~ 2002. 12)와 국제유가 상승시기(2003. 1~2006. 10)로 구분하였다. 국제유가 안정시기의 경우 평균유가는 배럴당 \$27.42였으나, 유가 상승시기의 평균 유가는 배럴당 \$48.37로서 유가안정시기에 비해 약 1.8배 정도 상승한 것으로 나타났다. 특히, 국제유가가 횡보세를 보이는 2000. 1~2002. 12의 기간에 비해 2003. 1~2006. 10의 기간에는 상승 추세를 보여주고 있다.



[그림 1] 국제유가의 추이(2000.1~2006.10)

<표 2>는 모형 (1-1) 및 모형 (1-2)를 통해 분석한 결과를 보여주고 있다. 즉, 해당 결과는 유가요인( $r_{oil}$ )과 포트폴리오 수익률( $r_{mt}$ )이 업종별 수익률에 어떠한 영향을 미치는 지를 보여준다. 먼저, 유가안정시기와 상승시기를 통틀어서 모든 업종의 수익률은 포트폴리오 수익률, 즉 시장지표 수익률( $r_{mt}$ )에 대해 통계적으로 유의한 정(+)의 반응을 보여주고 있다. 자본자산가격결정모형(CAPM)에서와 같이 시장 지표수익률에 대해 모든 업종의 수익률이 1% 수준에서 통계적으로 유의한 반응을 보여주고 있다.

모형 (1-1)은 포트폴리오 수익률과 유가요인이 업종별 주식수익률의 결정요인이 되

는 지 여부를 판정하기 위한 가설검정을 포함한다. 즉, 모수인  $\lambda_j$ 와  $\beta_j$ 는 최대우도추정법(MLE)를 이용하여 동시에 추정<sup>7)</sup>되었으며, 질편향에 제약조건을 부여하고, 제약조건하의 모형과 비제약조건하의 모형을 LRT(likelihood ratio test)<sup>8)</sup> 통계량을 통해 비교함으로써, 포트폴리오 수익률과 유가요인이 각 업종별 주식수익률의 체계적 결정요인으로 작용하는 지 여부를 판단하였다. 추정결과 유가상승기와 하락기에 모두 LRT통계량은 1% 수준에서 귀무가설( $H_0: \alpha_i = \lambda_j(1 - \beta_j)$ )을 기각하는 것으로 나타났다. 그런데, 유가요인에 대한 업종별 수익률의 반응은 유가 안정시기에는 전기·전자업종이 5%에서 유의한 부(-)의 반응을 보여주고 있으며, 유가상승시기에도 전기·전자업종의 수익률만이 유가요인에 통계적으로 유의한 반응을 보이고 있다. 즉, 전기·전자업종의 수익률만이 유가수준에 상관없이 일관되게 유가요인에 의해 통계적으로 유의한 부(-)의 반응을 보이고 있어, 수익률 결정요인으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 그런데, 모형(1-1)의 귀무가설은 모든 업종에 있어 1% 수준에 기각되는 것을 알 수 있다. 이러한 원인은 전기·전자업종을 제외한 모든 업종의 경우 포트폴리오 요인의 영향에 따른 결과라고 추정할 수 있다. 이를 검증하고자, 본 연구는 유가요인에 대한 베타계수의 유의성 여부검증차원에서, 모형(1-1)에 유가요인의 체계적 위험의 시장가격( $\lambda_0$ )을 포함시켰다. 모형(1-2)는 유가요인의 베타계수( $\beta_i^0$ ) 유의성 여부를 분석하기 위한 검증모형이다. 분석결과 전기·전자업종은 유가수준에 관계없이 귀무가설인  $\alpha_i = [E(r_0) - \lambda_0](1 - \beta_i^0)$ 을 1% 수준에서 기각하는 것을 보여준다. 이를 통해 전기·전자업종의 유가요인의 베타계수는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

모형(1-1) 및 모형(1-2)를 통한 추정결과를 요약하면, 유가수준에 상관없이 전기·전자업종만이 주식수익률 결정에 있어 유가요인에 의해 부(-)의 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 당초 고유가 시기에 석유소비가 많은 화학업종의 경우 유가요인이 주식수익률의 결정에 중요한 역할을 할 것으로 기대했으나, 동 업종의 수익률 결정에 국제유가요인은 별다른 영향력을 발휘하지 못하는 것으로 확인되었다.

7) Gibbons(1982)의 방법론을 이용하여, 비선형모형에서의  $(\lambda_j, \beta_j)$ 은 MLE를 통해 반복추정량이 수렴(convergence)할 때 해당 모수를 산출

8) LRT통계량은  $-2\ln \lambda = T[\ln|\hat{\Sigma}_r| - \ln|\hat{\Sigma}_u|] \sim \chi_{N-1}^2$ , 이며,  $|\hat{\Sigma}_r|/|\hat{\Sigma}_u|$ 은 제약조건(비제약조건)하 모형에서 잔차항으로부터 추정된 현시점 공분산행렬(contemporaneous variance-covariance matrix)의 determinant를 의미함.

<표 2> 업종별 수익률에 미치는 국제유가요인(미 달러표시)의 영향분석

모형 (1-1) :  $r_{i,t} = [\lambda_j(1 - \beta_i^m - \beta_i^o)] + \beta_i^m r_{m,t} + \beta_i^o r_{o,t} + e_{i,t}$

모형 (1-2) :  $r_{i,t} = [E(r_o) - \lambda_o](1 - \beta_i^o) - \beta_i^m(\lambda_j - r_{m,t}) + \beta_i^o r_{o,t} + e_{i,t}$

| 구 분     | $\widehat{\lambda}_j^a$ |                    | $\widehat{\beta}_i^m$ |                      | $\widehat{\beta}_i^o$ |                      | LRT통계량 <sup>d)</sup><br>H <sub>0</sub> :<br>$\alpha_i = \lambda_j(1 - \beta_i^m - \beta_i^o)$ |            | LRT통계량 <sup>e)</sup><br>H <sub>0</sub> :<br>$\alpha_i = [E(r_o) - \lambda_o](1 - \beta_i^o)$ |             |
|---------|-------------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|---|------------|--|-------------|
|         | 유가안정시기                  | 유가상승시기             | 유가안정시기                | 유가상승시기               | 유가안정시기                | 유가상승시기               | 유가안정시기  | 유가상승시기     | 유가안정시기   | 유가상승시기      |
| 음식료품    | -0.0002<br>(-0.18)      | 0.0014<br>(1.37)   | 0.5932***<br>(23.29)  | 0.6880***<br>(30.78) | -0.0356<br>(-1.49)    | 0.0158<br>(1.12)     | 1,146.85***   | 1,710.9*** | 660.05   | 706.69      |
| 섬유·의복   | -0.0028<br>(-1.28)      | -0.0011<br>(-0.94) | 0.6337***<br>(19.52)  | 0.6205***<br>(22.12) | 0.0018<br>(0.06)      | 0.0277<br>(1.57)     | 1,418.7***  | 1,469.2*** | 590.56   | 957.36      |
| 종이·목재   | -0.0023<br>(-0.87)      | -0.0001<br>(-0.08) | 0.7204***<br>(22.87)  | 0.7385***<br>(26.82) | -0.0081<br>(-0.27)    | 0.0065<br>(0.37)     | 1,751.7***  | 1,921.3*** | 691.00   | 861.30      |
| 화학      | 0.0004<br>(0.22)        | 0.0040<br>(1.06)   | 0.7854***<br>(41.44)  | 0.9040***<br>(42.86) | -0.0033<br>(-1.86)    | 0.0150<br>(1.13)     | 2,149.7***  | 3,533.8*** | 680.31   | 942.92      |
| 의약품     | 0.0008<br>(0.33)        | 0.0026<br>(1.84)   | 0.6611***<br>(20.07)  | 0.6472***<br>(20.04) | 0.0254<br>(0.83)      | 0.0283<br>(1.39)     | 1,613.0***  | 1,582.2*** | 700.34   | 794.25      |
| 비금속광물   | 0.0019<br>(0.81)        | -0.0007<br>(-0.45) | 0.7066***<br>(22.26)  | 0.7227***<br>(24.17) | -0.0277<br>(-0.93)    | 0.0195<br>(1.04)     | 1,597.0***  | 1,906.3*** | 355.74   | 617.34      |
| 철강 및 금속 | 0.0007<br>(0.28)        | 0.0027<br>(0.59)   | 0.7361***<br>(23.45)  | 0.8816***<br>(28.58) | -0.0566<br>(-1.93)    | 0.0240<br>(1.24)     | 1,634.7***  | 4,033.1*** | 740.31   | 860.56      |
| 기계      | -0.0027<br>(-0.53)      | 0.4324<br>(0.04)   | 0.8710***<br>(27.18)  | 1.0020***<br>(32.55) | -0.0268<br>(-0.89)    | -0.0035<br>(-0.18)   | 2,613.4***  | 9,097.3*** | 514.03   | 659.76      |
| 전기·전자   | 0.0013<br>(0.78)        | 0.0025<br>(1.26)   | 1.3052***<br>(41.93)  | 1.1628***<br>(59.87) | -0.0455**<br>(-1.98)  | -0.0266**<br>(-2.18) | 1,481.0***  | 2,803.6*** | 1,340.83***  | 2,553.06*** |
| 운수장비    | 0.0074<br>(0.92)        | -0.0053<br>(-1.07) | 0.9241***<br>(30.83)  | 1.0780***<br>(43.19) | -0.0219<br>(-0.78)    | 0.0017<br>(0.11)     | 3,267.8***  | 3,557.1*** | 670.96   | 760.47      |
| 유통업     | -0.0016<br>(-0.19)      | 0.0010<br>(0.24)   | 0.9085***<br>(34.64)  | 0.9038***<br>(27.28) | 0.0139<br>(0.57)      | -0.0087<br>(-0.42)   | 3,594.9***  | 3,170.2*** | 403.36   | 642.31      |
| 건설업     | -0.0104<br>(-0.59)      | 0.0274<br>(0.83)   | 0.9064***<br>(21.82)  | 0.9487***<br>(28.04) | 0.0277<br>(0.71)      | 0.0156<br>(0.73)     | 3,825.0***  | 4,685.1*** | 524.08   | 746.42      |
| 운수창고    | 0.0198<br>(0.21)        | -0.0036<br>(-0.74) | 1.0726***<br>(29.04)  | 1.1261***<br>(26.10) | -0.0582<br>(-1.68)    | 0.0064<br>(0.24)     | 5,964.0***  | 2,842.1*** | 566.44   | 857.12      |
| 금융업     | -0.0255<br>(-0.15)      | 0.0005<br>(0.34)   | 1.0204***<br>(32.60)  | 1.2155***<br>(49.22) | -0.0128<br>(0.44)     | -0.0232<br>(-1.43)   | 6,860.4***  | 2,318.4*** | 492.22   | 846.33      |

주) a)는 MLE를 통해 추정된 무위험자산수익률(또는  $\beta_i^m = \beta_i^o = 0$ 인 요인포트폴리오의 기대수익률).  
 b)는 추정된  $r_{m,t}$ (t시점까지의 포트폴리오 수익률)관련 체계적 위험.  
 c)는 추정된  $r_{o,t}$ (미 달러로 표시된 t시점까지의 유가수익률)관련 체계적 위험.  
 d)는 유가상승시기의 LRT통계량은  $\chi^2_{70}$ , 유가하락시기의 LRT통계량은  $\chi^2_{91}$ 의 분포에 의해 가설검정 수행.  
 a)~c)에서 ( )의 수치는 t-통계량  
 d)~e)의 수치는 t-통계량  
 \*\*\*는 1% 수준에서 유의함, \*\*는 5% 수준에서 유의함.

지금까지 모형 (1-1) 및 모형 (1-2)를 통해 국제유가라는 외부경제요인이 국내 주식 시장의 업종별 수익률의 결정에 어떠한 영향을 미치는가에 관해 분석하였다. 우선, 시장포트폴리오 요인에 대해서는 모든 업종이 정(+)의 반응을 보이고 있다. 하지만, 국제유가요인에 대해서는 업종별 주식수익률의 반응은 상이한 것으로 나타났다. 국제유가요인에 대해서 전기·전자업의 수익률만이 통계적으로 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다고, 유가요인은 국제유가 수준에 상관없이 일관되게 전기·전자업의 결정요인으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 이로써, 전기·전자업종 수익률만이 국제유가 수준에 상관없이 일관되게 유가요인에 대해 부(-)의 반응을 보이는 것으로 나타남으로써, 국제유가가 해당 업종의 주식수익률 결정에 있어 포트폴리오 요인과 함께 유의한 영향요인으로 작용하고 있음을 알 수 있다.

기존 연구결과를 참고하면, 국제유가요인의 급격한 변동은 정보기술(IT)에 대한 수요를 감소시킴으로써 전기·전자업종의 부진<sup>9)</sup>을 가져오는 것으로 알려져 있는데, 본 연구결과를 통해 국제유가가 전기·전자업종에서 유의한 결정요인임을 APT 모형을 통해 검증하였다. 또한, 가설 1과 같이 유가요인의 영향력은 업종별로 차이를 보인다는 점도 확인할 수 있었다. 다만, 유가수준에 따른 유가요인의 영향력은 전기·전자업종 및 여타업종에서 차이를 보이지 않았다. 즉, 모든 업종에서 유가상승 및 안정시기에 유가요인의 영향력은 일관된 모습을 보였다.

이로써 유가요인은 전기·전자업의 주식수익률에 부정적 영향을 가져다주는 체계적 위험요인으로 작용하고 있다는 분석결과를 얻을 수 있다. 이는 본 연구의 가설 1(국제유가요인은 업종에 따라 국내 주식시장의 주식수익률의 결정요인(Pricing factor)으로 작용한다)을 지지한다고 볼 수 있다.

다음은 국제유가요인에 대한 베타 리스크가 유가변동률의 분산에 의해 결정된다는 것을 확인하기 위한 분석과정이다. 일단, 본 연구는 주식수익률에 부정적 영향을 미치는 국제유가 충격은 국제유가 수준이 높아졌기 때문만이 아니라, 국제유가 변동성(volatility)과도 연관이 있다는 Ferderer(1996)의 기존 연구결과에 주목하였다. Ferderer(1996)는 ‘국제유가 변동성은 경기 전망에 도움이 되는 중요한 정보를 내포하고 있다고 했는데, 만약 이러한 정보 전이로 말미암아 주식수익률의 변동이 초래될 경우 이는 베타 리스크로 인식될 수 있다. 이미 본 연구에서는 국제유가요인은 주식수익률의 결정요인으로 작용하고, 업종별로 차이를 보인다는 가설 1이 입증되었는데, 베타 리스크

9) Lee et al.(2002)의 연구는 유가의 충격은 전자업종의 수요 및 공급감소에 기여하는 것으로 보고하였다.



를 결정하는 유가변동률 분산의 주식수익률로의 전이여부 확인을 통해 가설 1의 결과를 재차 검증하였다.

### 3. 국제유가의 전이효과 분석

본 연구에서는 우선 변동성 추정모형을 선택하기 위해 평균방정식에 종속변수의 시차변수를 넣은 AR(1)-GARCH 모형<sup>10)</sup>과 레버리지효과를 반영한 GJR 모형을 통해 국제유가의 변동성을 추정해보았다. 아래 식 (8), 식 (9)는 각각 GARCH 모형과 약간의 변형이 이루어진 변동성 추정식이다.

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 \tag{8}$$

$$= \omega + (\alpha + \beta)\sigma_{t-1}^2 + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \tag{9}$$

식 (9)에서  $\alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2)$  항의 평균은 0이므로 변동성에 대한 충격으로 이해할 수 있다. 계수  $\alpha$ 는 현재 변동성 충격이 다음기의 변동성에 미치는 영향을 의미하고, 변동성 충격의 정도를 나타내므로, 해당 값이 크다는 것은 변동성이 시장의 움직임에 매우 민감하게 반응한다는 것으로 해석할 수 있다.  $(\alpha + \beta)$ 는 변동성이 얼마나 지속되는가 또는 현재 변동성이 미래에 어떠한 속도로 소멸되어 가는가를 나타낸다. 해당 값이 1에 가까울수록 현재의 변동성이 장래에도 유사한 수준으로 지속될 가능성이 있는 것이다.

2000. 1~2006. 10동안 국제유가를 연속복리수익률(continuously compounded returns)로 계산한 후, 이를 이용하여 AR(1)-GARCH(1,1) 모형을 통해 조건부 분산을 추정한 결과는 다음의 식 (10)과 같다.

$$0.00003^{***} + 0.9510^{***} \sigma_{t-1}^2 + 0.0577^{***} (\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \tag{10}$$

$$\omega = 0.00003 (2.87) \quad \alpha = 0.0577(6.22) \quad \beta = 0.8933(39.72) \quad L = 3,773.4$$

\* ( )안의 숫자는 Z-통계량, L은 표본대수우도 함수값을 의미. \*\*\*는 1% 수준, \*\*는 5% 수준에서 유의함을 의미.

10) Lee et al.(1995), Ferderer(1996)는 국제유가의 변동성 (oil price volatility)이 경제에 미치는 중요한 요인으로 고려하고, 해당 변동성을 추정하기 위해 낮은 차수의 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic)모형을 이용할 것을 제시하고, 이러한 변동성은 기대치 못한 국제유가의 급격한 변화를 의미하는 shock으로서 고려했다.

위의 결과를 볼 때  $\beta$ 값은  $\alpha$ 값보다 크고,  $(\alpha+\beta)$ 값은 0.951로 1에 비교적 가까운 값을 가지고 있어 변동성이 매우 지속적으로 이루어지고 있음을 알 수 있다. 따라서 국제유가 시계열의 경우 조건부 분산에 대한 충격의 효과가 사라지는 데 소요되는 시간은 비교적 긴 경향이 있다는 것을 알 수 있다.

다음은 GJR 모형( $\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \rho_{t-1}^2$  where,  $d_{t-1} = 1$  if  $\varepsilon_{t-1} < 0$ , and 0 otherwise.)을 통해 국제유가의 레버리지 효과 존재여부에 관해 살펴보았다.

아래의 식 (11)은 레버리지 효과 존재여부를 파악할 수 있는 분석 내용이 포함되어 있다. 식 (11)에 따르면, 레버리지 효과를 나타내는 계수  $\gamma$ 는 양수이고, 통계적으로 5% 수준에서 유의한 것으로 나타나고 있어, 국제유가의 변동성에 미치는 레버리지 효과 존재하는 것을 알 수 있다. 즉,  $\gamma$ 는 0이 아닌 양의 값을 가지고 있으며, 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 보여주고 있어 국제유가는 뉴스에 대해 동일크기의 변동성을 발생시키지 않는다는 것을 알 수 있다. 그런데 아래 식 (11)에서 나쁜 뉴스( $\varepsilon_{t-1} < 0$ )일 경우  $\alpha+\gamma$ 의 영향력을 발휘하는 데,  $\gamma$ 가 양수값을 가지고 있기 때문에, 나쁜 뉴스는 변동성을 증가시키고, 좋은 뉴스일 경우 변동성을 감소시키는 것을 알 수 있다. 국제유가의 변동성은 비대칭적인 구조<sup>11)</sup>를 보이고 있는 데, 국제유가의 변동성은 양의 충격에 의해 발생하는 변동성이 음의 충격에 의해 발생하는 변동성 보다 상대적으로 작은 것으로 추정된다.

$$\sigma_{(oil)t}^2 = 0.00003^{***} + 0.0289^{**} \varepsilon_{t-1}^2 + 0.0444^{**} \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + 0.8997^{***} \sigma_{(oil)t-1}^2 \quad (11)$$

(3.35)            (2.02)            (2.39)            (46.83)

\* ( )안의 숫자는 Z-통계량, \*\*\*는 1% 수준, \*\*는 5% 수준에서 유의함을 의미.  
where,  $d_{t-1} = 1$  if  $\varepsilon_{t-1} < 0$ , and 0 otherwise

결과적으로 국제유가의 변동성은 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스인가에 따라서 변동성에 차이가 발생한다는 사실을 알 수 있고, GARCH 모형으로 추정된 변동성은 좋은 뉴스에 의한 변동성을 과대추정하고, 나쁜 뉴스에 의한 변동성을 과소추정한다는 결과를 얻을 수 있다.

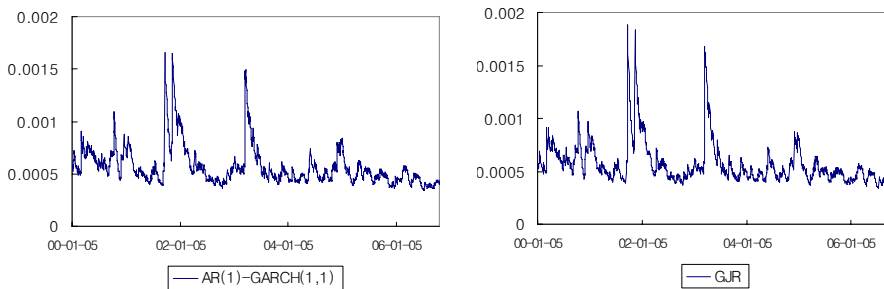
AR(1)-GARCH(1,1) 모형 및 GJR 모형을 통해 추정된 국제유가의 변동성은 [그림 2]와 같다. 아래의 그림에서 유가안정시기중 2001. 9~2001. 11의 기간에 국제유가의 변

11) Mork (1989), Mork et al.(1994), Lee et al.(1995), Ferderer(1996)는 국제유가의 변동성이 비대칭구조를 가지고 있다는 것을 실증적으로 분석한 바 있다.

동성이 크게 증가하였는데, AR(1)-GARCH(1,1) 모형으로 추정된 변동성은 GJR 모형에 의해 추정된 변동성보다 상대적으로 작은 것을 보여준다. 이는 해당 시기의 변동성을 유발했던 충격이 음의 충격이었다는 것을 알려준다. 즉, 유가의 하락이 이루어진 시기이다.

실제로 해당기간동안 유가는 약 33% 하락하였다. 당시에는 세계경제가 침체국면을 보이고, OPEC의 감산이 제대로 이행되지 않아 원유의 과잉공급이 이루어졌던 시기이다. 해당 시점에 유가는 약 20달러 후반대에서 10달러 후반까지 하락하였다. 또한, 2003년 3월에도 국제유가의 변동성이 크게 증가한 것으로 나타났는데, 해당시기는 미국의 원유재고 증대 및 미-이라크 전쟁의 종전 기대감 부각으로 30달러대의 국제유가가 20달러대로 급락한 시기이다.

AR(1)-GARCH(1,1) 모형으로 추정된 변동성의 크기가 GJR 모형으로 추정된 변동성 크기보다 작은 것으로 보아 AR(1)-GARCH(1,1) 모형은 나쁜 뉴스로 인한 변동성 증대를 과소추정하고 있음을 시사한다.



[그림 2] 국제유가의 변동성[AR(1)-GARCH(1,1) VS. GJR]

본 연구에서는 위에서 살펴본 국제유가 변동성의 비대칭구조를 감안하여, 유가의 전이효과 분석에 GJR 모형을 활용하여 주식시장에 대한 국제유가의 전이효과를 분석하였다. 아래의 <표 3>은 모형 (2-1) 및 모형 (2-2)를 이용하여 국제유가의 가격변화 및 변동성이 업종별 주식수익률로 전이되고 있는지 여부를 분석한 것이다. <표 3>의 모형 (2-1)은 국제유가 평균의 전이효과(mean spillover effect)를 나타내고 있으며, 모형 (2-2)는 유가 변동성의 전이효과(volatility spillover effect)를 보여주고 있다. <표 3>의 모형 (2-1) 및 모형 (2-2)는 평균방정식과 분산방정식의 추정결과를 나타내고 있으며, 연구의 신뢰성을 높이기 위해 동시에 추정되었다. 또한, <표 3>은 변동성 전이효과의 검증모형

<표 3> 유가변화 및 변동성의 전이효과 분석

모형 (2-1) :  $r_{i,t} = \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1} + \beta_i r_{oil,t} + \varepsilon_{i,t}$  (where,  $\varepsilon_{i,t} | \Phi_{t-1} \sim N(0, \sigma_{i,t})$ )

| 구 분        | $\omega_i^{(f)}$   |                     | $\alpha_i^{(g)}$     |                     | $\beta_i^{(h)}$    |                    | $H_0: \alpha_i = \beta_i = \delta_i^{(n)}$<br>$\zeta_i = \eta_i = \theta_i = 0$ |              | D.W. <sup>(o)</sup> |            |
|------------|--------------------|---------------------|----------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---|--------------|---------------------|------------|
|            | 유가안정<br>시기         | 유가상승<br>시기          | 유가안정<br>시기           | 유가상승<br>시기          | 유가안정<br>시기         | 유가상승<br>시기         | 유가안정<br>시기  | 유가상승<br>시기   | 유가안<br>정시기          | 유가상<br>승시기 |
| 음식료품       | -0.0009<br>(-1.07) | 0.0010**<br>(2.26)  | 0.01348***<br>(3.24) | 0.0259<br>(0.73)    | 0.0038<br>(0.13)   | 0.0222<br>(1.17)   | 3,403.50***   | 1,403.46***  | 1.99                | 2.08       |
| 섬유·의복      | -0.0010<br>(-1.07) | 0.0005<br>(0.89)    | 0.1280***<br>(2.82)  | 0.1216***<br>(3.13) | 0.0355<br>(0.98)   | -0.0095<br>(-0.50) | 80.30***  | 357.73***    | 2.00                | 2.01       |
| 종이·목재      | -0.0011<br>(-1.05) | 0.0009<br>(1.75)    | 0.1199**<br>(2.53)   | 0.1192***<br>(3.02) | 0.0115<br>(0.38)   | 0.0128<br>(0.55)   | 3,559.18***   | 2,431.61***  | 1.99                | 2.08       |
| 화학         | -0.0051<br>(-0.54) | 0.0011**<br>(2.27)  | 0.0754<br>(1.54)     | 0.0550<br>(1.57)    | 0.0118<br>(0.67)   | 0.0268<br>(1.25)   | 1,203.57***   | 3,906.90***  | 2.06                | 1.97       |
| 의약품        | -0.0022<br>(-1.77) | 0.0011**<br>(1.97)  | 0.0758<br>(1.31)     | 0.1464***<br>(3.78) | 0.0281<br>(0.93)   | 0.0357<br>(1.36)   | 6,011.07***   | 2,202.91***  | 1.97                | 2.11       |
| 비금속광물      | 0.0004<br>(0.39)   | 0.0008<br>(1.44)    | 0.0863**<br>(2.05)   | 0.0332<br>(1.53)    | -0.0314<br>(-0.94) | 0.0175<br>(0.45)   | 796.91***   | 1,415.93***  | 2.08                | 1.99       |
| 철강 및<br>금속 | -0.0001<br>(-0.09) | 0.0014**<br>(2.18)  | 0.0178<br>(0.41)     | 0.1297***<br>(3.67) | -0.0669<br>(-1.63) | 0.0027<br>(0.11)   | 446.17***   | 3,063.87***  | 2.05                | 2.01       |
| 기계         | 0.0005<br>(0.47)   | 0.0017***<br>(2.71) | 0.0708<br>(1.69)     | 0.0545<br>(1.66)    | 0.0298<br>(0.78)   | -0.0271<br>(-1.03) | 2,914.66***   | 875.19***    | 1.95                | 1.97       |
| 전기·전자      | -0.0010<br>(-0.74) | 0.0004<br>(0.74)    | 0.0594<br>(1.43)     | 0.0541<br>(1.66)    | 0.0683<br>(1.43)   | -0.0307<br>(-1.17) | 1,5095.41***  | 5,9115.40*** | 2.00                | 2.01       |
| 운수장비       | -0.0006<br>(-0.47) | 0.0012<br>(1.93)    | 0.1172**<br>(2.56)   | 0.0638<br>(1.81)    | -0.0146<br>(-0.37) | -0.0272<br>(-1.03) | 59.79***  | 7,059.52***  | 2.11                | 2.05       |
| 유통업        | -0.0011<br>(-0.90) | 0.0012**<br>(2.08)  | 0.1154***<br>(2.77)  | 0.0638<br>(1.90)    | 0.0100<br>(0.23)   | 0.0246<br>(1.04)   | 450.10***   | 4,090.12***  | 2.07                | 1.96       |
| 건설업        | -0.0009<br>(-0.76) | 0.0019***<br>(2.84) | 0.0762<br>(1.75)     | 0.1255***<br>(3.37) | 0.0085<br>(0.19)   | -0.0147<br>(-0.54) | 1,848.04***   | 659.40***    | 2.11                | 2.02       |
| 운수창고       | -0.0016<br>(-1.04) | 0.0012<br>(1.34)    | 0.0828<br>(1.93)     | 0.1458***<br>(4.14) | -0.0348<br>(-0.63) | 0.0081<br>(0.26)   | 230.83***   | 785.04***    | 2.00                | 2.04       |
| 금융업        | -0.0011<br>(-0.94) | 0.0009<br>(1.42)    | 0.1096***<br>(2.90)  | 0.0938**<br>(2.52)  | 0.0313<br>(0.69)   | -0.0329<br>(-1.21) | 1,404.74***   | 4,478.76***  | 2.07                | 1.97       |

$$\text{모형 (2-2) : } \sigma_{i,t}^2 = \gamma_i + \delta_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \zeta_i \varepsilon_{i,t-1}^2 d_{t-1} + \eta_i \sigma_{i,t-1}^2 + \Theta_i \varepsilon_{i,t}^2$$

(where,  $d_{t-1} = 1$  if  $\varepsilon_{i,t-1} < 0$ , and 0 otherwise.)

| 구 분        | $\gamma_i^{(i)}$    |                     | $\delta_i^{(j)}$    |                     | $\zeta_i^{(k)}$     |                     | $\eta_i^{(l)}$       |                       | $\Theta_i^{(m)}$   |                     |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|
|            | 유가안정<br>시기          | 유가상승<br>시기          | 유가안정<br>시기          | 유가상승<br>시기          | 유가안정<br>시기          | 유가상승<br>시기          | 유가안정<br>시기           | 유가상승<br>시기            | 유가안<br>정시기         | 유가상<br>승시기          |
| 음식료품       | 0.0000***<br>(3.92) | 0.0000<br>(1.87)    | 0.1022***<br>(3.59) | 0.0662<br>(1.94)    | 0.0752**<br>(2.51)  | 0.0327<br>(1.03)    | 0.7933***<br>(21.82) | 0.8658***<br>(21.83)  | 0.0048<br>(0.62)   | 0.0019<br>(0.45)    |
| 섬유·의복      | 0.0002***<br>(3.87) | 0.0000***<br>(4.21) | 0.1359<br>(1.69)    | 0.0678***<br>(2.68) | 0.2638<br>(1.89)    | 0.0771**<br>(2.38)  | 0.3133**<br>(2.15)   | 0.8191***<br>(24.86)  | 0.1572<br>(1.10)   | -0.0051<br>(-1.07)  |
| 종이·목재      | 0.0000***<br>(3.56) | 0.0000***<br>(4.22) | 0.1686***<br>(3.23) | 0.0428<br>(1.70)    | 0.0954<br>(1.71)    | 0.1384***<br>(3.38) | 0.7495***<br>(22.06) | 0.7807***<br>(21.40)  | -0.0035<br>(-0.31) | 0.0089<br>(1.19)    |
| 화학         | 0.0000***<br>(3.12) | 0.0000<br>(0.92)    | 0.0018<br>(0.09)    | 0.0732**<br>(2.33)  | 0.1633***<br>(3.54) | 0.0353<br>(0.86)    | 0.8068***<br>(16.40) | 0.8775***<br>(30.24)  | 0.0108<br>(1.78)   | 0.0100<br>(1.58)    |
| 의약품        | 0.0000***<br>(2.79) | 0.0000<br>(1.97)    | 0.1007<br>(1.64)    | 0.1270**<br>(2.33)  | 0.0194<br>(0.25)    | 0.0097<br>(0.13)    | 0.8518***<br>(24.84) | 0.7659***<br>(9.61)   | -0.0058<br>(-1.29) | 0.0183<br>(0.91)    |
| 비금속광물      | 0.0001***<br>(2.82) | 0.0000***<br>(2.26) | 0.1496***<br>(2.96) | 0.0912***<br>(3.07) | -0.0222<br>(-0.45)  | 0.0120<br>(0.43)    | 0.7715***<br>(13.39) | 0.8335***<br>(17.79)  | -0.0056<br>(-0.49) | -0.0003<br>(-0.04)  |
| 철강 및<br>금속 | 0.0001<br>(1.77)    | 0.0000<br>(1.20)    | 0.0541<br>(1.36)    | 0.0795***<br>(3.15) | 0.0576<br>(0.88)    | 0.0017<br>(0.05)    | 0.7380***<br>(8.31)  | 0.8806***<br>(26.28)  | 0.0706<br>(1.95)   | 0.0110<br>(1.21)    |
| 기계         | 0.0001***<br>(3.27) | 0.0001***<br>(2.82) | 0.0834<br>(3.34)    | -0.0224<br>(-1.76)  | 0.1854***<br>(3.89) | 0.1215***<br>(4.21) | 0.7655***<br>(20.40) | 0.8142***<br>(16.00)  | 0.0018<br>(0.20)   | 0.0051<br>(0.72)    |
| 전기·전자      | 0.0000**<br>(2.42)  | 0.0000<br>(0.98)    | -0.0041<br>(-0.31)  | 0.0127<br>(0.99)    | 0.0845***<br>(3.51) | 0.0305<br>(1.78)    | 0.9263***<br>(60.31) | 0.9659***<br>(142.96) | 0.0059**<br>(1.99) | 0.0379***<br>(2.95) |
| 운수장비       | 0.0001***<br>(3.32) | 0.0000<br>(0.97)    | -0.0134<br>(-0.70)  | 0.0352<br>(1.43)    | 0.1745***<br>(3.02) | 0.0543<br>(1.88)    | 0.7959***<br>(13.53) | 0.9048***<br>(25.16)  | 0.0064<br>(0.45)   | 0.0113<br>(1.01)    |
| 유통업        | 0.0001<br>(1.84)    | 0.0000<br>(1.91)    | 0.0345<br>(0.74)    | 0.0929***<br>(3.59) | 0.1176*<br>(1.79)   | 0.0173<br>(0.63)    | 0.7847***<br>(14.93) | 0.8650***<br>(28.52)  | 0.0315<br>(0.85)   | 0.0007<br>(0.11)    |
| 건설업        | 0.0000<br>(0.78)    | 0.0000***<br>(3.08) | 0.0866**<br>(2.29)  | 0.1093***<br>(2.95) | 0.1018<br>(1.63)    | 0.0202<br>(0.56)    | 0.8119***<br>(21.47) | 0.7940***<br>(15.49)  | 0.0774<br>(1.33)   | 0.0109<br>(0.88)    |
| 운수창고       | 0.0002**<br>(2.06)  | 0.0001***<br>(3.15) | 0.0371<br>(1.20)    | 0.0444<br>(1.80)    | 0.0837<br>(1.74)    | 0.0873***<br>(2.82) | 0.7662***<br>(8.44)  | 0.8247***<br>(16.92)  | 0.0308<br>(1.25)   | -0.0022<br>(-0.15)  |
| 금융업        | 0.0000<br>(1.44)    | 0.0000***<br>(2.60) | 0.0287<br>(0.81)    | 0.0189<br>(0.89)    | 0.1789***<br>(2.64) | 0.1397***<br>(3.70) | 0.8126***<br>(18.85) | 0.8731***<br>(29.35)  | 0.0614<br>(1.10)   | -0.0040<br>(-0.49)  |

주) f)~m)은 모형의 평균 및 분산방정식의 추정계수를 나타내며, ( )의 수치는 t통계량을 의미.  $r_{i,t}$ 는 t시점까지의 업종별 주식수익률,  $r_{a,t}$ 은 t시점까지의 국제유가수익률,  $\varepsilon_{i,t}^2$ 은 국제 유가의 수익률이 반영된 GJR모형의 평균방정식으로부터 도출된 잔차의 제곱.  
n)은 LR(likelihood Ratio)test하에서의 가설검정을 의미하며, ( )의 수치는 p값을 의미.  
o)는 Durbin-Watson 통계량을 의미하며, d값이 dU와 (4-dU) 사이에 있어, 귀무가설 ( $H_0 : \rho = 0$ )을 수락함. 즉, 오차항내의 1차자기상관이 존재하지 않음을 알 수 있음.  
\*\*\*는 1% 수준에서 유의함, \*\*는 5% 수준에서 유의함.

으로, LR검정(Likelihood Ratio Test) 결과를 나타내고 있는데, 모두 귀무가설을 1% 수준에서 기각하는 것으로 나타나 동 모형은 데이터를 적합하게 추정하고 있음을 보여준다.

분석결과, 모든 업종에서 국제유가 평균의 전이효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. <표 3>에서 국제유가변화의 업종별 수익률로의 전이는 모든 업종에서 유의하게 나타나지 않았다. 즉, 유가변화는 국내 주식시장의 수익률에 전이되지 않음을 알 수 있다. 그런데, 유가의 변동성은 주식수익률에 업종에 따라 차별적으로 전이되고 있는 것으로 나타났다. 모형 (2-2)에서 전기·전자업종의 경우  $\theta_7$ 는 유가안정, 유가상승시기에 각각 5%, 1%에서 통계적으로 유의하게 나타나 해당업종에서 유가 변동성의 전이효과가 존재함을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 앞선 <표 2>의 분석결과 전기·전자 업종만이 유가요인에 대한 베타 리스크가 설명력을 가지는 것과 부합하는 것으로 판단된다. 이를 통해 업종별 베타 리스크는 유가변동률의 분산에 의해 결정됨을 확인할 수 있다. 결과적으로 전기·전자업종의 수익률은 국제유가의 변동성에 유의한 영향을 받고 있으며, 이러한 유가변동률의 분산은 전기·전자업종의 베타 리스크를 결정한다고 할 수 있다. 이로써, 가설 2(업종별 주식수익률과 유가변동률 사이의 공분산은 국제유가수준의 변화보다는 예기치 못한 국제유가의 급격한 변화(충격)의 전이에 의해 영향을 받는다)를 입증한 셈이다.

다음은 업종별로 국제유가요인과의 공분산 리스크가 왜 차이를 보이는가에 관한 분석이다. 이를 위해 앞의 <표 2>에서 추정한 유가요인에 대한 베타와 업종별 특성사이의 관계를 분석하고자 한다. 우선 기존 연구문헌에 근거하여 가설 3과 같이 해당 업종의 특성으로 시장규모 및 유동성을 고려하였다. 즉, 시가총액 비중과 주식회전율을 시장규모 및 유동성의 대리변수로서 고려하였고, 해당 대리변수를 통제변수로 하여 업종별로 유가요인에 대한 베타 리스크가 설명력을 가지는가를 분석한 것이 <표 5>에서 보여주고 있다. 또한, 업종별 시장규모와 유동성의 차이와 유가요인에 대한 베타와의 관계를 체계적으로 분석하기 위해 패널분석을 수행하였는데, 해당결과는 <표 6>에서 보여준다. 시가총액 비중(weight of market capitalization)은 전체 시장포트폴리오의 시가총액에서 차지하는 업종별 시가총액 비중을 의미하며, 주식회전율(turn over ratio)은 업종별 주식 거래량을 해당 업종의 주식수로 나눈 것에 100을 곱해 백분율로 환산한 것이다.

아래의 <표 4>는 업종별 주식 회전율과 시가총액 비중을 보여주는데, 주식 회전율의 경우 유가안정시기에는 전기·전자업종이 5.8%로서 평균적으로 가장 크며, 유가상승시기에는 음식료품의 회전율이 가장 크다는 것을 알 수 있다. 또한, 시가총액 비중은

유가안정 및 상승시기 모두 전기·전자업종이 가장 큰 것으로 나타났다. 유가안정시기에 동업종의 시가총액 비중은 30%가 넘는 것으로 나타났으며, 유가상승시기에도 27%를 상회하는 것으로 나타났다.

<표 4> 업종별 주식 회전을 및 시가총액 비중

| 구 분     | 유가안정시기     |      |             |      | 유가상승시기    |      |           |      |
|---------|------------|------|-------------|------|-----------|------|-----------|------|
|         | 주식 회전율(%)* |      | 시가총액비중(%)** |      | 주식 회전율(%) |      | 시가총액비중(%) |      |
| 업종명     | 평균         | 표준편차 | 평균(%)       | 표준편차 | 평균        | 표준편차 | 평균        | 표준편차 |
| 음식료품    | 2.42       | 1.82 | 2.23        | 0.90 | 4.62      | 3.70 | 2.99      | 1.32 |
| 섬유·의복   | 4.08       | 2.92 | 2.57        | 2.09 | 3.52      | 2.92 | 1.12      | 1.39 |
| 종이·목재   | 2.13       | 1.37 | 0.78        | 0.41 | 4.07      | 4.21 | 0.88      | 0.53 |
| 화학      | 1.38       | 0.54 | 5.51        | 1.59 | 1.14      | 0.56 | 8.01      | 2.58 |
| 의약품     | 3.79       | 2.45 | 2.74        | 1.74 | 3.42      | 3.23 | 2.36      | 1.75 |
| 비금속광물   | 1.45       | 1.08 | 0.90        | 0.53 | 1.11      | 1.04 | 0.63      | 0.43 |
| 철강 및 금속 | 1.33       | 0.82 | 2.56        | 1.11 | 1.56      | 1.40 | 4.15      | 1.41 |
| 기계      | 2.79       | 2.26 | 2.33        | 1.10 | 3.85      | 2.10 | 3.37      | 1.32 |
| 전기·전자   | 5.80       | 4.64 | 31.79       | 6.74 | 2.98      | 1.48 | 27.25     | 6.25 |
| 운수장비    | 1.26       | 1.39 | 5.36        | 2.54 | 1.25      | 0.65 | 8.44      | 2.21 |
| 유통업     | 3.07       | 2.00 | 4.98        | 1.83 | 1.98      | 1.27 | 5.00      | 1.62 |
| 건설업     | 2.52       | 1.87 | 3.77        | 3.13 | 1.53      | 1.99 | 4.08      | 2.65 |
| 운수창고    | 2.14       | 1.31 | 1.58        | 0.84 | 3.26      | 2.40 | 3.15      | 1.71 |
| 금융업     | 1.37       | 0.81 | 18.92       | 6.61 | 0.99      | 0.66 | 17.13     | 5.11 |

주) \*는 주식 회전율은 거래량을 해당시점의 상장주식수로 나눈 것에 100을 곱한 것.

\*\*는 시가총액 비중은 전체 포트폴리오의 시가총액에서 차지하는 업종의 시가총액 비중을 의미.

가설 3은 베타 리스크의 경우 업종별로 규모 및 유동성 차이에 기인하여 차이를 보이는 것으로 설정된 바 있는데, <표 5>는 앞선 <표 2>의 모형 (1-2)에 규모 및 유동성의

<표 5> 규모와 유동성의 대리변수를 통제 한 후 국제유가요인(미 달러표시)의 영향분석

모형 (3) :  $r_{i,t} = [E(r_o) - \lambda_o](1 - \beta_o^q) - \beta_i^m(\lambda_f - r_{m,t}) + \beta_i^o r_{o,t} + \beta_i^s control_{size} + \beta_i^d control_{liquidity} + e_{i,t}$

| 구 분     | $\widehat{\beta}_i^{(p)}$ |                       | $\widehat{\beta}_i^{(q)}$ |                       | $\widehat{\beta}_i^{(r)}$ |                     | $\widehat{\beta}_i^{(s)}$ |                       | LRT 통계량 <sup>t)</sup><br>H <sub>0</sub> : $\alpha_i = [E(r_o) - \lambda_o](1 - \beta_o^q)$ |              |
|---------|---------------------------|-----------------------|---------------------------|-----------------------|---------------------------|---------------------|---------------------------|-----------------------|--|--------------|
|         | 유가안정<br>시기                | 유가상승<br>시기            | 유가안정<br>시기                | 유가상승<br>시기            | 유가안정<br>시기                | 유가상승<br>시기          | 유가안정<br>시기                | 유가상승<br>시기            | 유가안정<br>시기   | 유가상승<br>시기   |
| 음식료품    | 0.1250***<br>(3.92)       | 0.0948***<br>(4.96)   | 0.8312***<br>(43.27)      | 0.8995***<br>(72.26)  | 0.0021***<br>(2.64)       | 0.0004**<br>(1.97)  | 0.0001<br>(0.37)          | 0.0000<br>(0.37)      | 4,629.61***  | 8,808.14***  |
| 섬유·의복   | 0.1689***<br>(4.37)       | 0.1193***<br>(5.00)   | 0.8280***<br>(35.70)      | 0.8697***<br>(55.96)  | 0.0001***<br>(2.59)       | 0.0001***<br>(2.83) | -0.0001<br>(-0.27)        | -0.0001<br>(-0.39)    | 7,890.72***  | 7,548.90***  |
| 종이·목재   | 0.0806**<br>(2.19)        | 0.0795***<br>(3.52)   | 0.8795***<br>(39.55)      | 0.9188***<br>(62.63)  | 0.0050**<br>(2.20)        | 0.0037***<br>(4.50) | 0.0004<br>(0.70)          | -0.0002**<br>(-2.14)  | 4,181.40***  | 10,696.39*** |
| 화학      | 0.0678***<br>(3.01)       | 0.0412**<br>(2.43)    | 0.8984***<br>(65.89)      | 0.9598***<br>(86.97)  | 0.0007**<br>(2.47)        | 0.0003**<br>(2.18)  | 0.0011<br>(1.03)          | 0.0006<br>(1.21)      | 4,539.25***  | 11,631.41*** |
| 의약품     | 0.1241***<br>(3.31)       | 0.1270***<br>(4.80)   | 0.8329***<br>(37.00)      | 0.8734***<br>(50.80)  | 0.0026***<br>(5.07)       | 0.0018***<br>(5.24) | 0.0006<br>(1.78)          | -0.0003<br>(-1.80)    | 4,094.84***  | 13,348.91*** |
| 비금속 광물  | 0.1220***<br>(3.29)       | 0.0960***<br>(3.93)   | 0.8779***<br>(39.44)      | 0.9032***<br>(56.94)  | 0.0032***<br>(2.76)       | 0.0067***<br>(4.48) | 0.0018**<br>(2.19)        | -0.0024***<br>(-3.78) | 12,402.04***   | 11,916.48*** |
| 철강 및 금속 | 0.1064***<br>(2.90)       | 0.0580**<br>(2.34)    | 0.9016***<br>(40.91)      | 0.9251***<br>(57.52)  | 0.0026***<br>(3.28)       | 0.0002***<br>(3.01) | -0.0020<br>(-1.88)        | -0.0001<br>(-0.29)    | 6,504.28***  | 6,258.67***  |
| 기계      | 0.0428<br>(1.17)          | -0.0268<br>(-1.09)    | 0.9571***<br>(43.41)      | 1.0035***<br>(62.91)  | 0.0015<br>(0.78)          | 0.0014<br>(1.16)    | 0.0002<br>(0.59)          | -0.0003<br>(-1.13)    | 533.38   | 436.23       |
| 전기·전자   | -0.1203***<br>(-4.18)     | -0.0691***<br>(-4.37) | 1.1198***<br>(64.56)      | 1.0692***<br>(104.07) | 0.0004***<br>(4.01)       | 0.0002***<br>(3.10) | -0.0000<br>(-0.24)        | -0.0000<br>(-0.01)    | 10,633.01***   | 15,689.29*** |
| 운수 장비   | 0.0113<br>(0.33)          | -0.0217<br>(-1.09)    | 0.9762***<br>(47.74)      | 1.0215***<br>(79.29)  | 0.0009<br>(1.40)          | 0.0008<br>(0.72)    | -0.0007<br>(-1.06)        | 0.0002<br>(0.38)      | 565.00   | 810.23       |
| 유통업     | 0.0286<br>(0.9598)        | -0.0133<br>(0.50)     | 0.9508***<br>(53.09)      | 0.9776***<br>(56.57)  | 0.0009<br>(1.50)          | 0.0006<br>(1.52)    | -0.0001<br>(-0.29)        | -0.0003<br>(-0.71)    | 492.13   | 491.10       |
| 건설업     | 0.0613<br>(1.32)          | 0.0249<br>(0.93)      | 0.9386***<br>(33.70)      | 0.9750***<br>(56.10)  | 0.0007<br>(1.52)          | 0.0014<br>(1.44)    | 0.0017<br>(2.15)          | -0.0008**<br>(-2.24)  | 391.76   | 760.72       |
| 운수 창고   | 0.0083<br>(0.20)          | -0.0174<br>(-0.51)    | 1.0594***<br>(42.93)      | 1.0301***<br>(46.43)  | 0.0011<br>(0.69)          | 0.0020<br>(0.36)    | 0.0035***<br>(3.49)       | 0.0000<br>(0.06)      | 320.95   | 525.39       |
| 금융업     | 0.0221***<br>(6.15)       | 0.0743***<br>(4.87)   | 1.0063***<br>(49.09)      | 1.0744***<br>(93.48)  | 0.0011***<br>(6.20)       | 0.0003***<br>(3.21) | -0.0017<br>(-1.24)        | 0.0007<br>(1.05)      | 4,455.66***  | 7,101.92***  |

주) p)는 추정된  $r_{o,t}$ (미 달러로 표시된 t시점까지의 유가수익률)관련 체계적 위험.

q)는 추정된  $r_{m,t}$ (t시점까지의 포트폴리오 수익률)관련 체계적 위험.

r)은 규모의 대리치를 나타내는 통제변수에 대한 회귀계수.

s)는 유동성의 대리치를 나타내는 통제변수에 대한 회귀계수.

t)는 유가상승기 및 하락기의 LRT통계량을 의미하고, 각각  $\chi^2_{702}$ ,  $\chi^2_{911}$ 의 분포에 의해 가설검정.

p)~s)에서 ( )의 수치는 t-통계량.

t)의 수치는 t-통계량.

\*\*\*는 1% 수준에서 유의함, \*\*는 5% 수준에서 유의함.



대리변수를 통제변수로 포함시킨 것이다. <표 5>는 이러한 경우에도 앞선 결과와 같이 전기·전자업종에서 유가요인에 대한 베타 리스크가 유의적인 설명력을 가지는 것을 보여주고 있다. <표 5>는 규모 및 유동성 효과를 통제한 후 유가요인이 업종별 주식 수익률의 결정요인이 되는 지 여부를 판정하기 위한 가설검정이 포함되었다. 즉, 제약 조건하의 모형과 비제약조건하의 모형을 LRT 통계량을 통해 비교 분석한 결과 기계, 운수장비, 유통업, 건설업, 운수창고를 제외한 모든 업종의 경우 모두 1% 수준에서 귀무가설( $\alpha_i = [E(r_{i,t}) - \lambda_{i,t}](1 - \beta_{i,t})$ )이 기각되는 것으로 나타났다. 음식료품, 섬유·의복 등 귀무가설이 기각된 업종의 수익률은 통제변수인 규모를 나타내는 대리치( $control_{size}$ )에 대해 통계적으로 유의한 반응을 보이고 있으며, 유가요인에 대한 베타 리스크도 유의적인 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 규모와 유동성의 차이를 통제하지 않았던 <표 2>에서는 전기·전자업만이 유가요인에 대한 베타가 유의한 설명력이 있는 것으로 나타났으나, <표 5>에서는 규모의 대리변수에 대해 유의한 반응을 보인 음식료품, 섬유·의복, 종이·목재, 화학, 의약품, 비금속광물, 철강 및 금속, 전기·전자, 금융업종의 경우 유가요인에 대한 베타리스크가 존재하는 것을 알 수 있다. 하지만, 주식수익률이 유동성을 나타내는 통제변수( $control_{liquidity}$ )에 대해서만 통계적으로 유의한 반응을 보인 건설업, 운수창고업은 유가요인에 대한 베타리스크가 존재하지 않았으며, 가설이 기각되지 않고 있어 유가요인은 업종별 주식수익률의 결정요인으로 작용하고 있지 않음도 알 수 있다. <표 5>의 결과를 통해 전기·전자업종은 규모와 유동성의 차이에 상관없이 유가요인에 대한 베타가 유의한 설명력을 가지고 있으며, 가설도 기각되고 있어 유가요인이 해당업종 주식수익률의 결정요인(Pricing factor)이라는 것을 알 수 있다. 또한, 전기·전자업을 제외한 모든 업종의 경우 유가요인이 통계적으로 유의한 영향력을 보여주지 못했으며, 규모의 대리치에 영향을 받고 있는 것으로 나타났다.

다음은 유가에 대한 베타와 업종별 시장규모 및 유동성의 차이 사이의 관계에 관해 분석해보자. 앞선 <표 5>가 업종별로 규모와 유동성을 통제했을 경우 업종별로 유가요인에 대한 베타리스크가 존재하는 지 및 유가요인이 독립적인 결정요인으로 작용하고 있는 지 여부를 확인하였는데, 아래의 <표 6>은 업종별 특성변수와 유가요인에 대한 베타와의 관계를 체계적으로 분석하기 위해 패널분석을 수행한 결과를 보여주고 있다. 이는 각각의 시계열로 구성된 횡단면 자료간의 관련성을 효율적으로 이용하기 위함이며, 이를 통해 업종별 시가총액 비중(규모의 대리치) 및 주식회전율(유동성의 대리치)의 차이가 유가요인에 대한 베타수준의 차이를 가져오는 지 여부를 확인하였다.

<표 6> 유가요인에 대한 베타와 업종별 특성 사이의 관계 분석

$$\text{모형 (4) : } (\beta_{oil,i,t} - \bar{\beta}_{oil,t}) = (x_{TR,i,t} - \bar{x}_{TR,t})\beta_{a,i,t} + (x_{MC,i,t} - \bar{x}_{MC,t})\beta_{b,i,t} + \mu_{i,t}$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T, u_{i,t} = \rho_i \mu_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

| $\beta_a^{(u)}$  |                  | $\beta_b^{(v)}$     |                     | $LR^{(w)}$             |                       |
|------------------|------------------|---------------------|---------------------|------------------------|-----------------------|
| 유가안정 시기          | 유가상승 시기          | 유가안정 시기             | 유가상승 시기             | 유가안정 시기                | 유가상승 시기               |
| 0.0001<br>(0.18) | 0.0001<br>(0.36) | 0.0137***<br>(3.01) | 0.0005***<br>(2.77) | 28,018.22***<br>(0.00) | 75,794.41**<br>(0.01) |

주) u), v)는 Panel-data model using GLS<sup>12)</sup> 를 통해 산출한 베타계수이며, ( )의 수치는 t통계량을 의미.

( $\beta_{oil,i,t} - \bar{\beta}_{oil,t}$ )는 앞에서의 모형(1-2)을 통해 산출한 베타계수 (유가요인에 대한 베타)와 14개업종의 평균 베타계수사이의 차이를 의미. 또한, ( $x_{MC,i,t} - \bar{x}_{MC,t}$ ) 및 ( $x_{TR,i,t} - \bar{x}_{TR,t}$ )는 각각 업종별 시가총액 비중(전체포트폴리오에서 차지하는 비중)과 14개 업종의 시가총액 비중 평균간의 차이, 업종별 주식 회전율과 14개 업종의 주식 회전율 평균사이의 차이를 각각 의미.

w)는 LR(likelihood Ratio)통계량 및 p값을 나타냄.

\*\*\*는 1% 수준에서 유의함, \*\*는 5% 수준에서 유의함.

업종별 시가총액과 업종별 시가총액 평균 사이의 차이 ( $x_{MC,i,t} - \bar{x}_{MC,t}$ )에 대한 업종별 베타와 업종 베타 평균 사이의 차이 ( $\beta_{oil,i,t} - \bar{\beta}_{oil,t}$ )는 1% 수준에서 정(+)의 방향으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 유가안정 및 상승시기에  $\beta_{b,i,t}$ 는 각각 0.0137, 0.0005로서 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것을 알 수 있다. 이를 통해 시가총액의 비중이 클 수록 유가요인에 대한 베타계수는 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 업종별 베타 리스크의 차이가 시장규모의 차이에 기인한다는 사실을 알 수 있다. 이는 시가총액 비중이 높은 업종일수록 유가변동에 민감하게 반응한다는 것을 시사한다. 실제로 이는 <표 2>, <표 5>를 통해서도 입증되었는데, 즉, 여타업종에 비해 시가총액 비중이 큰 전기·전자업종의 경우 유가요인이 주식수익률 결정에 독립적인 결정요인으로 작용하고 있음을 보

12) 해당 모형에서 N은 횡단면의 개수를 나타내고, T는 시계열자료의 수를 나타낸다. 동 모형은 임의잔차인  $\mu_{i,t}$  ( $i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$ )에 대해 다음과 같은 조건을 고려한다. 행렬 V는  $E(\mu_{i,t}^2) = \sigma_{i,j}$  (이분산; heteroscedasticity),  $E(\mu_{i,t} \mu_{j,t}) = 0$  (현시점상관관계; contemporaneously correlated),  $\mu_{i,t} = \rho \mu_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$  (자기회귀; autoregression) where  $E(\epsilon_{i,t}) = 0$ ,  $E(\mu_{i,t-1} \epsilon_{j,t}) = 0$ ,  $E(\epsilon_{i,t} \epsilon_{j,t}) = \phi_{i,j}$ ,  $E(\epsilon_{i,t} \epsilon_{j,s}) = 0$  ( $s \neq t$ ),  $E(\mu_{i,0}) = 0$ ,  $E(\mu_{i,0} \mu_{j,0}) = \sigma_{i,j} = \phi_{i,j} / (1 - \rho_i \rho_j)$ . 한편, 동모형에서 임의잔차 u의 벡터에 대한 분산 행렬은 아래와 같이 표현할 수 있으며, 행렬 V는 2단계 추정법에 의해 구해지고,  $\beta$ 는 일반화최소자승법(GLS)에 의해 산출된다.

$$E(\mu \mu') = V = \begin{pmatrix} \sigma_{11}P_{11} & \sigma_{12}P_{12} & \dots & \sigma_{1N}P_{1N} \\ \sigma_{21}P_{21} & \sigma_{22}P_{22} & \dots & \sigma_{2N}P_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1}P_{N1} & \sigma_{N2}P_{N2} & \dots & \sigma_{NN}P_{NN} \end{pmatrix}, \text{ where } P_{ij} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_j & \rho_j^2 & \dots & \rho_j^{T-1} \\ \rho_j & 1 & \rho_j & \dots & \rho_j^{T-2} \\ \rho_j^2 & \rho_j & 1 & \dots & \rho_j^{T-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_j^{T-1} & \rho_j^{T-2} & \rho_j^{T-3} & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

여주었다. 한편, <표 6>에서 주식 회전율의 차이는 업종별로 유가요인과의 공분산 리스크가 다르게 나타나는 원인을 설명하지는 못하는 것으로 나타났다.

## V. 요약 및 결론

본 연구는 국제유가와 국내주식시장의 업종별 주식수익률사이의 관계를 규명하기 위해 설정된 3가지 가설을 중심으로 관련분석을 수행하였다. 첫 번째 연구주제는 국제유가요인이 주식수익률의 결정요인으로 작용하는 가를 살펴보는 것이다. 이를 위해 2개의 연구가설이 설정되었다. 첫째 가설의 목적은 각각 국제유가요인에 의한 베타 리스크가 존재하는 지 여부를 확인하기 위함이고, 둘째 가설은 업종별 주식수익률과 유가변동률 사이의 공분산이 국제유가의 변동성 충격에 의해 영향을 받는 지를 검증하고 이를 통해 첫째 가설 결과를 확인하기 위함이다. 해당 가설 검정을 위해 2개요인 APT 모형(two-factor APT model) 및 GJR 모형이 활용되었다. 연구결과는 첫째 가설의 분석결과 전기·전자업종에서만 국제유가요인은 유가상승시기 및 안정시기에 주식수익률의 독립적인 결정요인으로 작용한다는 것을 확인하였다. 이로써 가설 1(국제유가요인은 업종에 따라 국내 주식시장의 주식수익률의 결정요인(Pricing factor)으로 작용한다.)이 입증되었다. 이로써 전기·전자업종의 경우 주식의 기대수익률은 유가요인에 대한 리스크프리미엄의 함수로 결정되어 있기 때문에 국제유가요인은 투자자에 있어 체계적 위험으로 인식될 수 있다는 것을 시사한다.

둘째 가설의 분석결과, 주식수익률과 유가변동률사이의 공분산은 국제유가의 변화보다는 예상치 못한 급격한 변동성 충격에 의해 영향을 받고 있으며, 전기·전자업종에서만 유가변동성 전이효과가 존재한다는 것이다. 이는 앞선 가설 1의 베타 리스크가 유가변동률의 분산에 의해 설명된다는 사실을 재차 입증한 연구결과라고 할 수 있다.

다음은 두 번째 연구주제인데, 주된 내용은 업종별로 주식수익률의 베타 리스크가 상이한 원인은 무엇인가에 관한 것이다. 이를 위해 가설 3이 설정되었으며, 해당 내용은 업종별로 규모 및 유동성의 차이가 베타 리스크의 차이와 연관된다는 것이다. 우선 규모 및 유동성의 통제변수를 포함한 후 유가요인에 대한 베타 리스크의 설명력 및 독립적인 가격결정여부를 확인하였으며, 패널분석을 통해 규모 및 유동성의 차이와 베타와의 관계를 체계적으로 분석하였다. 실증분석 결과 전기·전자업종은 규모와 유동성의 차이에 상관없이 유가요인에 대한 베타가 유의한 설명력을 가지고 있으며, 유가요인은 해당업종 주식수익률의 결정요인(Pricing factor)이라는 것을 확인하였다. 또한,

전기·전자업을 제외한 모든 업종의 경우 유가요인 보다는 규모의 대리치에 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 그리고, 패널분석결과 전체 포트폴리오에서 차지하는 시가총액 비중이 큰 업종일수록 유가요인에 대한 베타의 증가를 가져오는 것으로 나타나 업종별로 베타 리스크의 수준이 상이하게 나타난 원인을 파악할 수 있었다. 다만, 유동성 차이는 업종별로 베타 리스크의 수준이 상이하게 나타나는 데 기여하지 못하는 것으로 파악되었다.

결론적으로 본 연구는 국제유가요인이 주식수익률의 결정요인이 될 수 있는 지 여부를 확인하고, 업종별로 유가요인과의 공분산 리스크가 왜 다른가를 재무학적 접근방법으로 분석한 데에서 학문적 의의를 찾을 수 있다.

## 참 고 문 헌

- Al-Mudhaf, A. Goodwin, "Oil shocks and oil stocks : Evidence from the 1970s," *Applied Economics*, 25, (1993), 181-190.
- Avramov, D. and T. Chordia, "Predicting Stock Returns," Working Paper, University of Maryland, (2004).
- Bollerslev, T., "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity," *Journal of Economics*, 31, (1986), 307-327.
- Brown, S. Otsuki, "Macroeconomic factors and the Japanese markets : The CAPM project," *Japanese Capital Markets*, (1990), 175-192.
- Chen, N. Roll, Ross, S. A., "Economic forces and the stock market," *Journal of Business*, 59, (1986), 383-403.
- Chen, N., "Financial investment opportunities and the macroeconomy," *Journal of Finance*, 46, (1991), 529-554.
- Datar, T. Vinay, Naik, Y. Narayan, Radcliffe, Robert, "Liquidity and stock returns : An alternative test," *Journal of Financial Markets*, 1, (1998), 203-219.
- Engle, R. Lilien, Robins, R., "Estimating time-varying risk premia in the term structure : The ARCH-M model," *Econometrica*, 55, (1987), 391-407.
- Faff, W. Robert, "Oil price risk and the Australian stock market," *Journal of Energy Finance and Development*, 4, (1999), 69-87.
- Fama, E. F., "The Behavior of stock market prices," *Journal of Business*, 38, (1965), 34-105.
- Fama, E., "Multiperiod consumption-investment decision," *American Economic Review*, 60, (1970), 163-174.
- Fama, E., "Stock returns, real activity, inflation and money," *American Economic Review*, 71, (1981), 545-565.
- Fama, E., "Stock returns, expected returns, and real activity," *Journal of Finance*, 55, (1990), 1089-1108.
- Fama, E. F., French, K. R., "Industry costs of equity," *Journal of Financial Economics*, 43, (1997), 153-193.

- Ferson, W., Harvey, C., "The risk and predictability of international equity returns," *Review of Financial Studies*, 6, (1993), 527-566.
- Ferderer, P. J., "Oil price volatility and the macroeconomy," *Journal of Macroeconomics*, 18, (1996), 1-26.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., Runkle, D., "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks," *Journal of Finance*, 48, (1993), 1779-1801.
- Gibbons, Michael R., "Multivariate tests of financial models", *Journal of Financial Economics*, 10, (1982), 3-27.
- Hamao, Y., "An empirical examination of arbitrage pricing theory : Using Japanese data," *Japan and the World Economy*, 1, (1988), 45-61.
- Hamao, Y., Masulis R., Ng Victor, "Correlations in price changes and volatility across international stock markets," *The Review of Financial Studies*, 3, (1990), 281-307.
- Hammoudeh, Choi, "Behavior of GCC stock markets and impacts of U. S. oil and financial markets," *Research in International Business and Finance*, 20, (2006), 22-44.
- Hammoudeh, Dibooglu, Alesisa, "Relation among U. S. oil prices and oil industry equity indices," *International Review of Economics and Finance*, 13, (2004), 427-453.
- Hammoudeh, Li, "Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitivity stock indices," *Journal of Economics and Business*, 57, (2005), 1-21.
- Huang, R. D., Masulis, R.W., Stoll, H.R., "Energy shocks and financial markets," *Journal of Futures Market*, 16(1), (1996), 1-27.
- Jones, Charles M. Kaul, Gautam, "Oil and the stock market," *Journal of Finance*, (1996), 463-491.
- Jorion, Philippe, "The pricing of exchange rate risk in the stock market," *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26(3), (1991), 363-376.
- Kaneko, T., Lee, B. S., "Relative importance of economic factors in the U. S. and Japanese stock markets," *Journal of the Japanese and International Economics*, 9, (1995), 290-307.

- Lee, Kiseok, Shawn Ni, "On the dynamic effects of oil price shocks : A study using industry level data," *Journal of Monetary Economics*, 49, (2002), 823-852.
- Lee, K., Ni, S., Ratti, R.A., "Oil shocks and the macroeconomy : The role of price variability," *The Energy Journal*, 16, (1995), 39-56.
- Marshall, R. Ben, Young, Martin., "Liquidity and stock returns in pure order-driven markets : Evidence from the Australian stock market," *International Review of Financial Analysis*, 12, (2003), 173-188.
- Mork, K. A., "Oil and the macroeconomy when prices go up and down : An extension of Hamilton's results," *Journal of Political Economics*, 97(3), (1989), 740-744.
- Mork, K. A., Olsen, O., Mysen, H.T., "Macroeconomics responses to oil price increases and decreases in seven OECD countries," *Energy Journal*, 15(4), (1994), 19-35.
- Robert, W. Faff, Timothy J. Brailsford, "Oil price risk and the Australian stock market," *Journal of Energy Finance and Development*, 4, (1999), 69-87.
- Sadorsky, Perry, "Oil price shocks and stock market activity," *Energy Economics*, 21, (1999), 449-469.
- Shanken, J., "Intertemporal Asset Pricing : An Empirical Investigation," *Journal of Econometrics*, 45, (1990), 99-120.
- Sharpe, W. F., "Portfolio Theory and Capital Markets," McGraw-Hill, (1970).
- Turner, A. L., Weigel, E. J., "An analysis of stock market volatility," Russell Research Commentaries, Frank Russell Co., Tacoma, WA, (1990).

# A Study on Oil Price Risk Affecting the Korean Stock Market

Ji-Yong Seo\*

〈abstract〉

In this study, it is analyzed whether oil price plays a major role in the pricing return on Korean stock market and examined why the covariance risk between oil and return on stock is different in each industry. Firstly, this study explores whether the expected rate of return on stock is pricing due to global oil price factors as a function of risk premium by using a two-factor APT. Also, it is examined whether spill-over effects of oil price volatility affect the beta risk to oil price. Considering the asymmetry of oil price volatility, we use the GJR model. As a result, it shows that oil price is an independent pricing factor and oil price volatility transmits to stock return in only electricity and electrical equipment. Secondly, the two step-analyzing process is introduced to find why the covariance between oil price factor and stock return is different in each industry. The first step is to study whether beta risk exists in each industry by using two proxy variables like size and liquidity as control variables. The second step is to grasp the systematic relationship between the difference of liquidity and size and beta to oil price factor by using the panel-data model which can be analyzed efficiently using the cross-sectional data formed with time series. Through the analysis, we can argue that oil price factor is an independent pricing factor in only electricity and electrical equipment having the greatest market capitalization, and know that beta risk to oil price factor is a proxy of size in the other industries. According to the result of panel-data model, it is argued that the beta to oil price factor augments when market capitalization increases and this fact supports the first assertion. In conclusion, the expected rate of return of electricity and electrical equipment works as a function of risk premium to market portfolio and oil price, and the reason to make beta risk power differentiated in each industry attributes to the size.

Keywords : Two-factor APT, Asymmetry of Oil Price Volatility, GJR, Beta Risk, Panel-data Model

---

\* Research Fellow(Ph.D. in Finance), Treasury and Global Markets Business Unit, IBK, Seoul, Korea