

Copula 모형을 이용한 에너지 가격과 경제적 불확실성 사이의 의존관계 분석[†]

김부권* · 최기홍** · 윤성민***

요약 : 본 연구는 에너지(석유, 천연가스, 석탄) 가격과 경제적(실물 및 금융) 불확실성 사이의 의존성 구조를 분석하였다. Copula 모형을 이용해 얻은 의존구조 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 에너지 가격과 실물·금융 불확실성 조합의 적합한 모형을 살펴보면, 원유가격과 실물·금융 불확실성 조합은 BB7 copula 모형, 천연가스 가격과 실물·금융 불확실성 조합은 Joe copula 모형, 석탄 가격과 실물·금융 불확실성 조합은 Clayton copula 모형이 각각 가장 적합한 모형으로 선정되었다. 둘째, 전체적인 의존성 구조를 살펴보면, 원유가격, 천연가스 가격, 석탄 가격과 실물 불확실성은 양(+)의 의존성을 보였다. 그렇지만 금융 불확실성과 원유가격은 양(+)의 의존성을 갖지만, 천연가스 가격과 석탄 가격은 금융 불확실성과 음(-)의 의존성을 가지는 것으로 나타났다. 전체적으로 보면, 에너지원 중 원유가격이 실물·금융 불확실성과 가장 높은 의존성을 가지는 것으로 나타났다. 셋째, 극단적인 사건을 나타내는 꼬리 의존성을 분석한 결과, 실물 불확실성과 원유, 천연가스 가격은 위 꼬리 의존성만 보이는 비대칭 관계를 가지는 것으로 나타났으며, 금융 불확실성과 원유가격은 위 꼬리 의존성만 보이는 비대칭 관계를 가지는 것으로 나타났다. 즉, 비대칭 관계를 갖는 에너지 가격은 부정적인 극단사건이 발생하는 경우 불확실성 변수와 강한 의존관계가 있는 것으로 나타났다. 반면, 경제적 불확실성과 석탄 가격은 꼬리 의존성이 없는 것으로 나타났다.

주제어 : Copula 모형, 의존성 구조, 꼬리 의존성, 경제적 불확실성, 에너지 가격

JEL 분류 : C5, F0, Q3

접수일(2020년 2월 18일), 수정일(2020년 4월 8일), 게재확정일(2020년 5월 6일)

[†] 이 논문은 제1저자(김부권)의 석사학위논문 일부를 요약하고 가필한 것이다. 이 논문은 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구이다(NRF-2017S1A5B8057488).

* 부산대학교 대학원 경제학과 박사과정, 제1저자(e-mail: kimbk8824@pusan.ac.kr)

** 부산대학교 경제통상연구원 연수연구원, 공저자(e-mail: stoltz@nate.com)

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

Analysis on the Dependence Structure between Energy Price and Economic Uncertainty Using Copula Model[†]

Bu-Kwon Kim*, Ki-Hong Choi** and Seong-Min Yoon***

ABSTRACT : This study analyzes the dependence structure between energy (crude oil, natural gas, coal) prices and economic (real and financial) uncertainty. Summary of the results of the dependence structure between energy prices and economic uncertainty analysis is as follows. First, the results of model selection show that the BB7 copula model for the pair of crude oil price and economic uncertainty, the Joe copula model for the pair of natural gas price and economic uncertainty, and the Clayton copula model for the pair of coal price and economic uncertainty were chosen. Second, looking at the dependency structure, it showed that the pair of energy (crude oil, natural gas, coal) prices and real market uncertainty show positive dependence. Whereas, the only pair of financial market uncertainty-crude oil price shows positive dependency. In particular, crude oil price was found to have the greatest dependence on economic uncertainty. Third, looking at the results of tail dependency, the pair of real market uncertainty-crude oil price and pair of real market uncertainty-natural gas price have an asymmetric relationship with the upper tail dependency. It can be seen that the only pair of financial market uncertainty-crude oil represents asymmetric relationships with the upper tail dependencies. In other words, combinations with asymmetric relationships have shown strong dependence when negative extreme events occur. On the other hand, tail dependence between economic uncertainty and coal price be not found.

Keywords : Copula model, Dependence structure, Tail dependence, Economic uncertainty, Energy price

Received: February 18, 2020. Revised: April 8, 2020. Accepted: May 6, 2020.

[†]This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea(NRF-2017S1A5B8057488).

* Ph.D. Candidate, Department of Economics, Pusan National University, First author(e-mail: kimbk8824@pusan.ac.kr)

** Post-Doc, Researcher of Institute of Economics and International Trade, Pusan National University, Co-author(e-mail: stoltz@nate.com)

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

I. 서론

에너지는 각종 산업의 생산요소로 이용되고, 수송 분야의 연료, 전력발전의 주요한 자원이므로, 에너지 가격은 경제에 중요한 거시경제 변수이다(Hamilton, 1983). 예를 들어, 에너지 가격이 상승하는 경우에 다양한 산업 분야의 생산비용 상승으로 인해 총생산, 이윤, 투자를 감소시킬 뿐만 아니라 물가 상승을 유발해 소비 위축으로 이어지는 등 경제 활동을 위축시킬 수 있다(Scholtens and Yurtsever, 2011; Herrera et al., 2015; Joo and Park, 2017). 그리고 상품시장의 금융화가 진행되면서 에너지는 금융시장에서 거래되는 자산으로서의 성격도 가지기 때문에 에너지 가격은 실물시장 및 금융시장과 밀접한 관계를 가진다.

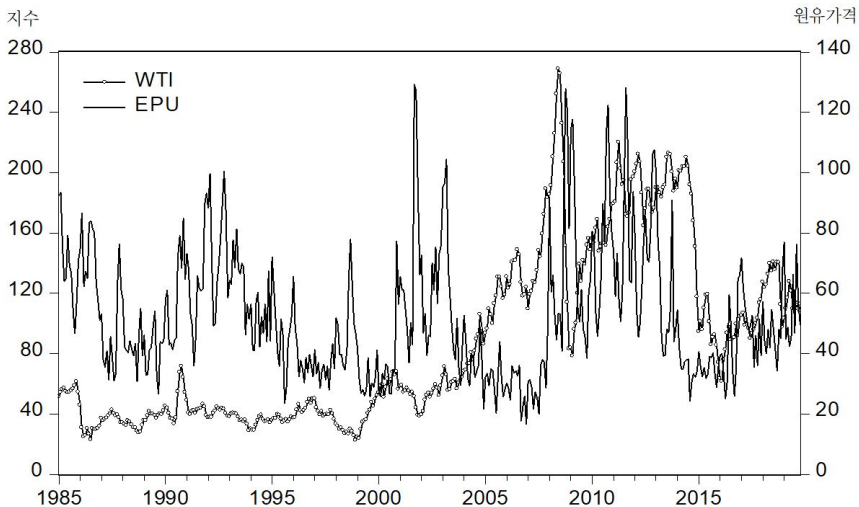
또한 에너지 시장에서는 일반적인 수요와 공급의 원리에 따라 가격이 결정되기도 하지만 지정학적 이유로 인해 급격한 가격 변화가 자주 발생한다. 예를 들면, 2010년 유럽 경기침체, 2011년 OPEC 국가의 정치 상황, 2013년 미국과 신흥국가 원유 수요의 급격한 증가, 2015년 셰일가스 및 셰일오일의 개발, 2019년 사우디 드론 테러와 같은 극단적 사건(extreme event)으로 인해 에너지 가격에 큰 변화가 발생했다. 이러한 요인들은 미리 예측하기 어려운 불확실성이라고 볼 수 있으며, 불확실성에 따른 에너지 가격의 급격한 변동은 현재 소비 및 투자를 미래로 연기하여 소비와 투자를 감소시키고, 기업의 한계 비용을 상승시킨다. 이에 따라 기업 주식의 현재가치를 떨어뜨려 실물 및 금융시장에 불확실성¹⁾을 확대시켜 경제활동에 부정적인 영향을 미치게 된다(Bernanke, 1983; Pindyck, 2004; Elder and Serletis, 2010).

또한 2000년대 이후 상품시장의 금융화로 인한 변동성 증대, 산업에서의 에너지 사용 규제, 온실가스 문제와 에너지 정책의 변화 등으로 인해 에너지와 관련된 불확실성이 증대된 시기에 경제적 불확실성과 에너지 가격의 동조화 경향이 강하게 나타나는 것을 <그림 1>에서 확인할 수 있다. <그림 1>은 대표적인 에너지 가격인 WTI와 Economic Policy Uncertainty(EPU) 지수의 추이를 나타낸 것이다. <그림 1>에서 2000년대 이전까지는 경제적 불확실성(EPU 지수)과 WTI 가격의 움직임이 서로 관계가 없는 것처럼 보

1) 불확실성을 정의하기는 쉽지 않지만, 일반적으로 미래 경제상태를 예측할 수 없는 상황을 말하며, 직접 관측하기 어려운 특징이 있다(Knight, 1921).

이지만, 2000년대 이후로 경제적 불확실성과 WTI 가격의 움직임이 서로 동조화되는 경향이 높아지는 것을 볼 수 있다. 특히 금융위기 이후 에너지 가격의 급격한 상승(감소)과 경제적 불확실성의 증가(감소)가 함께 발생하여 불확실성과 에너지 가격이 더욱더 밀접한 관련을 가진다는 것을 확인할 수 있다. 이러한 에너지 가격과 실물 및 금융 불확실성의 동조화 현상을 고려했을 때, 에너지 가격과 경제적 불확실성의 의존성 구조를 분석하는 것은 중요하다.

〈그림 1〉 경제적 불확실성과 원유가격의 추이



본 연구의 목적은 copula 모형을 이용하여 에너지 시장과 경제적 불확실성 사이의 의존성 구조²⁾를 분석하는 것이다. Copula 모형은 변수들의 확률밀도함수 정보를 포함하고 있어서, 변수들 사이의 의존성 구조의 특성을 극단적인 사건을 고려하며 분석할 수 있다는 장점이 있다. 한편, 불확실성은 직접 포착하기 어려운 변수라는 문제가 있다. 이러한 불확실성을 포착하기 위해 본 연구에서는 Baker et al.(2016)이 개발한 Economic

2) 통계적인 의미에서 의존성 구조는 한계분포로는 추론할 수 없지만, 두 변수의 결합분포에 존재하는 정보를 의미한다. 즉, 의존성 구조는 변수들 사이에 전체적인 의존성을 파악할 수 있는 Kendall's tau 정보와 양측 꼬리 분포에서 포착할 수 있는 꼬리 의존성 정보를 의미한다.

Policy Uncertainty 지수(이하 EPU 지수)와 Equity Market Uncertainty 지수(이하 EMU 지수)³⁾를 각각 실물 불확실성, 금융 불확실성의 대리변수로 이용하였다.

대다수의 기존연구는 원유가격만 분석 대상으로 하였고, 에너지 시장 전반을 대변할 수 있는 다른 에너지원의 가격은 분석에 포함시키지 않았다. 그렇지만 본 연구는 세계 에너지 소비의 80% 이상을 차지하는 원유, 천연가스, 석탄을 함께 분석 대상에 포함한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II절에서는 에너지 시장과 경제적 불확실성의 관계에 관한 이론적 배경 및 선행연구를 검토하고, III절에서는 분석에 이용될 자료와 실증분석 모형을 살펴본다. IV절에서는 에너지 시장과 경제적 불확실성 사이의 실증분석 결과를 논의하고, V절에서는 실증분석 결과로부터 도출된 결론을 요약하고 시사점을 제시한다.

II. 선행연구

본 절에서는 에너지 시장과 경제적 불확실성과의 관계를 분석한 선행연구를 검토하기로 한다. 에너지 가격과 같은 거시경제 변수는 경제 내의 불확실성을 유발하는 요소이고, 에너지 가격 그 자체보다 에너지 가격의 변동이 경제에 불확실성을 확대시키는 것으로 알려져 있다(Bernanke, 1983; Ferderer, 1996). 만약 경제에 불확실성이 확대되면 소비와 투자를 미래로 연기하여 경제활동에 부정적인 영향을 미치게 되어 에너지 수요를 줄이고 에너지 가격을 하락시키게 된다. 그리고 에너지 가격이 크게 변동하면 소비, 투자, 비용, 이윤 등 경제활동에 불확실성이 유발된다(Elder and Serletis, 2010; Jo, 2014; Degiannakis et al., 2018). 이처럼 불확실성과 에너지 가격은 상호 영향을 미치는 의존관계가 있으므로, 두 변수의 관계를 분석하는 것은 중요한 연구주제이다. 에너지 시장과 경제적 불확실성에 주목한 연구는 Bernanke(1983)의 논문이 대표적이다. Bernanke(1983)는 원유가격 변동처럼 불확실성을 유발하는 요소로 인해 경제 내에 불확실성이 확대되면, 소비와 투자를 미래로 연기하여 경제에 부정적인 영향을 미친다고 주장하였다.

3) EPU 및 EMU 지수는 미국의 10대 신문사의 기사를 기반으로 하여 만든 변수로써 간접적으로 불확실성을 포착할 수 있는 장점이 있다. EPU 및 EMU 지수는 클수록 불확실성이 높다는 것을 의미하고(불황기), 낮을수록 불확실성이 낮다는 것을 의미한다(호황기).

Pindyck(2004)와 Elder and Serletis(2010)는 유가 변화로 발생하는 불확실성으로 인해, 기업의 총비용과 한계비용이 증가하고 이에 따라 실물경제가 음(-)의 영향을 받는다는 분석 결과를 발표했다. 특히 Elder and Serletis(2010)는 간접적인 경로를 통해 내구재와 고정투자에 음(-)의 영향을 미친다는 결과를 발표하여 에너지 가격과 경제적 불확실성과의 관계를 주목해야 하는 이유를 제시하였다.

또한 에너지 가격의 상승과 경제적 불확실성의 확대가 상호 관련이 있지만, 에너지 가격이 하락과 경제적 불확실성의 감소는 서로 관계가 없는 비대칭 관계가 있다고 보고되었다(모수원, 2004; Scholtens and Yurtsever, 2011; Xiao et al., 2018; 김상배, 2018). 차경수(2018)와 노산하·김남신(2019)은 경제구조 변화에 따른 원유가격 불확실성이 실물 경제활동에 미치는 영향에 대해 분석했는데, 분석결과 실물경제는 경제구조 변화에도 불구하고 여전히 음(-)의 영향을 받고 있다는 결과를 보고하였다. 특히 노산하·김남신(2019)은 2009년 금융위기 기간 이후에 영향의 크기가 점차 증가하고 있고, 원유가격 상승기에만 실물경제에 음(-)의 영향을 미치는 비대칭 관계가 있다는 결과를 발표하였다. 배성중·박상우(2012)는 유가의 충격을 공급 충격, 수요충격, 세계 수요충격으로 구분하여 각각 한국의 실물시장에 미치는 영향을 분석하였는데, 공급 충격과 수요충격은 원유의존도가 높은 산업에 음(-) 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 세계 수요충격은 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 충격 요인에 따라 실물시장에 미치는 파급경로가 다르다는 것을 발견하였다.

Oberndorfer(2009)는 GARCH 모형을 이용해 에너지 가격(석탄, 천연가스, 원유)의 변동이 유럽의 주식시장에 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석결과 에너지 가격이 주식시장에 부정적인 영향을 미치고, 석탄과 천연가스보다 원유가 미치는 영향이 더 크다고 보고했다. 이러한 결과는 에너지원 중 원유의 가격 변동이 금융시장의 불확실성에 미치는 영향이 가장 중요하다는 것을 의미한다.

Aloui et al.(2016)은 EPU 및 EMU 지수, 유가 수익률, 천연가스 가격 수익률을 이용해 시간가변(time-varying) copula 모형으로 불확실성과 에너지 가격 사이의 의존구조(dependence structure)를 분석하였다. 분석결과 EPU 지수, EMU 지수와 유가 수익률 사이에 특정한 사건(event)이 있는 경우에 높은 상관관계가 나타나 원유 및 천연가스 가격의 상승이 불확실성과 관련이 있는 것을 발견하였다. 하지만 유가 수익률과 EPU 지수보

다 유가 수익률과 EMU 지수와의 관계가 더 밀접해 유가 수익률은 금융시장의 불확실성과 더 밀접한 관계가 있다고 보고하였다. 천연가스 가격의 수익률의 경우 원유 시장의 특정한 사건이 있었던 시기에 EPU 지수 및 EMU 지수와 상관관계가 높은 것으로 나타났으며, 천연가스 가격의 수익률은 실물 불확실성과 더 밀접한 관계가 있다고 보고하였다.

에너지 가격과 실물 및 금융시장의 관계를 다룬 기존의 연구를 종합해보면, 에너지 가격의 상승과 실물·금융시장의 불확실성과 관련이 있다는 것을 확인할 수 있다. 그러나 기존의 연구는 주로 에너지 가격과 실물시장 혹은 금융시장에 미치는 파급효과를 중심으로 분석하고, 불확실성을 대상으로 분석한 연구는 부족한 실정이다. 또한 에너지 가격과 경제적 불확실성의 의존구조를 분석하는 기존의 연구에서는 대부분 선형관계를 가정하여 분석하였다. 에너지 가격과 경제적 불확실성은 극단적인 사건에 영향을 많이 받고, 이러한 사건의 발생을 예측하기 어려운 특성이 존재한다. 이를 고려하면 선형관계를 가정하여 에너지 가격과 경제적 불확실성 사이의 의존관계를 분석하는 것은 의존구조를 정확히 포착하기 어려울 가능성이 크다(Aloui et al., 2016). 특히 기존의 연구는 Pearson 상관관계를 기반으로 분석하는 경우가 많은데(Filis et al., 2011; Antonakakis and Filis, 2013; Silvennoinen and Thorp, 2013), 이 경우 의존구조를 적절히 나타낼 수 없고 극단적인 사건과 같이 위험이 높은 상황을 과소평가할 수 있는 문제가 발생한다.

본 연구는 다음과 같은 점에 유의하면서 분석을 수행한다는 점에서 기존연구들과 차별화된다. 첫째, 기존연구에서 이용하는 방법의 한계로부터 자유로운 copula 모형을 이용하여 에너지 가격과 실물 및 금융 불확실성의 의존성 구조를 분석하고자 한다. 둘째, 기존연구들은 실물시장 혹은 금융시장 중 하나에 국한하여 분석하고 있는데, 본 연구에서는 실물시장과 금융시장을 함께 분석하고자 한다. 2000년대 초 상품시장의 금융화로 인해 에너지 가격은 실물시장뿐만 아니라 금융시장과도 밀접한 관계를 가지게 되었으므로, 이를 고려해 실물시장과 금융시장을 함께 분석할 필요가 있다. 셋째, 기존연구들은 에너지 가격 중 원유가격만 고려하여 분석하였다. 그러나 다양한 에너지원도 고려할 필요성이 있으므로, 본 연구는 세계 에너지 소비의 80% 이상⁴⁾을 차지하는 원유, 천연가스, 석탄 시장을 함께 분석하고자 한다.

4) IEA(International Energy Agency) 홈페이지 자료를 이용하였다.

<https://www.iea.org/data-and-statistics/charts/share-of-total-primary-energy-demand-by-fuel-2010-2019>

III. 자료 및 분석방법

1. 자료

본 연구는 2011년 1월부터 2019년 6월까지의 주별 자료를 이용하여 실물·금융 불확실성과 에너지 가격 사이의 의존성 구조를 분석하였다.⁵⁾ 에너지 가격은 세계 에너지 시장에서의 비중을 고려해 원유(WTI), 천연가스(GAS), 석탄(COAL)의 선물 가격을 연구 대상으로 선정했다. 불확실성 지수는 Baker et al.(2016)이 개발한 EPU 지수와 EMU 지수를 각각 실물 불확실성과 금융 불확실성의 대리변수로 이용하였다.⁶⁾ 특히 본 연구에서는 전 세계 실물 및 금융 불확실성 대리변수로 미국의 EPU 지수와 EMU 지수를 이용하였는데, 이는 미국의 실물 및 금융시장 불확실성은 전 세계의 실물시장 및 금융시장 불확실성을 가장 잘 대변한다고 볼 수 있기 때문이다(Colombo, 2013).

실증분석에 이용될 불확실성 지수 및 에너지 가격은 로그 차분 변화율로 변환하여 이용하였다. <그림 2>는 EPU, EMU 지수 및 에너지 가격 변화율의 추이를 나타낸다. 이 그림에서 볼 수 있듯이 EPU 지수가 EMU 지수보다 변동의 빈도가 높지만, 변동의 크기는 EMU 지수가 더 커 실물시장보다 금융시장이 더 극단적인 사건이 발생한다는 것을 확인할 수 있다. 에너지 가격의 경우 원유, 천연가스, 석탄 가격은 상승과 하락을 반복하고 있는데, 이는 2014년 셰일가스의 발견, 2018년 미국의 이란제재 등과 같은 사건이 영향을 미쳤기 때문이라고 볼 수 있다.

특히 <그림 2>에서 살펴보듯이 EPU 및 EMU 지수의 변동이 크게 나타날 때, 에너지 가격도 함께 등락을 반복하는 동조화(co-movement) 현상이 다수 포착되는 것을 확인할 수 있다.⁷⁾ 예를 들어, 2011년에는 에너지 가격이 전반적으로 하락하는 반면에, EMU 및

5) 원유 및 천연가스 선물가격의 시계열은 긴 기간의 데이터를 얻을 수 있지만, 석탄가격(API2 Rotterdam Coal Futures) 시계열은 2010년 1월 12일부터 발표되고 있다. 분석기간을 일치시키기 위하여, 본 연구는 2011년 1월부터의 자료를 이용하기로 한다.

6) 기존의 연구들에서 주식시장 불확실성 지수로 VIX를 주로 이용하는 데, VIX는 위험회피와 관련된 요소에 의해 생성된 지수이기 때문에 실질적으로 경제적 불확실성과 연관성이 낮기 때문에 본 연구에서는 EMU 지수를 이용하였다(Bekaert et al., 2013).

7) 2014~2015년의 경우에는 에너지 가격이 전반적으로 하락하지만, 경제적 불확실성 지수는 변화하지 않는 것을 확인할 수 있다. 이는 에너지 시장의 기술혁신으로 인해(셰일가스 및 셰일오일) 발생한 가격 하락이기 때문에 경제적 불확실성과는 무관한 모습을 보여주는 것으로 생각해볼 수 있다.

EPU 지수는 급격히 상승하는 것을 알 수 있다. 이 시기는 브렉시트 사건으로 인해 전 세계적으로 불확실성이 상승하고, 주식시장 및 실물시장에도 영향을 받은 것을 확인할 수 있다. 또한 2018년의 경우에도 이와 비슷한 움직임을 보이는 것을 확인할 수 있다.

<표 1>에는 변화율 변수들⁸⁾의 기초통계량을 요약하였다. 먼저 EPU와 EMU를 비교해보면, 평균은 0에 가깝지만, 표준편차가 평균보다 크다는 것을 확인할 수 있다. 최댓값과 최솟값에 따른 범위와 표준편차의 크기를 살펴보면, EPU보다 EMU가 더 크게 나타나 EMU의 변동이 심하다는 것을 유추할 수 있다. 또한 EPU의 경우 평균은 음이지만 왜도는 양으로 나타나 정규분포보다 왼쪽으로 치우쳐진 오른쪽 꼬리가 긴 형태를 보인다. EMU의 경우 평균은 양이고, EPU와 마찬가지로 왼쪽으로 치우쳐진 형태를 보인다.

그러나 EPU가 EMU보다 왜도가 커 상대적으로 음의 값으로 더 기울어져 있는 것을 알 수 있다. 첨도를 살펴보면, 정규분포 기준 첨도값 3보다 EPU의 첨도가 더 커 정규분포보다 뾰족한 분포를 보지만 EMU의 경우 정규분포 기준치인 3과 유사한 첨도를 보인다.

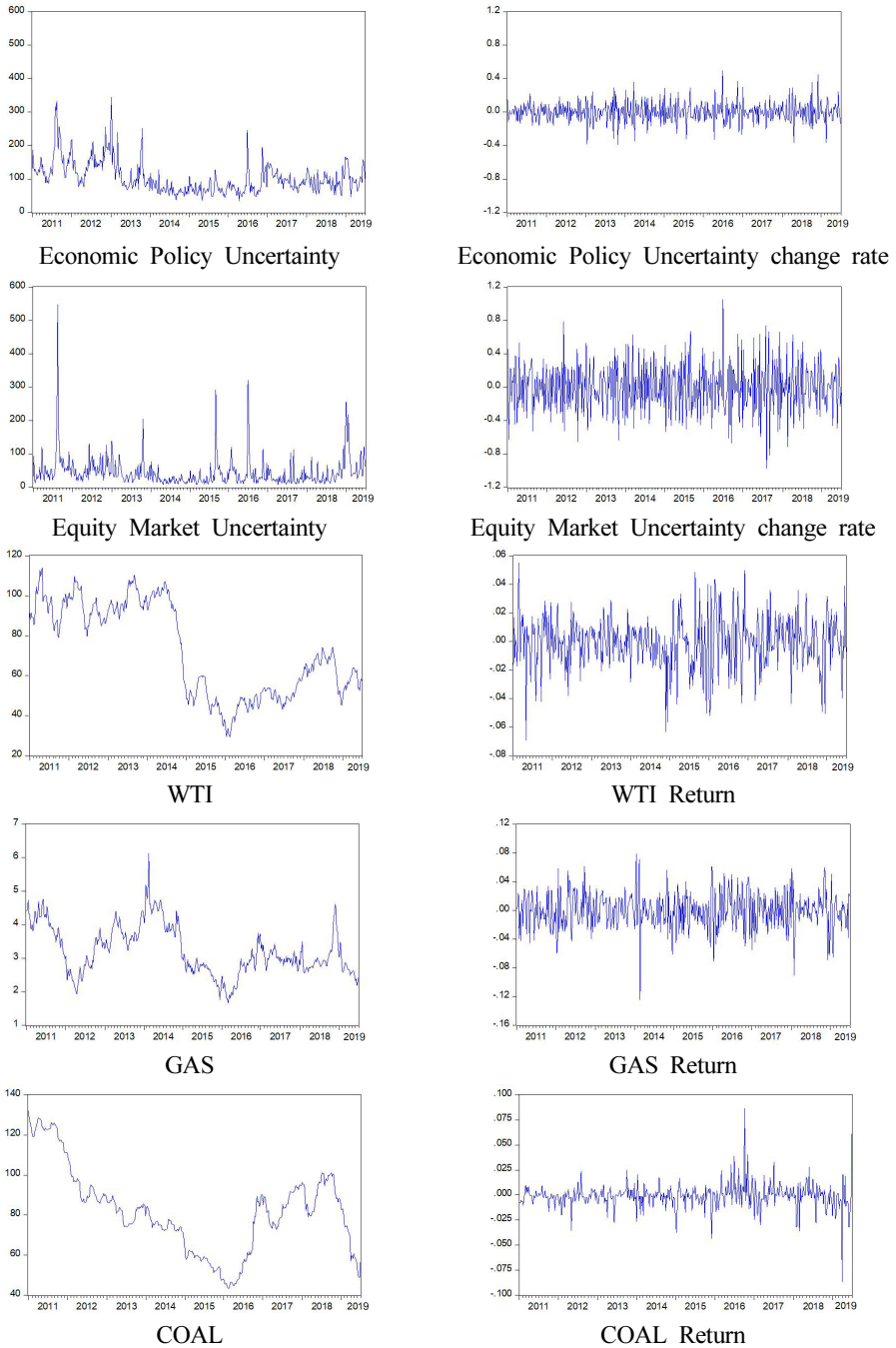
<표 1> 변화율 변수의 기초통계량

	EPU	EMU	WTI	GAS	COAL
평균	-0.0002	0.0006	-0.0005	-0.0006	-0.0008
최댓값	0.4975	1.0527	0.0552	0.0784	0.0865
최솟값	-0.3889	-0.9697	-0.0691	-0.1242	-0.0864
표준편차	0.1216	0.2911	0.0181	0.0257	0.0119
왜도	0.2278	0.0376	-0.3413	-0.2495	0.1985
첨도	4.6128	3.1445	4.0797	4.2105	17.0321
J-B	51.9608*** (0.0000)	0.4904 (0.7825)	30.1842*** (0.0000)	31.4778*** (0.0000)	3645.584*** (0.0000)
관측치	444	444	444	444	444

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의 수준에서 귀무가설을 기각한다는 것을 표시한다.

8) 연구에 이용될 자료의 안정성을 확인하기 위해서, AIC(Akaike information criterion) 기준으로 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillip-Perron) 검정을 수행했다. 검정 결과 모든 변수에서 단위근이 없는 안정적인 변수로 나타났다.

〈그림 2〉 불확실성 지수 및 에너지 가격의 추이



다음으로 에너지 가격(WTI, GAS, COAL)을 살펴보면, 모든 에너지 가격의 평균은 0에 가까운 음의 값을 가진다. 그리고 모든 에너지 가격은 평균에 비해 표준편차가 상당히 크게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 왜도의 경우 모두 양의 왜도로 나타나 정규분포의 모양보다 왼쪽으로 기울어진 형태를 가진다. 첨도의 경우 모두 정규분포 기준치인 3보다 크게 나타나 정규분포보다 뾰족한 형태를 가진다. 특히 석탄가격(COAL)의 경우 첨도가 상당히 크게 나타나 매우 뾰족한 형태를 보이는 것으로 나타났다. 또한 각 변수의 분포가 정규성을 가지는지 확인하기 위해 Jarque-Bera 검정을 하였는데, EMU 지수를 제외하고 모두 1% 유의 수준에서 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타났다.

2. 분석방법

1) 분석방법의 개요

주요 에너지원인 화석 에너지 자원은 특정 지역에 편중되어 매장되어 있고 지정학적 이유로 인해 공급 충격에 따른 가격의 변화 빈도가 매우 커서, 에너지 가격의 불안정이 국민 경제에 미치는 영향이 크다. 이러한 특징으로 인해 에너지 가격 변동은 경제 불확실성을 확대할 수 있으므로 에너지 가격과 금융·실물 불확실성의 의존성 구조를 파악하는 것이 중요하다. 일반적으로 경제적 불확실성과 에너지 가격 사이의 의존관계를 분석하는 기존 연구에서는 두 변수 사이의 선형관계를 가정하는 경우가 많다. 그러나 세월호·세일가스의 개발, 각종 테러 사건, 허리케인과 같은 자연재해로 인해 경제적 불확실성과 에너지 가격에 영향을 미치는 극단적인 사건이 다수 발생하고 있는 상황을 고려하면, 자료의 극단치로 인해 두 변수 간의 의존관계를 선형관계를 가정하여 분석하는 것은 적절하지 못할 가능성이 크다. Copula 분석은 자료의 특성과 관계없이 두꺼운 꼬리(fat-tail), 비대칭 관계, 비선형 관계를 모형화하는 데 유용한 분석방법이다. 이 분석방법에서 핵심적인 역할을 하는 copula 함수는 확률변수들 사이의 의존성에 대한 모든 정보를 포함하고 있으며, 의존성의 특성과 극단적인 사건으로 인한 비선형성을 고려할 수 있다(Aloui et al., 2016).

본 연구에서의 copula 분석은 다음과 같은 순서에 따라 진행된다. 한계분포는 경제적 불확실성 및 각 에너지 변수가 가지는 왜도와 첨도를 고려해 skewed Student's t 분포를 가정하는 AR(p)-GARCH(1,1) 모형을 이용하여 표준잔차를 추출한다.⁹⁾ 다음으로 추출

한 표준잔차를 균등분포함수로 변환한 다음 다양한 copula 모형을 이용하여 경제적 불확실성과 에너지 가격 조합들의 의존성 구조를 MLE(Maximum Likelihood Estimation) 방법을 적용하여 copula 모형의 모수를 추정한다.¹⁰⁾ 끝으로 Cramer-von Mises 검정을 이용해 각 조합에 대해 추정된 다양한 copula 모형 중 최적 모형을 선정해 경제적 불확실성과 에너지 가격 사이의 의존구조에 대해 분석한다.

2) Copula 모형

Sklar(1959)에 의해 제시된 copula 모형은 확률변수 간에 의존구조를 파악하기 위한 방법론이다. 식 (1)에서 임의의 연속인 x 와 y 의 각 한계분포를 F_X 와 F_Y 라 하고, x, y 의 결합분포 함수를 F_{XY} 라 한다. 그리고 $C(\cdot)$ 는 copula 함수를 의미한다.

$$F_{XY}(x, y) = C(F_X(x), F_Y(y)) \quad (1)$$

Sklar 정리(Sklar's theorem)에 따르면, 결합분포 함수 F_{XY} 는 copula 함수 $C(\cdot)$ 에 의해 연속인 한계분포 F_X 와 F_Y 로 이루어진 분포함수이고, copula 함수 $C(\cdot)$ 를 이용해 연속인 한계분포 F_X 와 F_Y 로 결합분포함수 F_{XY} 를 생성할 수 있다. 즉, 결합분포함수를 copula 함수로 이용해 각각의 한계분포함수로 분해할 수 있거나 각각의 한계분포 함수를 copula 함수로 이용해 다변량 결합분포함수로 만들어줄 수 있다. 이 과정에서 각각의 한계분포가 가지고 있는 고유한 정보를 잃어버릴 수도 있는데, copula 함수는 각각의 한계분포의 잃어버린 정보를 반영해주는 특징을 가지고 있다. 따라서 copula 함수를 이용하여 경제적 불확실성의 변화율과 에너지 가격 수익률의 결합분포를 모형화하여 분석하는 것은 매우 유용한 분석방법이다.

본 연구에서는 에너지 가격과 실물 및 금융 불확실성 사이의 의존구조를 분석하기 위해 Gaussian copula, Student's t copula, Clayton copula, rotated Clayton copula, Gumbel

9) 본 연구에서는 AR(p)-GARCH(1,1) 모형을 이용하여 필터링을 하였는데, 이는 자료가 가지고 있는 자기 상관 문제를, 조건부 이분산성 문제를 완화시키기 위해서이다.

10) 본 연구에서는 copula 모형을 추정하기 위해 R 통계프로그램을 이용하였으며, copula package를 이용하여 추정하였다.

copula, rotated Gumbel copula, Joe copula, BB1 copula, BB7 copula 모형을 이용하였다. 이 copula 모형들은 크게 Elliptical copula, Archimedean copula, Mixed copula의 3가지로 분류할 수 있는데, 각 모형에 대한 분포함수는 <표 2>에 요약되어 있다.¹¹⁾

Elliptical copula는 분포 모양이 타원형이고, 꼬리 의존성이 대칭적인 다변량 분포이다. Gaussian copula와 Student's t copula가 Elliptical copula 유형에 포함되는데, 이 모형들의 보다 구체적인 특징은 <표 2>의 Panel A에 정리되어 있다. 여기서 ρ 는 -1에서 1 사이의 범위를 가지는 상관 모수이다. ρ 가 1과 -1에 가까울수록 의존성이 더 크다는 것을 의미한다.

Archimedean copula는 한쪽 꼬리 의존성을 포착해주는 모형이다. Clayton copula, Gumbel copula, Joe copula가 Archimedean copula 유형에 포함되는데, 이러한 모형들의 특징은 <표 2>의 Panel B에 정리되어 있다. 여기서 의존성 모수인 θ 의 값이 0 혹은 1인 경우 의존성이 거의 존재하지 않고, θ 가 클수록 의존성이 커진다는 것을 의미한다. 특히 Clayton copula는 왼쪽 꼬리 의존성을 파악할 수 있는 모형이고, Gumbel copula, Joe copula는 오른쪽 꼬리 의존성을 파악할 수 있는 모형이다. 다시 말해, Clayton copula는 분포의 형태가 왼쪽으로 치우쳐져 있는 분포의 모양을 말하고, Gumbel copula, Joe copula는 오른쪽으로 꼬리 분포가 치우쳐져 있는 분포의 모양을 의미한다.

Archimedean copula는 한쪽 꼬리 의존성만 파악할 수 있기 때문에, Joe(1997)는 Archimedean copula를 결합하여 양쪽 꼬리 의존성을 파악할 수 있는 mixed copula 모형을 개발하였다. mixed copula 모형의 종류는 BB1, BB7이고, 각 모형의 특징은 <표 2>의 Panel C에 나타나 있다. BB1 copula 모형은 Clayton copula와 Gumbel copula 모형을 결합한 모형이고, BB7 copula 모형은 Clayton copula와 Joe copula가 결합된 모형이다. 여기서 의존성 모수인 θ 와 δ 가 각 모수의 하한값이 0 혹은 1인 경우 의존성이 거의 존재하지 않고, θ 와 δ 가 클수록 의존성이 커진다는 것을 의미한다. BB1, BB7 모형의 경우 양쪽 꼬리 의존성을 파악할 수 있는데, 이는 두꺼운 꼬리(fat-tail) 분포를 포착할 수 있는 분포의 모양을 의미한다.

또한 Archimedean copula는 의존성 모수값이 양정 부호를 가져야만 하므로 음의 값

11) 이에 대한 자세한 설명은 Trivedi and Zimmer(2007), Brechmann, and Schepsmeier(2013), Hofert et al.(2019)을 참조하기 바란다.

을 가질 수 없다. 만약 θ 가 음의 값으로 추정된다면 rotated copula를 이용해야 한다. 즉, θ 가 음의 값을 가지는 경우 rotated 90° copula와 rotated 270° copula로 추정할 수 있고, θ 가 양의 값을 가지는 경우 0° copula와 rotated 180° copula(survival copula)가 된다. Rotated copula 모형은 각 확률변수의 변환을 통해 다음과 같이 표현할 수 있다.¹²⁾ 본 연구에서 rotated copula를 적용한 모형은 Clayton copula, Gumbel copula 모형이다.

다양한 copula 모형 중 변수들 사이의 결합분포에 대한 적절한 copula 모형을 선택하기 위해 CvM(Cramer-von Mises) 검정을 이용한다. CvM 검정은 추정된 copula 모형의 분포($C_\phi(u, v; \phi)$)와 표준화(standard) copula 모형의 분포($C_n(u, v)$) 사이의 거리를 부트스트랩(bootstrap) 방법을 이용하여 CvM 통계값으로 적합도(goodness-of-fit)를 추정하는 방법이다(Genest et al., 2009). 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$S_n = \sum_{t=1}^n [C_\phi(u_t, v_t; \phi) - C_n(u, v)]^2 \quad (2)$$

CvM 검정은 CvM 통계값으로 구한 p -값이 가장 큰 copula 모형이 해당 결합분포에 가장 적합한 모형이라는 것을 의미한다(Aloui et al., 2013).

본 연구에서는 copula 모형을 추정하기 위해서 MLE 방법을 이용하였다. 추정에 사용된 로그우도함수는 아래와 같다.

$$L = \sum_{i=1}^n \ln [f_x(x_i) f_y(y_i) c(F_X(x_i), F_Y(y_i))] \quad (3)$$

$$L = \sum_{i=1}^n [\ln f_x(x_i) + \ln f_y(y_i) + \ln c(F_X(x_i), F_Y(y_i))] \quad (4)$$

식 (3)과 식 (4)에서 $f_x(x)$, $f_y(y)$ 는 각각 한계분포 x, y 의 확률분포함수를 의미하고, $c(F_X(x), F_Y(y))$ 는 두 한계분포로 구성되는 copula 함수를 의미한다.

12) 이에 대한 더 자세한 설명은 Cech(2006)를 참조하기 바란다.

〈표 2〉 Copula 모형의 특징

모형의 종류	분포함수	범위	아래 꼬리	위 꼬리
Panel A: Elliptical copula				
Gaussian	$C_N(u, v; \rho) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v))$	$\rho \in (-1, 1)$	0	0
Student's t	$C_{T,df}(u, v; \rho) = T_{\rho,df}(T^{-1}(u), T^{-1}(v))$	$\rho \in (-1, 1)$	$2t_{df+1}\left(-\sqrt{df+1} \frac{\sqrt{1-\rho}}{\sqrt{1+\rho}}\right)$	$2t_{df+1}\left(-\sqrt{df+1} \frac{\sqrt{1-\rho}}{\sqrt{1+\rho}}\right)$
Panel B: Archimedean copula				
Clayton	$C_C(u, v; \psi, \theta) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-1/\theta}$	$\theta \in [0, +\infty)$	$2^{-1/\theta}$	0
Gumbel	$C_G(u, v; \psi, \theta) = \exp(-[(-\ln u)^\theta + (-\ln v)^\theta]^{1/\theta})$	$\theta \in [1, +\infty)$	0	$2 - 2^{-1/\theta}$
Joe	$C_J(u, v; \psi, \theta) = 1 - [(1-u)^\theta + (1-v)^\theta - (1-u)^\theta(1-v)^\theta]^{1/\theta}$	$\theta \in [1, +\infty)$	0	$2 - 2^{-1/\theta}$
Panel C: Mixed copula				
BB1	$C_{BB1}(u, v; \theta, \delta) = (1 + [(u^{-\theta} - 1)^\delta + (v^{-\theta} - 1)^\delta]^{1/\delta})^{-1/\theta}$	$\theta \in [0, +\infty)$ $\delta \in [1, +\infty)$	$2^{-1/\theta\delta}$	$2 - 2^{-1/\theta}$
BB7	$C_{BB7}(u, v; \theta, \delta) = 1 - [1 - [(1-u)^\theta]^{-\delta} + (1-v)^\theta]^{-1/\delta}]^{1/\theta}$	$\theta \in [0, +\infty)$ $\delta \in [1, +\infty)$	$2^{-1/\delta}$	$2 - 2^{-1/\theta}$

주: 1) u, v 는 각각 불확실성의 변화율과 에너지 가격 수익률의 한계분포함수를 의미한다.
 2) $\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v), T^{-1}(u), T^{-1}(v)$ 는 각각 정규분포와 Student's t 분포의 한계누적분포함수(CDF)의 역함수를 의미한다.
 3) ρ 는 의존성 상관 모수를 의미하고, θ, δ 는 의존성 모수를 의미한다.
 4) ψ 는 각 copula 함수의 의존성 모수인 θ, δ 를 도출하기 위한 생성함수(generating function)를 의미한다.

IV. Copula 함수 추정결과

본 연구에서 실물·금융 불확실성과 에너지 가격 조합에 적용한 다양한 copula 모형 중 적합한 copula 모형을 선택하기 위해 CvM(Cramer-von Mises) 검정을 실시하였다.¹³⁾ 먼저 실물 불확실성과 에너지 가격의 조합에서 CvM 검정으로 선정된 최적 모형을 살펴보면, EPU-WTI 조합에서 적합한 모형은 BB7 copula이고, EPU-GAS 조합에서 적합한 모형은 Joe copula, EPU-COAL 조합에서 가장 적합한 모형은 Clayton copula 모형이다. 다음으로 금융 불확실성과 에너지 가격 사이의 최적 모형을 CvM 검정을 이용하여 찾아본 결과, EMU-WTI 조합에서는 BB7 copula 모형, EPU-GAS 조합에서는 Joe copula 모형, EMU-COAL 조합에서는 Clayton copula 모형이 가장 적합한 모형으로 선정되었다.

<표 3>과 <표 4>에는 실물·금융 불확실성과 에너지 가격 사이의 의존성 구조 분석결과를 요약하였다. 먼저 <표 3>의 Panel A에 나타나 있는 Kendall's tau 의존성 값을 통해 실물 불확실성과 에너지 가격 사이의 전체적인 의존성 구조를 살펴보면 다음과 같다. 실물 불확실성과 원유가격의 조합에서 Kendall's tau 의존성 값은 0.0336으로 양의 의존성을 가지는 것으로 나타났다. 실물 불확실성과 천연가스 가격 사이의 의존성 값은 0.0194로 양의 의존성 있는 것으로 나타났다. 마지막으로 실물 불확실성과 석탄 가격 사이의 Kendall's tau 의존성 값은 0.0232로 양의 의존성을 가지는 것으로 나타났다. 이를 종합해보면, 에너지 가격과 실물 불확실성의 관계는 모두 양의 의존성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 실물 불확실성의 확대와 에너지 가격 상승이 함께 발생하는 의존성이 존재한다는 것을 의미한다. 특히 실물 불확실성과 에너지 가격의 의존성 구조를 보면, 원유가격, 석탄 가격, 천연가스 가격 순으로 실물 불확실성과의 양의 의존성 값이 크게 나타났다. 이러한 결과는 원유가 산업, 발전 및 수송의 원료로 사용되는 가장 주된 에너지원이기 때문에 원유가격이 실물 불확실성과 가장 높은 의존성을 가진다. 반면, 천연가스 가격은 실물 불확실성과 가장 낮은 의존성을 보이는 것으로 나타났는데, 이는 천연가스가 특정 산업 혹은 난방 에너지원으로만 이용되고 원유의 대체재로써 주로 이용되기 때문

13) CvM 검정의 결과와 경제적 불확실성과 에너지 가격 조합의 적정모형 선정결과는 <부록 1>에 정리되어 있다.

에 실물 불확실성과의 의존성이 낮게 나타난 것이라고 유추해볼 수 있다.

<표 3>의 Panel B에 나타나 있는 실물 불확실성과 에너지 가격 분포 사이의 꼬리 의존성을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 실물 불확실성과 원유가격의 사이의 꼬리 의존성을 살펴보면, 아래 꼬리 의존성 값이 4.48e-09로 거의 0과 다르지 않아 아래 꼬리는 의존성을 가지지 않거나 매우 미미한 의존성을 가지는 것으로 나타났지만, 위 꼬리 의존성 값이 0.0387로 유의미한 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 경제에 긍정적 사건이 발생하는 경우 실물 불확실성과 원유가격의 의존성이 거의 존재하지 않지만, 부정적 사건이 발생하는 경우 실물 불확실성과 원유가격이 함께 상승하는 비대칭 관계가 존재하는 것을 확인할 수 있다.^{14)15).}

<표 3> 실물 불확실성과 에너지 가격 사이의 의존성 구조 결과

	EPU-WTI	EPU-GAS	EPU-COAL
Copula 모형	BB7	Joe	Clayton
Panel A: 의존성 계수(dependence)			
θ	0.0361 (0.0586)	1.0300 (0.0354)	0.0476 (0.0557)
δ	1.0300 (0.0468)	-	-
Kendall's tau	0.0336	0.0194	0.0232
Panel B: 꼬리 의존성(tail dependence)			
lower	4.48e-09	0.0000	0.0000
upper	0.0387	0.0453	0.0000

주: 괄호 안의 숫자는 표준오차를 의미함.

다음으로 실물 불확실성과 천연가스 가격 사이의 꼬리 의존성을 살펴보면, 아래 꼬리 의존성 값은 0으로 나타나 두 변수 사이에 어떠한 관계가 존재하지 않지만, 위 꼬리 의존

14) 일반적으로 copula 모형에서 아래 꼬리 의존성은 부정적인 사건을 의미하고, 위 꼬리 의존성은 긍정적인 사건을 의미한다. 그러나 본 연구에서는 EPU 및 EMU 지수의 특징 때문에 반대로 해석하고 있다.

15) 긍정적(부정적) 사건의 의미는 불확실성을 낮추거나(높이거나) 에너지 가격을 급격히 증가(하락)시키는 사건을 의미한다. 예를 들어, 셰일오일 및 셰일가스, 신흥국의 수요증가는 긍정적 사건을 의미하고, 카트리나 허리케인 사건, 브렉시트 사건, 사우디 원유시설 드론 공격 사건은 부정적인 사건을 의미한다.

성 값은 0.0453으로 유의미한 관계가 존재하는 방식으로 실물 불확실성과 천연가스 가격 사이에 비대칭 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 원유와의 관계에서도 발견되었다(Halvorsen, 1977; Brown and Yucel, 2008). 원유가격의 상승은 에너지원의 다각화를 위해 대체 에너지를 모색하게 되고, 이에 대한 대체품으로써 천연가스 수요를 상승시킨 결과로 추론해볼 수 있다.

끝으로 경제적 불확실성과 석탄 가격 사이의 꼬리 의존성을 살펴보면, 아래 꼬리 의존성 모수 값이 $4.73e-07$ 로 0과 다르지 않은 것으로 나타나 꼬리 의존성을 가지지 않거나 매우 미미한 것으로 나타났다. 위 꼬리 의존성 모수 추정치도 0으로 나타나, 긍정적 사건 혹은 부정적 사건이 발생하더라도 실물 불확실성과 석탄 가격 사이에 꼬리 의존성이 나타나지 않는다는 것을 알 수 있다. 전체적인 의존성 구조의 결과와 마찬가지로 꼬리 의존성도 원유가격과 실물 불확실성상에서 가장 큰 값으로 나타났는데, 이는 극단적인 사건이 발생할 때도 에너지 중 원유가 실물 불확실성과 가장 강한 의존성을 가지는 것을 의미한다. 즉, 에너지 중 원유가 실물경제와 가장 밀접한 관련이 있는 자원이라는 것을 확인할 수 있다. 또한 석탄 가격을 제외한 석유, 천연가스 가격은 실물 불확실성과 비대칭 관계를 갖는 것으로 나타났다. 즉, 석유, 천연가스 가격 상승 혹은 실물 불확실성을 확대시키는 극단적 사건이 발생하는 경우에만 서로 간의 관계가 더 강해진다는 것을 알 수 있다.

<표 4>에는 금융 불확실성과 에너지 가격 사이의 의존성 구조 분석결과를 정리하였다. <표 4>의 Panel A에 제시된 전체적인 의존성 구조 분석결과를 살펴보면, 금융 불확실성과 원유가격 사이의 Kendall's tau 의존성 값은 0.0404로 양의 의존성을 갖는 것으로 나타났다. 그러나 금융 불확실성과 천연가스 가격, 석탄 가격 사이의 의존성 값은 각각 -0.0326, -0.0024로 음의 의존성을 가지는 것으로 나타났다. 즉, 에너지 가격과 금융 불확실성의 관계는 원유가격만이 양의 의존성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 원유가 주요한 금융 상품의 하나로 투자되기 때문에 금융시장의 불확실성이 확대되는 경우 원유가 다각화를 위한 대체자산으로서의 성격을 가지고 있다는 것을 의미한다(Chang et al., 2011; Basher and Sadorsky, 2016). 즉, 금융시장의 불확실성이 확대되어 전통적인 금융 상품 투자의 위험이 증가하는 경우 대체 자산인 원유상품 수요를 유발하여 원유가격이 함께 상승하는 경향이 있다는 것이다. 반면 천연가스와 석탄의 경우 주로 장기계약을 통해 거래가 이루어지기 때문에, 금융시장의 불확실성이 확대되어도 천연가스와 석탄의

실물적 수요와 가격에는 큰 영향을 미치지 않거나 가격이 하락하는 경우가 있다는 것을 의미한다. 이에 따라 금융 불확실성이 증가하면 실물경제 위축과 함께 천연가스와 석탄의 수요와 가격이 하락하는 음의 의존성이 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

<표 4> 금융 불확실성과 에너지 가격 사이의 의존성 구조 결과

	EMU-WTI	EMU-GAS	EMU-COAL
Copula 모형	BB7	rotated Joe 90°	rotated Clayton 90°
Panel A: 의존성 계수(dependence)			
θ	0.0010 (0.0577)	-1.0600 (0.0442)	-0.0049 (0.0519)
δ	1.0700 (0.0478)	-	-
Kendall's tau	0.0404	-0.0326	-0.0024
Panel B: 꼬리 의존성(tail dependence)			
lower	9.33e-302	0.0000	0.0000
upper	0.0919	0.0000	0.0000

주: 괄호 안의 숫자는 표준오차를 의미함.

<표 4>의 Panel B에는 금융 불확실성과 에너지 가격 사이의 꼬리 의존성이 나타나 있다. 금융 불확실성과 원유가격 꼬리 의존성을 살펴보면, 아래 꼬리 의존성 값은 9.33e-302의 매우 작은 수치로 0과 다르지 않아 의존성을 가지지 않거나 매우 미미한 의존성을 갖는 것으로 나타났다. 그렇지만 위 꼬리 의존성은 0.0919로 상대적으로 높은 의존성을 가지는 것으로 나타나 금융 불확실성과 원유가격 사이에 비대칭 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 다음으로 금융 불확실성과 천연가스 가격의 꼬리 의존성을 살펴보면, 아래 꼬리 의존성과 위 꼬리 의존성 모두 0의 값으로 극단적인 사건에도 어떠한 관계가 존재하지 않는 것을 확인할 수 있다. 끝으로 금융 불확실성과 석탄 가격 사이의 꼬리 의존성을 살펴보면 아래 꼬리 의존성과 위 꼬리 의존성 모두 0으로 나타나 금융 불확실성과 석탄 가격 사이에 꼬리 의존성이 없는 것을 알 수 있다.

위의 결과들을 비교해보면 다음과 같다. 먼저 전체적인 의존성을 살펴보면, 실물 불확실성과 원유가격의 의존성(0.0336)보다 금융 불확실성과 원유가격 의존성(0.0404)이

더 크게 나타나 원유가격은 실물 불확실성보다 금융 불확실성과 더 높은 의존성을 보이는 것을 알 수 있다. 또한 천연가스 가격의 경우 양의 의존성을 가지므로 실물 불확실성과 더 밀접한 관련이 있는 것으로 나타났다. 이는 천연가스는 금융상품으로서의 성격보다 에너지원으로서의 성격이 강해 금융시장보다 실물시장으로부터 더 많은 영향을 받기 때문이라고 생각된다. 석탄의 경우 실물시장에서 양의 의존성이 나타나고, 금융시장에서는 매우 약한 음의 의존성을 보였다. 석탄은 실물시장에서 많은 산업의 원료와 에너지 발전을 위한 자원으로 사용되기 때문에 금융시장보다 실물시장 불확실성과 더 큰 의존성을 갖는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로 꼬리 의존성 분석결과를 종합해보면 다음과 같다. 원유가격의 경우 금융 불확실성과의 위 꼬리 의존성 값(0.0919)은 실물 불확실성과의 위 꼬리 의존성 값(0.0387)보다 큰 의존성 계수를 가지는 것으로 나타났다. 이는 부정적 사건이 발생하는 경우 실물 불확실성과 원유가격의 조합보다 금융 불확실성과 원유가격의 조합에서 더 강한 꼬리 의존성이 나타나는 것을 의미한다. 석탄 가격의 경우 불확실성과 꼬리 의존성이 존재하지 않는 것으로 나타나는데, 이는 석탄 상품의 성질 때문인 것으로 판단할 수 있다. 즉, 석탄의 경우 다른 에너지원에 비해 단순히 연료로써 사용되는 경우가 많고 석탄을 대체할 수 있는 다양한 에너지원이 존재하기 때문에 석탄 가격은 불확실성과 의존성이 낮은 것으로 해석할 수 있다.

V. 결론

최근 셰일가스 및 셰일오일 개발, 사우디 원유시설 드론 공격, 호르무즈 해협 봉쇄 가능성 등 에너지 가격과 경제적 불확실성에 영향을 미치는 사건이 빈번히 발생하고 있다. 특히 주요 거시경제변수인 에너지 가격의 변동은 인플레이션, 산출량, 소비, 투자, 국제수지, 환율 등 국민경제 전반에 영향을 미쳐 불확실성을 확대하고 국민경제에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 이에 따라 에너지 가격과 경제적 불확실성 사이의 의존성 구조를 분석하는 것은 중요한 연구 주제이다. 본 연구는 copula 모형을 이용해 실물·금융 불확실성과 에너지 가격 사이의 의존성 구조를 분석하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 에너지 가격과 실물·금융 불확실성 사이의 의존성 구조 결과를 보면, 원유가격

과 실물·금융 불확실성 조합은 혼합모형인 BB7 copula 모형, 천연가스 가격과 실물·금융 불확실성 조합은 Joe copula 모형, 석탄 가격과 실물·금융 불확실성 조합은 Clayton copula 모형이 각각 가장 적합한 모형으로 선정되었다.

둘째, 전체적인 의존성 구조를 파악하기 위해 Kendall's tau 추정결과를 살펴보면, 원유가격, 천연가스 가격, 석탄 가격과 실물 불확실성은 전체적으로 양(+)의 의존성을 보였다. 금융 불확실성의 경우에는 원유가격과는 양(+)의 의존성을 갖지만, 천연가스 가격과 석탄 가격과는 음(-)의 의존성을 갖는 것으로 나타났다. 전체적으로 보면, 에너지원 중 원유가격이 실물·금융 불확실성과 가장 높은 의존성을 가지는 것으로 나타났다.

끝으로, 에너지 가격과 실물·금융 불확실성 사이의 꼬리 의존성 분석결과를 보면 다음과 같다. 실물·금융 불확실성과 원유가격은 모두 위 꼬리 의존성만 존재하는 비대칭 관계가 나타나 부정적인 극단사건이 발생하는 경우 원유가격과 강한 의존관계가 나타나는 것을 발견하였다. 천연가스의 경우 실물 불확실성에만 위 꼬리 의존성이 나타나는 비대칭 관계가 나타나, 실물시장에 부정적인 극단사건이 발생하는 경우 천연가스 가격과 강한 의존성을 보였다. 특히 꼬리 의존성 모수의 추정치를 비교해보면, 실물 불확실성과 원유가격의 조합보다 실물 불확실성과 천연가스 조합의 경우가 더 강한 꼬리 의존성을 갖는 것으로 나타났다. 이는 극단적인 사건이 발생하여 실물경제 불확실성이 급증할 때, 에너지 산업에서는 원유가격 상승에 대한 대책으로 에너지원의 다각화를 위해 대체 에너지를 모색하게 되고, 원유의 대체 에너지로서 천연가스의 수요 및 가격이 상승한 결과로 해석할 수 있다. 반면, 석탄 가격의 경우 실물·금융 불확실성과 어떠한 꼬리 의존성이 나타나지 않아 실물·금융시장에 극단적인 사건이 발생해도 석탄 가격과는 아무런 꼬리 의존성이 없는 것으로 나타났다.

이상의 결과들을 보면, 불확실성과 에너지 가격 사이의 관계는 에너지원별로 차이가 있는 것을 알 수 있다. 따라서 에너지 관련 정책을 수립할 때 에너지원별 가격과 경제적 불확실성 사이의 의존성 구조, 그리고 극단적인 사건을 반영하는 꼬리 의존성을 고려하여 에너지 부문의 정책을 제시하는 것이 정책 실효성을 높이는 방법일 것이라 기대할 수 있다. 특히 최근에 발생하고 있는 사우디 원유시설에 대한 드론 공격, 미·중 무역갈등과 같이 불확실성을 확대시키거나 에너지 가격을 변화시키는 사건이 자주 발생하는 현실 상황을 고려했을 때 위험관리(risk management) 측면에서 에너지원의 다각화 정도를 높

일 필요가 있는데, 본 연구의 결과는 그러한 정책을 수립하는 데 기초정보를 제공할 수 있을 것이다. 예를 들면, 에너지를 생산하는 국가의 시장 혹은 정치 상황을 주시하여 에너지 가격 상승에 대비하여 다양한 에너지를 확보할 수 있는 정보의 기초를 마련할 수 있을 것이다. 또한 급격한 에너지 가격의 상승에 따라 확대될 수 있는 불확실성에 대비해 투자기회의 확대, 각종 부양책에 대한 기초적인 정보를 제공해줄 수 있을 것이다.

본 연구는 에너지 가격과 경제적 불확실성 관계에 대한 기존연구들의 연구방법이 갖고 있는 선형관계와 같은 비현실적 가정으로부터 자유로운 copula 모형을 이용해 의존구조를 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 특히 의존구조 분석에서 극단적인 사건을 반영하는 꼬리 의존성을 함께 분석할 수 있으므로 위험관리 측면에서 에너지 시장과 경제적 불확실성 사이의 관계를 분석할 수 있었다. 그러나 본 연구에서 고려한 copula 모형은 정적 copula 모형(constant copula model)이어서 의존성 구조의 시간가변(time-varying) 특성을 분석할 수 없다는 한계가 있다. 또한 수요와 공급 요인에 따라 의존성 구조에 미치는 효과가 다를 수 있으나, 본 연구에서는 이를 명시적으로 고려하지 못해 요인별 의존성 구조를 충분히 분석하지 못하였다. 이러한 한계점을 고려해 후속 연구에서는 시간가변 특성과 수요-공급 요인을 명시적으로 반영하여 연구를 수행하고자 한다.

[References]

- 김부권, “Copula 모형을 이용한 에너지 가격과 경제적 불확실성 의존관계 분석”, 부산대학교 대학원 경제학과 석사학위논문, 2020.
- 김상배, “유가 불확실성과 주가지수 수익률: 비선형모형을 이용한 분석”, 「에너지경제연구」, 제17권 제2호, 2018, pp. 31~51.
- 노산하·김남현, “유가 불확실성이 국내 경제변수에 미치는 영향”, 「국제경제연구」, 제25권 제1호, 2019, pp. 1~38.
- 모수원, “뉴스충격과 유가변동성의 비대칭성”, 「자원·환경경제연구」, 제13권 제2호, 2004, pp. 175~196.
- 배성중·박상우, “유가 변동요인이 산업생산에 미치는 영향”, 「한국은행 조사통계월보」, 2012

- 년 7월호, pp. 16~65.
- 차경수, “한국경제에 미치는 유가충격의 시간-가변적 효과에 관한 연구”, 「자원·환경경제연구」, 제27권 제3호, 2018, pp. 495~520.
- Aloui, R., R. Gupta, and S. M. Miller, “Uncertainty and crude oil returns,” *Energy Economics*, Vol. 55, 2016, pp. 92~100.
- Antonakakis, N., I. Chatziantoniou, and G. Filis, “Dynamic spillovers of oil price shocks and economic policy uncertainty,” *Energy Economics*, Vol. 44, 2014, pp. 433~447.
- Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, “Measuring economic policy uncertainty,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, 2016, pp. 1593~1636.
- Basher, S. A. and P. Sadorsky, “Hedging emerging market stock prices with oil, gold, VIX, and bonds: a comparison between DCC, ADCC and GO-GARCH,” *Energy Economics*, Vol. 54, 2016, pp. 235~247.
- Bernanke, B. S., “Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 98, 1983, pp. 85~106.
- Brechmann E. and U. Schepsmeier. “Cdvine: Modeling dependence with c-and d-vine copulas in R.,” *Journal of statistical software*, Vol. 52, 2013, pp. 1~27.
- Brown, S. P. A. and M. K. Yucel, “What drives natural gas prices?,” *Energy Journal*, Vol. 29, 2008, pp. 45~60.
- Cech, C., “Copula-based top-down approaches in financial risk aggregation,” 2006, Available at SSRN 953888.
- Chang, C. L., M. McAleer, and R. Tansuchat, “Crude oil hedging strategies using dynamic multivariate GARCH,” *Energy Economics*, Vol. 33, 2011, pp. 912~923.
- Colombo, V., “Economic policy uncertainty in the US: does it matter for the Euro area?” *Economics Letters*, Vol. 121, 2013, pp. 39~42.
- Degiannakis, S., G. Filis, and V. Arora, “Oil prices and stock markets: a review of the theory and empirical evidence,” *Energy Journal*, Vol. 39, 2018, pp. 85~130.
- Elder, J. and A. Serletis, “Oil price uncertainty,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42, 2010, pp. 1137~1159.
- Ferderer, J. P., “Oil price volatility and the macroeconomy,” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, 1996, pp. 1~26.

- Filis, G., S. Degiannakis, and C. Floros, "Dynamic correlation between stock market and oil prices: the case of oil-importing and oil-exporting countries," *International Review of Financial Analysis*, Vol. 20, 2011, pp. 152~164.
- Genest, C., B. Rémillard, and D. Beaudoin, "Goodness-of-fit tests for copulas: A review and a power study." *Insurance: Mathematics and economics*, Vol. 44, 2009, pp. 199~213.
- Halvorsen, R., "Energy substitution in US manufacturing," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 59, 1977, pp. 381~388.
- Hamilton, J. D., "Oil and the macroeconomy since World War II," *Journal of Political Economy*, Vol. 91, 1983, pp. 228~248.
- Herrera, A. M., L. G. Lagalo, and T. Wada, "Asymmetries in the response of economic activity to oil price increases and decreases?" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 50, 2015, pp. 108~133.
- Hofert M., I. Kojadinovic, M. Mächler, and J. Yan, *Elements of copula modeling with R*, 2019, Springer.
- Jo, S., "The effects of oil price uncertainty on global real economic activity," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 46, 2014, pp. 1113~1135.
- Joe, H., *Multivariate Models and Multivariate Dependence Concepts*, 1997, London: Chapman & Hall/CRC.
- Joo, Y. C. and S. Y. Park, "Oil prices and stock markets: does the effect of uncertainty change over time?" *Energy Economics*, Vol. 61, 2017, pp. 42~51.
- Knight, F. H., "Cost of production and price over long and short periods," *Journal of Political Economy*, Vol. 29, 1921, pp. 304~335.
- Oberndorfer, U., "Energy prices, volatility, and the stock market: evidence from the Eurozone," *Energy Policy*, Vol. 37, 2009, pp. 5787~5795.
- Pindyck, R. S., "Volatility and commodity price dynamics," *Journal of Futures Markets*, Vol. 24, 2004, pp. 1029~1047.
- Scholten, B. and C. Yurtsever, "Oil price shocks and European industries," *Energy Economics*, Vol. 34, 2012, pp. 1187~1195.
- Silvennoinen, A. and S. Thorp, "Financialization, crisis and commodity correlation dynamics," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 24, 2013, pp.

42~65.

Sklar, A., “Fonctions de Répartition à n Dimensions et Leurs Marges,” Publications de l’Institut Statistique de l’Université de Paris, Vol. 8, 1959, pp. 229~231.

Trivedi, P. K. and D. M. Zimmer, *Copula Modeling: An Introduction for Practitioners*, 2007, Now Publishers Inc.

Xiao, J., M. Zhou, F. Wen, and F. Wen, “Asymmetric impacts of oil price uncertainty on Chinese stock returns under different market conditions: evidence from oil volatility index,” *Energy Economics*, Vol. 74, 2018, pp. 777~786.

[부록]

〈부록 1〉 Cramer-von Mises 검정 결과

	EPU-WTI	EPU-GAS	EPU-COAL	EMU-WTI	EMU-GAS	EMU-COAL
Gaussian	0.0173 (0.527)	0.0117 (0.9126)	0.0164 (0.5989)	0.0184 (0.4530)	0.0139 (0.7767)	0.0248 (0.1683)
Student's t	0.0197 (0.3791)	0.0145 (0.7268)	0.0149 (0.6808)	0.0224 (0.2183)	0.0202 (0.3561)	0.0308* (0.0634)
Clayton	0.0182 (0.4910)	0.0115 (0.9236)	0.0148 (0.7498)	0.0255 (0.1673)	0.1509 (0.7348)	0.0223 (0.2872)
Rotated Clayton	0.0171 (0.5669)	0.0129 (0.8896)	0.0207 (0.3901)	0.0130 (0.8277)	0.0131 (0.8337)	0.0271 (0.1693)
Gumbel	0.01646 (0.6399)	0.0119 (0.9076)	0.0173 (0.5450)	0.0151 (0.7298)	0.0134 (0.8427)	0.0245 (0.1743)
Rotated Gumbel	0.0166 (0.5909)	0.0117 (0.9186)	0.0169 (0.5729)	0.0198 (0.3731)	0.0134 (0.8387)	0.0238 (0.2283)
Joe	0.0162 (0.6858)	0.0121 (0.9326)	0.0185 (0.5240)	0.0135 (0.8636)	0.0131 (0.8916)	0.0259 (0.2043)
BB1	0.0404 (0.7800)	0.0321 (0.8650)	0.0773 (0.3500)	0.0341 (0.7750)	0.1255 (0.1850)	0.1347* (0.0900)
BB7	0.0383 (0.8600)	0.0361 (0.8850)	0.0750 (0.3450)	0.0279 (0.9850)	0.1269 (0.1150)	0.1263 (0.1150)

주: 1) 각 숫자는 CvM 통계값이고, 괄호 안의 수치는 p -값을 의미한다.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의 수준에서 귀무가설이 기각된다는 것을 표시한다.

3) 굵은 글씨는 p -값이 가장 큰 경우를 나타낸다.