

글로벌 원자재가격 변화가 한국 금융시장에 미치는 영향*

정정현**

〈요 약〉

본 연구는 글로벌 원자재시장이 한국 금융시장에 미치는 영향을 분석한다. 분석대상 원자재는 원유, 구리, 옥수수 등이며, 분석대상 금융시장은 주식시장, 채권시장, 통화시장이고, 일별 수익률 자료를 분석한다. 분석기간은 2017년 1월 4일부터 2023년 7월 31일까지 1,575 거래일이다. 본 연구는 VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형과 Hong(2001)의 인과성 검증통계량을 이용하여 분석하며, 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 원자재시장과 금융시장 간의 동조화현상은 COVID-19나 러우전쟁과 같은 외부적 충격으로 인하여 급격하게 상승하지만, 그 이후에 반대 방향의 조정과정을 따른다. 둘째, 주식수익률은 원자재 수익률로부터 유의적인 영향을 받지 않는다. 채권수익률은 원자재 수익률로부터 단기적으로 양(+)의 영향을 받고, 그 이후에는 음(-)의 영향을 받는다. 미국 달러 선물수익률은 원자재 수익률로부터 대체로 음(-)의 영향을 받는다. 셋째, 금융시장 변동성은 원자재시장으로부터 단기적으로 양(+)의 영향을 받지만, 그 이후에는 음(-)의 영향을 받는다. 넷째, 산업별 주식수익률이 원자재 가격변동으로부터 받는 영향의 방향과 유의성은 산업 유형에 따라 달라진다. 그리고 원자재시장의 변동성 충격은 단기적으로 산업별 주식 변동성을 증가시키지만, 그 이후에는 변동성을 감소시키는 경향이 있다.

본 연구는 VAR-DCC-MGARCH 모형과 Hong(2001)의 인과성 검증통계량을 이용하여 원유, 구리, 옥수수 등의 글로벌 원자재시장이 주식, 채권, 통화 등의 한국 금융시장에 미치는 영향을 실증적으로 제시하고 있다는 점에서 의의가 있다.

주제어 : 원자재가격, 금융시장, 채권시장, 통화시장, 주식시장, 산업별 주식수익률

논문접수일 : 2024. 01. 30 1차 수정일 : 2024. 03. 03. 게재확정일 : 2024. 03. 09

* 이 논문은 2023~2024년도 창원대학교 자율연구과제의 연구비 지원으로 수행된 연구결과임

** 창원대학교 글로벌비즈니스학부 교수, 055-213-3382, E-mail: chchung@changwon.ac.kr

I. 서론

원자재(raw materials)는 시장에서 거래되는 제품의 주요 원가 구성요소이므로, 원자재의 가격변화는 생산과 투자를 포함하는 기업의 경제적 활동에 영향을 준다. 또한 원자재는 파생상품시장의 주요 거래대상물의 기초자산으로 활용되고 있으므로, 이러한 시장에서 형성된 원자재의 가격정보는 주식, 채권, 통화 등의 금융시장에서 거래되는 금융상품의 가격에도 영향을 줄 수 있다. 원자재시장과 금융시장의 연계성에 관한 실증적 연구에서는 대체로 금융시장이 원자재 가격변화에 따라 유의적인 영향을 받는다는 점을 보여준다(Killian and Park, 2009; Johnson and Soenen, 2009). 반면에 주식수익률이 원자재 가격변화에 대한 예측력을 가진다는 연구도 제시되고 있다(Rossi, 2012; Chen, 2016).

한편, 이러한 원자재 가격변화가 주식수익률에 미치는 영향에 일관성이 존재하는지, 그리고 이러한 변화가 주식수익률에 체계적으로 영향을 주는지에 관한 연구도 진행되었다. 원유 가격은 주식수익률의 가격결정 요인으로 역할을 하며(Thorbecke, 2019), 원유 가격변화에 대한 주식수익률의 변화는 산업별로 달라진다(Bagirov and Mateus, 2019). 원유가격 불확실성은 주식수익률에 비대칭적으로 영향을 주며(Joo and Park, 2021), 원유나 천연가스가 산업별 주식수익률에 대한 헤지수단으로 활용될 수 있다는 증거도 제시되고 있다(Tiwari et al., 2022).

주식 이외의 채권이나 통화시장에 대한 원자재가격의 영향을 분석하는 연구들도 제시되고 있다. Sokhanvar and Bouri(2023)은 밀, 원유, 천연가스 등의 원자재 가격변화로 인한 유로, 캐나다 달러, 일본 엔 등의 통화에 대한 영향을 분석한다. Basher and Sadorsky(2016)는 신흥국의 주식시장을 헤지하기 위한 자산으로 원유, VIX, 채권 등이 이용될 수 있다는 것을 보여준다.

원유, 구리, 옥수수 등을 포함한 주요 원자재 가격변화는 주식, 채권, 통화 등의 금융자산과 연계성을 가지는데(Li et al., 2021; Lo et al., 2022), 이러한 연계성은 COVID-19이나 러시아·우크라이나전쟁(Russo-Ukraine War, 이하 러우전쟁)과 같은 외부적인 충격으로 인하여 달라지는 경향이 있다. 원유, 구리, 옥수수와 같은 원자재가격이 변동하면, 주식가격이 영향을 받는다. 러우전쟁은 에너지 상품이나 곡물 상품의 공급에 심각한 영향을 주어 식료품 가격이 변동하고(Saadaoul, Jabeur, and Goodell, 2022), 러시아 원자재에 대한 의존도가 금융시장의 불안정성을 심화시키고(Lo et al., 2022), 금속과 에너지 상품시장에도 영향을 준다(Umar, Riaz, and Yousaf, 2022).

국내의 연구에서도 원자재시장과 금융시장 간의 연계성을 제시하고 있다. 서지용(2011)은 상품선물시장의 거래정보가 금융거래에 유의적인 정보로 된다는 것을 보여준다. 이상원(2016)은 원유, 금, 주식 등의 변동성 간에 상관관계가 존재한다는 것을 밝힌다. 그리고 원자재가격은 주식수익률에 영향을 준다(이윤구, 2021; 최기홍·윤성민, 2021). 또한, 중국

원자재시장이 한국 주식시장에 유의적인 영향을 주는 것으로 나타나고 있다(정정현·이옥상, 2022). 구리나 원유 등의 원자재시장이 한국의 외환시장과 주식시장에 유의적인 영향을 준다는 증거도 제시되고 있다(정정현 등, 2023).

선행연구들은 원자재시장과 금융시장 간의 연계성이 글로벌 경제위기, COVID-19, 러우전쟁 등과 같은 외부 충격으로 인하여 달라질 수 있다고 한다. 원자재가격이 금융시장에 미치는 영향은 국가별, 기간별, 산업별로 달라질 수 있다. 특히 COVID-19나 러우전쟁과 같은 외부적인 충격이 주어지면, 시장 간의 동조화현상이 영향을 받을 수 있다. 이러한 동조화현상이 포트폴리오의 수익률이나 위험에 영향을 주고, 따라서 투자자들은 포트폴리오에 포함할 주식, 채권, 통화 등의 금융자산 선택에 필요한 정보를 확보해야 한다. 본 연구는 COVID-19, 러우전쟁 등을 포함하는 2017년 1월부터 2023년 7월까지의 일별 자료를 이용하여 원유, 구리, 옥수수 등의 글로벌 원자재 가격변동이 주식, 채권, 통화 등의 한국 금융시장에 미치는 영향을 분석한다. 그리고 글로벌 원자재 가격변동이 산업별 주식수익률에 미치는 영향에 대하여 분석한다.

본 연구는 주요 글로벌 원자재시장과 한국 금융시장 간의 시변적(time varying) 상관계수를 조사하기 위하여 VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형을 이용한다. DCC(dynamic conditional correlation) 모형은 Eagle(2002)에 의해 도입된 것으로 Bollerslev(1990)의 CCC(constant conditional correlation) 추정방법을 일반화한 것이다. DCC 모형의 주된 이점은 조건부 상관계수의 시간적 변화를 조사할 수 있다는 것인데, 이를 이용하면 시장 간의 동적 연계성을 분석할 수 있다. 본 연구는 동적 조건부 상관계수를 이용하여 COVID-19 이전 기간, COVID-19 기간, 러우전쟁 기간 등의 3개의 하위기간에서 시장 간의 동조화현상을 분석한다. 그리고 Cheung and Ng(1996)에 의해 제안되고, Hong(2001)에 의해 수정된 인과성 검증방법을 이용하여 원자재 가격변동의 금융시장에 대한 인과관계를 실증적으로 분석한다.

본 연구는 VAR-DCC-MGARCH 모형과 Hong(2001)의 인과성 검증방법으로 원유, 구리, 옥수수 등의 원자재시장이 주식, 채권, 통화 등의 한국 금융시장에 미치는 영향을 실증적으로 제시하고 있다는 점에서 의의가 있다. 또한 금융시장에 주된 영향을 주는 원자재 가격변동 충격을 밝히고, COVID-19나 러우전쟁의 충격으로 인한 원자재시장이나 금융시장의 영향을 평가하고, 금융시장에 대한 원자재시장의 영향을 밝힌다. 이 연구결과는 원자재 가격변화에 대한 정책적 대안을 수립하거나 포트폴리오 관리를 위한 의사결정에 필요한 유용한 정보로 활용될 수 있을 것이다.

II. 선행연구

원자재 가격변동이 금융시장에 미치는 영향은 국가별, 기간별, 산업별로 달라진다. 원자재의

수출국과 수입국 간에 원자재가격 변화로 인하여 금융시장에 대한 영향이 달라지기도 한다. 산업별로 원자재 가격변동 위험에 대한 헤지 가능 여부, 원자재 가격변동의 제품가격으로의 전가 가능 여부 등을 결정하는 국가별 산업구조에 따라서 금융시장에 대한 원자재가격 변화의 영향이 달라질 수 있다. 특히, 원자재 대부분을 수입하는 우리나라는 원자재 가격변동에 대하여 금융시장이 민감하게 반응할 가능성이 크다(정정현·이옥상, 2022).

원자재시장과 금융시장 간의 연계성에 관한 연구들은 대체로 금융시장이 원자재 가격변화에 따라 유의적인 영향을 받는다는 점을 보여준다. Killian and Park(2009)은 원유가격 변화가 미국 주식수익률에 유의적인 영향을 준다고 한다. 원유가격의 변동으로 유발되는 수요와 공급 충격이 미국 주식수익률 장기적 변화의 22%를 설명할 수 있다고 한다. 또한 Johnson and Soenen(2009)은 환율, 이자율, 북미 주식수익률 등을 통제하여도 아르헨티나, 브라질, 페루 등의 주식시장이 원자재 가격변화에 따라 유의적인 영향을 받는다고 한다. 이러한 영향은 국가별로 차이가 존재하는데, 베네수엘라 주식시장은 원자재 가격변화의 영향을 받지 않고, 칠레 주식시장은 에너지와 금속 가격변화의 영향을 받으며, 콜롬비아 주식시장은 농산물과 산업용 금속 가격변화의 영향을 받는다.

반면에 주식수익률이 원자재 가격변화에 대한 예측력을 가진다는 연구도 제시되고 있다. Rossi(2012)는 주식의 시장가치가 원자재가격에 대해 유의적인 예측력을 보인다고 한다. 초단기에서는 환율이 주식보다 우월한 예측력을 가진다고 한다. Chen(2016)은 오일·가스, 알루미늄, 석탄, 산업용 구리, 가솔린, 금, 납, 천연가스, 니켈, 주석, 은, 콩, 밀 등에 대한 원자재 민감형 주가지수를 구성하고, 이러한 지수가 단기적인 원자재 가격변화에 대해 예측력을 가진다는 점을 제시한다.

이러한 원자재 가격변화가 주식수익률에 미치는 영향에 일관성이 존재하는지, 그리고 이러한 변화가 주식수익률에 체계적으로 영향을 주는지에 관한 연구도 진행되었다. Thorbecke(2019)는 세일오일혁명 이전에는 원유 가격상승이 미국의 산업별 주식수익률을 하락시키는데, 그 이후에는 이러한 현상이 약화되었다고 한다. 특히 세일오일혁명 이전이나 이후에도 원유가격은 산업별 주식수익률의 가격결정 요인이 된다고 한다. Bagirov and Mateus(2019)는 원유시장과 주식시장 간에 변동성 전이현상이 존재하며, 원유 가격변화에 대한 주식수익률의 변화가 산업별로 달라진다고 한다. Joo and Park(2021)은 원유가격 불확실성이 주식수익률에 비대칭적으로 영향을 주는데, 이러한 비대칭성은 주가 수준과 원유시장 조건에 의존한다고 한다. Tiwari et al.(2022)은 원유가 금융상품에 대한 좋은 헤지수단이 되며, 천연가스가 부동산, 제조업을 제외한 기술, 텔레콤, 에너지, 기초재료, 유틸리티, 금융, 헬스케어 등의 산업별 주식수익률에 대해 헤지 기능을 한다고 한다.

원자재 가격변화가 환율이나 채권시장에 미치는 영향을 분석한 연구도 제시되고 있다. Sokhanvar and Bouri(2023)는 밀, 원유, 천연가스 등의 원자재 가격변화에 따른 유로, 캐나다

달러, 일본 엔 등의 통화의 영향을 분석하여, 원자재 가격상승이 장기적으로 원자재 수출국인 캐나다 달러의 가치를 평가절상시킨다고 한다. 그리고 원유 가격변화의 충격이 원유수입국 통화인 유로나 일본 엔의 가치를 유사한 수준으로 평가절하한다. Basher and Sadorsky (2016)는 신흥국 주식시장을 헤지하기 위한 자산으로 원유, VIX, 채권 등이 이용될 수 있다고 한다. Umar et al.(2022)은 러우전쟁에 의해 각국의 금융시장과 원자재시장 간의 연계성이 영향을 받는다는 점을 밝힌다. 이들은 러시아, 유럽, 미국의 금융시장과 원유, 천연가스, 밀, 금 등의 원자재시장 간의 연계성을 분석하여, 러우전쟁 기간에 유럽 주식시장과 러시아 채권시장이 다른 시장에 대하여 정보의 순공헌자(net contributor)로서의 역할을 했다고 한다.

원자재 가격변화가 금융시장에 미치는 영향이 분석기간에 따라 변한다는 연구도 제시되고 있다. Diebold and Yilmaz(2012)는 2008년의 글로벌 금융위기에 의해 미국의 주식, 채권, 통화, 원자재 등의 시장 간에 변동성 전이현상이 확대되었다고 한다. 금융위기 이후에 주식시장으로부터 다른 시장으로의 변동성 전이현상이 강화되었다. Catik et al.(2020)은 관찰기간에 따라 원유가격의 주식수익률에 대한 영향을 분석하는 모형의 계수에 불안정성이 존재한다는 점을 밝힌다. 수송, 은행, 화학, 전기, 음식료, 금속제품, 기계, 제조업 등의 산업별 주식수익률이 원유 가격변화에 따라 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다. Kang et al.(2020)은 주식시장과 원자재시장이 상호 간에 영향을 주는데, 금융위기 시에 원자재 가격변화 충격이 주식시장의 변동성에 유의적인 영향을 준다고 한다.

COVID-19나 러우전쟁과 같은 외부적 충격으로 인하여 원자재가격에 상당한 변동이 발생하였으며, 이로 인한 금융시장의 영향에 관하여 많은 연구가 진행되었다. 외부적 충격이 주어질 때, 투자자들은 투자위험을 관리하거나 이익을 얻기 위하여 다양한 투자상품에 투자할 것이다(Yildirim et al., 2020). 금융시장의 글로벌 통합으로 인하여 자금이동이 가속화되는데, 시장 간의 연계성이 COVID-19나 러우전쟁과 같은 위기 상황에서 강화되는 경향이 있다.

시장 간의 연계성이 강화되면, 포트폴리오의 다각화 효과가 감소한다. 위기 기간에 금융시장의 변동성과 불확실성이 확대되면, 투자자와 포트폴리오 관리자들은 자산을 매각하는 경향이 있으며, 이로 인해 자산가격 간의 상관관계가 증가할 수 있다. 즉 시장에서 위험이나 불확실성이 증가하면, 투자자들은 포트폴리오 수익률을 개선하고, 위험을 최적화하기 위하여 자산을 안전피난처로 이동시키는 경향이 있다(Yildirim et al., 2022). 이러한 경우에 투자자들은 포트폴리오에 포함할 금융자산을 선택하는 결정을 해야 한다. 이러한 금융자산에는 주식, 채권, 통화 등이 있다.

Li et al.(2021)은 주요 상품자산(원유, 금, 옥수수)과 금융자산(주식, 채권, 통화) 간의 연계성을 시가변(time varying) 연계성 척도를 이용하여 분석한다. 이 연구는 원자재시장과

금융시장 간의 정보전이 과정이 COVID-19를 전후하여 변한다는 것을 보여준다. COVID-19 발생 이후에 시장 간의 연계성이 급속하게 증가하였다. Hung(2021)은 COVID-19를 전후하여 원유가격과 곡물가격 간의 연계성을 검토한다. COVID-19 이전에는 원유가격이 곡물가격에 영향을 주었으나, COVID-19 이후에는 곡물가격이 원유가격에 영향을 주는 것으로 나타났다. Managi et al.(2022)은 COVID-19 기간에 미국 경기상태와 금융부문 간에 동조화현상이 강화되었다는 것을 보여준다. COVID-19는 Business Condition Index로 측정된 미국 경기상황과 금융시장에 부정적인 영향을 주었다. 그리고 COVID-19로 인해 원유가격, 원유시장의 변동성, 경기상황 간의 민감도가 증가한 것으로 나타났다.

러우전쟁의 충격은 원자재 가격변동이 금융시장에 미치는 영향을 변화시킨다. Lo et al.(2022)은 전쟁으로 유발된 충격에 대하여 금융시장이 반응한다는 것을 보여준다. 금융시장에서 러시아 원자재에 대한 의존성을 심각한 위협요인으로 인식하는데, 이러한 위협요인으로 인하여 금융시장의 불안정성이 심화되는 경향이 있다. Saadaoul, Jabeur, and Goodell(2022)은 러우전쟁 때문에 우크라이나의 밀 생산이 크게 감축되고, 이에 따라 식료품 가격이 유의적인 영향을 받았다고 한다. Umar et al.(2022)는 러우전쟁이 금속, 기존 에너지, 재생 에너지 시장에 미치는 영향을 밝힌다.

Yildirim et al.(2022)은 DCC-MGARCH 모형을 이용하여 COVID-19에 의해 유발되는 원유시장과 귀금속시장 간의 위험 전이를 분석한다. 이들은 COVID-19가 진행되는 동안에 원유시장과 귀금속시장 간에 유의적인 위험전이가 발생했다고 한다. 이러한 현상은 COVID-19와 같은 고위험 환경에서 투자자들이 포트폴리오 위험을 헤지하기 위하여 귀금속에 대한 투자를 고려하기 때문에 나타난 결과라는 것이다.

Sadiq et al.(2022)은 DCC-MGARCH 모형을 이용하여 상품과 주식가격 간의 동적 연계성을 검토한다. 이들의 연구는 원유가격과 아시아 주식시장 간에 유의적인 연계성이 존재하며, 이러한 연계성은 자료의 측정간격(frequency)에 따라 증가한다는 점을 보여준다. 주식시장 변동성과 거시경제변수 간의 연계는 시간에 따라 변동하는데, 생산과 인플레이션이 주식시장 변동성 충격에 대한 반응을 변화시킨다는 것이다. COVID-19 기간에 원유가격 충격이 아시아 금융시장에 크게 영향을 주는 것으로 나타났다.

DCC-MGARCH 이외에도 다양한 형태의 다변량 GARCH 모형을 이용하여 시장 간의 연계성을 분석한 논문들이 발표되고 있다. Basher and Sadorsky(2016)는 DCC-MGARCH, asymmetric DCC-MGARCH, GO(generally orthogonal) MGARCH 모형을 이용하여 신흥시장의 주가와 원유, 금, VIX, 채권 등의 수익률 간의 연계성을 분석한다. 이 연구는 신흥시장의 주가를 헤징하는 최적의 자산이 원유라고 한다. 그리고 원유, VIX, 채권, 금 등의 자산유형에 따라 신흥시장 주가를 헤징하기 위한 최적 헤징비율의 유효성이 달라진다고 한다. Zeng et al.(2022)은 VAR-BEKK-MGARCH 모형을 이용하여 환율(USD/CNY),

원유의 선물수익률, 중국 주식수익률 간의 연계성과 체계적 위험 및 변동성의 전이현상을 분석한다. 이들은 중국 주식시장과 환율이 원유시장에 대한 수익률 전이효과가 있으며, 원유시장이 중국 주식시장에 대하여 변동성 전이효과를 가진다고 한다.

DCC-MGARCH 모형은 조건부 상관계수의 시간적 변화를 파악할 수 있게 하고, 시장 간의 동적 연계성을 분석할 수 있게 한다는 이점이 있다. 그러나 이 모형은 시장 간의 동적 연계성을 파악하는 예비적 분석방법에 불과하다는 약점이 제기되기도 한다. 이를 보완하는 방안으로 Cheung and Ng(1996), Hong(2001) 등이 제안한 인과성 검증방법이 주로 이용된다. Cheung and Ng(1996)은 GARCH 모형의 조건부 분산에 대하여 시장 간의 인과성을 검증하는 방법을 제시하였다. Hong(2001)은 Cheung and Ng(1996)의 검증방법을 보완하는 통계량을 제시하고, 통화시장에서의 인과적 연계성에 대한 검증결과를 제시한다. Kumar(2019)는 이 검증방법을 유럽과 아시아 주식시장에 적용하였다. Osabuohien-Irabor (2021)는 미국, 중국, 아프리카 등의 자본시장에 이 검증방법을 적용하여 평균과 분산에서의 인과성을 검증한 결과를 제시하고 있다.

원자재시장과 금융시장의 관련성을 분석하는 국내의 연구에서는 대체로 원자재 가격 변동이 금융시장에 영향을 준다는 점을 제시하고 있다. 서지용(2011)은 상품시장의 거래 정보가 금융거래에 유의적인 정보로 된다고 한다. 원유선물의 상업적 매도포지션의 증가는 주식수익률을 하락시키고, 상업적 매도포지션의 증가는 주식수익률을 상승시킨다고 한다. 윤석곤·오정수(2012)는 원유가격이 주식수익률에 음(-)의 영향을 주며, 금가격 변동이 주식수익률에 약한 음(-)의 영향을 준다고 한다. 이상원(2016)은 금과 원유 변동성 충격이 주식 변동성에 양(+)의 영향을 준다고 한다. 이윤구(2021)도 원자재가격이 주식수익률에 유의적인 양(+)의 영향을 준다고 한다. 최기홍·윤성민(2021)은 유가가 주가를 상승시킨다고 한다.

중국 원자재가격이 한국 주식수익률에 미치는 영향을 분석한 정정현·이옥상(2022)의 연구는 한국 주식수익률이 중국의 구리 선물시장의 거래정보에 의하여 영향을 받는다고 한다. Diebold and Yilmaz(2009)의 전이지수(spillover index)를 이용하여 금융시장과 원자재시장 간의 연계성을 분석한 정정현 등(2023)은 주식시장, 외환시장 및 다른 원자재시장에 대하여 구리시장, 원유시장의 영향력이 크다고 한다. 다른 시장으로부터 영향을 많이 받는 시장은 외환시장, 주식시장, 옥수수시장이다. 전기전자, 화학, 철강업 등의 산업별 주식수익률이 원자재시장과 강한 연계성을 가진다고 한다.

Ⅲ. 연구방법

본 연구는 글로벌 원자재가격 변화가 한국 금융시장에 미치는 영향을 분석하기 위하여

VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형을 이용하여 시장 간의 시가변(time varying) 연계성을 밝히고, 이 모형에서 추정된 조건부 평균과 분산을 이용하여 금융시장에 대한 각 원자재시장의 인과성을 검증한다.

1. VAR-DCC-MGARCH 모형

다변량 GARCH(multivariate GARCH; MGARCH) 모형은 시간에 따라 분산과 공분산이 변동하는 방식에 관한 방정식을 구현한 것이다. 공분산 행렬을 모형으로 설계하는 것은 어려운데, 이는 문제의 고차원성(high dimensionality)과 공분산 행렬이 양정치(positive definite)로 되어야 한다는 제약조건 때문이다. MGARCH 모형을 설계할 때 매우 중요한 점은 현실성(realistic)이 있으면서 양(+의 값을 보장하는 분산행렬을 구현하는 것이다. 다변량 접근법의 약점은 GARCH 방정식에서 추정해야 할 모수의 수가 변수에 따라 급격하게 증가한다는 것인데, 이에 따라 모형에 포함될 수 있는 변수의 수가 제한된다(Minovic and Simeunovic, 2009).

MGARCH 모형은 독립변수의 조건부 분산행렬이 유연한 동적 구조를 따르고, 조건부 평균이 자기회귀(autoregressive; VAR) 구조를 따르도록 허용한다. 본 연구에서 이용하는 VAR(1)-MGARCH(1,1) 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = C Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\epsilon_t = H_t^{1/2} \nu_t \quad (2)$$

여기에서 Y_t 는 [stock bond currency oil copper corn]_t 를 나타내는 금융시장 변수와 원자재 가격변수 벡터를 포함하는 (T×r) 행렬이다. T는 관찰치의 수, r은 주요 변수의 수로 6이다. 그리고 C 는 (r×r)의 계수행렬이다. $H_t^{1/2}$ 는 시가변 조건부 공분산 행렬 H_t 의 Cholesky factor이다. ν_t 는 r개 벡터로 구성된 행렬이며, 각 벡터는 평균이 0이고, 분산이 1인 i.i.d. 오차항이다.

일반적인 다변량 모형에서 H_t 는 단일변량 GARCH 모형을 일반화한 행렬이다. 일반적인 MGARCH(1,1) 모형에서 H_t 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$vech(H_t) = \alpha + A vech(\epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}') + B vech(H_{t-1}) \quad (3)$$

여기에서 $vech(\cdot)$ 는 행렬의 대각선원소 이하의 하방 원소를 벡터로 변환하는 함수이고, α 는 계수 벡터이다. MGARCH 모형은 매개변수를 결정하는 방식에 따라 조건부 공분산

행렬인 H_t 에 대해 제약조건을 부과하는데, 이 행렬은 모든 시점 t 에서 양정치(positive definite)이어야 한다.

MGARCH 모형은 매개변수 결정방식에 따라 달라진다. 가장 단순한 형태의 매개변수 결정방식은 Bollerslev et al.(1988)이 제안한 대각 vech(diagonal vech, dvech)인데, 이는 행렬 A 와 B 모두 대각행렬이라고 제약한다. 이 모형에서 추정되는 매개변수 수는 모형의 규모에 따라 급격하게 증가한다.

조건부 상관관계(conditional correlation, CC) 모형은 H_t 의 조건부 공분산을 나타내기 위하여 단일변량 GARCH 모형의 매개변수를 비선형으로 결합하는 방법을 이용한다. 이 모형은 추정된 H_t 의 제약조건을 충족시키는 데에 큰 어려움이 없으며, dvech 모형에 비하여 추정해야 하는 매개변수의 수가 적은 편이다. CC 모형에서 H_t 는 조건부 상관계수 R_t 와 대각행렬인 조건부 분산 D_t 로 구성된다.

$$H_t = D_t^{1/2} R_t D_t^{1/2} \tag{4}$$

이는 $h_{ij,t} = \rho_{ij,t} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t}$ 를 의미하며, $\sigma_{i,t}$ 는 단일변량 GARCH의 매개변수이다. CC 모형은 R_t 의 매개변수 결정방식에 따라 달라진다. Bollerslev(1990)의 일정 CC(constant conditional correlation, CCC) 모형은 상관계수가 시간불변이라고 가정한다.

$$h_{ij,t} = \rho_{ij} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}} \tag{5}$$

여기에서 대각선원소인 $h_{ii,t}$ 와 $h_{jj,t}$ 는 단일변량 GARCH 프로세스를 따르며, ρ_{ij} 는 시간불변 가중치이다. Engle(2002)이 제시한 동적 CC(dynamic constant correlation, DCC)는 상관계수가 GARCH(1,1)과 유사한 프로세스를 따르도록 허용한다.

$$h_{ij,t} = \rho_{ij,t} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}} \tag{6}$$

여기에서 매개변수 $\rho_{ij,t}$ 는 동적 프로세스를 따른다. DCC 모형도 H_t 의 대각선원소가 단일변량 GARCH 모형처럼 설계된다. 대각선원소 이외의 원소들은 대각선원소들의 비선형 함수로 산출된다. 두 개의 추가적인 매개변수인 λ_1 과 λ_2 는 조정계수로서 조건부 상관계수의 변화를 통제하는데, 양(+)이며, 합이 1보다 작아야 한다. 본 연구에서 이용하는 DCC 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = C Y_{t-1} + \epsilon_t \tag{1}$$

$$\epsilon_t = H_t^{1/2} \nu_t \tag{2}$$

$$H_t = D_t^{1/2} R_t D_t^{1/2} \tag{4}$$

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \tag{7}$$

$$Q_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2) R + \lambda_1 \tilde{\epsilon}_{t-1} \tilde{\epsilon}_{t-1}' + \lambda_2 Q_{t-1} \tag{8}$$

여기에서 D_t 는 조건부 분산의 대각행렬이며, R_t 는 조건부 상관계수 행렬이며, $\tilde{\epsilon}_t$ 는 표준화된 오차항의 벡터로 $D_t^{-1/2} \epsilon_t$ 이다. R 은 표준화된 오차항의 비조건부 VCE(variance-covariance matrix of estimates)와 Q_t 의 비조건부 평균의 가중평균이다.

본 연구에서는 추정된 계수행렬 C 를 이용하여, 전일의 원자재 가격변화가 금융시장에 미치는 영향을 분석하고, 추정된 조건부 상관계수 R_t 를 이용하여 원자재시장과 금융시장 간의 연계성을 분석한다.

2. 평균과 분산의 인과성 검증

본 연구는 Cheung and Ng(1996)에 의해 제안되고, Hong(2001)에 의해 수정된 검증방법을 이용하여 두 변수 간의 평균과 분산에서의 인과성을 검증한다. 먼저, 두 개의 안정적이고 에르고딕성(ergodic)을 갖는 시계열 $Y_{1,t}$ 와 $Y_{2,t}$ 가 있다고 하자. 그리고 I_t 와 J_t 가 두 개의 정보집합으로 다음과 같이 정의된다고 하자.

$$I_t = \{ Y_{1,t-j}, j \geq 0 \} \tag{9}$$

$$J_t = \{ Y_{1,t-j}, Y_{2,t-j}, j \geq 0 \} \tag{10}$$

다음 조건을 충족하면, $Y_{2,t}$ 는 $Y_{1,t+1}$ 의 평균과 분산에서의 원인이 된다고 한다.

$$\text{평균: } E[Y_{1,t+1} | I_t] \neq E[Y_{1,t+1} | J_t] \tag{11}$$

$$\text{분산: } E[(Y_{1,t+1} - \mu_{1,t+1})^2 | I_t] \neq E[(Y_{1,t+1} - \mu_{1,t+1})^2 | J_t] \tag{12}$$

여기에서 μ_{t+1} 은 정보집합 I_t 의 조건하에서 Y_{t+1} 의 평균이다. $Y_{1,t}$ 와 $Y_{2,t}$ 를 다음과 같이 나타낼 수 있다고 하자.

$$Y_{1,t} = \mu_{1,t} + h_{1,t}^{1/2} \nu_{1,t} \tag{13}$$

$$Y_{2,t} = \mu_{2,t} + h_{2,t}^{1/2} \nu_{2,t} \tag{14}$$

$$\nu_{1,t}, \nu_{2,t} \sim i.i.d. (0,1)$$

이에 대한 조건부 평균과 분산은 GARCH 모형을 통하여 추정할 수 있다. 평균과 분산에서의 인과성을 검증하기 위해서 다음과 같이 표준화된 오차항을 이용한다.

$$\text{평균: } U_t = [(Y_{1,t} - \mu_{1,t})/h_{1,t}^{1/2}], \quad V_t = [(Y_{2,t} - \mu_{2,t})/h_{2,t}^{1/2}] \tag{15}$$

$$\text{분산: } U_t = [(Y_{1,t} - \mu_{1,t})^2/h_{1,t}], \quad V_t = [(Y_{2,t} - \mu_{2,t})^2/h_{2,t}] \tag{16}$$

그리고 $\Gamma_{UV}(p)$ 를 시차 p 에서의 교차상관계수함수(cross correlation function, CCF)라고 하고, 다음과 같이 정의한다.

$$\Gamma_{UV}(p) = C_{UV}(p) \{C_{UU}(0)C_{VV}(0)\}^{-1/2} \tag{17}$$

$$C_{UV}(p) = T^{-1} \sum_{t=p+1}^T (U_t - \bar{U})(V_{t-p} - \bar{V}), \quad p = 0, 1, 2, \dots \tag{18}$$

Cheung and Ng(1996)에 의하면, 이러한 CCF의 1차 및 2차 모멘텀은 점근적으로 정규분포가 된다.

$$\begin{pmatrix} \sqrt{T}\Gamma_{UV}(p) \\ \sqrt{T}\Gamma_{UV}(p') \end{pmatrix} \rightarrow AN\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}\right) \tag{19}$$

이러한 교차상관계수함수(CCF)는 변수 간의 인과관계를 검출하기 위해 이용될 수 있으며, 평균이나 분산의 인과성 패턴을 확인할 수 있다. CCF 검증은 조사대상 시계열이 대규모이고, 상관계수 패턴에 장기적 시차가 예상되는 경우에 이용할 수 있다.

CCF $\hat{\Gamma}(p)$ 의 점근적 행태가 주어져 있을 때, 정규 통계량 혹은 χ^2 통계량이 두 변수 간에 인과성이 없다는 귀무가설을 검증하기 위하여 이용될 수 있다. 특정 시차 p 에서의 인과관계를 검증하기 위하여 $\sqrt{T} \hat{\Gamma}_{UV}(p)$ 를 표준정규분포와 비교해 보면 된다.

대안적으로 χ^2 통계량이 다음과 같이 정의되며, 자유도가 $(m-j+1)$ 이다. 이 통계량은 두 변수 간에 시차 j 에서 시차 m 까지에서 인과성이 없다는 가설을 검증하기 위하여 이용될 수 있다.

$$S = T \sum_{i=j}^m \hat{\Gamma}_{UV}(i)^2 \tag{20}$$

시차 j 와 m 의 선택은 대립가설의 설정에 따라 달라진다. 다른 인과성의 방향에 대한 사전적 정보가 없다면, $-j=m=M$ 으로 둘 수 있다. 여기에서 모수 M 은 영향기간으로 인과성 패턴에서 나타날 수 있는 최대의 시차를 포함할 수 있도록 설정되어야 한다. 단일 방향의 인과성 패턴일 때, 즉 $Y_{2,t}$ 가 $Y_{1,t}$ 의 원인이 되지 않는다는 것을 검토할 때, $j=1, m=M$ 으로 설정할 수 있다.

Cheung and Ng(1996) 검증은 각 시차별 교차상관계수(CCF)에 동일한 가중치가 주어지도록 설계되어 있는데, 이는 최근의 교차상관과 먼 시차의 교차상관의 차이를 구별할 수 없게 한다. 이러한 특징은 재무 분야의 실증적 증거와 일치하지 않는다. 즉 교차상관계수가 시차 길이에 따라 0으로까지 감소하며, 최근의 정보적 충격일수록 자산의 가격에 강한 영향을 주므로, 최근의 정보적 충격에 상대적으로 큰 가중치가 주어져야 한다. Hong(2001)은 Cheung and Ng(1996) 검증에 대한 수정된 방법을 제안하는데, 이는 균일하지 않은(non-uniform) 커널(kernel) 함수를 적용하는 것이다. 본 연구는 Kumar(2019)에 따라 다음과 같이 Bartlett kernel 함수 $k(\cdot)$ 를 적용한다.

$$k(j/M) = \begin{cases} 1 - \left| \frac{j}{M+1} \right| & \text{if } \frac{j}{M+1} \leq 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (21)$$

여기에서 M 은 사전에 결정된 시차의 수이다. Hong(2001)은 평균에서의 인과성과 분산에서의 인과성을 검증하기 위하여 Q_1 통계량을 정의한다.

$$Q_1 = \frac{\left\{ T \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/M) \Gamma_{UV}^2(j) - C_{1T}(k) \right\}}{\{2D_{1T}(k)\}^{1/2}} \quad (22)$$

$$\Gamma_{UV}(j) = \hat{C}_{UV}(j) \{ \hat{C}_{UV}(0) \hat{C}_{VV}(0) \}^{-1/2}$$

$\Gamma_{UV}(j)$ 는 표본 교차상관계수함수(CCF)이다.

$$\hat{C}_{UV}(j) = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T \hat{U}_t \hat{V}_{t-j} \quad (23)$$

$$\hat{C}_{UV}(0) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{U}_t^2, \quad \hat{C}_{VV}(0) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{V}_t^2$$

$$C_{1T}(k) = \sum_{j=1}^{T-1} \left(1 - \frac{j}{T} \right) k^2(j/M) \quad (23)$$

$$D_{1T}(k) = \sum_{j=1}^{T-1} \left(1 - \frac{j}{T}\right) \left\{1 - \frac{(j+1)}{T}\right\} k^4 (j/M) \tag{24}$$

Q_1 통계량에 대한 귀무가설은 시차 1에서 M까지의 기간에 $Y_{1,t}$ 로부터 $Y_{2,t}$ 로 평균(혹은 분산)에 인과성이 없다는 것이다. Q_1 는 점근적으로 평균 0, 분산 1인 정규분포를 따른다.

IV. 실증분석결과

1. 분석자료

본 연구의 분석기간은 2017년 1월 4일부터 2023년 7월 31일까지 1,575거래일이다. 이러한 분석기간은 3개의 하위기간으로 구분된다. 제1 하위기간은 COVID-19 이전인 2017년 1월 4일부터 2019년 12월 30일까지 713거래일이다. 제2 하위기간은 COVID-19가 진행된 기간으로 2020년 1월2일부터 2022년 2월 3일까지 505거래일이며, 제3 하위기간은 러우전쟁이 진행된 기간으로 2022년 2월 4일부터 2023년 7월 31일까지 357거래일이다.

본 연구의 주요 변수는 주식수익률(*Stock*), 채권 선물수익률(*Bond*), 통화 선물수익률(*Currency*), 원유 선물수익률(*Oil*), 구리 선물수익률(*Copper*), 옥수수 선물수익률(*Corn*) 등이다. 자료의 원천과 변수의 측정방법은 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1> 자료의 원천과 측정

구분	변수명	정의	자료의 원천 및 측정방법
한국 금융 시장 변수	<i>Stock</i>	주식수익률	KRX 파생상품시장에서 거래되는 KOSPI 200 주가지수선물의 일별 자료 및 KRX에서 발표하는 6개 업종별 주가지수의 일별 자료로 산출한 수익률
	<i>Bond</i>	채권 선물수익률	KRX 파생상품시장에서 거래되는 국고채 3년물의 일별 자료로 산출한 수익률
	<i>Currency</i>	통화 선물수익률	KRX 파생상품시장에서 거래되는 미국 달러의 일별 자료로 산출한 수익률
글로벌 원자재 시장 변수	<i>Oil</i>	원유 선물수익률	뉴욕 상업거래소(NYMEX)에서 거래되는 WTI의 일별 선물가격 자료로 산출한 수익률
	<i>Copper</i>	구리 선물수익률	뉴욕 귀금속거래소(COMEX)에서 거래되는 구리의 일별 선물가격 자료로 산출한 수익률
	<i>Corn</i>	옥수수 선물수익률	시카고 상업거래소(CBOT)에서 거래되는 옥수수수 일별 선물가격 자료로 산출한 수익률

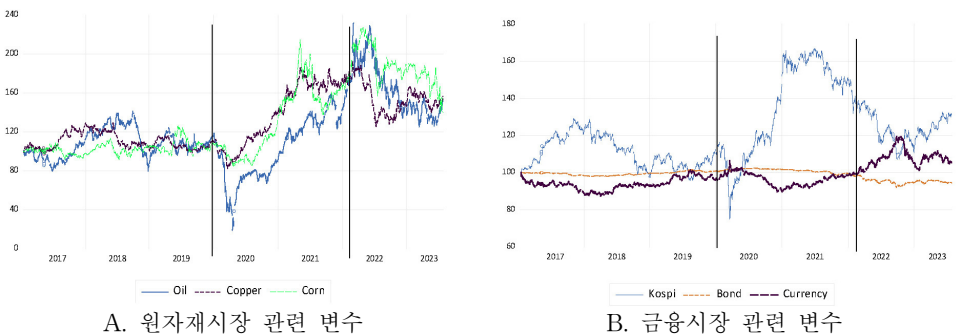
주식수익률은 KRX 파생상품시장에서 거래되는 KOSPI 200 주가지수선물의 최근월물 선물가격 자료로 산출한 연속복리형 일별 수익률이다. 채권 선물수익률은 KRX 파생상품시장에서 거래되는 국고채 3년 최근월물 선물가격 자료로 산출한 일별 수익률이다. 통화 선물수익률은 KRX 파생상품시장에서 거래되는 미국 달러의 최근월물 선물가격 자료로 산출한 일별 수익률이다.

원자재시장의 변수는 원유, 구리, 옥수수의 선물수익률을 이용한다. 원유선물은 대표적인 에너지 상품이며, 구리선물은 대표적인 산업용 금속상품이고, 옥수수선물은 대표적인 곡물상품이다. 원유 선물수익률은 뉴욕 상업거래소(NYMAX)에서 거래되는 WTI의 선물가격 자료로 산출한 일별 수익률이다. 구리 선물수익률은 뉴욕 귀금속거래소(COMEX)에서 거래되는 구리 선물가격으로 산출한 일별 수익률이다. 옥수수 선물수익률은 시카고 상업거래소(CBOT)에서 거래되는 옥수수 선물가격으로 산출한 일별 수익률이다. 모든 수익률은 연속복리형 수익률이며, 다음과 같이 산출한다.

$$FR_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \tag{25}$$

여기에서 FR_t 는 연속복리형 선물수익률이며, P_t 는 선물가격이다. 원자재시장과 금융시장 중에서 어느 한 시장이라도 거래가 이루어지지 않거나, 특정 거래일의 가격이 극단적인 값을 가지면 분석대상에서 제외한다. 즉 2020년 4월 20일의 원유선물가격이 -37.63 \$/bbl이며, 이 거래일의 자료는 분석대상에서 제외한다. 본 연구에서 이용된 원자재가격 자료는 investing.com에 수록된 자료이고, 금융시장 자료는 KRX에서 제공하는 자료이다.

[그림 1]은 원자재시장과 금융시장 주요 변수의 시계열 추이를 보여준다. 이는 2017년 1월 4일 가격을 100으로 하여 지수화한 선물가격 자료를 도시한 것이며, 3개의 하위기간을 포함한 기간별 추이를 살펴볼 수 있게 한다. 패널 A의 글로벌 원자재시장 관련 변수의



[그림 1] 주요 변수의 시계열 추이

추이를 살펴보면, COVID-19 이전의 기간에는 원유, 구리, 옥수수 등의 가격이 상대적으로 안정적인 추이를 보인다. COVID-19의 충격이 주어진 초기에는 원자재가격이 급격하게 하락하는데, 특히 원유가격이 크게 하락하고 있다. 그 이후에 원자재가격은 1여년의 기간에 걸쳐서 상승하다가, 러우전쟁의 6개월 이전부터 하향하는 추세를 보인다. 러우전쟁이 발생한 이후에는 단기적으로 원자재가격이 상승하다가, 그 이후에 다시 하락하는 추세를 보인다. 3개의 원자재가격이 매우 유사한 형태의 추이를 보인다고 할 수 있다.

[그림 1]의 패널 B에서는 한국 금융시장 관련 변수의 추이를 보여준다. COVID-19 이전 3년간에 걸쳐 주가가 상승하다가 하락하는 추이를 보이고, 달러 환율이 하락하다가 상승하는 추이를 보이지만, 채권가격은 안정적인 형태를 보인다. COVID-19가 진행되는 기간에 주가는 초기에 급격하게 하락하고, 그 이후에 약 1년간에 걸쳐서 크게 상승하다가, 그 이후의 6개월의 기간은 안정적인 추이이며, 러우전쟁 이전의 6개월 동안에는 하락하고 있다. 달러 환율은 COVID-19 발생 이후 약 1년간 완만하게 하락하다가, 그 이후의 1년에 걸쳐 완만하게 상승한다. 채권가격은 COVID-19 기간에 완만하게 하락하고 있다. 러우전쟁이 발생한 이후 1년간에 걸쳐 주가는 하락하다가, 그 이후에 상승하는 추이를 보인다. 달러 환율은 러우전쟁 발생 이후에 지속적인 상승을 보이다가, 2022년 하반기에 정점을 형성한 이후 하향 안정세를 보인다. 채권가격은 러우전쟁 발생 이후에 지속적인 하향 추이를 보인다.

원자재시장과 금융시장의 관련 변수의 추이를 비교하여 보면, 원자재가격 간에는 매우 유사한 패턴의 추이를 발견할 수 있으며, 이러한 추이는 금융시장에서의 주가의 추이도 유사한 형태를 가진다고 할 수 있다. 미국 달러 환율은 원자재가격의 추이와 역의 형태를 보인다. 즉 원자재가격이 상승하는 기간에 달러 환율은 하락하고 있다. 채권가격은 원자재가격의 추이와 특이한 관련성이 없이 안정적인 추이를 보인다.

<표 2>는 글로벌 원자재시장과 한국 금융시장의 주요 변수의 기초통계량을 보여준다. 이 표에서는 변수의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, 정규성, 조건부 이분산성(ARCH), 자기회귀, 단위근 검증 등에 관한 통계량을 보여주고 있다.

정규성 검증은 변수의 왜도와 첨도를 이용하는 Doornik and Hansen(2008)의 통계량을 이용한다. 이러한 검증결과 모든 변수들의 정규성 가설은 기각되고 있다. ARCH 검증은 자기회귀모형의 시차 10까지의 잔차의 이분산성을 검토하는 Engel(1982)의 LM 검증통계량으로 $\chi^2(10)$ 을 따르는데, 모든 변수의 잔차에 이분산성이 존재한다는 것을 확인할 수 있다. Q(20)은 시차 20까지에서 유의적인 자기상관이 존재하는지를 검증하는 Portmanteau Q 통계량을 보여준다. 구리와 옥수수의 선물수익률의 제외한 오일, 주식, 채권, 통화 등의 선물수익률에 유의적인 자기상관이 존재한다는 것을 확인할 수 있다. DF 통계량은 변수에 단위근이 존재하는지를 검증하는 Dicky and Fuller(1979) 통계량이며, 각 변수에 단위근이 존재한다는 가설이 기각되고 있다.

<표 2> 주요 변수의 기초통계량

이 표는 주요 변수의 기초통계량을 보여준다. Kospi는 주가지수의 선물수익률, Bond는 채권 선물수익률, Currency는 미국 달러 선물수익률, Oil은 원유 선물수익률, Copper는 구리 선물수익률, Corn은 옥수수 선물수익률을 나타낸다. 분석기간은 2007년 1월 4일부터 2023년 7월 31일까지 1,575 거래일이다. normality test는 Doornik and Hansen(2008)의 정규성 검증결과를 나타낸다. ARCH LM은 Engel(1982) 통계량을 보여준다. Q(20)은 20차까지의 자기회귀계수의 유의성을 검증한 결과를 보여준다. DF는 단위근이 존재하는지에 대한 Dickey and Fuller(1979) 통계량을 보여준다. 괄호 속의 수치는 각 통계량에 대한 p value이다.

구분	Kospi	Bond	Currency	Oil	Copper	Corn
평균	0.000176	-0.000036	0.000035	0.000284	0.000303	0.000221
표준편차	0.012121	0.001375	0.005428	0.035395	0.014067	0.017823
skewness	0.0419 (0.497)	-0.6087 (0.000)	-0.4282 (0.000)	-2.8672 (0.000)	-0.1425 (0.021)	-1.7478 (0.000)
kurtosis	10.3654 (0.000)	10.6196 (0.000)	8.2010 (0.000)	73.4236 (0.000)	4.8959 (0.000)	21.8200 (0.000)
normality test	1100.2060 (0.000)	923.2440 (0.000)	597.5920 (0.000)	6752.5370 (0.000)	148.6690 (0.000)	1313.5930 (0.000)
ARCH LM	397.2500 (0.000)	419.5740 (0.000)	224.0310 (0.000)	481.2690 (0.000)	252.6650 (0.000)	416.2350 (0.000)
Q(20)	86.1540 (0.000)	33.2100 (0.032)	51.3110 (0.000)	64.6650 (0.000)	16.2730 (0.700)	19.2530 (0.506)
DF	-43.5530 (0.000)	-40.5520 (0.000)	-44.1800 (0.000)	-40.7190 (0.000)	-40.4960 (0.000)	-39.7590 (0.000)

<표 3> 하위기간별 주요 변수의 분포

이 표는 주요 변수의 기초통계량을 보여준다. Kospi는 주가지수선물의 일별 수익률, Bond는 국고채 3년물 선물의 일별 수익률, Currency는 미국 달러 선물의 일별 수익률, Oil은 WTI 원유선물의 일별 수익률, Copper는 구리선물의 일별 수익률, Corn은 옥수수선물의 일별 수익률을 나타낸다. COVID-19 이전 기간은 2017년 1월 5일부터 2019년 12월 30일까지 713 거래일이며, COVID-19 기간은 2020년 1월 2일부터 2022년 2월 3일까지 505 거래일이고, 러우전쟁 기간은 2022년 2월 4일부터 2023년 7월 31일까지 357 거래일이다. F-stat는 각 기간별 평균수익률이 동일한지에 대한 Welch(1951) 통계량이고, 괄호 속의 수치는 p value이다.

구분	Kospi	Bond	Currency	Oil	Copper	Corn
A. COVID-19 이전 기간						
평균	-0.000213	-0.000159	-0.000341	-0.000312	-0.000571	-0.000224
표준편차	0.009524	0.010737	0.014153	0.013504	0.01306	0.012750
skewness	0.0912	-0.5614	0.2310	-0.4653	0.2051	0.0623
kutrosis	3.7926	5.1527	4.4783	4.2652	4.0696	3.9685
N	713	713	713	713	713	713
B. COVID-19 기간						
평균	0.000125	0.000489	0.000381	0.000679	-0.00030	0.000463
표준편차	0.014811	0.018732	0.020126	0.020796	0.018366	0.022786
skewness	-0.6662	-0.3947	0.0335	-0.3394	0.3872	0.3883
kutrosis	11.2297	8.4192	5.1068	6.0487	6.0714	8.0656
N	505	505	505	505	505	505
C. 러우전쟁 기간						
평균	-0.000336	-0.000129	0.001339	0.000528	-0.000516	0.000368
표준편차	0.010937	0.0153030	0.018368	0.017606	0.016418	0.013444
skewness	0.1428	-0.1433	0.5636	-0.1942	-0.4203	-0.3166
kutrosis	4.1886	3.4175	5.4394	4.2965	7.4878	3.8514
N	357	357	357	357	357	357
F-stat	0.19 (0.828)	1.07 (0.342)	0.2 (0.821)	0.09 (0.914)	0.82 (0.440)	0.74 (0.476)

<표 4> 산업별 주식수익률의 분포

이 표는 주요 변수의 기초통계량을 보여준다. KRX에서 발표하는 6개 업종별 주가지수의 일별 자료로 산출한 수익률이다. 분석기간은 2007년 1월 4일부터 2023년 7월 31일까지 1,575 거래일이다.

구분	음식료	화학	철강금속	기계	전기전자	수송장비
평균	-0.000132	0.000056	0.000272	0.000196	-0.000470	0.000130
표준편차	0.011763	0.014749	0.017235	0.017068	0.015687	0.016756
skewness	-0.3607	-0.3669	0.2526	-0.3197	0.1499	0.3127
kurtosis	10.4322	8.5320	5.5791	6.1077	6.5668	9.8050
N	1,575	1,575	1,575	1,575	1,575	1,575

<표 3>에서는 하위기간별 각 변수의 기초통계량을 보여주고 있는데, 이 표에서는 하위기간별로 각 변수의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 등을 보여주고 있다. 이 표에서 F-통계량은 하위기간별 분산이 동일하지 않다는 조건하에 하위집단별 평균이 동일한지를 검증하는 Welch(1951) 통계량이다. 본 연구의 하위집단별 변수들의 평균이 유의적인 차이를 보이지 않는다는 것을 확인할 수 있다.

<표 4>는 산업별 주식수익률 자료의 기초통계량을 보여준다. 원자재 가격변동에 의한 주식수익률의 영향이 산업별 특성에 따라 달라지는지를 확인하기 위하여 음식료, 화학, 철강금속, 기계, 전기전자, 수송장비 등의 6개 업종별 주가지수 수익률을 분석한다. 업종별 주가지수 자료는 KRX에서 발표하는 일별 지수이다. 분석대상 기간에 화학업, 철강금속업, 기계업, 수송장비업 등의 일별 수익률의 평균은 양(+)인 반면에, 음식료업과 전기전자업 일별 수익률의 평균은 음(-)으로 나타나고 있다.

2. VAR-DCC-MGARCH 모형 추정결과

글로벌 원자재시장과 한국 금융시장 간의 연계성을 검토하기 위하여 VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형을 추정한 결과를 <표 5>에서 보여주고 있다. 이 모형에 투입된 변수는 원자재시장의 원유, 구리, 옥수수 등의 선물수익률과 금융시장의 주식, 채권, 통화 등의 일별 수익률이다. 수익률 방정식의 계수가 0이라는 가설에 대한 Wald 통계량이 유의적으로 기각되고 있다.

VAR(1)-DCC-MGRACH(1,1) 모형의 수익률 방정식 계수를 이용하면, 전일의 자산가격이 다른 자산의 가격에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 주식 선물수익률은 전일의 원유 가격변동과 구리 가격변동에 의해 양(+)의 영향을 받는다. 달리 환율 선물수익률은 전일의 옥수수 가격변동에 의해 양(+)의 영향을 받고, 구리 가격변동에 의해 음(-)의 영향을 받는다. 반면에 채권 선물수익률은 원자재 가격변동에 의한 영향이 없는 것으로 나타나고 있다.

또한, 원유, 구리, 옥수수 등의 선물수익률은 한국의 금융시장 변수의 전일의 변동에

의해 영향을 받지 않는 것으로 나타나고 있다. 다만, 원자재시장 간에 약간의 연계성이 발견되고 있는데, 옥수수 선물수익률은 전일의 구리 가격변동에 의해 음(-)의 영향을 받는다.

<표 5> VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형 계수 추정결과

이 표는 주요 변수에 대한 VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형의 계수추정 결과를 보여준다. 모형에 투입된 변수는 Kospì (주식수익률), Bond(채권 선물수익률), Currency(통화 선물수익률), Oil(원유 선물수익률), Copper(구리 선물수익률), Corn (옥수수 선물수익률) 등 6개 변수이다. 추정된 계수의 괄호 속의 수치는 z-통계량이다. Wald 통계량에 대한 괄호 속의 수치는 p value이다. LL은 log likelihood 값이고, BIC는 Bayesian information criterion이다. 분석기간은 2017년 1월 5일부터 2023년 7월 31일까지 1,574거래일이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 유의적임을 나타낸다.

구분	Kospì	Bond	Currency	Oil	Copper	Corn
constant	0.0004* (1.84)	0.0000 (-0.42)	0.0000 (-0.15)	0.0012** (2.22)	0.0006* (1.92)	0.0006* (1.87)
Kospì	-0.0847*** (-2.84)	0.0008 (0.34)	0.0121 (0.99)	0.0247 (0.40)	0.0472 (1.31)	0.0203 (0.56)
Bond	-0.0588 (-0.30)	-0.0216 (-0.78)	-0.0561 (-0.57)	0.4340 (0.93)	-0.1582 (-0.57)	0.0304 (0.11)
Currency	0.1114* (1.93)	-0.0019 (-0.31)	-0.0906*** (-3.03)	0.0480 (0.36)	0.0588 (0.73)	-0.1001 (-1.24)
Oil	0.0245** (2.48)	0.0001 (0.15)	-0.0019 (-0.46)	-0.0139 (-0.47)	0.0000 (0.00)	0.0073 (0.68)
Copper	0.1096*** (5.88)	0.0008 (0.40)	-0.0777*** (-8.75)	0.0133 (0.32)	-0.0326 (-1.16)	-0.0483* (-1.77)
Corn	-0.0191 (-1.44)	0.0003 (0.21)	0.0131*** (2.00)	-0.0145 (-0.45)	0.0014 (0.07)	-0.0269 (-0.93)
constant	0.0000*** (3.49)	0.0000*** (3.98)	0.0000*** (3.28)	0.0000*** (4.91)	0.0000* (1.68)	0.0000*** (3.13)
ARCH(1)	0.0996*** (5.51)	0.0837*** (6.01)	0.0534*** (5.54)	0.1506*** (7.59)	0.0497*** (2.87)	0.1105*** (7.05)
GARCH(1)	0.8404*** (26.85)	0.9012*** (58.35)	0.9254*** (68.99)	0.8229*** (41.01)	0.8751*** (14.83)	0.8791*** (50.84)
λ_1			0.0143(3.05)***			
λ_2			0.9141(21.29)***			
LL			32,543.60			
Wald			140.7800(0.00)***			
BIC			-64,535.09			

원유가격 변동에 따라 주식수익률이 양(+)의 영향을 받는다는 것은 선행연구와 상치되는 분석결과이다. Thorbecke(2019), Catik et al.(2020) 등은 원유가격 상승이 주식수익률을 하락시킨다고 한다. 국내의 연구결과는 혼재되어 있는데, 윤석곤·오정수(2012)는 원유가격이 주식수익률에 음(-)의 영향을 준다고 하고, 이윤구(2021), 최기홍·윤성민(2021) 등은 양(+)의 영향을 준다고 한다. 원유나 구리 등의 원자재가격이 주식수익률에 양(+)의

영향을 준다는 것은 원자재가격 변동을 제품가격으로 전가할 수 있는 구조를 가진 한국 경제의 특성을 반영하는 것으로 볼 수 있다.

옥수수 가격변동이 환율에 양(+)의 영향을 준다는 점은 Sokhanvar and Bouri(2023)의 연구와 일관성이 있는 것이다. 즉 원자재수입국에서는 원자재가격 상승에 따라 통화가치가 평가절하한다. 즉 옥수수가격 상승에 따라 안전자산 확보의 목적으로 미국 달러에 대한 수요가 증가할 가능성을 보여주는 것이다. 그러나 구리 가격변동에 대해 환율이 음(-)의 반응을 보이는 점은 특이한 현상으로 보인다.

3. 동적 조건부 상관계수에 의한 시장간 동조화현상 분석

원자재시장과 금융시장 간의 연계성은 기간에 따라 변하며, COVID-19나 러우전쟁과 같은 외부적 충격으로 영향을 받을 수 있다. 이러한 시장 간의 연계성 변화는 VAR-DCC-MGARCH 모형에서 추정된 동적 조건부 상관계수를 이용하여 확인할 수 있다. [그림 2]는 주식시장, 채권시장, 통화시장 등의 금융시장과 원자재시장 간의 동조화현상의 시계열적 변화를 도시하고 있다.

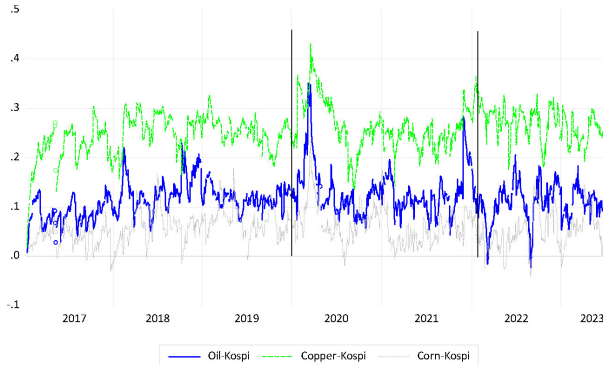
주식시장과 원자재시장 간의 연계성을 살펴보면, 주식시장이 구리시장, 원유시장, 옥수수시장의 순으로 높은 동조화 수준을 보인다. 주식시장과 원자재시장 간의 동조화현상은 COVID-19 직후에 급속하게 상승하다가 그 이후에 하락하여 상승 이전의 수준으로 되돌아간다. 러우전쟁의 경우에는 전쟁 발생 수개월 이전부터 주식시장과 원자재시장 간의 동조화 수준이 상승하고, 그 이후에 다시 하락하는 패턴을 보여준다.

주식시장과 구리시장 간의 동적 상관계수는 COVID-19 이전에 안정적인 수준을 유지하며, COVID-19 직후에 급속하게 상승하여 0.43에서 정점을 형성하고, 다시 이전 수준으로 되돌아간다. 주식시장과 구리시장 간의 동적 상관계수는 러우전쟁 발발 직전인 2020년 말에 0.34으로 상승하다가 다시 이전 수준으로 되돌아간다. 주식시장과 원유시장 간의 동적 상관계수도 유사한 패턴을 보인다. COVID-19 이전에 상대적으로 안정적인 수준을 보이다가, COVID-19 직후에 0.35까지 상승한 이후에 하락하고, 러우전쟁 발발 직전에 0.27로 상승한 이후에 다시 하락한다. 옥수수 시장과 주식시장 간의 동적 상관계수는 상대적으로 낮은 편인데, COVID-19 직후에 0.23까지 상승하고, 러우전쟁 진행중인 2022년 9월에 0.14로 상승하고 있다.

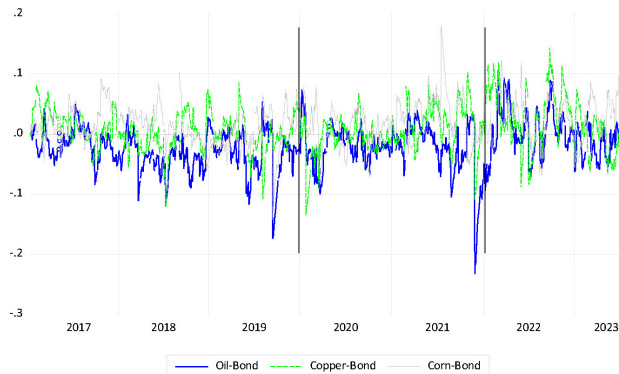
채권시장과 원자재시장 간의 동조화현상을 살펴보면, 채권시장은 원자재시장과 0.00 주변의 낮은 동적 상관계수를 보이고 있는데, COVID-19나 러우전쟁 등의 외적 충격에 따라 양(+) 또는 음(-)의 상관계수를 보인다.

채권시장과 원유시장은 0.09에서 -0.23의 동적 상관계수를 보인다. 채권시장과 원유시장의 동적 상관계수는 COVID-19 발생 직전에 -0.17의 값을 보이며, 그 직후에 0.05까지 상승한다.

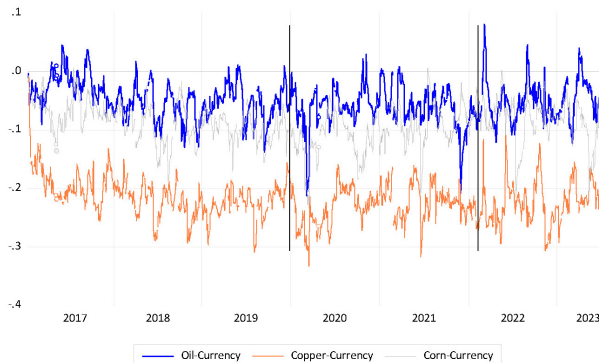
그리고 러우전쟁 발생 직전에 -0.23 의 값을 보인 동적 상관계수는 러우전쟁 직후에 0.09 로 상승한다. 채권시장과 구리시장 간의 동적 상관계수는 -0.13 에서 0.13 의 값을 보인다. COVID-19 발생 직후에 동적 상관계수가 -0.12 의 값을 보이며, 러우전쟁 직전에 -0.12 의



A. 주식시장과 원자재시장의 동조화현상



B. 채권시장과 원자재시장의 동조화현상



C. 통화시장과 원자재시장의 동조화현상

[그림 2] 금융시장과 원자재시장의 동조화현상

값을 보인다. 채권시장과 옥수수시장 간의 동적 상관계수는 -0.12 에서 0.18 의 범위에서 나타나고 있다. COVID-19 직후에 동적 상관계수는 -0.14 의 값을 보이며, 러우전쟁 기간 중에 0.18 의 값을 보이기도 한다.

통화시장과 원자재시장 간의 동조화현상을 살펴보면, 통화시장은 원자재시장과 대체로 음(-)의 동적 상관계수를 보이고 있는데, 구리시장과 동조화현상이 가장 강하게 나타난다고 할 수 있다.

통화시장과 구리시장 간의 동적 상관계수는 0 에서 -0.33 의 범위로 나타나고 있다. COVID 직후에 -0.32 의 값을 보인 동적 상관계수는 그 이후에 -0.13 의 값으로 조정되고 있다. 이러한 동적 상관계수는 러우전쟁 기간에 -0.31 에서 다시 저점을 형성한다. 통화시장과 원유시장 간의 동적 상관계수는 -0.21 에서 0.08 의 범위로 나타나고 있다. COVID 직후에 -0.21 의 값을 보인 동적 상관계수는 그 이후에 0.03 의 값으로 조정되고 있다. 이러한 동적 상관계수는 러우전쟁 기간에 -0.20 에서 다시 저점을 형성한다. 통화시장과 옥수수시장 간의 동적 상관계수는 -0.23 에서 0.01 의 범위로 나타나고 있다. COVID 직후에 -0.21 의 값을 보인 동적 상관계수는 그 이후에 0.01 의 값으로 조정되고 있다. 이러한 동적 상관계수는 러우전쟁 기간에 -0.23 에서 다시 저점을 형성한다.

<표 6>에서는 하위기간별 동적 상관계수의 평균과 Welch(1951)의 F-통계량을 보여주고 있는데, 모든 시장 간에 하위기간별 동적 상관계수의 평균이 유의적인 차이를 보이는 것으로 나타나고 있다.

전체기간에서 주식시장과 원자재시장 간의 상관계수는 원유시장이 0.12 , 구리시장이 0.26 , 옥수수시장이 0.12 로 나타나고 있다. 주식시장과 원유시장 간의 하위기간별 상관계수의 평균은 COVID-19 기간에 가장 높은 0.13 으로 나타나고 있으며, 러우전쟁 기간에 가장 낮은 0.11 을 보인다. 주식시장과 구리시장 간의 하위기간별 상관계수의 평균은 러우전쟁 기간에 가장 높은 0.27 을 보이고, COVID-19 이전 기간에 가장 낮은 0.24 를 보인다. 주식시장과 옥수수시장 간의 하위기간별 상관계수 평균은 COVID-19 기간에 가장 높은 0.06 을 보이고, 러우전쟁 기간에 가장 낮은 0.05 를 보인다.

채권시장과 원유시장 간의 하위기간별 상관계수의 평균은 COVID-19 이전 기간에 가장 높은 0.02 로 나타나고 있으며, COVID-19 기간에 가장 낮은 -0.02 를 보인다. 채권시장과 구리시장 간의 하위기간별 상관계수의 평균은 러우전쟁 기간에 가장 높은 0.02 로 나타나고 있으며, COVID-19 기간에 가장 낮은 0.004 를 보인다. 채권시장과 옥수수시장 간의 하위기간별 상관계수의 평균은 러우전쟁 기간에 가장 높은 0.03 으로 나타나고 있으며, COVID-19 이전 기간에 가장 낮은 0.01 을 보인다.

통화시장과 원유시장 간의 하위기간별 상관계수의 평균은 모두 음(-)으로 나타나고 있는데, COVID-19 기간에 가장 큰 -0.06 으로 나타나고 있으며, COVID-19 이전 기간에 가장 작은

-0.05를 보인다. 통화시장과 구리시장 간의 하위기간별 상관계수의 평균은 COVID-19 기간에 가장 큰 -0.23으로 나타나고 있으며, COVID-19 이전 기간에 가장 작은 -0.21을 보인다. 통화시장과 구리시장 간의 하위기간별 상관계수의 평균은 COVID-19 기간에 가장 큰 -0.23으로 나타나고 있으며, COVID-19 이전 기간에 가장 작은 -0.21을 보인다. 통화시장과 옥수수시장 간의 하위기간별 상관계수의 평균은 COVID-19 기간에 가장 큰 -0.10으로 나타나고 있으며, COVID-19 이전 기간에 가장 작은 -0.09를 보인다.

<표 6> 하위기간별 원자재시장과 금융시장 간의 동적 상관계수

이 표는 하위기간별 원자재시장과 금융시장의 주요 변수 간의 동적 상관계수의 평균과 표준편차에 관한 자료를 보여준다. 제1기간은 COVID-19 이전의 기간으로 2017년 1월 5일부터 2019년 12월 30일까지의 713 거래일이며, 제2기간은 COVID-19가 진행된 기간으로 2020년 1월 2일부터 2022년 2월 3일까지의 505 거래일이고, 제3기간은 러우전쟁이 진행된 기간으로 2022년 2월 4일부터 2023년 7월 31일까지의 357 거래일이다. 동적 상관계수는 VAR(1)-DCC-GARCH(1,1) 모형으로 추정된 것이다. F-통계량은 집단별 평균이 동일한지에 대한 검증결과인데, 분산이 동일하지 않다는 가정하에 산출한 Welch 통계량이다. 괄호 속의 수치는 표준편차이다.

금융시장	기간	원유시장	구리시장	옥수수시장
주식시장	COVID-19 이전	0.1121(0.034)	0.2434(0.040)	0.0563(0.032)
	COVID-19 기간	0.1289(0.048)	0.2631(0.050)	0.0632(0.037)
	러우전쟁 기간	0.1075(0.038)	0.2667(0.031)	0.0507(0.036)
	전체기간	0.1164(0.041)	0.2550(0.043)	0.0573(0.035)
	F-통계량	30.56	61.37	12.59
	p-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)
채권시장	COVID-19 이전	-0.0282(0.033)	0.0042(0.031)	0.0119(0.032)
	COVID-19 기간	-0.0241(0.041)	0.0065(0.038)	0.0197(0.037)
	러우전쟁 기간	0.0003(0.036)	0.0204(0.047)	0.0301(0.038)
	전체기간	-0.0204(0.038)	0.0086(0.038)	0.0185(0.036)
	F-통계량	80.74	17.53	31.07
	p-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)
통화시장	COVID-19 이전	-0.0454(0.032)	-0.2121(0.034)	-0.0850(0.031)
	COVID-19 기간	-0.0610(0.035)	-0.2279(0.031)	-0.1004(0.037)
	러우전쟁 기간	-0.0505(0.034)	-0.2254(0.036)	-0.0864(0.037)
	전체기간	-0.0515(0.034)	-0.2202(0.034)	-0.0903(0.035)
	F-통계량	31.47	39.32	30.09
	p-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)

이러한 분석결과를 종합하여 보면, 글로벌 원자재시장과 한국 금융시장 간의 동조화현상은 COVID-19나 러우전쟁으로 인하여 급격하게 상승하지만, 이러한 높은 동조화현상은 오래 유지되지 않는 것을 확인할 수 있다. 주식시장과 가장 동조화현상이 강한 원자재시장은 구리시장인데, 이러한 동조화현상은 러우전쟁 기간에 가장 강하게 나타난다고 할 수 있다. 채권시장과 원자재시장 간에는 동조화현상이 약하게 나타난다. 통화시장과 원자재시장 간에는 음(-)의 동조화현상이 나타나고 있는데, 구리시장에서 가장 강한 동조화현상이

나타나고 있으며, COVID-19 기간에 상대적으로 강하게 나타난다고 할 수 있다.

COVID-19나 러우전쟁 등의 외부적 충격으로 인하여 원자재시장과 금융시장 간의 연계성이 강화된다는 점은 Li et al.(2021), Managi et al.(2022) 등의 선행연구와 일관성을 가지는 것이다. 그러나 외부적 충격으로 인해 형성된 시장 간의 높은 연계성이 오래 지속되지 않고, 일정한 시간이 경과한 이후에 다시 이전 상태로 회복된다는 점은 본 연구의 발견점이라고 할 수 있다. 그리고 한국 주식시장에 대한 영향력이 가장 큰 원자재시장은 구리시장이라는 점과 원자재시장과 통화시장이 음(-)의 연계성을 가진다는 점도 강조할 필요가 있다.

4. 원자재시장으로부터 금융시장으로의 인과관계 검증

본 연구에서는 글로벌 원자재시장으로부터 한국 금융시장으로의 영향을 통계적으로 확인하기 위하여 VAR-DCC-GARCH 모형의 잔차에 대하여 Hong(2001)의 인과성 통계량을 이용하여 검토한다. 이러한 인과성 검증은 평균 인과성과 분산 인과성으로 구분하여 실시된다.

<표 7>은 글로벌 원자재시장으로부터 한국 금융시장으로의 평균 인과성(causality-in-mean) 검증을 위한 Hong(2001)의 Q_1 통계량을 5개의 영향기간(M)에 대하여 제시하고 있다. 원자재시장으로부터 금융시장에 미치는 충격이 지속되는 영향기간(M)은 2, 5, 10, 20, 30 거래일 등으로 설정하여 검토한다.

<표 7>에서 원자재시장으로부터 금융시장으로의 평균 인과성을 살펴보면, 영향기간(M) 20에서 옥수수 수익률이 주식수익률에 대하여 유의적인 양(+)의 인과성을 가지는 것으로 나타난다. 원유 수익률로부터 채권수익률에 대하여 영향기간(M) 20에서 양(+)의 인과성이, 영향기간(M) 30에서 음(-)의 인과성이 나타나고 있다. 구리 수익률로부터 채권수익률에 대하여 영향기간(M) 20에서 음(-)의 인과성이 나타나고 있다. 옥수수 수익률로부터 채권수익률에 대하여 영향기간(M) 10에서 양(+)의 인과성이 나타나고, 영향기간(M) 30에서 음(-)의 인과성이 나타나고 있다.

원유 수익률로부터 미국 달러 수익률에 대하여 영향기간(M) 30에서 양(+)의 인과성이 나타나고 있다. 원유 수익률로부터 미국 달러 수익률에 대하여 영향기간(M) 3에서 양(+)의 인과성이 나타나고, 영향기간(M) 10과 30에서 음(-)의 인과성이 나타나고 있다. 옥수수 수익률로부터 미국 달러 수익률에 대하여 영향기간(M) 30에서 양(+)의 인과성이 나타나고 있다.

이러한 분석결과를 종합하면, 첫째, 주식수익률은 영향기간(M) 5거래일 이내의 단기적으로 원자재 가격변동으로부터 음(-)의 영향을 받고, 영향기간(M) 20거래일 이상의 중장기적으로 양(+)의 영향이 관찰되지만, 통계적 유의성이 없다. 다만, 영향기간(M) 20에서 주식수익률이 옥수수 수익률에 의해 유의적인 음(-)의 인과성이 나타난다는 점에 유의할 필요가 있다.

<표 7> 원자재시장으로부터 금융시장으로의 평균수익률 인과성 검증결과

이 표는 원자재시장으로부터 금융시장으로의 평균수익률 인과성 검증결과를 보여준다. 이 표에서 제시하고 있는 통계량은 Hong(2001)의 Q_t 통계량이며, 표준정규분포를 따른다. 통계량은 2, 5, 10, 20, 30 거래일 등의 5개 영향기간(M)에 걸쳐서 산출한 것이다. 분석기간은 2007년 1월 5일부터 2023년 7월 31일까지 1,574 거래일이다. 괄호 속의 수치는 p value이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의적임을 나타낸다.

		인과성				
결과	원인	M=2	M=5	M=10	M=20	M=30
Stock	Oil	-0.9119 (0.362)	-1.2244 (0.221)	1.1269 (0.260)	0.1411 (0.888)	0.8778 (0.380)
	Copper	-0.647 (0.518)	-1.2369 (0.216)	-0.3578 (0.720)	-0.4569 (0.648)	0.3708 (0.711)
	Corn	-0.9509 (0.342)	-1.0655 (0.287)	-1.4527 (0.146)	-2.3699** (0.018)	1.3276 (0.184)
Bond	Oil	0.6653 (0.506)	-1.1764 (0.239)	-1.2346 (0.217)	11.4051*** (0.000)	-2.6674*** (0.008)
	Copper	-0.7931 (0.428)	-1.1167 (0.264)	-0.4195 (0.675)	-2.1634** (0.031)	-1.007 (0.314)
	Corn	-0.8585 (0.391)	-1.2221 (0.222)	3.034*** (0.002)	0.8379 (0.402)	-2.0803** (0.038)
Currency	Oil	0.5608 (0.575)	-0.921 (0.357)	-0.9462 (0.344)	-1.6387 (0.101)	3.1242*** (0.002)
	Copper	2.5148** (0.012)	-1.209 (0.227)	-1.6555* (0.098)	-1.4944 (0.135)	-2.8952*** (0.004)
	Corn	-0.7547 (0.450)	-0.5812 (0.561)	0.6883 (0.491)	-1.242 (0.214)	6.9239*** (0.000)

둘째, 채권수익률에 대한 원자재 가격변동의 영향은 대체로 음(-)으로 나타나며, 영향기간(M) 20거래일 이상의 기간에서 유의적인 값을 보인다. 다만, 원유와 옥수수의 수익률은 영향기간(M)에 따라서 채권수익률에 유의적인 양(+)의 영향을 주기도 한다.

셋째, 미국 달러 수익률에 대한 원자재 가격변동의 영향은 원자재 종류에 따라 달라진다. 원유와 옥수수 수익률은 미국 달러 수익률에 대하여 영향기간(M) 20거래일 이내의 기간에서 음(-)의 인과성이 나타나지만 통계적 유의성이 없고, 영향기간(M) 30거래일에서 양(+)의 유의적인 영향이 관찰된다. 구리 수익률은 미국 달러 수익률에 대하여 영향기간(M) 2거래일에서 유의적인 양(+)의 인과성이 나타나고, 영향기간(M) 30거래일에서 유의적인 음(-)의 인과성이 나타난다.

이처럼 원자재 가격변화가 금융시장의 평균수익률에 미치는 영향이 일정한 방향성을 가지는 것이 아니라, 영향기간(M)에 따라 시장 간에 양(+), 혹은 음(-)의 인과성이 관찰될 수 있다는 것을 알 수 있다. 특히 원자재시장에서의 충격에 따라 금융시장의 수익률에 변화가 발생하면, 그 이후에 시간의 경과에 따라 반대 방향으로의 수익률 조정이 이루어지는 과정이 진행된다고 할 수 있다.

<표 8>은 원자재시장으로부터 금융시장으로의 분산 인과성(causality in variance)을 검증하기 위한 Hong(2001)의 Q_t 통계량을 제시하고 있다. 먼저, 원자재시장으로부터 주식 시장으로의 변동성의 인과성을 살펴보자. 주식시장의 변동성에 대하여 원유시장의 변동성은 주식시장의 변동성에 대하여 영향기간(M) 2에서 유의적인 양(+의 영향)이 있으며, 영향기간(M) 20에서 유의적인 음(-)의 영향이 나타나고 있다. 구리시장의 변동성은 영향기간(M) 10, 20, 30에서 유의적인 음(-)의 영향이 나타나고 있다. 옥수수시장의 변동성은 영향기간(M) 10에서 유의적인 양(+의 영향)이 있으며, 영향기간(M) 30에서 유의적인 음(-)의 영향이 나타나고 있다.

다음으로 원자재시장으로부터 채권시장으로의 변동성 인과성을 살펴보자. 채권시장의 변동성에 대하여 원유시장의 변동성은 영향기간(M) 10과 20에서 유의적인 음(-)의 영향이 나타나고 있다. 구리시장의 변동성은 영향기간(M) 20에서 유의적인 음(-)의 영향이 있으며, 영향기간(M) 30에서 유의적인 양(+의 영향)이 나타나고 있다. 옥수수시장의 변동성은 영향기간(M) 2에서 유의적인 양(+의 영향)이 나타나고 있다.

<표 8> 원자재시장으로부터 금융시장으로의 분산 인과성 검증결과

이 표는 원자재시장으로부터 금융시장으로의 분산 인과성 검증결과를 보여준다. 이 표에서 제시하고 있는 통계량은 Hong (2001)의 Q_t 통계량이며, 표준정규분포를 따른다. 통계량은 2, 5, 10, 20, 30 거래일 등의 5개 영향기간(M)에 걸쳐서 산출한 것이다. 분석기간은 2007년 1월 5일부터 2023년 7월 31일까지 1,574 거래일이다. 괄호 속의 수치는 p value이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의적임을 나타낸다.

인과성		M=2	M=5	M=10	M=20	M=30
결과	원인					
Stock	Oil	9.635*** (0.000)	-1.1292 (0.259)	-1.5741 (0.115)	-2.3209** (0.020)	0.3585 (0.720)
	Copper	1.3858 (0.166)	-0.9236 (0.356)	-1.7063* (0.088)	-1.6883* (0.091)	-2.9072*** (0.004)
	Corn	-0.542 (0.588)	0.1786 (0.858)	3.8068*** (0.000)	-1.0851 (0.278)	-1.7395* (0.082)
Bond	Oil	-0.9966 (0.319)	-1.0248 (0.305)	-1.6951* (0.090)	-2.1912** (0.028)	1.2526 (0.210)
	Copper	-0.9496 (0.342)	-1.2408 (0.215)	-0.8021 (0.422)	-1.9728** (0.049)	3.0911*** (0.002)
	Corn	8.364*** (0.000)	-0.9117 (0.362)	-0.015 (0.988)	-1.056 (0.291)	-0.0069 (0.995)
Currency	Oil	8.9779*** (0.000)	-1.0283 (0.304)	1.7547* (0.079)	-2.306** (0.021)	-2.9074*** (0.004)
	Copper	2.9023*** (0.004)	32.09*** (0.000)	0.7026 (0.482)	0.3354 (0.737)	-2.8898*** (0.004)
	Corn	-0.6472 (0.518)	-0.9413 (0.347)	-1.5954 (0.111)	0.1691 (0.866)	-2.896*** (0.004)

마지막으로 원자재시장으로부터 미국 달러시장의 변동성 인과성을 살펴보자. 미국 달러시장의 변동성에 대하여 원유시장의 변동성은 영향기간(M) 2와 10에서 유의적인 양(+)의 영향이 있으며, 영향기간(M) 20과 30에서 유의적인 음(-)의 영향이 나타난다. 구리시장의 변동성은 영향기간(M) 2와 5에서 유의적인 양(+)의 영향이 있으며, 영향기간(M) 30에서 유의적인 음(-)의 영향이 나타난다. 옥수수시장의 변동성은 영향기간(M) 30에서 유의적인 음(-)의 영향이 나타나고 있다.

이러한 분석결과를 정리하면, 금융시장의 변동성은 원자재시장의 변동성으로부터 단기적으로 양(+)의 영향을 받지만, 비교적 긴 시간에 걸쳐서 관찰하면 음(-)의 영향을 받는다고 할 수 있다. 원자재시장에서 발생한 변동성 충격은 금융시장에서 변동성을 증가시키지만, 그 이후에 시간의 경과에 따라 변동성이 다시 이전의 수준으로 되돌아가는 조정과정을 보인다고 할 수 있다.

본 연구의 분석결과는 원자재시장이 금융시장에 대하여 변동성을 전이한다는 점에서는 선행연구와 일관성을 가지는 것이다. Diebold and Yilmaz(2012), Thorbecke(2019), Kang et al.(2020) 등은 시장 간의 변동성 전이현상에 대한 증거를 제시하고 있다. 그러나 원자재시장의 변동성 충격으로 인해 금융시장으로 전이된 변동성이 시간이 경과에 따라 다시 이전의 수준으로 조정되는 과정을 거친다는 것은 본 연구의 발견점이다.

5. 산업별 주식수익률에 대한 원자재시장의 영향 분석

원자재 가격변동은 기업의 생산활동에 영향을 줄 것이며, 이는 기업가치의 변화로 이어진다. 원자재 가격변동으로 인한 기업활동의 변화는 산업별 특성에 따라 달라질 수 있다. 본 연구는 원자재시장의 가격변동이 산업별 주식수익률에 미치는 영향을 분석하기 위하여 음식료업, 화학업, 철강업, 기계업, 전기전자업, 수송운반업 등의 6개 산업별 주식수익률 자료에 대하여 VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형을 추정한다. 모형은 산업별 주식수익률 이외에, 채권, 통화 등의 금융시장, 원유, 구리, 옥수수 등의 원자재시장의 선물수익률 등의 6개 변수로 구성된다.

<표 9>는 VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형의 계수 추정치 중에서 일부를 보여준다. 이 표에서 전일의 원자재 가격변동이 산업별 주식수익률에 미치는 영향을 나타내는 수익률 방정식의 계수를 살펴보면, 산업별 주식수익률에 대하여 원유와 구리의 가격변동은 대체로 양(+)의 영향을 주지만, 옥수수 가격변동은 유의적인 영향을 주지 않는다. 원유 가격변동은 전기전자업을 제외한 음식료업, 화학업, 철강업, 기계업, 수송운반업의 주식수익률에 유의적인 양(+)의 영향을 준다. 그리고 구리 가격변동은 음식료업과 철강업을 제외한 화학업, 기계업, 전기전자업, 수송운반업의 주식수익률에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다.

<표 9> 산업별 주식수익률에 대한 VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형 계수 추정결과

이 표는 산업별 주식수익률 자료에 대한 VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형의 계수 추정결과를 보여준다. 모형에 투입된 변수는 Stock(주식수익률), Bond(채권 선물수익률), Currency(통화 선물수익률), Oil(원유 선물수익률), Copper(구리 선물수익률), Corn(옥수수 선물수익률) 등 6개이다. Stock(주식수익률)은 음식료업, 화학업, 철강업, 기계업, 전기전자업, 수송운반업 등의 6개 업종별 주가지수의 일별 수익률이다. 이 표에서는 업종별 주식시장에 대한 다른 금융시장과 원자재 선물시장의 영향을 살펴볼 수 있도록 추정된 계수의 일부만 보여준다. 추정된 계수의 괄호 속의 수치는 z 통계량이고, 검정통계량의 괄호 속의 수치는 p value이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의적임을 나타낸다.

구분	음식료업	화학업	철강업	기계업	전기전자	수송운반
constant	0.0000 (-0.16)	0.0002 (0.69)	0.0002 (0.58)	0.0003 (0.76)	-0.0004 (-1.20)	0.0001 (0.31)
Stock	0.0328 (1.17)	-0.0042 (-0.14)	-0.0255 (-0.95)	-0.0052 (-0.18)	-0.0067 (-0.23)	-0.0288 (-1.04)
Bond	-0.2175 (-1.12)	-0.2476 (-0.97)	-0.1544 (-0.53)	-0.4064 (-1.34)	-0.0438 (-0.16)	0.0121 (0.05)
Currency	-0.0416 (-0.77)	-0.0240 (-0.35)	-0.0862 (-1.07)	-0.0290 (-0.37)	-0.0156 (-0.21)	0.0639 (0.91)
Oil	0.0168* (1.83)	0.0370*** (3.00)	0.0437*** (2.99)	0.0332** (2.45)	-0.0069 (-0.50)	0.0445*** (3.17)
Copper	0.0256 (1.30)	0.1259*** (5.21)	0.2985 (10.11)	0.1508*** (5.25)	0.1288*** (4.48)	0.0916*** (3.45)
Corn	-0.0157 (-1.07)	-0.0074 (-0.44)	0.0031 (0.14)	0.0213 (1.04)	0.0131 (0.63)	0.0223 (1.20)
constant	0.0000*** (3.58)	0.0000*** (2.76)	0.0000* (1.71)	0.0000*** (2.77)	0.0000*** (2.90)	0.0000*** (2.91)
ARCH(1)	0.1152*** (4.78)	0.1038*** (4.61)	0.0713*** (4.23)	0.1669*** (4.83)	0.1008*** (4.35)	0.0713*** (5.24)
GARCH(1)	0.7672*** (15.14)	0.8425*** (21.97)	0.8989*** (26.83)	0.7191 (10.26)	0.7608*** (11.65)	0.9003*** (44.16)
λ1	0.0201*** (4.57)	0.0131*** (3.42)	0.0050*** (3.53)	0.0048*** (3.35)	0.0107*** (2.66)	0.0084*** (2.87)
λ2	0.8815*** (26.38)	0.9016*** (24.58)	0.9800*** (172.77)	0.9807*** (172.43)	0.9194*** (20.39)	0.9482*** (41.40)
LL	32267.61	32059.85	31698.70	31708.08	31700.10	31770.79
Wald	128.25*** (0.00)	152.39*** (0.00)	252.05*** (0.00)	159.07*** (0.00)	141.73*** (0.00)	140.76*** (0.00)
BIC	-63,983.12	-63,567.60	-62,845.31	-62,864.06	-62,848.10	-62,989.48

원유와 구리의 가격변동이 단기적으로 산업별 주식수익률에 미치는 영향이 산업에 따라 달라진다는 점은 선행연구와 일과성을 가진다. Thorbecke(2019), Catik et al.(2020) 등은 원자재 가격변동에 따른 주식수익률의 영향이 산업별로 다르다는 증거를 제시하고 있다. 다만, 선행연구들은 원자재 가격변동으로 인하여 주식수익률이 음(-)의 영향을 받는다고 하였으나, 본 연구의 분석결과에서는 양(+의 영향이 나타난다는 점에서는 차이가 있다. 특히 옥수수 가격변동이 음식료업의 주식수익률에 대해서도 단기적인 영향이 없다는 점에 유의할 필요가 있을 것이다.

<표 10> 원자재시장으로부터 산업별 주식수익률로의 평균 인과성 검증결과

이 표는 원자재시장으로부터 산업별 주가지수 수익률에 대한 평균 인과성 검증결과를 보여준다. 이 표에서 제시하고 있는 통계량은 Hong(2001)의 Q_1 통계량이며, 이는 2, 5, 10, 20, 30거래일 등의 5개의 영향기간(M)에 걸쳐서 산출한 것으로 정규분포를 따른다. 분석기간은 2007년 1월 5일부터 2023년 7월 31일까지의 1,574 거래일이다. 괄호 속의 수치는 p value이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의적임을 나타낸다.

인과성		M=2	M=5	M=10	M=20	M=30
결과	원인					
Stock (음식료업)	Oil	0.6004 (0.548)	-1.2017 (0.229)	-0.6443 (0.519)	-2.2895** (0.022)	-1.9454* (0.052)
	Copper	-0.7507 (0.453)	-0.3032 (0.762)	-0.5083 (0.611)	-2.3298** (0.020)	-2.2409** (0.025)
	Corn	0.4672 (0.640)	1.4897 (0.136)	-1.7100* (0.087)	-2.2072** (0.027)	0.2814 (0.778)
Stock (화학업)	Oil	-0.9942 (0.320)	-0.1630 (0.870)	4.4203*** (0.000)	3.7361*** (0.000)	-1.7688* (0.077)
	Copper	0.4373 (0.662)	-0.8295 (0.407)	-1.5740 (0.115)	-2.0475** (0.041)	-0.8926 (0.372)
	Corn	-0.5971 (0.550)	2.6723*** (0.008)	-1.5071 (0.132)	-2.2843** (0.022)	-2.2475** (0.025)
Stock (철강업)	Oil	-0.1870 (0.852)	-0.5152 (0.606)	-1.7099* (0.087)	-1.8225* (0.068)	0.2134 (0.831)
	Copper	1.2840 (0.199)	1.4022 (0.161)	-1.5933 (0.111)	-2.2579** (0.024)	-1.9542* (0.051)
	Corn	-0.9835 (0.325)	-1.2139 (0.225)	-1.1090 (0.267)	-2.1096** (0.035)	-2.5703*** (0.010)
Stock (기계업)	Oil	0.3649 (0.715)	-1.0896 (0.276)	1.7571* (0.079)	-1.4860 (0.137)	-0.3804 (0.704)
	Copper	-0.7852 (0.432)	-0.9995 (0.318)	-0.6908 (0.490)	-2.1566** (0.031)	-2.2464** (0.025)
	Corn	-0.0757 (0.940)	-0.1720 (0.863)	-1.6311 (0.103)	-2.2520** (0.024)	-1.8578* (0.063)
Stock (전기전자)	Oil	0.0361 (0.971)	-0.6985 (0.485)	-1.2559 (0.209)	-2.2689** (0.023)	2.8624*** (0.004)
	Copper	1.4726 (0.141)	-0.7930 (0.428)	-1.5308 (0.126)	-2.3284** (0.020)	2.4448** (0.014)
	Corn	-0.9949 (0.320)	-1.0227 (0.306)	2.0226** (0.043)	-2.1879** (0.029)	-1.9565** (0.050)
Stock (수송운반)	Oil	-0.5387 (0.590)	-1.2391 (0.215)	-1.3566 (0.175)	-1.9668** (0.049)	-2.4041** (0.016)
	Copper	0.3458 (0.730)	-1.1507 (0.250)	0.2869 (0.774)	0.2679 (0.789)	-2.7551*** (0.006)
	Corn	-0.9756 (0.329)	-0.4233 (0.672)	-1.5078 (0.132)	-0.4465 (0.655)	-1.2707 (0.204)

<표 10>은 산업별 주식수익률에 대한 원자재시장의 평균수익률의 영향에 대한 인과성 검증결과를 보여준다. 산업별 주식의 평균수익률은 원자재 가격변동으로 인해 양(+) 또는 음(-)의 영향을 받는데, 이러한 영향의 크기와 통계적 유의성은 영향기간(M)에 따라 달라진다.

<표 11> 원자재시장으로부터 산업별 주식수익률로의 분산 인과성 검증결과

이 표는 원자재시장으로부터 산업별 주가지수 수익률에 대한 분산 인과성 검증결과를 보여준다. 이 표에서 제시하고 있는 통계량은 Hong(2001)의 Q_1 통계량이며, 이는 2, 5, 10, 20, 30거래일 등의 5개의 영향기간(M)에 걸쳐서 산출한 것으로 정규분포를 따른다. 분석기간은 2007년 1월 5일부터 2023년 7월 31일까지의 1,574 거래일이다. 괄호 속의 수치는 p value이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의적임을 나타낸다.

인과성		M=2	M=5	M=10	M=20	M=30
결과	원인					
Stock (음식료업)	Oil	8.0579*** (0.000)	-1.2307 (0.218)	-1.5323 (0.125)	0.4458 (0.656)	-2.0022** (0.045)
	Copper	4.5374*** (0.000)	-0.4768 (0.634)	-1.4091 (0.159)	0.5716 (0.568)	-1.5962 (0.110)
	Corn	-0.3797 (0.704)	2.4498** (0.014)	-1.6217 (0.105)	-2.2053** (0.027)	-2.8929*** (0.004)
Stock (화학업)	Oil	3.4687*** (0.001)	-0.4194 (0.675)	-0.9088 (0.363)	-2.3547** (0.019)	0.8264 (0.409)
	Copper	1.3201 (0.187)	2.4558** (0.014)	-1.5148 (0.130)	-2.1652** (0.030)	-0.8671 (0.386)
	Corn	-0.8672 (0.386)	-0.6486 (0.517)	-1.2827 (0.200)	-2.2038** (0.028)	-2.5182** (0.012)
Stock (철강업)	Oil	-0.2296 (0.818)	-0.5250 (0.600)	-0.9795 (0.327)	-2.3840** (0.017)	-2.3213** (0.020)
	Copper	-0.6695 (0.503)	0.4968 (0.619)	-1.3029 (0.193)	-1.9252* (0.054)	-1.4246 (0.154)
	Corn	-0.8175 (0.414)	21.3920*** (0.000)	3.8984*** (0.000)	-2.3715** (0.018)	0.0820 (0.935)
Stock (기계업)	Oil	5.2568*** (0.000)	-1.1378 (0.255)	0.8500 (0.395)	0.0798 (0.936)	-2.7500*** (0.006)
	Copper	0.3484 (0.728)	-1.1951 (0.232)	-1.6547* (0.098)	-1.7221* (0.085)	3.2704*** (0.001)
	Corn	-0.4761 (0.634)	-1.0757 (0.282)	1.9752** (0.048)	-0.6415 (0.521)	2.4178** (0.016)
Stock (전기전자)	Oil	-0.8587 (0.390)	-1.2312 (0.218)	-1.7010* (0.089)	0.0327 (0.974)	-2.8930*** (0.004)
	Copper	1.6996* (0.089)	0.5920 (0.554)	-1.6894* (0.091)	-1.8721* (0.061)	-2.0635** (0.039)
	Corn	-0.2585 (0.796)	-0.8590 (0.390)	-0.4088 (0.683)	-2.3852** (0.017)	-2.7287*** (0.006)
Stock (수송운반)	Oil	2.3955** (0.017)	2.2210** (0.026)	-1.6840* (0.092)	-2.3801** (0.017)	-1.4339 (0.152)
	Copper	0.2496 (0.803)	-1.1258 (0.260)	-1.7076* (0.088)	-2.1022** (0.036)	-1.5285 (0.126)
	Corn	-0.8315 (0.406)	-0.5027 (0.615)	1.2261 (0.220)	0.4330 (0.665)	0.6774 (0.498)

음식료업, 철강업, 수송운반업 등의 주식수익률은 원유, 구리, 옥수수 가격변동에 따라 음(-)의 영향을 받는데, 대체로 영향기간(M) 20 내외에서 유의적인 인과성이 나타난다. 화학업과 전기전자업 주식수익률은 원유, 구리, 옥수수 등의 가격변동에 따라 양(+) 또는 음(-)의 영향을 받는데, 통계적인 유의성은 영향기간(M)에 따라 달라진다. 화학업 주식수익률은 영향기간(M) 10 이하에서 양(+)의 영향을 받고, 영향기간(M) 20 이상에서 음(-)의 영향을 받는다. 반면에 전기전자업 주식수익률은 영향기간(M) 20 이하에서 음(-)의 영향을 받고, 영향기간(M)이 30 이상에서 양(+)의 영향을 받는다. 기계업 주식수익률은 원자재 종류에 따라 영향을 받는 방향이 달라지는데, 원유 가격변동으로부터 양(+)의 영향을 받으며, 구리와 옥수수 가격변동으로부터 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타나고 있다.

따라서 산업별 주식의 평균수익률이 원자재 가격변동으로부터 영향을 받는 방향과 유의성은 산업의 유형이나 영향기간(M)에 따라 달라진다고 할 수 있다. 산업별 주식수익률에 대한 원자재 유형별 가격변화에 따른 영향은 가격위험의 헤징 가능성, 원가 변동의 제품가격으로 전가 가능성 등의 산업 특성에 기인한 것으로 보인다.

<표 11>은 원자재시장의 변동성 충격이 산업별 주식 변동성에 미치는 영향에 대한 인과성 검증결과를 보여준다. 산업별 주식 변동성은 원자재시장 변동성 충격에 따라 양(+) 또는 음(-)의 영향을 받는데, 이러한 영향은 업종과 영향기간(M)에 따라 달라지는 것으로 나타나고 있다.

원자재시장의 변동성에 의하여 주식 변동성이 일관성 있게 음(-)의 영향을 받는 업종은 전기전자업이며, 영향기간(M) 10, 20, 20에서 유의적인 인과성이 관찰된다.

음식료업, 화학업, 철강업, 수송운반업 등의 주식 변동성은 원자재시장의 변동성에 의해 단기적으로 양(+)의 영향을 받으며, 약간 긴 기간에서 음(-)의 영향을 받는다. 영향기간(M) 5 이하에서 유의적인 양(+)의 인과성이 나타나고, 영향기간(M) 20 이상에서 유의적인 음(-)의 인과성이 나타난다.

기계업 주식 변동성은 원자재 유형에 따라 인과성이 달라진다. 기계업 주식 변동성은 원유시장으로부터 음(-)의 영향을 받고, 옥수수시장으로부터 양(+)의 영향을 받는다. 구리시장으로부터의 영향은 영향기간(M)에 따라 달라지는데, 영향기간(M)이 20 이하에서 음(-)의 영향을 받고, 영향기간(M)이 30에서 양(+)의 영향을 받는다.

이러한 분석결과를 종합하면, 원자재시장의 변동성은 대체로 5거래일 이내의 단기적인 기간에서는 업종별 주식의 변동성을 증가시키지만, 20거래일 이상의 기간에서는 변동성을 감소시키는 경향이 있다고 할 수 있지만, 구체적인 영향의 크기와 방향은 업종의 유형과 영향기간(M)에 따라 달라진다고 할 수 있다.

원자재시장으로부터 금융시장으로의 변동성 전이현상이 산업별로 달라진다는 점에서는 선행연구와 일관성을 가진다. Bagirov and Mateus(2019)는 원유시장에서 주식시장으로

변동성 전이현상이 존재하는데, 산업별로 차이가 있다는 분석결과를 제시하고 있다. 그러나 원자재시장의 변동성 충격이 금융시장의 변동성을 항상 증가시키는 것은 아니라는 점은 본 연구의 발견점이다. 특히 전기전자업의 경우에는 원자재시장의 변동성 충격에 대하여 일관성있게 변동성이 축소되는 현상을 보인다. 그리고 기계업을 제외한 대부분의 산업에서는 원자재시장의 변동성 충격으로 단기적으로 양(+의 반응을 하지만, 그 이후에 조정과정을 따른다는 점을 보인다는 점도 확인할 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 글로벌 원자재시장이 한국의 금융시장에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 분석대상 원자재는 원유, 구리, 옥수수 등이며, 분석대상 금융시장은 주식시장, 채권시장, 통화시장이다. 분석기간은 2017년 1월 4일부터 2023년 7월 31일까지 1,575 거래일이며, 일별 자료를 이용하여 분석하였다. 이러한 분석기간은 COVID-19 이전 기간, COVID-19 기간, 러우전쟁기간 등의 3개의 하위기간으로 구성하였다.

원자재 가격변동이 금융시장에 미치는 영향은 분석대상 시장, 기간, 분석방법 등에 따라 달라진다. 본 연구는 VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형의 계수를 추정하여 전일의 원자재 가격변동이 금융시장에 미치는 영향을 확인하고, 추정된 동적 상관계수를 통하여 시장 간의 동조화현상을 검토한다. 그리고 Hong(2001)의 인과성 검증 통계량 Q_t 을 산출하여 원자재시장으로부터 금융시장으로의 평균과 분산의 인과성을 확인하였다. 그리고 음식료업, 화학업, 철강금속업, 기계업 전기전자업, 수송장비업 등의 6개 산업별 주식수익률 자료에 대하여 추가적인 분석을 하였다. 본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) 모형의 수익률 방정식 계수를 이용하여 분석한 결과, 주식수익률은 원유와 구리의 가격변동으로부터 양(+의 영향을 받는다. 미국 달러 선물수익률은 옥수수 가격변동으로부터 양(+의 영향을 받고, 구리 가격변동으로부터 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 반면에 채권수익률은 원자재 가격변동에 의한 영향이 없는 것으로 나타났다. 원자재시장 간에 연계성이 발견되고 있는데, 옥수수 선물수익률이 구리 가격변동으로부터 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다.

둘째, 동적 상관계수를 이용하여 시장 간의 동조화현상을 분석한 결과, 원자재시장과 금융시장 간의 동조화현상은 COVID-19나 러우전쟁과 같은 외부 충격으로 인하여 급격하게 상승하지만, 그 이후에 조정과정을 따르는 것을 확인하였다. 주식시장과 연계성이 강한 시장은 구리시장인데, 이러한 연계성은 러우전쟁 기간에 강하게 나타났다. 채권시장과 원자재시장 간에는 연계성이 약하다는 것을 확인하였다. 통화시장과 원자재시장 간에는 음(-)의 연계성이 나타나는데, 구리시장에서 강한 연계성이 나타나며, COVID-19 기간에

상대적으로 강하게 나타났다.

셋째, 원자재시장과 금융시장 간의 평균수익률 인과성을 검증한 결과, 주식수익률은 원자재로부터 거의 영향을 받지 않았다. 채권수익률은 원자재로부터 단기적으로 양(+)의 영향을 받고, 그 이후의 기간에는 음(-)의 영향을 받았다. 미국 달러 수익률은 원자재로부터 대체로 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다.

넷째, 원자재시장과 금융시장 간의 변동성 인과성을 검증한 결과, 금융시장의 변동성은 원자재시장의 변동성 충격으로부터 단기적으로 양(+)의 영향을 받지만, 그 이후에 시간의 경과에 따라 조정과정을 거친다는 것을 확인하였다.

다섯째, 산업별 주식수익률에 대하여 전일의 원유와 구리 가격변동은 대체로 양(+)의 영향을 주지만, 옥수수 가격변동은 유의적인 영향을 주지 않았다. 원유의 가격변동은 전기전자업을 제외한 음식료업, 화학업, 철강업, 기계업, 수송운반업의 주식수익률에 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고 구리 가격변동은 음식료업과 철강업을 제외한 화학업, 기계업, 전기전자업, 수송운반업의 주식수익률에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

여섯째, 산업별 주식의 평균수익률이 원자재 가격변동으로부터 영향을 받는 방향과 유의성은 산업의 유형에 따라 달라지는 것으로 나타났다. 그리고 원자재시장의 변동성은 대체로 5거래일 이내의 단기적인 기간에서는 산업별 주식의 변동성을 증가시키지만, 20거래일 이상의 기간에서는 변동성을 감소시키는 경향이 있다고 할 수 있다.

본 연구는 VAR-DCC-GARCH 모형과 Hong(2001)의 인과성 통계량을 이용하여 원유, 구리, 옥수수 등의 글로벌 원자재시장이 주식, 채권, 통화 등의 한국 금융시장에 미치는 영향을 실증적으로 제시하고 있다는 점에서 의의가 있다. 금융시장이 원자재시장의 충격으로 인하여 수익률과 변동성이 변화하며, COVID-19나 러우전쟁으로 인하여 이러한 영향이 강화된다는 점은 선행연구와 일관성을 가지는 것이다. 그러나 원자재시장으로부터 발생한 충격으로 인하여 한국 금융시장이 받는 영향은 일시적이며(5거래일 혹은 10거래일 이하), 그 이후에는 반대 방향으로의 조정과정을 거친다는 점은 본 연구의 발견점이다. 본 연구결과에 원자재 가격변화에 대한 정책적 대안을 수립해야 하거나 포트폴리오 관리를 위한 의사결정에 필요한 유용한 정보로 활용될 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 고희운·강상훈 (2017), “원유가격 충격이 한국 주식시장에 미치는 영향 및 헤지 비율 분석,” *금융공학연구*, 제16권 제4호, 25-52.
- 서지용 (2011), “국제 금 및 원유 선물시장의 거래정보는 글로벌 주식시장 수익률에 유의한 영향을 미치는가?,” *대한경영학회지*, 제24권 제1호, 123-338.
- 윤석곤·오정수 (2012), “상품의 시제가 주가에 미치는 영향,” *세무회계연구*, 제8권 제1호, 89-202.
- 이상원 (2016), “원자재상품시장과 주식시장 간 변동성 과급효과에 대한 분석,” *전문경영인 연구*, 제19권 제3호, 143-159.
- 이윤구 (2021), “주식수익률에 대한 거시경제변수의 상황별 영향,” *경영컨설팅연구*, 제21권 제1호, 103-119.
- 정정현·김나영·김하진·양혜림 (2023), “정보전이지수를 이용한 원자재가격과 산업별 주식수익률의 연계성에 대한 COVID-19과 리우전쟁의 영향 분석,” *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 제25권 제2호, 663-682.
- 정정현·이옥상 (2022), “중국 원자재시장 유동성위험의 한국 주식수익률에 대한 영향 분석,” *산업경제연구*, 제35권 제4호, 865-892.
- 최기홍·윤성민 (2021), “원유가격과 주식이격 사이의 의존성 구조 분석,” *산업경제연구*, 제34권 제3호, 541-562.
- 한덕희·이상원·김진수 (2009), “금융시장과 실물경제간의 과급효과: 주식, 채권, 유가, BDI를 대상으로,” *금융공학연구*, 제8권 제4호, 1-23.
- Bagirov, M. and C. Mateus (2019), “Oil Prices, Stock Markets and Firm Performance: Evidence from Europe,” *International Review of Economics and Finance*, 61, 270-288.
- Basher, S. A. and P. Sadorsky (2018), “Hedging Emerging Market Stock Prices with Oil, Gold, VIX, and Bonds: A Comparison Between DCC, ADCC and GO-GARCH,” *Energy Economics*, 54, 235-347.
- Bollerslev, T. (1990), “Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model,” *Review of Economics Statistics*, 72(3), 498 - 505.
- Bollerslev, T., R. Engle, and J. Wooldridge (1988), “A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances,” *Journal of Political Economy*, 96(1), 116-131
- Catik, A. N., G. H. Kisala, and C. Akdeniz (2020), “Time-Varying Impact of Oil Prices on Sectoral Stock Returns: Evidence from Turkey,” *Resources Policy*, 69, 101845,

1-14.

- Chen, S. (2016), "Commodity Prices and Related Equity Prices," *Canadian Journal of Economics*, 49(3), 949-967.
- Cheung, Y. W. and L. K. Ng (1996), "A Causality-in-Variance Test and Its Application to Financial Market Prices," *Journal of Econometrics*, 72, 33-48.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427 - 431.
- Diebold, F. X. and K. Yilmaz (2009), "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity," *Economic Journal*, 119, 158-171.
- Diebold, F. X. and K. Yilmaz (2012), "Better to Give Than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers," *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.
- Doomik, J. A. and H. Hansen (2008), "An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70, 927-939.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 987 - 1007.
- Engle, R. F. (2002), "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339-350.
- Hong, Y. (2001), "A Test for Volatility Spillover with Application to Exchange Rates," *Journal of Econometrics*, 103, 183-224.
- Hung, N. T. (2021), "Oil Prices Agricultural Commodity Markets: Evidence from Pre and During COVID-19 Outbreak," *Resource Policy*, 73, 102236, 1-10.
- Johnson, R. and L. Soenen (2009), "Commodity Prices and Stock Market Behavior in South American Countries in the Short Run," *Emerging Markets Finance & Trade*, 45(4), 69-82.
- Joo, Y. C. and S. Y. Park (2021), "The Impact of Oil Price Volatility on Stock Markets: Evidences from Oil-Importing Countries," *Energy Economics*, 101, 105413, 1-13.
- Kang, W., R. A. Ratti, and J. Vespignani (2020), "Global Commodity Prices and Global Stock Market Volatility Shocks: Effects Across Countries," *Journal of Asian Economics*, 71, 101249, 1-15.
- Kilian, L. and C. Park (2009), "The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market,"

- International Economic Review*, 50(4), 1267–1287.
- Kumar, D. (2019), “Causal Linkages among Advanced Emerging European and Asian Economies,” *Theoretical Economic Letters*, 9, 139–154.
- Li, X., B. Li, G. Wei, L. Bai, Y. Wei, and C. Liang (2021), “Return Connectedness Among Commodity and Financial Assets During the COVID–19 Pandemic: Evidence from China and the US,” *Resource Policy*, 102166, 1–16.
- Lo, G., L. Marcelin, T. Bassene, and B. Sene (2022), “The Russo–Ukrainian War and Financial Markets: The Role of Dependence on Russian Commodities,” *Finance Research Letters*, 50, 103194, 1–10.
- Managi, S., M. Yousfi, Y. B. Zaied, N. B. Mabrouk, and B. B. Lahouel (2022), “Oil Price, US Stock Market and the US Business Conditions in the Era of COVID–19 Pandemic Outbreak,” *Economic Analysis and Policy*, 73, 129–139.
- Minovic, J. and I. Simeunovic (2009), “Applying MGARCH Models in Finance,” *Challenges of Economic Sciences in the 21st Century, Belgrade*, 633–641.
- Osabuohien–Iboror, O. (2021), “Testing for Causality–in Mean and in–Variance Among the U. S. China, and Some Africa Capital Markets: A CCF Approach,” *Journal of Economixs and Management*, 43, 131–152.
- Rossi, B. (2012), “The Changing Relationship Between Commodity Prices and Equity Prices in Commodity Exporting Countries,” *IMF Economic Review*, 60(4), 533–569.
- Saadaoui, S., B. Jabeur, and J. W. Goodell (2022), “Causality of Geopolitical Risk on Food Prices: Considering the Russo–Ukrainian Conflict,” *Finance Research Letters*, 49, 103103, 1–10.
- Sadiq, M., C. L. K. Wang, L. M. Trung, K. D. Duong, and T. Q. Ngo (2022), “Commodity Dynamism in the COVID–19 Crisis: Are Gold, Oil, and Stock Commodity Prices, Symmetrical?,” *Resources Policy*, 103033, 1–11.
- Sokhanvar, A. and E. Bouri (2023), “Commodity Price Shocks Related to the War in Ukraine and Exchange Rates of Commodity Exporters and Importers,” *Borsa Istanbul Review*, 23(1), 44–54.
- Thorbecke, W. (2019), “Oil Prices and the U.S. Economy: Evidence from the Stock Market,” *Journal of Macroeconomics*, 61, 103137, 1–14.
- Tiwari, A. K., E. J. A. Abakah, N. K. Karikari, and S. Hammoudeh (2022), “Time–Varying Dependence Dynamics Between International Commodity Prices and Australian Industry Stock Returns: A Perspective for Portfolio Diversification,” *Energy*

- Economics*, 105591, 1-30.
- Umar, M., Y. Riaz, and I. Yousaf (2022), "Impact of Russian-Ukraine War on Clean Energy, Conventional Energy, and Metal Markets: Evidence from Event Study Approach," *Resources Policy*, 102966, 1-9.
- Umar, Z., O. Palat, S. Choi, and T. Teplova (2022), "The Impact of the Russia-Ukraine Conflict on the Connectedness of Financial Markets," *Finance Research Letters*, 48, 102976, 1-12.
- Welch, B. L. (1951), "On the Comparison of Several Mean Values: An Alternative Approach," *Biometrika*, 34(3/4), 330-336.
- Yildirim, D. C., E. I. Cevik, and O. Esen (2020), "Time-Varying Volatility Spillovers Between Oil Prices and Precious Metal Prices," *Resource Policy*, 68, 101783, 1-14.
- Yildirim, D. C., O. Esen, and H. M. Ertugrul (2022), "Impact of the COVID-19 pandemic on Return and Risk Transmission Between Oil and Precious Metals: Evidence from DCC-GARCH Model," *Resource Policy*, 79, 102939, 1-8.
- Zeng, H., A. D. Ahmed, R. Lu, and N. Dai (2022), "Dependence and Spillover Among Oil Market, China's Stock Market and Exchange Rate: New Evidence from the Vine-Copular-CoVar and VAR-BEKK-GARCH Framework," *Heliyon*, e11737, 1-13.

Abstract

Impact of Global Commodity Market Price Changes on Korea Financial Markets

*Chung-Hyun Chung**

This paper investigates the impact of global commodity markets on Korea financial market. The commodity markets of oil, copper, and corn, as well as the financial markets of stocks, bonds, and currencies, are analyzed. The analysis period covers 1,575 trading days from January 4, 2017, to July 31, 2023.

The main results are as follows: First, the co-movement between the commodity market and the financial market increases rapidly due to COVID-19 and the Russo-Russian War. Second, the average stock returns are unaffected by commodities returns. The average bond returns are positively influenced by commodities returns in the short term but are negatively influenced in the subsequent period. The average U.S. dollar returns are negatively influenced by commodities returns. Third, the volatility of the financial market is positively influenced by the commodity market in the short term but is negatively influenced for a relatively long period of time. Fourth, the direction and significance of the impact of commodity price changes on the average industry stock returns vary depending on the type of industry.

The contribution of this paper is to reveal the time series patterns of connectedness between the global commodity markets and the Korea financial market using the VAR(1)-DCC-MGARCH(1,1) and Hong's (2001) causality test.

Key words: Commodity Price, Financial Market, Bond Market, Currency Market, Stock Market, Industry Stock Return

* Professor, Department of Global Business, Changwon National University, +82-55-213-3382,
E-mail: chchung@changwon.ac.kr