

국제유가 충격이 산업별 주가에 미치는 영향[†]

이윤정* · 윤성민**

요약 : 본 연구에서는 비모수적 분위수 인과관계 검정 방법을 이용하여 국제유가의 변동이 산업별 주가의 움직임에 어떤 영향을 주는지 분석하였다. 본 연구의 분석 대상은 1998년 1월부터 2021년 4월까지 WTI 가격, KOSPI 지수 및 18개 산업별 주가지수의 주별 데이터이다. 비모수 분위수 인과 검정 결과에서 유가 변화가 KOSPI 지수에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 KOSPI 지수에 포함된 여러 산업의 주가 반응이 서로 다르기 때문이라고 생각된다. 유가 변화에 대한 산업별 주가지수의 반응을 살펴보면, 주식 수익률을 0.1분위부터 0.9분위까지 0.05단위로 나눈 인과관계 결과에서 전체 18개 산업 중 섬유·의복, 종이·목재, 의약품 등을 포함한 9개 산업에서 인과성이 유의하게 나타났으며, 나머지 9개 산업에서는 유가와 인과성을 보이지 않았다. 이 산업들 중 세 분위 이상에 걸쳐 연속적으로 인과성이 나타난 산업은 의약품과 통신업(0.45분위 ~ 0.85분위), 섬유·의복(0.15분위 ~ 0.45분위), 건설업(0.5분위 ~ 0.6분위) 등 4개 산업으로 인과성이 나타난 구간은 업종마다 차이가 있다. 검정결과를 통해 유가의 변화에 대한 주가 반응에는 산업별로 큰 차이가 있었고, 한 산업에서도 시장 상황에 따라 다르게 나타남을 알 수 있다. 이것은 유가 변화 시기에 투자자들은 포트폴리오를 산업별로 재조정할 필요가 있음을 보여준다. 또한, 정부의 산업정책과 고용정책 등 거시경제정책도 유가 변화 영향이 산업별, 시장 상황별로 차이나는 점을 충분히 고려하여 운영되어야 할 것이다.

주제어 : 유가, KOSPI 지수, 산업별 주가지수, 비모수 분위수 인과관계 검정

JEL 분류 : V40, G11, Q43

접수일(2022년 1월 10일), 수정일(2022년 2월 11일), 게재확정일(2022년 3월 29일)

[†] 이 논문은 2020년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2020S1A5B8103268).

* 부산대학교 경제통상연구원 전임연구원, 제1저자(e-mail: leeyj01@pusan.ac.kr)

** 부산대학교 경제학부 교수, 교신저자(e-mail: smyoon@pusan.ac.kr)

Impact of Oil Price Shocks on Stock Prices by Industry[†]

Yun-Jung Lee* and Seong-Min Yoon**

ABSTRACT : In this paper, we analyzed how oil price fluctuations affect stock price by industry using the non-parametric quantile causality test method. We used weekly data of WTI spot price, KOSPI index, and 22 industrial stock indices from January 1998 to April 2021. The empirical results show that the effect of changes in oil prices on the KOSPI index was not significant, which can be attributed to mixed responses of diverse stock prices in several industries included in the KOSPI index. Looking at the stock price response to oil price by industry, the 9 of 18 industries, including Cloth, Paper, and Medicine show a causality with oil prices, while 9 industries, including Food, Chemical, and Non-metal do not show a causal relationship. Four industries including Medicine and Communication (0.45~0.85), Cloth (0.15~0.45), and Construction (0.5~0.6) show causality with oil prices more than three quantiles consecutively. However, the quantiles in which causality appeared were different for each industry. From the result, we find that the effects of oil price on the stock prices differ significantly by industry, and even in one industry, and the response to oil price changes is different depending on the market situation. This suggests that the government's macroeconomic policies, such as industrial and employment policies, should be performed in consideration of the differences in the effects of oil price fluctuations by industry and market conditions. It also shows that investors have to rebalance their portfolio by industry when oil prices fluctuate.

Keywords : Oil price, KOSPI, Stock index by industry, Non-parametric quantile causality test

Received: January 10, 2022. Revised: February 11, 2022. Accepted: March 29, 2022.

[†] This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea (NRF-2020S1A5B8103268).

* Research Fellow, Institute of Economics and International Trade, Pusan National University, First author (e-mail: leeyj01@pusan.ac.kr)

** Professor, Department of Economics, Pusan National University, Corresponding author(e-mail: smyoon@pusan.ac.kr)

1. 서론

1973년 10월 석유 파동으로 국제유가는 불과 몇 개월 동안 4배 가까이 급등하였다. WTI 경우 1973년 9월 말 배럴당 3.07달러에서 1974년 1월 말 11.65달러로 상승한 이후, 지난 45년간 급등과 급락을 반복하며 높은 변동성을 보여 왔다. 2차 석유 파동이 발생하자 WTI 원유 가격이 급등하여 1980년 4월에는 39.50달러로 상승하지만, 아시아 외환위기가 발생한 1998년 12월에는 11.28달러까지 하락하였다. 글로벌 금융위기가 발생한 2008년 6월에는 133.93달러까지 상승하고, 코로나19 팬데믹이 발생한 2020년 4월에는 16.55달러까지 하락하기도 하였다. 아직 팬데믹이 진행 중임에도 불구하고, 2021년 3월에는 다시 배럴당 62.33달러로 상승한 상태이다.

이러한 유가의 급등과 급락, 그로 인한 높은 변동성은 실물경제와 주식시장의 움직임에 큰 영향을 미치게 된다. 유가 상승은 실물경제 활동을 위축시키고 주가에 음의 영향을 미치는 시기가 많은데, 유가-주가 관계를 처음 연구한 Hamilton(1983)은 제2차 세계대전부터 1980년대 초까지 미국에서 나타난 8회의 경기침체 중 7회가 유가 급등 시기에 나타났다고 보고하였다. 그렇지만, 여러 국가의 주가지수와 국제유가 움직임 사이의 관계를 장기에 걸쳐 살펴보면, 때로는 유가가 주가에 음의 영향을 미치는 시기도 나타나고, 또 때로는 아무런 영향을 미치지 않는 시기도 나타난다. 그리고 국가나 시기에 따라서는 양의 영향을 미치는 경우도 쉽게 볼 수 있다. 이러한 불규칙성 때문에 두 시장 사이의 상호 연결성을 평가하는 작업은 연구자, 정책 입안자, 실무 분석가 및 투자자로부터 큰 관심을 끌었다.

다른 하나의 흥미로운 주제는 유가 변화에 대응하여 모든 기업의 주가가 동일한 방향과 정도로 반응하는 것은 아니라는 것이다. 이러한 차이를 이해하기 위해서는 유가 변화가 주가 변화에 영향을 미치는 경로에 대한 경제이론적 설명을 살펴볼 필요가 있다. 본 연구에서는 다음 절에서 이 부분에 대해 간단히 살펴볼 것이지만, 기업이 속한 산업별 특성(예를 들면, 제품의 소득탄력성 및 가격탄력성의 차이, 생산비 중 유가와 관련된 비용의 비중)에 따라 유가가 주가가격에 미치는 영향이 크게 달라질 수 있다.

본 연구의 목적은 유가 변화가 주가가격에 미치는 영향이 산업별로 어느 정도 차이가 나는지를 분석하는 것이다. 이를 통하여 본 연구는, 유가-주가의 관계를 전체 시장(예:

종합주가지수) 수준에서 분석하기보다는 세분화된 시장(예: 산업별 지수) 수준에서 연구하는 것이 더 적절하다는 것을 실증적으로 보여주고자 한다. 산업별 수준의 분석은 산업구조의 변화로 인하여 유가 변화에 대한 개별 산업들의 영향이 뒤섞여 전체 시장에 대한 분석결과가 혼란스럽고 부정확해지는 집계편의(aggregation bias)의 문제를 해소할 수 있다는 장점이 있다. 그리고 향후 우리나라의 산업구조 변화가 유가 변화에 대한 한국 경제의 대응 능력에 어떤 영향을 미치는지를 전망해보는 데도 도움을 줄 수 있을 것이다.

이를 위하여 본 연구에서는 유가-주식 관계를 비모수적 분위수 인과관계(nonparametric causality-in-quantiles) 검정방법을 이용하여 분석하려고 한다. 이 연구주제의 선행연구들에서는 다중회귀모형, VAR 모형(vector autoregressive model), VECM(vector error correction model) 등과 같은 모수적 평균 검정방법을 이용하여 선형적 인과관계를 검정하고 있는데, 비모수적 분위수 인과관계 검정방법은 모수적 방법에 원래 내재되어 있는 모형설정 오류(misspecification errors)의 문제를 최소화할 수 있고, 또 평균적인 관계뿐만 아니라 전체적인 관련성을 비선형적으로 파악할 수 있다는 장점이 있다(Balcilar et al., 2016).

본 연구의 분석결과에 따르면, 유가 변화가 종합주가지수(KOSPI)에 미치는 영향은 유의하지 않았다. 이는 종합주가지수에 포함된 여러 산업의 주가 반응이 서로 달라 뒤섞여 있기 때문이라고 생각된다. 산업별 주가의 반응을 보면, 전체 18개 산업 중 섬유·의복 및 종이목재, 의약품 등을 포함한 9개 산업은 유가와 산업주가지수 간 인과관계가 나타났으며, 음식료품과 화학, 비금속광물을 포함한 9개 산업은 유가의 변화가 산업주가지수를 전분위에서 인과하지 않는 것으로 나타났다.

유가와 인과관계가 나타난 산업 중에서도 의약품과 통신업 등은 중간분위 이상에서 인과성을 보이며, 섬유·의복은 하위분위에서 인과성이 나타나는 등 산업별로 서로 다른 분위에서 인과성이 나타났다. 이러한 산업별 주가 반응의 차이는, 정부가 산업정책과 고용정책 등 거시경제정책을 수립할 때, 유가 변화 영향이 산업별로 차이나는 점을 충분히 고려할 필요가 있다는 것을 의미한다. 그리고 유가 변화 시기에 주식시장 투자자들이 포트폴리오를 산업별로 재조정해야 한다는 것도 의미한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제II장에서는 본 연구의 이론적 배경을 설명한 후, 실증분석을 수행한 선행연구들의 결과를 검토한다. 제III장에서는 연구 수행 방

법을 설명하고, 제IV장에서는 표본자료를 설명한 후, 분석결과를 제시하고 해석한다. 마지막 제V장에서는 본 연구에서 얻은 주요 분석결과를 요약하고, 그것의 시사점을 제시한다.

II. 이론적 배경과 선행연구 검토

1. 유가 변화가 주식가격에 영향을 미치는 경로

원유가격 변화는 여러 경제적 경로를 거쳐 주식가격에 영향을 미친다. 첫째, 원유는 산업생산을 위한 가장 기본적이고 중요한 원료 중 하나여서, 원유가격 상승은 원재료의 희소성을 높이고 생산의 한계비용을 높여 생산량에 직접적인 영향을 미칠 수 있다(Rasche and Tatom, 1977). 즉, 유가 상승은 물가를 상승시키고, 설비 가동률을 낮추며, 실업을 증가시켜 경제성장 전망을 어둡게 하는 영향을 미칠 수 있다. 이를 공급충격효과(supply-side shock effect)라고 부르는데, 이로 인한 불경기가 주식시장에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

둘째, 유가 상승으로 인한 물가 상승은 원유 및 에너지 의존도가 높은 기업들의 이윤을 줄이고 그 결과 해당 기업의 주식가격을 하락시킨다. 이러한 경로를 인플레이션효과(inflation effect)라고 부를 수 있다. 또 유가 상승의 영향 중 일부는 소비자에게 전가되므로 소비자들의 생계비 지출이 늘고, 그 과정에서 화폐수요가 늘어나게 된다. 이때 통화량에 변화가 없으면 단기 이자율이 상승하고, 그 때문에 기업의 자금조달비용이 증가하고 미래수익에 대한 할인율이 높아져 주식가격이 하락한다(Bernanke et al., 1997). 이러한 경로는 실질잔고효과(real balance effect)라고 부를 수 있다.

셋째, 유가 상승은 석유 수입국에서 석유 수출국으로의 구매력을 이전시켜 경제활동과 주식가격에 영향을 미칠 수 있는데, 이러한 경로를 소득이전 및 총수요 효과(income transfers and aggregate demand effect)라고 부를 수 있다(Fried and Schulze, 1975; Dohner, 1981). 유가 상승으로 인한 구매력의 이전은 원유 수입국의 소비자 수요를 감소시키고 원유 수출국의 소비자 수요를 증가시키는데, 그 결과 원유 수입국의 주가는 하락하고 원유 수출국의 주가는 상승한다.

넷째, 유가 상승이 주가에 미치는 영향은 산업별로 다를 수 있고, 상반되는 경우도 나타날 수 있다. 예를 들면, 항공산업이나 운수산업 경우는 비용 구조가 원유에 크게 의존하므로 유가 상승분을 소비자에게 모두 전가시킬 수 없다면, 이윤이 줄어들게 되고 주가가 하락할 가능성이 있다. 반면, 정유산업과 같이 원유 구입과 가공된 석유제품 판매시점 사이에 시차가 있는 경우는 유가 상승 시기에 이윤이 증가하여 주가 상승으로 이어질 수 있다. 원유가격이 상승할 때는 휘발유 가격이 신속하게 상승하지만, 원유가격이 하락할 때는 휘발유 가격이 더디게 하락한다는 휘발유시장의 비대칭적 반응(asymmetric response)도 유가가 정유산업의 주가에 양의 영향을 미치는 이유가 될 수 있다.¹⁾

2. 유가와 산업별 주가 관계에 대한 선행 실증연구 검토

Hamilton(1983)이 유가 충격이 미국경제의 불경기를 유발하였다는 것을 밝힌 이후, 유가 변화가 실물경제 및 주식시장에 미치는 영향에 관한 실증연구가 이어지고 있다. Jones and Kaul(1996), Sadorsky(1999), Park and Ratti(2008), Basher et al.(2012) 등은 예측하지 못한 유가 상승은 주시가격에 부정적인 영향을 미친다는 실증분석 결과를 발표하였다. 그렇지만, Chen, Roll and Ross(1986), Huang, Masulis and Stoll(1996), Wei(2003), Apergis and Miller(2009) 등의 연구에서는 유가 변화가 주식수익률에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는다는 분석결과를 보고하였다. 그리고 Alamgir and Amin(2021)은 인도 등 남아시아 국가들의 경우에는 유가와 주가가 같은 방향으로 움직인다고 보고하였다.

유가-주가 관계에 관한 선행연구에서 일치된 결과가 나타나지 않는 이유 중의 하나는 선행 실증연구들이 대부분 Dow Jones 30, KOSPI 등과 같은 집계된 주가지수를 분석에 이용하기 때문이다. 이러한 집계 데이터 사용의 문제점은 두 가지로 요약될 수 있다. 하나는 유가-주식 관계의 산업간 혹은 부문간 이질성을 분석하지 못한다는 것이고, 다른 하나는 그러한 산업별 혹은 부문별 이질성 때문에 유가 변화가 주가에 미치는 영향이 분명하게 드러나지 않고 분석결과가 왜곡될 수 있다는 것이다. Arouri(2011)는 유가-주가

1) Bacon(1991)은 원유가격이 변화할 때 영국 휘발유 소매가격의 조정이 비대칭적이라는 통념을 지지하는 실증분석 결과를 발견하였고, Karrenbock(1991)과 Borenstein et al.(1997)은 미국 휘발유 가격이 원유가격 변화에 비대칭적으로 반응한다고 보고하였다.

관계가 산업에 따라 다르게 나타날 수 있다는 것을 보여주었다. Broadstock and Fills(2014)는 유가 충격에 따른 주가 반응이 충격의 유형과 산업의 특성에 따라 다르다는 것을 보였다. Alsalman(2016)도 유가 상승충격과 하락충격에 대한 주가의 반응이 산업별로 대칭적이지 않다는 점을 지적하고 있다.

이러한 집계편의 문제를 피하기 위해 일부 연구들은 산업 혹은 부문 수준에서 유가-주가 관계를 분석하였다. 이 연구들은 주로 미국(예를 들면, Elyasiani et al., 2011; Narayan and Sharma, 2011), 유럽 국가(예를 들면, Arouri and Nguyen, 2010; Moya-Martínez et al., 2014; Xu, 2015), G7 국가(Lee et al., 2012)와 같은 선진국을 대상으로 실증분석을 수행하였다. 신흥국을 대상으로 유가-주가 관계를 분석한 연구가 많지 않지만, 중국을 대상으로 한 연구는 다수 발표되었다(Caporale et al., 2015; Cong et al., 2008; Li et al., 2017; Li et al., 2012; Zhu et al., 2016; Mensi et al., 2021). 그 외에도 Çatık et al.(2020)은 터키, Khan et al.(2021)은 파키스탄 경우의 유가-주가 관계를 산업별 지수를 이용하여 분석하였다. Bhatia and Basu(2021)도 신흥국 산업별 주가지수를 이용하여 실증분석을 수행하였다.

유가-주가 사이의 관계를 집계된 전체 주가지수를 이용하여 분석한 연구들은 음(-)의 인과관계가 나타난다고 보고하는 경우가 많지만, 산업별 지수를 이용하는 연구들에서는 산업의 특성에 따라 서로 다른 방향의 인과관계가 존재한다는 분석결과를 보고한다. 산업별 지수를 이용하여 실증분석한 선행연구들의 결과를 요약해보면 다음과 같다.

첫째, 유가 상승은 석유 및 가스 산업에 속하는 기업의 주식 수익률에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Sadorsky, 2001; El-Sharif et al., 2005; Boyer and Filion, 2007; Cong et al., 2008; Nandha and Faff, 2008; Gupta, 2016; Li et al., 2017). Kang et al.(2017)은 원유가격에 대한 수요 측 충격은 평균적으로 광업, 석유 및 가스 산업에 속하는 회사들의 수익과 주가에 긍정적인 영향을 미치는 반면, 원유가격에 대한 경제정책 불확실성 충격은 그 회사의 수익과 주가에 부정적인 영향을 미친다는 것을 발견하였다. Kilian and Park(2009)은 석유 및 가스 산업에 속하는 회사들에 대한 원유가격 충격을 공급충격과 수요충격으로 구분하고, 수요충격이 공급충격보다 이 회사들의 주가에 더 큰 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 그리고 석유공급충격이 이 회사들의 주가에 부정적인 영향을 미치는 반면 수요충격은 주가에 긍정적인 영향을 미친다는 분석결과를 보고하였다.

둘째, 석유가 생산비용의 중요한 부분을 차지하는 제조업, 자동차와 같은 내구소비재 제조업, 수송업, 항공산업, 여행업(음식, 숙박) 경우에는 유가 상승이 이 산업에 속하는 회사들의 생산과 매출을 줄이는 것으로 나타났는데(Lee and Ni, 2002; Mehra and Petersen, 2005; Edelstein and Kilian, 2009), 그 결과 주식 수익률에 부정적인 영향을 미치게 될 것이다(Cameron and Schnusenber, 2009; Aggarwal et al., 2012). Nandha and Faff(2008)는 35개로 구분된 글로벌 산업별 주가지수를 이용한 분석결과로부터 유가 상승이 광업, 석유 및 가스 산업을 제외한 다른 모든 산업들의 주가를 하락시킨다는 것을 발견하였다. Aggarwal et al.(2012)은 유가 상승이 수송업 주가 변화율에 부정적인 영향을 미친다는 것을 발견하였고, Cameron and Schnusenber(2009)도 유가와 자동차 제조업 주가 사이의 음(-)의 관계를 보고하였다. 이러한 연구와는 달리 Kristjanpoller and Concha(2016)는 유가 상승이 항공사 주가에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 비록 연료가 항공사의 주요 비용이기는 하지만, 유가 상승이 높은 경제성장 및 항공 여행에 대한 수요 증가와 관련이 있기 때문에 항공사의 수익과 주가에 양(+의 영향을 미친다고 설명하였다.

셋째, 유가 변화는 대체에너지 기업의 주가 변동에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Broadstock et al., 2012; Kumar et al., 2012; Managi and Okimoto, 2013). Reboredo et al.(2017)은 유가-주가 관계가 단기에서는 약하지만, 장기로 갈수록 강화된다는 것을 발견하였다. 그렇지만, 이 연구들과는 반대로 Henriques and Sadorsky(2008)는 유가 변화가 대체에너지 기업들의 주가에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는다고 보고하였다.

3. 한국 주식시장을 대상으로 분석한 실증연구

유가 변화가 한국의 주식가격에 미친 영향을 산업별 수준에서 실증분석한 연구도 다수 있다. 박동욱·장병기(2011)는 유가 변화가 정유사 및 석유화학 관련 기업의 주가에 미치는 영향을 분석하여, 단기적으로 유가 상승이 기업 주가를 상승시킨다는 것을 발견하였다. 이러한 결과를 국내 석유 관련 산업이 전반적으로 독과점체제이거나 소비자에게로의 가격전가가 가능한 시장지배력을 어느 정도 가지고 있기 때문이라고 설명하였

다. 정준환·김형건(2011)은 유가 변화에 따른 주식시장의 업종별 효과를 분석하였는데, 유가 상승은 단기적으로 KOSPI 200을 포함한 국내 대부분 산업의 주가수익률에 부정적인 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 산업별로는 건설업의 주가수익률이 유가충격에 가장 민감한 것으로 나타났으며 이외에도 종이목재, 기계, 섬유·의복, 음식료, 화학 산업의 주가수익률이 상대적으로 유가충격으로부터 영향을 많이 받는다고 보고하였다. 강인철(2012)은 우리나라 22개 업종별 주가지수 자료를 이용하여 원유가격 변동성이 주가가격 변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과로부터 기계, 건설과 금융업종이 내수위주 산업(음식료, 통신 등)에 비해 훨씬 민감한 반응을 보인다는 것을 밝혔다. Kang and Yoon(2014)은 원유가격 변동이 한국 주식시장 5개 산업별 주가지수의 변동성에 미치는 변동성 전이를 분석하였다. 이변량 GARCH 모형을 이용한 분석결과, 제조업, 건설업, 서비스업 주가 변동성은 유가 변화에 민감하게 반응하지만, 금융업과 전기통신업 주가 변동성은 유가 변화에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

유가가 산업별 주가에 미치는 영향이 시간가변적이라는 결과를 보고한 연구들도 보고되었다. 박동욱·장병기(2016)는 업종별 주가지수에 대한 유가의 영향력이 시기별로 변화하였다는 것을 발견하였다. 즉, 외환위기 이전인 1999년까지는 음(-)의 영향이 지배적이었지만, 그 이후에는 양(+)의 영향이 지배적으로 나타났다고 보고하였다. 고희운·강상훈(2017)은 유가와 15개의 KOSPI 산업별 주가지수 간의 변동성 전이현상을 분석하여, 화학, 운수장비, 건설업, 금융업 그리고 제조업이 원유가격 변동에 직접적으로 영향을 받으며 민감하게 반응하는 것을 발견하였다. 주영찬·박성용(2019)은 유가변동성의 변화가 주가가격에 미치는 영향이 22개 산업별로 차이가 난다는 것을 발견하였다. 특히 주식시장 강세시장에서 유가변동성이 감소는 제조업을 포함한 12개 산업에서 주식수익률에 통계적으로 유의한 음의 효과를 주는 것으로 나타났다.

이상의 연구들은 대부분 다중회귀모형, VAR 모형, VECM, ARDL 모형 등 모수적인 회귀모형을 추정하여 실증분석을 수행하고 있다. 이러한 모수적 기법은 모형설정이 분석결과에 큰 영향을 주는 약점이 있다. 본 연구에서는 비모수적 방법을 이용함으로써 모형설정 오류의 문제점을 줄이려고 한다.

III. 연구방법

본 연구에서는 Balcilar et al.(2016)의 비모수 분위수 인과관계 검정방법을 이용하여 유가와 산업별 주가지수 간의 인과관계를 분석한다. 비모수 분위수 인과관계 검정방법은 Jeong et al.(2012)의 방법을 기초로 전통적인 Granger 인과관계와 마찬가지로 유한한 차수의 과거 변수를 고려하되 평균뿐만 아니라 각 분위수별로 함께 검정할 수 있도록 고안되었다.

비모수 분위수 인과관계 방법에서는 두 변수 x 와 y 가 다음 식(1)을 만족한다면 x 는 y 를 θ 분위수에서 인과한다고 정의한다.

$$Q_{\theta}(y_t|y_{t-1}, \dots, y_p) \neq Q_{\theta}(y_t|y_{t-1}, \dots, y_p, x_{t-1}, \dots, x_q) \quad (1)$$

여기서, θ 는 0과 1 사이의 확률 값이고, $Q_{\theta}(y_t|\cdot)$ 는 변수 y_t 의 조건부 분포에서 θ -분위 변수값을 나타낸다.

두 변수의 시계열을 $X_{t-1} \equiv (x_{t-1}, \dots, x_{t-p})$ 와 $Y_{t-1} \equiv (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ 로 정의하고, $F_{y_t|Z_{t-1}}(y_t|Z_{t-1})$ 은 Z_{t-1} 에 대한 y_t 의 조건부 확률분포함수라고 하자. 이때 $Z_{t-1} \equiv (X_{t-1}, Y_{t-1})$ 이다. 만약 $Q_{\theta}(Z_{t-1}) \equiv Q_{\theta}(y_t|Z_{t-1})$ 와 $Q_{\theta}(Y_{t-1}) \equiv Q_{\theta}(y_t|Y_{t-1})$ 로 표시한다면, $F_{y_t|Z_{t-1}}\{Q_{\theta}(Z_{t-1})|Z_{t-1}\} = \theta$ 이 성립할 확률은 1이 될 것이다. 따라서 특정한 확률 값 θ 에서의 분위수 인과관계 검정에서, 귀무가설(H_0)과 대립가설(H_1)은 다음 식 (2), (3)과 같이 각각 설정할 수 있다.

$$H_0 : P \{F_{y_t|Z_{t-1}}\{Q_{\theta}(Y_{t-1})|Z_{t-1}\} = \theta\} = 1 \quad (2)$$

$$H_1 : P \{F_{y_t|Z_{t-1}}\{Q_{\theta}(Y_{t-1})|Z_{t-1}\} = \theta\} < 1 \quad (3)$$

분위별 인과 여부를 측정하기 위해 Jeong et al.(2012)에서는 $J = \{\epsilon_t E(\epsilon_t|Z_{t-1}) f_Z(Z_{t-1})\}$ 를 거리척도(distance measure)로 사용하였다. 여기서 ϵ_t 는 회귀오차를 나타내고, $f_Z(Z_{t-1})$

은 Z_{t-1} 의 주변확률밀도함수(marginal distribution density function)를 나타낸다. 결과적으로 분위별 인과성 검정은 회귀오차 ϵ_t 를 기반으로 한다. ϵ_t 은 식 (2)의 귀무가설(H_0)에 대한 필요충분조건은 $E[1\{y_t \leq Q_\theta(Y_{t-1})|Z_{t-1}\}] = \theta$ 이다. 회귀오차 ϵ_t 를 명시적으로 나타내기 위해 $1\{y_t \leq Q_\theta(Y_{t-1})\} = \theta + \epsilon_t$ 로 나타낼 수 있으며, 이때 $1\{\cdot\}$ 은 괄호 $\{\cdot\}$ 의 내용이 참이면 1이 되는 지시함수이다. 회귀오차 ϵ_t 를 기반으로 한 Jeong et al.(2012)에 따라 거리척도는 식 (4)와 같이 정의된다.

$$J = E\left[\{F_{y_t|Z_{t-1}}\{Q_\theta(Y_{t-1})|Z_{t-1}\} - \theta\}^2 f_Z(Z_{t-1})\right] \quad (4)$$

식 (2)와 식 (3)의 관점에서 살펴보면 $J > 0$ 일 때, 귀무가설(H_0)이 기각되고 대립가설 (H_1)이 채택된다. Jeong et al.(2012)에 따라 거리척도 J 를 식 (5)와 같이 비모수 커널 방법으로 추정한다.

$$\hat{J}_T = \frac{1}{T(T-1)h^{2p}} \sum_{t=p+1}^T \sum_{\substack{s=p+1, \\ s \neq t}}^T K\left(\frac{Z_{t-1} - Z_{s-1}}{h}\right) \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_s \quad (5)$$

여기서 $K(\cdot)$ 는 평활계수(bandwidth)가 h 인 커널 함수이며, T 는 표본의 크기, p 는 시차를 나타낸다. 또한 $\hat{\epsilon}_t = 1\{y_t \leq \hat{Q}_\theta(\omega_t)\} - \theta$, \hat{Q}_θ 는 비모수 커널 분위수 추정량이다. Jeong et al.(2012)에서 증명된 결과를 이용하면 분위수 인과관계에 사용되는 검정통계량과 그것의 분포는 식 (6)과 같다.

$$Th^{m/2} \hat{J}_T / \hat{\sigma}_T \xrightarrow{d} N(0, 1) \quad (6)$$

식 (6)에서 검정통계량이 표준정규분포에서 각 유의수준의 임계값보다 크면 귀무가설이 기각되고 분위수 인과관계가 존재하는 것으로 해석한다.

가설검정을 위해 시차 p 는 보통 AIC(Akaike information criterion) 혹은 SIC(Schwarz

information criterion)와 같은 정보기준에 근거하여 선택한다. 평활계수는 보통 최소제곱 교차검정기법(least square cross-validation techniques)을 이용하여 선택하며, 커널은 가우스 유형의 커널을 이용한다.

IV. 실증분석 결과

1. 분석 자료

유가의 변화가 국내 주식시장의 산업별 주가지수에 미치는 영향을 살펴보기 위해 국제원유가격(WTI)과 종합주가지수(KOSPI) 및 산업별 주가지수를 대상으로 분석하였다. 유가는 서부텍사스 원유(WTI: West Texas Intermediate) 현물가격을 사용하였으며, 분석에 사용된 산업별 지수의 업종 분류는 한국거래소의 유가증권시장 산업별 지수의 업종분류를 기준으로 하였다. 코스피 시장의 지수업종 분류는 <표 1>과 같다. 본 연구에서는 농업, 임업 및 어업과 광업, 기타제조업은 포함 종목이 적거나 업종의 특성이 뚜렷하지 않아 제외하고, 총 18개 산업을 대상으로 분석하였다. 분석 데이터는 1998년 1월 5일부터 2021년 4월 26일까지의 1,217개 주별 자료를 사용하였다.

<표 1> 코스피 업종 분류 및 산업별 주가지수 구성 종목수

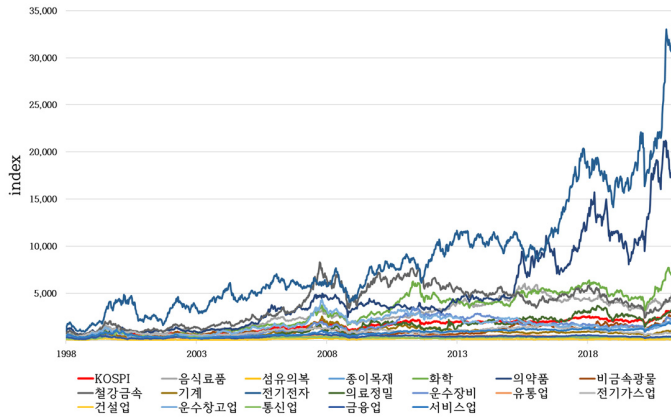
업종	종목수	업종	종목수	업종	종목수
농업, 임업 및 어업	4	비금속광물	27	유통업	67
광업	1	철강금속	52	전기가스업	11
음식료품	47	기계	43	건설업	36
섬유의복	27	전기전자	74	운수창고업	28
종이목재	21	의료정밀	8	통신업	4
화학	121	운수장비	65	금융업	137
의약품	52	기타제조업	15	서비스업	100

출처: 한국거래소 홈페이지의 산업분류(<http://index.krx.co.kr/main/main.jsp>).
2021.11.29. 접속일 기준

<그림 1>은 KOSPI 지수 및 18개 산업주가지수의 주별 추이를 보여준다. 대부분 산업

에서 2008년 금융위기와 2021년 코로나19 시기에 주가가 급격히 하락하는 모습을 보인다. 또한 글로벌 금융위기 후에 산업별 주가지수의 움직임의 변동 폭이 커지고 산업별로 다르게 움직이는 등 이전과는 다른 패턴을 보이고 있다.

〈그림 1〉 표본 변수의 변화 추이



본 연구에서는 분석 데이터의 정상성 여부를 확인하기 위하여 ADF(augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 단위근 검정을 수행하였다. 절편항과 추세항 둘 다 있는 경우에 대하여 수행한 단위근 검정 결과는 <표 2>와 같다.

<표 2>에서 ‘Level’ 항목은 수준변수를 나타내고 ‘Returns’ 항목은 로그차분 변화율을 나타낸다. 즉, $r_t = [\log(p_t) - \log(p_{t-1})]$. 여기서, p_t 는 t 시점에서 변수 값을 의미한다. 본 연구에서는 로그차분 값을 편의상 ‘수익률’로 부르기로 한다.

단위근 검정 결과에서 수준변수의 단위근 검정에서는 의료정밀과 통신업은 ‘단위근을 가진다’는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하여 정상시계열로 나타나지만 나머지 변수의 경우는 모두 귀무가설을 기각하지 못하여 정상 시계열이라고 할 수 없다. 수익률 변수의 단위근 검정에서는 유가를 비롯한 모든 시계열이 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 정상시계열임을 알 수 있다. 따라서 본 연구에서는 분석을 위해 각 변수의 로그 차분한 수익률 데이터를 사용한다.

분석 데이터의 기초통계량은 <표 3>에 정리되어 있다. 분석기간 중 원유와 KOSPI 지수는 각각 약 0.0011과 0.0017의 수익률을 보였다. 개별 산업에서는 전기전자의 평균 수익률이 약 0.0028로 가장 높게 나타났으며, 그 뒤로 화학, 의약품, 의료정밀의 순으로 평균 수익률이 높게 나타났다. 변동성의 관점에서는 원유의 표준편차가 약 0.0831로 다른 주가지수에 비해 높게 나타났고, 18개 산업 중 의료정밀이 약 0.0530으로 변동성이 제일 높았다. 반면에 KOSPI 지수의 경우는 약 0.0297로 변수 중 가장 낮은 표준편차를 보였다. Jarque-Bera 검정 결과에서는 “시계열의 확률분포가 정규분포를 따른다”는 귀무가설이 1% 유의수준에서 모두 기각되어 유가 및 주가지수의 수익률 분포가 정규분포와 다름을 알 수 있다.

<표 2> 단위근 검정 결과

변수	Level		Returns	
	ADF	PP	ADF	PP
WTI	-2.80	-2.24	-11.39***	-41.01***
KOSPI	-2.74	-2.74	-10.46***	-28.19***
음식료품	-2.23	-2.08	-9.94***	-27.52***
섬유·의복	-2.87	-2.12	-9.87***	-27.79***
종이·목재	-3.45**	-3.15	-10.90***	-27.54***
화학	-2.64	-2.45	-9.49***	-27.93***
의약품	-1.67	-1.52	-10.60***	-29.25***
비금속광물	-1.26	-1.15	-10.85***	-27.68***
철강·금속	-1.79	-1.88	-9.79***	-27.51***
기계	-1.74	-2.01	-10.96***	-27.60***
전기전자	-0.23	0.05	-9.96***	-28.26***
의료정밀	-3.44**	-3.32	-10.28***	-28.26***
운수장비	-1.76	-1.77	-10.83***	-28.13***
유통업	-2.58	-2.47	-11.10***	-28.18***
전기·가스업	-2.03	-2.19	-10.78***	-29.65***
건설업	-1.74	-1.91	-11.70***	-26.59***
운수·창고업	-1.89	-1.78	-10.10***	-28.36***
통신업	-3.70**	-3.74	-10.58***	-30.25***
금융업	-2.58	-2.69	-10.74***	-28.75***
서비스업	-2.02	-2.20	-11.07***	-27.98***

주: ***과 **, *은 각각 1%, 5%와 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미함.

각 변수의 분포에서 다른 분위수마다 다양한 인과관계가 존재할 수 있지만, 그랜저 인과 검정은 이러한 다양한 인과관계를 대표해서 분포의 중심경향에서의 인과관계만을 검정할 뿐이다. 그러나 자료의 형태가 정규분포가 아닌 경우, 산포가 매우 큰 경우, 상하위 부분에 위치한 극단값이 중요한 의미를 지니는 경우 등에는 이러한 결론은 잘못된 의사결정을 유도할 수 있다(정기호, 2017). 따라서 유가와 산업별 주가지수 수익률 간의 인과관계를 분석함에 있어 조건부 평균 인과검정을 분석하는 그랜저 인과검정 방법보다 분위별 인과검정이 더 적합하다고 할 수 있다.

〈표 3〉 수익률의 기초통계량

변수	표본수	평균	표준편차	왜도	첨도	Jarque-Bera 검정
WTI	1,216	0.0011	0.0831	-3.0682	281.3983	4,027,319***
KOSPI	1,216	0.0017	0.0297	-0.1767	3.7261	713.982***
음식료품	1,216	0.0018	0.0300	-0.0393	3.5958	659.3955***
섬유의복	1,216	0.0002	0.0362	-0.4862	3.4892	668.6492***
종이목재	1,216	0.0001	0.0378	-0.5344	4.4968	1,088.2***
화학	1,216	0.0026	0.0342	-0.1611	3.8216	749.5901***
의약품	1,216	0.0025	0.0392	-0.4292	3.5936	695.7138***
비금속광물	1,216	0.0018	0.0397	-0.1529	4.9320	1,243.736***
철강금속	1,216	0.0017	0.0380	-0.2005	2.9627	455.8445***
기계	1,216	0.0009	0.0430	-0.5041	3.2366	585.7771***
전기전자	1,216	0.0028	0.0383	0.0144	2.5717	337.5221***
의료정밀	1,216	0.0019	0.0530	-0.0465	2.4428	304.9987***
운수장비	1,216	0.0018	0.0401	-0.1889	3.4443	612.032***
유통업	1,216	0.0007	0.0382	0.0469	4.7350	1,142.513***
전기가스업	1,216	0.0004	0.0331	0.0766	3.3724	581.0244***
건설업	1,216	0.0002	0.0477	0.5278	6.6309	2,295.013***
운수창고업	1,216	0.0014	0.0449	-0.1875	3.1964	528.1251***
통신업	1,216	0.0008	0.0350	0.2578	6.5868	2,222.253***
금융업	1,216	0.0003	0.0410	0.0216	4.7028	1,126.691***
서비스업	1,216	0.0013	0.0359	-0.6622	4.6809	1,205.262***

주: ***은 유의수준 1% 수준으로 귀무가설을 기각함을 의미함.

2. 분위수 인과관계 분석 결과

본 연구에서는 Balcilar et al.(2016)가 제안한 비모수 분위수 인과관계 분석 방법을 사용하여 유가의 변화가 산업별 주가지수에 미치는 영향을 살펴보았다. 비모수 분위수 인과관계 검정방법은 모수적 방법에 원래 내재되어 있는 모형설정 오류(misspecification errors)의 문제를 최소화할 수 있고, 또 평균적인 관계뿐만 아니라 전체적인 비선형적 관련성을 파악할 수 있다는 장점이 있다.²⁾

검정을 위해 분포의 분위수를 0.1분위에서부터 0.9분위까지 0.05 간격으로 변화시켜 분위수 인과관계를 측정하였다. 이때 0.1분위는 약세장을 나타내며, 0.5분위는 평균적인 시장 상황, 0.9분위는 강세장으로 해석할 수 있다. 비모수 분위별 인과관계 검정통계량 계산결과는 <표 4>와 같다. 표에서 회색 음영 항목은 5% 유의수준에서 인과관계가 유의하게 나타나는 분위기를 의미한다.

인과관계 검정 결과를 살펴보면, KOSPI 지수는 전 분위에서 유가의 변화와 인과관계가 나타나지 않았다. 섬유·의복과 종이목재, 의약품 등을 포함한 9개 산업은 유가와 산업 주가지수 간 인과관계를 보였으며, 음식료품과 화학, 비금속광물을 포함한 나머지 9개 산업은 KOSPI 지수와 마찬가지로 유가와 인과관계가 나타나지 않았다. 유가와 인과성을 보이는 9개 산업들은 분위의 차이는 있으나 모두 전 분위가 아닌 일부 분위에서만 인과관계가 나타났다. 이러한 결과를 고려하면, 유가 변화가 각 산업에 미치는 영향이 모두 다르며, 특히 해당 산업의 시장 상황에 따라서도 다르다는 것을 알 수 있다. 따라서 유가 변화가 주식시장에 미치는 영향을 분석하고 대응하기 위해서는 산업별로 다른 접근이 필요하다는 것을 알 수 있다.

Balcilar et al.(2016)의 비모수 분위수 인과관계 검정방법은 특정 분위에 해당하는 인과 여부를 나타내는 것으로 분위의 구간에 걸친 인과성을 보여주는 것은 아니다. 따라서 주식시장의 상황을 반영하기 위해서는 특정 분위가 아닌 연속적인 분위 구간에서의 인과성 여부를 살펴보아야 하며, 인과성을 보이는 분위가 긴 분위 구간에 걸쳐 연속적으로 나타날수록 해당 주식시장 상황에서 유가와 인과성이 있다고 할 수 있을 것이다. 본 연구의 인과성 검정결과에서는 종이목재와 운수장비, 금융업의 경우는 특정한 한 분위에

2) 본 연구의 경우에서 비모수 분위수 인과관계 검정이 표준적인 Granger 인과관계 검정보다 더 적절한 점은 <부록>에서 확인할 수 있다.

서만 인과성을 보이고 있어 유가 변화와 해당 산업 주가지수 간에 인과관계가 있다고 보기는 어렵다.

〈표 4〉 유가와 산업별 주가지수 간의 분위별 인과관계 검정 통계량

분위 산업	0.10	0.15	0.20	0.25	0.30	0.35	0.40	0.45	0.50	0.55	0.60	0.65	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90
KOSPI	1.25	0.85	1.58	1.61	1.73	1.59	1.50	1.64	1.59	1.58	1.59	1.40	1.14	1.06	1.22	0.94	0.93
음식료품	1.15	1.18	1.36	1.54	1.28	1.39	1.26	1.07	1.25	1.40	1.36	1.52	1.52	1.34	1.31	1.88	1.65
섬유의복	1.53	2.03	2.07	2.37	2.68	2.77	2.44	2.30	1.82	1.73	1.45	1.81	1.52	1.60	1.53	1.00	0.92
종이목재	0.90	1.46	1.38	1.75	1.91	2.03	1.64	1.75	1.91	1.82	1.85	1.64	1.61	1.73	1.42	1.26	1.18
화학	1.03	1.18	1.46	1.65	1.53	1.48	1.24	1.50	1.37	1.27	1.44	1.40	1.40	1.41	1.47	1.47	1.41
의약품	1.11	1.38	1.54	1.57	1.65	1.69	1.88	2.30	2.94	3.01	3.13	2.90	2.99	2.85	2.30	2.07	1.93
비금속 광물	1.12	1.16	1.56	1.74	1.92	1.62	1.48	1.65	1.77	1.84	1.89	1.95	1.86	1.56	1.47	1.57	1.17
철강금속	1.23	1.16	1.33	1.24	1.59	1.63	1.82	1.90	1.86	1.54	1.42	1.27	1.34	1.07	1.27	1.37	1.09
기계	1.21	1.38	1.91	1.72	1.23	1.59	1.17	1.31	1.49	2.11	1.87	2.29	2.11	1.93	1.25	1.08	1.00
전기전자	0.39	0.52	0.59	0.61	0.80	1.14	1.17	1.36	1.10	1.06	1.02	0.80	0.99	0.68	0.66	0.73	0.76
의료정밀	0.69	0.83	1.12	1.25	1.49	1.30	1.30	1.66	1.76	1.69	1.87	1.78	1.36	1.38	1.90	1.84	1.28
운수장비	1.05	1.62	1.71	2.05	1.50	1.17	1.45	1.41	1.32	1.39	1.48	1.43	1.92	1.58	1.50	1.34	0.78
유통업	1.29	1.91	1.83	1.86	1.57	1.49	1.74	1.72	1.71	1.77	1.29	1.40	1.34	1.17	1.22	0.96	0.88
전기 가스업	1.10	0.95	0.66	1.13	1.34	1.38	1.42	1.03	1.36	1.33	1.42	1.21	1.43	1.15	1.33	1.22	1.52
건설업	1.21	1.22	1.66	1.40	1.70	1.72	2.06	1.91	2.24	2.39	2.20	1.90	1.93	1.72	1.53	1.29	1.11
운수 창고업	1.59	1.72	1.71	1.36	1.17	1.14	1.20	1.09	1.33	1.46	1.75	1.86	2.93	2.16	1.76	1.48	1.32
통신업	1.11	1.24	1.03	1.27	2.02	1.82	1.77	1.87	1.98	2.16	2.40	2.24	1.88	1.96	1.57	1.58	0.99
금융업	1.44	1.55	1.71	1.48	1.79	1.83	1.83	1.92	2.00	1.90	1.84	1.66	1.79	1.79	1.35	1.42	1.50
서비스업	1.18	1.16	1.29	1.27	1.45	1.48	1.80	1.72	1.96	1.59	1.60	1.47	1.37	1.37	1.61	1.05	1.19

주: 음영 항목은 5% 유의수준에서 인과성을 보이는 분위기를 나타냄.

유가와와의 관계에서 인과성을 보인 9개 산업 중 연속 3개 분위 이상에서 인과성이 나타난 산업은 섬유의복과 의약품, 건설업, 통신업을 포함한 4개 산업이다. 이 중에서 가장 넓은 분위에서 인과성을 보인 산업은 의약품 산업으로 0.45분위에서 0.85분위까지 인과

관계가 유의하게 나타났다. 즉, 의약품 산업은 소득탄력성이 높아 주식 수익률이 비교적 높은 시장 상황에서 유가 변화의 영향을 많이 받는다고 볼 수 있다. 전지홍 외(2016)의 연구에서도 유가 상승 시기에 유가가 의약품 산업 주가지수를 그랜저 인과한다는 결과를 발견하고, 유가 상승이 의약품 산업에 긍정적인 영향을 주는 것으로 보고하였다.

의약품 산업과 유사하게 통신업도 비교적 높은 분위인 0.5분위부터 0.75분위 구간에서 유가와 인과관계가 나타났다. 즉, 통신업은 소득탄력성이 높아 통신업 주가는 주식 시장의 수익률이 높은 시장하에서 유가 변화의 영향을 많이 받는다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 전지홍 외(2016)의 연구에서 유가 상승이 통신업 주가지수에 긍정적인 영향을 준다는 결과와 일치한다.

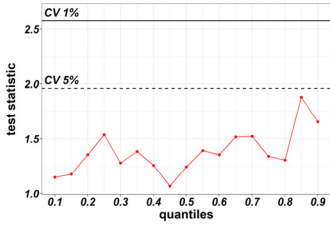
이와는 반대로 섬유·의복의 경우 중간 이하의 분위에서 유가 변화와 인과관계가 나타난다. 섬유·의복 산업은 0.15분위부터 0.45분위에 걸쳐 유가와 인과성을 보인다. 즉, 섬유·의복 산업은 소득탄력성이 낮은 필수재의 성격이 강해 주가 수익률이 낮은 시장상황에서 유가 상승의 부정적인 영향을 많이 받는 것으로 해석할 수 있다. 이는 섬유·의복 산업의 경우 유가의 상승이 생산원가의 상승을 초래하여 수익률의 하락을 가져오기 때문이라고 추정해 볼 수 있다. 정준환·김형건(2011)의 연구에서도 섬유·의복 산업의 주가가 유가 충격에 비교적 민감하게 반응하는 것으로 나타난다.

국내 주식시장을 대상으로 한 여러 연구에서 유가 변화에 민감하게 반응하는 산업으로 건설업을 들고 있다(정준환·김형건, 2011; 강인철, 2012; 고희운·강상훈, 2017). 본 연구의 검정결과에서도, 건설업은 0.50분위에서 0.60분위까지, 즉 주식 수익률이 평균에 가까운 시장상황에서 비교적 강한 인과관계를 보이는 것으로 나타났다. 따라서 평균적인 인과성을 측정하는 기존의 인과성 분석 결과에서 건설업이 유가 변화에 가장 영향을 많이 받는 산업으로 나타난 것으로 추정해 볼 수 있다.

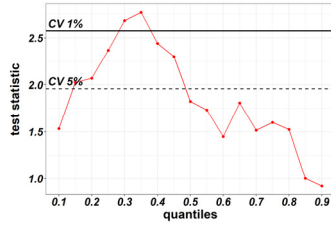
<그림 2>는 <표 4>의 유가와 산업별 주가지수 간의 인과관계 검정 결과를 시각화하여 보여준다. 그림에서 가로축과 세로축은 각각 분위와 검정통계량을 나타내고, 가로 실선과 가로 점선은 각각 유의수준 1%와 5%를 가리킨다. 분위별 검정통계량이 유의수준 이상일 때 유가의 수익률이 해당 산업의 주가지수 수익률을 인과하는 것으로 본다.

국제유가 충격이 산업별 주가에 미치는 영향

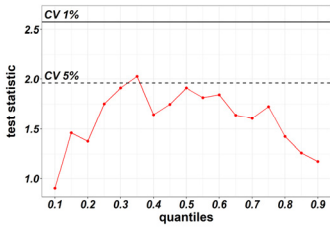
〈그림 2〉 유가와 산업별 주가지수 간의 분위별 인과관계



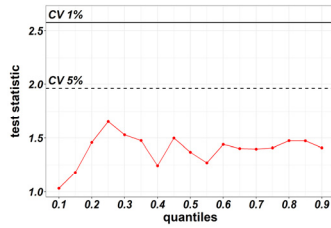
음식료품



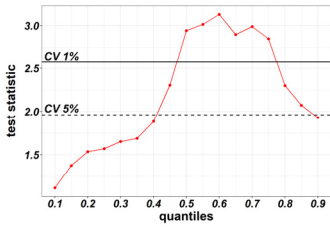
섬유·의복



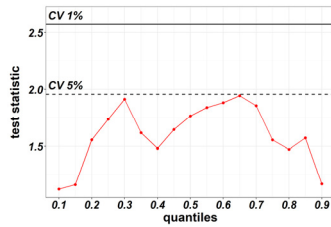
종이·목재



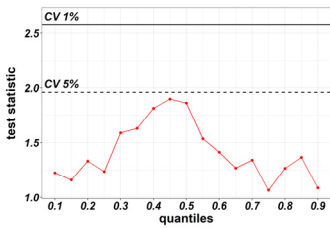
화학



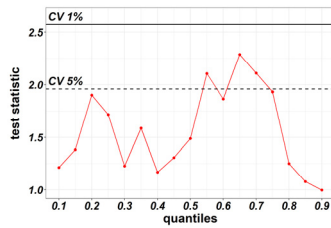
의약품



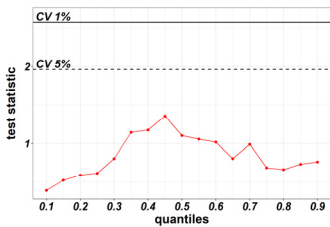
비금속광물



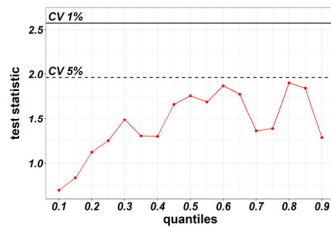
철강·금속



기계

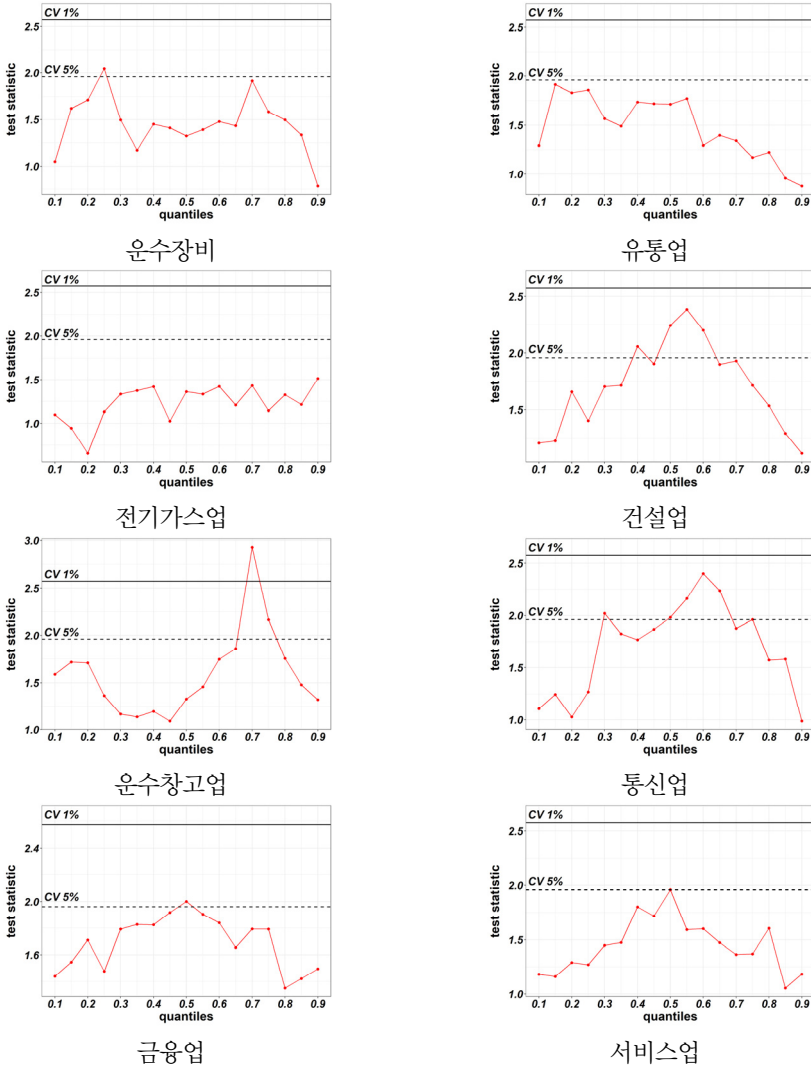


전기·전자



의료·정밀

〈그림 2〉 유가와 산업별 주가지수 간의 분위별 인과관계 (계속)



V. 결론

본 연구에서는 유가와 산업별 주가지수와의 관계를 Balcilar et al.(2016)가 제안한 비모수적 분위수 인과관계 검정방법을 이용하여 분석하였다. 비모수적 분위수 인과관계

검정방법을 사용하면, 모수적 방법에 내재된 모형설정 오류의 문제를 최소화하면서 분위별 인과관계를 측정함으로써, 두 변수 간 평균적인 관계뿐만 아니라 주식수익률에 따른 주식시장 상황에 따른 유가의 영향을 비선형적으로 파악할 수 있다는 장점이 있다.

본 연구의 분석 대상은 원유와 국내 주식시장의 KOSPI 지수 및 18개 산업별 주가지수이다. 원유 데이터는 WTI 현물가격을 사용하였다. 분석 데이터는 1998년 1월 5일부터 2021년 4월 26일까지의 1,217개의 주별자료를 로그차분하여 사용하였다. 분위별 인과관계 검정을 위해 10분위부터 90분위까지 5분위 단위로 구분하였으며, 여기서 10분위는 극도로 낮은 시장 수익률 상황, 50분위는 일반적인 시장 수익률 상황, 그리고 90분위는 극도로 높은 시장 수익률 상황을 각각 대변한다.

본 연구의 인과성 검정 결과에서 유가 변화가 KOSPI 지수에 미치는 영향은 유의하지 않았다. 이는 KOSPI 지수에 포함된 여러 산업의 주가 반응이 서로 달라 뒤섞여 있는 집계편의 때문이라고 볼 수 있다. 유가에 대한 산업별 주가의 반응을 보면, 전체 18개 산업 중 섬유·의복, 종이·목재, 의약품 등을 포함한 9개 산업은 유가와 인과성을 보였으며, 반면에 음식·료품, 화학, 비금속광물을 포함한 9개 산업은 유가의 인과성이 나타나지 않았다.

유가와 인과관계가 나타난 산업 중에서 비교적 높은 분위에서 인과관계가 나타난 산업은 의약품과 통신업이다. 의약품과 통신업은 각각 45분위에서 85분위까지, 그리고 50분위에서 75분위까지, 구간에서 유가와 인과관계가 유의하게 나타나 주식수익률이 높은 시장상황에서 유가 변화의 영향을 받는 것으로 나타났다. 기존 연구결과를 고려하면, 유가의 상승이 의약품과 통신업 주가에 긍정적인 영향을 준다고 볼 수 있다.

다음으로 섬유·의복의 경우 중간 이하의 분위에서 유가와 인과관계가 유의하게 나타났다. 섬유·의복은 15분위에서 45분위까지 인과관계가 나타났다. 이러한 낮은 분위에서의 인과관계 원인으로 섬유·의복 산업의 경우는 유가의 상승이 생산원가의 상승을 초래하여 수익률의 하락을 가져와 주가에 부정적인 영향을 주는 것으로 추론할 수 있다.

건설업의 경우는 국내 주식시장을 대상으로 한 여러 연구에서 유가 변화에 민감하게 반응하는 산업으로 언급되었다. 본 연구의 분석 결과에서 보면, 건설업은 주식 수익률이 평균 수준의 장세인 50분위에서 60분위까지 구간에서 유가와 비교적 강한 인과관계를 보였다. 따라서 평균 위주의 인과성을 측정하는 기존의 인과성 분석 결과에서 건설업이 유가 변화에 가장 영향을 많이 받는 산업으로 나타난 것으로 추론해 볼 수 있다.

이상의 분석결과가 주는 시사점은 다음과 같다. 인과성 검정 결과에서 보듯이 유가 변화에 대한 주가 반응에는 산업별로 큰 차이가 있었고, 한 산업에서도 시장 수익률의 상황에 따라 유가 변화에 대한 반응이 다르게 나타났다. 따라서 정부의 산업정책과 고용정책 등 거시경제정책도 유가 변화 영향이 산업별, 시장 상황별로 차이나는 점을 충분히 고려하여 운영되어야 할 필요가 있다. 그리고 주식 투자자들은 유가 변화 시기에 산업별 반응의 차이를 고려하여 포트폴리오를 재조정할 필요가 있다.

[References]

- 강인철, “국제 원유가격의 변동이 주식시장의 변동에 미치는 영향에 관한 연구”, 「금융공학연구」, 제11권 제2호, 2012, pp. 23~43.
- 고희운·강상훈, “원유가격 충격이 한국 주식시장에 미치는 영향 및 헤지 비율 분석”, 「금융공학연구」, 제16권 제4호, 2017, pp. 25~52.
- 박동욱·장병기, “국제유가가 석유화학관련기업의 주가에 미치는 영향”, 「Journal of the Korean Data Analysis Society」, 제13권 제1호, 2011, pp. 415~426.
- 박동욱·장병기, “주가에 대한 유가의 영향력 변화: 업종별 분석을 중심으로”, 「Journal of The Korean Data Analysis Society」, 제18권 제2호, 2016, pp. 783~798.
- 전지홍·이창민·이상립, “원유가격 변동이 주가에 미치는 영향: 산업별 차이를 중심으로”, 2016 재무금융 관련 5개 학회 학술연구발표회, 천안, 2016년 5월, pp. 2426~2452.
- 정기호, “원유가격에 대한 환율의 인과관계: 비모수 분위수검정 접근”, 한국데이터정보과학회지, 제28권 제2호, 2017, pp. 361~369.
- 정준환·김형건, “유가충격에 따른 국내 주식시장의 업종별 효과에 관한 연구”, 「산업경제연구」, 제24권 제6호, 2011, pp. 3589~3610.
- 주영찬·박성용, “분위수회귀분석을 이용한 유가 변동성에 대한 산업별 주식시장의 이질적 반응 분석”, 「경영과 정보연구」, 제38권 제3호, 2019, pp. 1~19.
- Aggarwal, R., A. Akhigbe, and S. K. Mohanty, “Oil price shocks and transportation firm asset prices,” *Energy Economics*, Vol. 34, 2012, pp. 1370~1379.
- Alamgir, F., and S. B. Amin, “The nexus between oil price and stock market: evidence from

- South Asia,” *Energy Reports*, Vol. 7, 2021, pp. 693~703.
- Alsalmán, Z., “Oil price uncertainty and the U.S. stock market analysis based on a GARCH-in-mean VAR model,” *Energy Economics*, Vol. 59, 2016, pp. 251~260.
- Apergis, N., and S. M. Miller, “Do structural oil-market shocks affect stock prices?” *Energy Economics*, Vol. 31, 2009, pp. 569~575.
- Aroui, M. E. H., “Does crude oil move stock markets in Europe? A sector investigation,” *Economic Modelling*, Vol. 28, 2011, pp. 1716~1725.
- Aroui, M. E. H., and D. K. Nguyen, “Oil prices, stock markets and portfolio investment: evidence from sector analysis in Europe over the last decade,” *Energy Policy*, Vol. 38, 2010, pp. 4528~4539.
- Bacon, R. W., “Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes,” *Energy Economics*, Vol. 13, 1991, pp. 211~218.
- Balcilar, M., S. Bekiros, and R. Gupta, “The role of news-based uncertainty indices in predicting oil markets: a hybrid nonparametric quantile causality method,” *Empirical Economics*, Vol. 53, 2016, pp. 879~889.
- Basher, S. A., A. A. Haug, and P. Sadorsky, “Oil prices, exchange rates and emerging stock markets,” *Energy Economics*, Vol. 34, 2012, pp. 227~240.
- Bernanke, B. S., M. Gertler, and M. Watson, “Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 1997, pp. 91~142.
- Bhatia, V., and S. Basu, “Causality-in-quantiles between crude oil and stock markets: evidence from emerging economies,” *Finance Research Letters*, Vol. 40, 2021, 101736.
- Borenstein, S., A. C. Cameron, and R. Gilbert, “Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes?” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, 1997, pp. 305~339.
- Boyer, M. M., and D. Fillion, “Common and fundamental factors in stock returns of Canadian oil and gas companies,” *Energy Economics*, Vol. 29, 2007, pp. 428~453.
- Broadstock, D. C., and G. Filis, “Oil price shocks and stock market returns: new evidence from the United States and China,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 33, 2014, pp. 417~433.
- Broadstock, D. C., H. Cao, and D. Zhang, “Oil shocks and their impact on energy related stocks in China,” *Energy Economics*, Vol. 34, 2012, pp. 1888~1895.

- Cameron, K., and O. Schnusenberg, "Oil prices, SUVs, and Iraq: an investigation of automobile manufacturer oil price sensitivity," *Energy Economics*, Vol. 31, 2009, pp. 375~381.
- Caporale, G. M., F. M. Ali, and N. Spagnolo, "Oil price uncertainty and sectoral stock returns in China: a time-varying approach," *China Economic Review*, Vol. 34, 2015, pp. 311~321.
- Çatık, A. N., G. H. Kışla, and C. Akdeniz, "Time-varying impact of oil prices on sectoral stock returns: evidence from Turkey," *Resources Policy*, Vol. 69, 2020, 101845.
- Chen, N. F., R. Roll, and S. A. Ross, "Economic forces and the stock market," *The Journal of Business*, Vol. 59, 1986, pp. 383~403.
- Cong, R. G., Y. M. Wei, J. L. Jiao, and Y. Fan, "Relationships between oil price shocks and stock market: an empirical analysis from China," *Energy Policy*, Vol. 36, 2008, pp. 3544~3553.
- Dohner, R. S., "Energy prices, economic activity and inflation: survey of issues and results," In K. A. Mork (Ed.), *Energy Prices, Inflation and Economic Activity*. Ballinger, Cambridge, MA., 1981.
- Edelstein, P., and L. Kilian, "How sensitive are consumer expenditures to retail energy prices?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, 2009, pp. 766~779.
- El-Sharif, I., D. Brown, B. Burton, B. Nixon, and A. Russell, "Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK," *Energy Economics*, Vol. 27, 2005, pp. 819~830.
- Elyasiani, E., I. Mansur, and B. Odusami, "Oil price shocks and industry stock returns," *Energy Economics*, Vol. 33, 2011, pp. 966~974.
- Fried, E. R., and C. L. Schultze (Eds.), *Higher Oil Prices and the World Economy: Adjustment Problem*, The Brookings Institution, Washington, D.C., 1975.
- Gupta, K., "Oil price shocks, competition, and oil & gas stock returns - Global evidence," *Energy Economics*, Vol. 57, 2016, pp. 140~153.
- Hamilton, J. D., "Oil and the macroeconomy since World War II," *Journal of Political Economy*, Vol. 91, 1983, pp. 228~248.
- Henriques, I., and P. Sadorsky, "Oil prices and the stock prices of alternative energy companies," *Energy Economics*, Vol. 30, 2008, pp. 998~1010.
- Huang, R. D., R. W. Masulis, and H. R. Stoll, "Energy shocks and financial markets," *Journal of Futures Markets*, Vol. 16, 1996, pp. 1~27.

- Jeong, K., W. K. Härdle, and S. Song, "A consistent nonparametric test for causality in quantile," *Economic Theory*, Vol. 28, 2012, pp. 861~887.
- Jones, C. M., and G. Kaul, "Oil and the stock markets," *Journal of Finance*, Vol. 51, 1996, pp. 463~491.
- Kang, S. H., and S. M. Yoon, "The impact of oil price on equity sector volatility in Korea," *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 27, 2014, pp. 1527~1545.
- Kang, W., F. P. de Gracia, and R. A. Ratti, "Oil price shocks, policy uncertainty, and stock returns of oil and gas corporations," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 70, 2017, pp. 344~359.
- Karrenbrock, J. D., "The behavior of retail gasoline prices: symmetric or not?" *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 73, 1991, pp. 19~29.
- Khan, M. H., J. Ahmed, and M. Mughal, "Dependence between oil price changes and sectoral stock returns in Pakistan: evidence from a quantile regression approach," *Energy & Environment*, forthcoming, 2021. (DOI: 10.1177/0958305x211997987).
- Kilian, L., and C. Park, "The impact of oil price shocks on the U.S. stock market," *International Economic Review*, Vol. 50, 2009, pp. 1267~1287.
- Kristjanpoller, W. D., and D. Concha, "Impact of fuel price fluctuations on airline stock returns," *Applied Energy*, Vol. 178, 2016, pp. 496~504.
- Kumar, S., S. Managi, and A. Matsuda, "Stock prices of clean energy firms, oil and carbon markets: a vector autoregressive analysis," *Energy Economics*, Vol. 34, 2012, pp. 215~226.
- Lee, B. J., C. W. Yang, and B. N. Huang, "Oil price movements and stock markets revisited: a case of sector stock price indexes in the G-7 countries," *Energy Economics*, Vol. 34, 2012, pp. 1284~1300.
- Lee, K., and S. Ni, "On the dynamic effects of oil price shocks: a study using industry level data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, 2002, pp. 823~852.
- Li, Q., K. Cheng, and X. Yang, "Response pattern of stock returns to international oil price shocks: from the perspective of China's oil industrial chain," *Applied Energy*, Vol. 185(Part 2), 2017, pp. 1821~1831.
- Li, S. F., H. M. Zhu, and K. Yu, "Oil prices and stock market in China: a sector analysis using panel cointegration with multiple breaks," *Energy Economics*, Vol. 34, 2012, pp. 1951~1958.

- Managi, S., and T. Okimoto, "Does the price of oil interact with clean energy prices in the stock market?" *Japan and the World Economy*, Vol. 27, 2013, pp. 1~9.
- Mehra, Y. P., and J. Petersen, "Oil prices and consumer spending," *FRB Richmond Economic Quarterly*, Vol. 91, 2005, pp. 53~72.
- Mensi, W., A. R. A. Rababa'a, X. V. Vo, and S. H. Kang, "Asymmetric spillover and network connectedness between crude oil, gold, and Chinese sector stock markets," *Energy Economics*, Vol. 98, 2021, 105262.
- Moya-Martínez, P., R. Ferrer-Lapeña, and F. Escribano-Sotos, "Oil price risk in the Spanish stock market: an industry perspective," *Economic Modelling*, Vol. 37, 2014, pp. 280~290.
- Nandha, M., and R. Faff, "Does oil move equity prices? A global view," *Energy Economics*, Vol. 30, 2008, pp. 986~997.
- Narayan, P. K., and S. S. Sharma, "New evidence on oil price and firm returns," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 35, 2011, pp. 3253~3262.
- Park, J. W., and R. A. Ratti, "Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries," *Energy Economics*, Vol. 30, 2008, pp. 2587~2608.
- Rasche, R. H., and J. A. Tatom, "The effects of the new energy regime on economic capacity, production, and prices," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 59, 1977, pp. 2~12.
- Reboredo, J. C., M. A. Rivera-Castro, and A. Ugolini, "Wavelet-based test of co-movement and causality between oil and renewable energy stock prices," *Energy Economics*, Vol. 61, 2017, pp. 241~252.
- Sadorsky, P., "Oil price shocks and stock market activity," *Energy Economics*, Vol. 21, 1999, pp. 449~469.
- Sadorsky, P., "Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies," *Energy Economics*, Vol. 23, 2001, pp. 17~28.
- Wei, C., "Energy, the stock market, and the Putty-Clay investment model," *The American Economic Review*, Vol. 93, 2003, pp. 311~323.
- Xu, B., "Oil prices and UK industry-level stock returns," *Applied Economics*, Vol. 47, 2015, pp. 2608~2627.
- Zhu, H., Y. Guo, W. You, and Y. Xu, "The heterogeneity dependence between crude oil price changes and industry stock market returns in China: evidence from a quantile regression approach," *Energy Economics*, Vol. 55, 2016, pp. 30~41.

[부록]

<표 4>의 검정결과와의 비교를 위하여 표준적인 Granger 인과관계 검정을 수행해 보았다. <부록 표 1>에 요약된 검정결과를 보면, 대부분 산업의 주가 수익률은 유가 변화 충격으로부터 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과로부터 주가-유가의 산업별 분석 경우에는 표준적인 Granger 인과관계 검정의 검정력이 매우 낮다는 것을 알 수 있다.

<부록 표 1> 표준적인 Granger 인과관계 검정결과

변수	5 시차		10 시차		15 시차	
	F-통계량	p-값	F-통계량	p-값	F-통계량	p-값
KOSPI	0.3319	0.8939	0.5930	0.8208	0.5394	0.9196
음식료품	1.2193	0.2975	0.9541	0.4821	0.9576	0.4986
섬유의복	0.6021	0.6984	0.7269	0.6996	0.5351	0.9222
종이목재	1.0198	0.4043	0.8217	0.6077	0.6809	0.8055
화학	0.5510	0.7377	0.7705	0.6576	0.7454	0.7392
의약품	0.1809	0.9699	0.6788	0.7450	0.6761	0.8101
비금속광물	1.4459	0.2048	1.0564	0.3932	0.8558	0.6148
철강금속	0.5677	0.7248	0.8638	0.5670	0.9794	0.4745
기계	0.4853	0.7874	0.8140	0.6152	0.8248	0.6505
전기전자	0.2277	0.9506	0.6898	0.7348	0.6936	0.7930
의료정밀	1.2751	0.2722	0.9665	0.4710	0.8051	0.6729
운수장비	0.5510	0.7377	1.2389	0.2610	1.2995	0.1940
유통업	0.8464	0.5168	0.4125	0.9413	0.6037	0.8740
전기가스업	0.5968	0.7025	1.3701	0.1887	1.3994	0.1394
건설업	0.9335	0.4581	0.8123	0.6169	0.7378	0.7474
운수창고업	0.6646	0.6504	0.9377	0.4971	1.0828	0.3673
통신업	0.3019	0.9118	1.4866	0.1386	1.3124	0.1866
금융업	0.3237	0.8989	0.4205	0.9374	0.5909	0.8839
서비스업	1.9802	0.0789*	1.3283	0.2098	1.6406	0.0573*

주: 귀무가설은 원유가격 변화율이 각각의 주가지수 수익률을 Granger 인과하지 않는다는 것임.

* 표시는 유의수준 10% 수준으로 귀무가설을 기각함을 의미함.

표준적인 Granger 인과관계 검정은 종속변수의 조건부 평균을 선형함수를 이용하여 추정하여 검정통계량을 계산하는 방법으로 검정하는데, 이러한 모수적 검정방법에 수반되는 모형설정 오류 때문에 <부록 표 1>의 검정결과가 왜곡되었을 가능성이 있다. <부록 표 2>에 요약한 분위별 회귀(quantile regression)의 추정결과를 보면, 분위수에 따라 추정치의 크기, 부호, 유의성이 다르다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 표준적인 Granger 인과관계 검정이 적절하지 못하다는 것을 의미한다. 본 연구에서 비모수 분위별 인과관계 검정 기법을 사용한 이유도 표준적인 Granger 인과관계 검정의 문제점을 피하기 위한 것이다.

<부록 표 2> 유가 변화율이 주가 수익률에 미치는 영향(분위별 회귀계수)

산업 \ 분위	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
KOSPI	0.039	0.051	0.067	0.069	0.069	0.068	0.038	0.009	0.009
음식료품	0.061	0.051	0.046	0.042	0.038	0.037	0.031	0.025	0.017
섬유의복	0.066	0.053	0.032	0.039	0.036	0.026	0.004	-0.003	0.000
종이목재	0.050	0.039	0.033	0.031	0.059	0.020	0.020	0.011	0.018
화학	0.051	0.057	0.069	0.101	0.075	0.079	0.074	0.025	0.002
의약품	0.030	0.024	0.022	0.037	0.029	-0.009	-0.006	0.000	0.009
비금속광물	0.028	0.042	0.054	0.040	0.016	0.006	-0.005	-0.017	-0.010
철강금속	0.043	0.065	0.087	0.099	0.111	0.113	0.104	0.082	0.027
기계	0.076	0.084	0.070	0.056	0.048	0.067	0.042	0.052	0.009
전기전자	0.061	0.053	0.056	0.048	0.055	0.038	0.011	0.011	0.020
의료정밀	0.076	0.137	0.140	0.090	0.064	0.070	0.054	0.017	0.006
운수장비	0.026	0.029	0.054	0.072	0.055	0.056	0.032	0.026	0.035
유통업	0.067	0.062	0.059	0.059	0.072	0.063	0.064	0.039	0.015
전기가스업	0.060	0.045	0.039	0.036	0.030	0.009	0.009	-0.019	-0.010
건설업	0.074	0.081	0.090	0.072	0.069	0.049	0.010	-0.009	-0.006
운수장고업	0.040	0.028	0.021	0.015	0.010	0.005	0.009	0.015	0.025
통신업	0.035	0.017	0.021	0.017	0.013	0.008	0.004	-0.002	-0.012
금융업	0.060	0.050	0.052	0.054	0.064	0.064	0.038	0.018	0.028
서비스업	0.066	0.059	0.100	0.077	0.081	0.052	0.059	0.037	0.001

주: 이 표의 수치는 유가 변화율이 주가 수익률에 미치는 영향을 분위별 회귀모형으로 추정한 결과임. 회귀모형에는 상수항이 포함되어 있지만, 이 표에는 보고되어 있지 않음. 음영 칸은 5% 수준에서 유의한 추정치라는 것을 나타냄.