

바이오 연료, 국제 원유, 농산물 가격의 상호관계: 분위수 검정기법을 이용한 실증연구*

강주화¹, 윤성민²

요 약

본 연구는 분위수 공적분 검정과 그랜저 인과관계 분위수 분석을 이용하여 바이오 연료, 국제 원유 및 농산물가격 간의 장단기 관계를 분석하였다. 통계자료 사이의 비선형성과 비대칭성을 고려하기 위해 분위수 기법을 이용하였다. 데이터에 포함된 잡음을 줄이기 위해 2005년 4월 18일부터 2020년 10월 30일까지 바이오 연료(바이오 디젤), 국제 원유(Brent 원유) 및 농산물(콩기름) 선물가격의 주별 평균 데이터를 사용한다. 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 선형 공적분 검정의 결과는 확정적이지 않지만, 분위수 공적분 검정을 통해서 바이오 디젤, 국제 원유, 콩기름 가격 사이에 공적분 관계가 없다는 것을 발견하였다. 둘째, 분위수 Granger 인과관계 검정결과로부터 분포의 전체 또는 대부분의 분위수에서 바이오 디젤, 국제 원유, 콩기름 가격의 수익률 사이에 유의한 단기 양방향 인과관계를 발견하였다. 이는 세 변수 사이에 비대칭적이고 비선형적인 단기 인과관계가 존재하고, 대칭적인 인과관계나 선형적인 인과관계는 없다는 것을 의미한다. 이러한 실증분석 결과는 각국 정부정책과 산업정책에 있어서 에너지 가격 안정성, 화석연료에 대한 에너지 의존도 감소, 농업의 진흥, 환경 지속 가능성, 에너지 전환 및 온실가스 배출 감소와 같은 정책적 시사점을 제시하고 있다.

주요용어 : 원유, 바이오 연료, 농산물, 분위수의 공적분 검정, 분위수 Granger 인과관계 검정.

1. 서론

원유 가격의 변동은 국민경제 여러 측면에 큰 영향을 미치므로, 이에 관해 많은 연구가 발표되었다(예를 들어, Lee, Lee, Yoon, 2019a, 2019b; Yang, Kim, 2019; Yoon, 2020). 2000년대 들어서는 국제 원유 가격과 농산물가격이 동시에 상승하는 움직임을 보였는데, 이러한 현상은 에너지 시장과 농산물 시장을 분석하는 연구자들의 큰 관심을 끌었다. 원유 가격과 농산물가격이 함께 상승한 것은 바이오 에너지의 생산과 밀접한 관련이 있다는 주장이 제기된 바 있다. 예를 들면, Mitchell(2008)은 2006~2008년에 농산물가격을 상승시키는 중요한 요인 중 하나가 미국과 EU의 대규모 바이오 연료 생산이라고 보고하였다. 이 주장의 이론적 배경은, 원유 가격이 높으면 화석연료 디젤의 가격이 함께 상승하므로, 그것과 대체재 관계에 있는 바이오 연료 가격과 생산기업 수익성에 긍정적인 영향

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

¹02450 서울특별시 동대문구 이문로 107, 한국외국어대학교 중국외교통상학부 부교수.

E-mail : zhuhua@hufs.ac.kr

²(교신저자) 46241 부산시 금정구 부산대학로 63, 부산대학교 경제학부 교수. E-mail : smyoon@pusan.ac.kr

[접수 2021년 2월 1일; 수정 2021년 2월 4일, 2021년 3월 3일; 게재확정 2021년 3월 4일]

을 미치고, 그로 인해 바이오 연료 생산을 위한 농산물의 사용을 증가시키고, 농산물가격을 상승시킨다는 것이다. 이러한 관점에서 많은 연구자는 원유 가격과 농산물가격 간의 상호 의존성을 밝히고, 원유 가격 상승이 농산물가격 상승의 주된 원인이라는 것을 발견하였다(예를 들면, Baffes, 2007; Nazlioglu, Soytaş, 2012; Pal, Mitra, 2017a). 그러나 반대 방향의 인과관계 또는 양방향 인과관계를 보고하는 연구도 있다(예를 들면, Du, McPhail, 2012; Kang, McIver, Yoon, 2017; Pal, Mitra, 2018). 그리고 일부 연구는 이 두 변수 사이에 아무런 관계가 없음을 보여주기도 한다(예를 들면, Gilbert, 2010; Zhang et al., 2010; Fowowe, 2016). 이런 연구들로부터 원유 가격, 바이오 연료 가격, 농산물 가격 사이의 상호 의존성은 논란의 여지가 많은 연구주제라는 것을 알 수 있다.

바이오 연료는 석탄이나 석유와 같은 화석연료로 생산되는 연료가 아니라 생물학적 공정을 통해 생산되는 연료이다. 바이오 연료 생산을 위한 초기 비용은 매우 많이 들지만, 원유 가격 상승, 에너지 자립 필요성, 환경 보호에 관한 관심, 정부의 연구·개발 프로젝트에 대한 재정적 지원 등으로 인해 글로벌 바이오 연료 시장의 규모는 빠르게 성장하고 있다.

세계 바이오 연료 시장은 주로 바이오 에탄올과 바이오 디젤로 구성되어 있다. 바이오 에탄올은 주로 미국과 브라질에서 생산되는 반면에, EU(특히 독일, 프랑스, 스페인)에서는 바이오 디젤을 주로 생산하고 있다. 현재 바이오 연료를 생산하는 회사에서 사용하는 원료 대부분은 식량 생산에도 사용할 수 있는 농산물이다. 예를 들면, 바이오 디젤(바이오 에탄올)은 주로 콩기름, 해바라기씨유, 유채씨유(옥수수, 사탕수수)에서 추출되는데, 이 농산물은 식품이나 사료로도 사용된다. 이러한 측면에서 에너지 생산 기술은 에너지와 농산물가격의 연관성에 대한 사회적, 정치적 이해관계를 발생시키기도 한다.

국제 원유 가격과 농산물가격의 연관성은 바이오 연료 생산의 증가와 함께 더욱 복잡해졌다. 그리고 원유의 높은 가격과 환경오염은 바이오 연료의 대량생산과 바이오 연료 및 그 원료 농산물의 가격 상승을 유도하였다. 그리고 대규모 바이오 연료 생산은 식량 안보와 관련된 여러 이슈를 일으킬 수 있다. 농산물 유형의 바이오매스(Biomass)는 미래 에너지 시스템에서 중요한 역할을 할 것으로 예상된다(Popp et al., 2014). 이러한 관심을 반영하여 많은 연구에서 원유 가격과 바이오 연료 가격 혹은 바이오 연료 가격과 농산물가격 간의 관계를 분석하였다.

본 연구의 목적은 분위수 검정기법(분위수 단위근 검정, 분위수 공적분 검정, 그랜저 인과관계 분위수 분석)을 이용하여 원유, 바이오 연료, 농산물가격 사이의 관계를 분석하는 것이다. 이러한 관계를 포착하기 위해, 본 연구에서는 Brent 원유 가격, 바이오 디젤 가격 및 콩기름 가격을 각각 원유 가격, 바이오 연료 가격 및 농산물가격의 대리변수로 이용하였다.

본 연구의 특징과 학문적 기여는 다음과 같다. 첫째, 대부분의 선행연구는 원유, 바이오 연료 및 농산물 중 어느 두 상품의 관계만을 분석하는 반면에, 이 연구는 이 세 가지 상품의 관계를 동시에 연구하여 이해의 폭을 넓힌다. 둘째, 이러한 에너지 관련 상품의 가격 관계에 대한 대부분의 실증분석은 주로 선형성과 대칭성을 가정하는 공적분 또는 인과관계 검정을 이용한다. 즉, 장기 균형 관계는 벡터오차수정모형(VECM) 추정과 공적분 검정으로 분석하고, 단기 인과관계는 전통적인 그랜저(Granger) 인과관계 검정을 주로 이용한다(Filip et al., 2019; Paris, 2018). 반면에 본 연구는 여러 변수 간의 비선형 및 비대칭 관계를 허용하는 분위수 검정기법을 이용함으로써 불필요한 제약이 유발할 수 있는 문제를 줄이고 더 깊은 이해를 가능하게 한다. 셋째, 본 연구는 QR(quantile regression) 기법을 기반으로 한 인과관계 검정을 이용한다. 회귀변수와 종속변수 간의 평균적 인과

관계에 초점을 맞춘 OLS 추정방법과 비교할 때 QR의 장점은, QR 추정이 오차항이 정규분포를 하지 않거나, 오차항에 특이치(outliers)가 포함되어 있을 때 더 강건하다는 것이다. QR 추정은 평균적인 관계뿐만 아니라 여러 분위수에서의 관계를 폭넓게 분석할 수 있다는 장점도 있다. 이러한 점에서 변수들 사이의 인과관계를 분석할 때 QR 기법은 VAR 모형 및 VECM 추정에 일반적으로 사용되는 OLS 기법보다 더 적합할 수 있다. 왜냐하면 변수 간의 중요한 인과관계는 낮은 분위수와 높은 분위수, 즉 극단적인 시장조건에서 나타날 수도 있기 때문이다.

아마도 본 연구는 분위수 인과관계 검정 방법론을 적용하여 바이오 연료, 원유 및 농산물가격 간의 관계를 연구한 첫 번째 연구라고 생각된다. 이 세 시장 간의 인과관계에 대한 연구결과는 시장참여자나 정책입안자가 적절한 거래전략을 수립하고 투자위험을 관리하며 에너지 및 식료품 정책을 준비하는 데 중요하고 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 생각된다. 이 연구의 결과는 또한 에너지 시장 안정성, 화석연료에 대한 에너지 의존도 감소, 에너지 전환, 온실가스 배출 감소 및 기후 변화 완화를 포함한 여러 정책적 의미도 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 2절에서는 분석에 이용될 자료와 실증분석 기법을 살펴본다. 3절에서는 실증분석 결과를 설명하고, 4절에서는 실증분석 결과로부터 도출된 결론을 요약하고 시사점을 제시한다.

2. 표본자료 및 분위수 검정방법

2.1. 표본자료

본 연구에서는 여러 바이오 연료 생산에 사용되는 원료 농산물 상품시장 중에서 바이오 디젤 생산에 주로 사용되는 콩기름 시장을 주요 분석대상으로 선택하였다. 표본자료는 원유 가격, 바이오 연료 가격 및 바이오매스 농산물가격을 각각 대표하는 대리변수로 Brent 유가(이하에서는 Brent), 바이오 디젤 가격(이하에서는 바이오 디젤) 및 콩기름(soybean oil) 가격(이하에서는 콩기름)으로 구성된다. 생산 측면에서 바이오 디젤(biodiesel)과 화석연료 디젤(petrodiesel) 생산비용은 거의 동일하다고 알려져 있다. 소비 측면에서 Biodiesel은 순수한 형태로 사용되는 일은 드물고, 대부분 화석연료 디젤과 혼합된 형태로 사용된다. 예를 들면, 상업용 자동차 연료로 주로 판매되는 B20은 바이오 디젤 20%와 화석연료 디젤 80%로 혼합된 형태로 판매된다. B20의 가격은 주요소마다 다르기는 하지만, 미국의 경우 주유소 평균판매가격을 기준으로 하면 화석연료 디젤보다 약 5% 싼 가격에 판매되는데, 이 차이는 정부 보조금 때문이다(<https://afdc.energy.gov/fuels/prices.html>). 바이오 디젤 가격의 움직임은 화석연료 디젤 가격의 움직임과 거의 동일하다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 바이오 디젤 가격의 대리변수로 London Gas Oil Futures 가격을 사용하기로 한다. 본 연구에서는 2005년 4월 18일부터 2020년 10월 30일까지의 일일 선물가격 데이터를 사용하여 Brent, 바이오 디젤 및 콩기름의 주별 평균 데이터를 측정하였다. 데이터는 investing.com DB(<https://www.investing.com>)에서 수집하였다. 주별 평균 가격은 해당 주의 일별 가격의 산술 평균으로 측정되므로, 일별 가격에 포함되어 있을 수 있는 잡음의 영향을 완화할 수 있다는 장점이 있다. 그리고 주별 수익률은 연속된 두 주별 가격의 로그차분으로 계산하였다.

실증분석에 이용된 주별 자료의 가격 및 수익률 움직임은 Figure 1과 같다. 이 그림에서 볼 수 있듯이, 세 가지 가격 모두에서 변동이 매우 심한 것을 볼 수 있다. 특히 2008년에는 세 시장 가격

이 모두 크게 하락했다. 2015년에는 유가의 큰 하락이 관찰되었다. 그 외, 세 시장 선물 수익률로부터 변동성 집중현상과 꼬리가 두꺼운 특징을 확인할 수 있다. 특히 2008년에는 세 시장 모두 높은 변동성을 보였다.

2.2. 실증분석방법

2.2.1. 분위수 단위근 검정 및 분위수 공적분 검정

시계열에 단위근이 있는지 확인하기 위해 Dickey, Fuller(1979)의 ADF 검정, Zivot, Andrews(1992)의 ZA 검정, Phillips, Perron(1988)의 PP 검정을 사용한다. 또한 Kwiatkowski et al.(1992)의 KPSS 검정을 사용하여 데이터의 정상성을 확인한다. ZA 검정은 구조변화 가능성을 고려하므로, 단위근 검정의 강건성을 높일 수 있는 장점이 있다.

단위근 검정을 위해 가장 널리 사용되는 방법은 ADF 검정이다. 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \alpha_{j+1} \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

이 추정식에서 지속성 정도를 나타내는 모수 α_1 이 중요한 역할을 한다. 만약, $\alpha_1 = 1$ 이면 y_t 는 단위근을 갖는 시계열이지만, $|\alpha_1| < 1$ 이면 y_t 는 정상적 시계열이라고 한다. 그러나 위의 검정들은 검정대상 시계열이 두꺼운 꼬리분포를 하는 경우에는 검정력이 감소하는 약점이 있다(Koenker, Xiao, 2004).

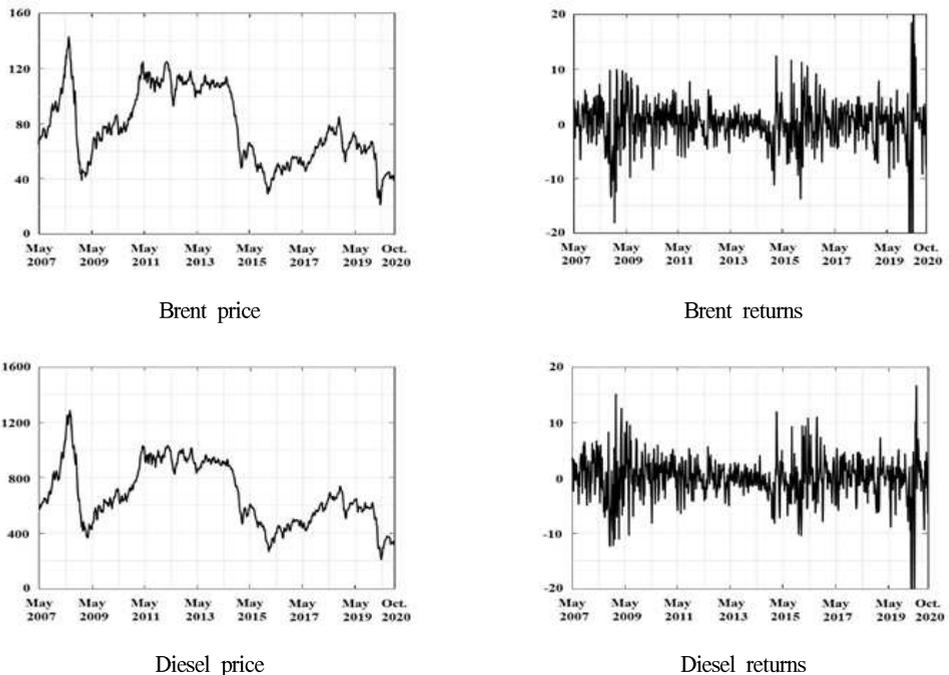


Figure 1. Evolution of the price and returns of Brent oil, diesel, and agricultural commodity

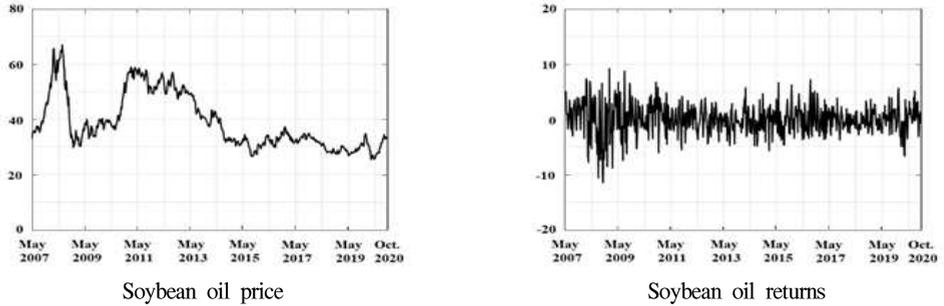


Figure 1. Evolution of the price and returns of Brent oil, diesel, and agricultural commodity (continued)

이러한 문제를 고려하여 QAR(quantile autoregression) 기법을 이용하여 조건부 확률분포의 각 분위수에서 표본 시계열의 정상성을 검정하기로 한다. Koener, Xiao(2004)와 Galvao(2009)는 다음과 같은 선형 QAR 모형을 기반으로 하는 분위수 단위근 검정을 제안하였다.

$$y_t = Q_\tau(y_t|J_{t-1}) + \varepsilon_t = \alpha_0(\tau) + \alpha_1(\tau)y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \gamma_{j+1}(\tau)\Delta y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

여기에서 $Q_\tau(y_t|J_{t-1})$ 은 τ 번째 조건부 분위수이고, J_{t-1} 는 $\{\varepsilon_s, s \leq t-1\}$ 가 생성하는 σ -장(σ -field)이다. 만약, $\alpha_1(\tau) = 1$ 이면, 시계열 y_t 는 분위수 τ 에서 단위근을 갖는 시계열이다. $\alpha(\tau) = (\alpha_0(\tau), \alpha_1(\tau), \gamma_2, \dots, \gamma_{q+1})$, $X_t = (1, y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-q})'$ 로 정의하면 $Q_\tau(y_t|J_{t-1}) = X_t' \alpha(\tau)$ 로 나타낼 수 있다. 선형 분위수 자기회귀모형의 추정은 $\min \sum_{t=1}^n \rho_\tau(y_t - X_t' \alpha(\tau))$ 과정으로 수행된다 (Koener, Bassett, 1978). 여기에서 $\rho_\tau(\varepsilon) = \varepsilon(\tau - I(\varepsilon < 0))$ 이다. Koener, Xiao(2004)와 Galvao(2009)가 제안한 t -통계량을 사용하여 서로 다른 분위수 τ 에서 귀무가설 $H_0: \alpha_1(\tau) = 1$ 을 검정한다.

계속해서, 분위수 공적분 검정방법에 관해 설명하기로 한다. 대부분의 연구에서는 각 표본 시계열 조합 간에 공적분 관계가 존재하는지를 확인하기 위해 VECM을 이용한 Johansen(1991, 1995)의 선형 공적분 검정을 사용한다. 그러나 이 검정은 시계열의 두꺼운 꼬리분포에 대해 강건하지 않을 수도 있다. 이 문제를 해결하기 위해 다음과 같이 Kuriyama(2016)의 분위수 공적분 검정을 수행한다.

$$y_t = \alpha(\tau) + \beta(\tau)x_t + \varepsilon_t(\tau) = \theta(\tau)Z_t + \varepsilon_t(\tau), \quad (3)$$

여기에서 $Z_t = (1, x_t)'$, $\theta(\tau) = (\alpha(\tau), \beta(\tau))$, $\tau \in [0, 1]$. Xiao, Phillips(2002)가 설명했듯이 모수 $\beta(\tau)$ 는 완전히 수정된 커널 추정량(kernel estimator)을 사용하여 추정된다.

시계열 x_t 와 y_t 는 $I(1)$ 이고, 잔차 $\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\theta}(\tau)Z_t$ 가 정상적이면 y_t 와 x_t 가 공적분 된다(Engle, Granger, 1987). 분위수 공적분 검정의 귀무가설을 검정하기 위해 누적 합계(CUSUM) 검정통계량 $(CS(\tau))$ 을 측정한다(Christou et al., 2018).

2.2.2. 그랜저 인과관계 분위수 분석

$\{Y_t, X_t\}$ 는 이변량 정상적 확률과정이라고 하자. Granger(1969)에 따르면, 만일 X_t 의 시차값들이

Y_t 의 확률분포를 결정하는 데 어떤 역할도 하지 않으면 시계열 X_t 는 시계열 Y_t 를 인과하지 않는다. 그런데, 실제로는 조건부 분포의 추정이 어려우므로, 많은 연구는 평균 사이의 그랜저 인과관계에 초점을 맞추었다. 이 때문에 평균 사이의 관계에 대한 표준적인 그랜저 인과관계는 조건부 분포의 꼬리 부분에 존재할 수 있는 상호 의존관계를 무시한다. 따라서 분위수가 분포를 충분히 설명할 수 있고, 분위수별 검정이 인과관계에 대한 더 많은 정보를 제공하므로, 본 연구에서는 각 분위수에서 그랜저 인과관계 검정을 수행한다.

I_t^Y 및 I_t^X 는 Y_t 및 X_t 에 포함된 시간 $(t-1)$ 까지 과거의 정보 집합이다. 그리고 $F_Y(y|I_t^Y, I_t^X)$ 및 $F_Y(y|I_t^Y)$ 는 각각 (I_t^Y, I_t^X) 및 I_t^Y 가 주어진 경우에서의 Y_t 의 조건부 확률분포이다. $Q_\tau^{Y,X}(\cdot | I_t^Y, I_t^X)$ 및 $Q_\tau^{Y,X}(\cdot | I_t^Y)$ 를 각각 $F_Y(\cdot | I_t^Y, I_t^X)$ 및 $F_Y(\cdot | I_t^Y)$ 의 분위수로 표시하면, 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설은 다음과 같이 표현될 수 있다(Troster, 2018).

$$H_0^{Y \neq X}: Q_\tau^{Y,X}(Y_t | I_t^Y, I_t^X) = Q_\tau^Y(Y_t | I_t^Y), \text{ 모든 } \tau \in \mathcal{J}.$$

이 식을 다음과 같이 나타낼 수도 있다.

$$H_0^{Y \neq X}: E[1(Y_t \leq m(I_t^Y, \theta_0(\tau) | I_t^Y, I_t^X))] = \tau, \text{ 모든 } \tau, \quad (4)$$

여기에서 $1(\cdot)$ 은 지시함수이고, $m(I_t^Y, \theta_0(\tau) | I_t^Y, I_t^X)$ 는 올바르게 설정된 $Q_\tau^Y(\cdot | I_t^Y)$ 의 조건부 분위수이다.

ψ 을 $\psi_{i,j} = \Psi_{i,j} Y_i - m(I_i^Y, \theta(\tau_j))$ 요소가 있는 $T \times n$ 행렬이라고 하자. 그러면 Troster(2018)가 제안한 검정통계량 S_T 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$S_T = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^n |\psi_j' W \psi_j|, \quad (5)$$

여기에서 W 는 요소가 $w_{i,s} = \exp[-0.5(I_i^Y - I_s^Y)^2]$ 인 $T \times T$ 행렬이고 ψ_j' 은 Ψ 의 j^{th} 열을 나타낸다.

위에 제시된 S_T 검정을 수행하기 위해, 모든 $\tau \in \mathcal{J} \subset [0, 1]$ 에 대해, 다음과 같이 분위수 자기회귀모형 QAR(k) ($k=1,2,3$) 모형의 세 가지 모수 모형을 사용한다.

$$QAR(k): m^k(I_t^Y, \theta(\tau)) = \mu_1(\tau) + \sum_{i=1}^k \mu_{i+1}(\tau) Y_{t-i} + \sigma_t \Phi_u^{-1}(\tau). \quad (6)$$

여기에서 모수 $\theta(\tau) = (\mu_0(\tau), \mu_1(\tau), \mu_2(\tau), \mu_3(\tau), \beta(\tau), \sigma_t)'$ 는 각 분위수에서 최우(maximum likelihood) 추정방법으로 추정할 수 있다. 여기에서 $\Phi_u^{-1}(\tau)$ 은 표준정규확률함수의 역함수이다.

시계열 간의 인과관계의 부호를 확인하기 위해 다른 변수의 시차를 포함하여 위의 QAR(k) 모형을 다음과 같은 모형으로 확장할 수 있다.

$$Q_\tau^Y(Y_t | I_t^Y, I_t^X) = \mu_1(\tau) + \sum_{i=1}^k \mu_{i+1}(\tau) Y_{t-i} + \beta(\tau) X_{t-1} + \sigma_t \Phi_u^{-1}(\tau). \quad (7)$$

3. 실증분석 결과

Table 1의 패널 A에 변수들의 기초통계량을 요약하였다. 수익률의 결과로부터 Brent 선물시장이, 바이오 디젤과 콩기름 시장과 비교하면, 매우 변동성이 높은 시장임을 알 수 있다. 그리고 세 수익률 시계열 모두 오른쪽으로 치우친 분포를 따른다. 수익률 시계열의 분포는 첨도가 크기 때문에 꼬리가 두껍다. 시계열의 왜도 및 두꺼운 꼬리 특징은 표본 변수가 정규분포를 따르지 않음을 시사한다. 수익률의 J-B(Jarque-Bera) 통계량은 1% 유의수준에서 정규분포한다는 귀무가설을 기각한다. 따라서 분위수를 기반으로 한 비선형 및 비대칭 인과관계 및 공적분 검정방법을 적용하는 것이 전통적인 선형 그랜저 인과관계 검정 및 선형 공적분 검정보다 더 적절할 것으로 판단된다.

Table 1의 패널 B에 단위근 검정결과를 요약하였다. 이 표에서 Brent, 바이오 디젤, 콩기름의 로그 수준 값(logarithmic level)은 정상적 시계열이 아닌 것으로 나타난다. 이러한 검정결과는 Zivot, Andrews(1992) 검정을 이용하여 확인한 것처럼 내생적인 구조변화가 있을 가능성이 있다. 그렇지만 수익률의 경우는 세 시계열 모두 1% 유의수준에서 정상적임을 알 수 있다.

Table 1. Descriptive statistics and results of the unit root tests

	Log level			Returns (%)		
	Brent	Diesel	Soybean oil	Brent	Diesel	Soybean oil
Panel A. Descriptive statistics						
Mean	1.863	2.807	1.578	-0.073	-0.085	0.003
Maximum	2.155	3.110	1.826	25.705	16.650	9.256
Minimum	1.335	2.321	1.405	-36.048	-21.434	-11.459
Std. Dev	0.157	0.149	0.104	4.426	3.927	2.691
Kurtosis	2.410	2.558	2.072	14.660	7.238	4.262
Skewness	-0.353	-0.374	0.529	-1.144	-0.574	-0.219
J-B	24.81***	22.12***	58.17***	4135.8***	564.76***	52.30***
Panel B. Results of unit root tests						
ADF test	-2.93	-2.29	-2.75	-9.24***	-19.46***	-21.43***
PP test	-2.72	-2.51	-2.92	-20.47***	-19.97***	-21.38***
ZA test	-4.01	-2.97	-3.60	-21.23***	-20.18***	-21.89***
KPSS test	0.27***	0.24***	0.25***	0.09	0.12	0.10

Notes: J-B denotes empirical statistics for the Jarque-Bera test for the normality null hypothesis. ADF, PP, and ZA tests are for the null hypothesis of non-stationarity, and the KPSS test is for the null hypothesis of stationarity, respectively. Symbol ***(**,*) denotes the rejection of the null hypotheses at the 1%(5%, 10%) significance level.

완전성과 비교 가능성을 높이기 위해 본 연구는 QAR 단위근 검정을 수행하는데, 이 검정방법은 오차항 분포가 정규분포가 아닌 경우에도 강건하고, 서로 다른 분위수에서 존재할 수 있는 비선형 및 비대칭적 조정속도를 허용한다는 장점이 있다. Table 2는 QAR 단위근 검정결과를 요약하였는데, 지속성 모수($\hat{\alpha}_1$)의 추정치와 수식 (2)의 귀무가설 $H_0: \hat{\alpha}_1 = 1$ 의 t-통계량을 보여주고 있다. 잔차의 자기상관을 줄이기 위해 종속변수 시계열 차분의 10 시차를 포함했다. 검정결과를 보면, 콩기름의 로그 수준변수는 모든 분위수에서 유의하게 비정상 시계열로 나타난다. 이 결과는 Table 1의 단위근 검정결과와도 일치하다. Brent의 로그 수준변수는 낮은 분위수($\tau \leq 0.55$)에서 비정상적이다. 그러나 높은 분위수에서는 정상적이다. 또한, 바이오 디젤의 로그 수준변수도 낮은 분위수($\tau \leq 0.60$)에서 비정상적이고 높은 분위수에서는 정상적이다. 이 두 가지 혼합된 검정결과는 Table 1의 결과와

일치하며, Brent 및 바이오 디젤의 로그 수준변수가 일정한 단위근 과정이 아니라는 증거를 제공한다. 즉, 서로 다른 분위수에서 비대칭 지속성이 있음을 의미한다. 이러한 비대칭성은 OPEC이 유가 형성에 관여하였거나 혹은 선진국 정부의 재생 에너지 보조정책의 영향 때문으로 추론된다.

Table 2. Results of the QAR unit root test

τ	log Brent		log Diesel		log Soybean oil	
	$\hat{\alpha}_1$	t -statistic	$\hat{\alpha}_1$	t -statistic	$\hat{\alpha}_1$	t -statistic
0.05	1.063	3.33	1.061	3.67	1.001	0.04
0.10	1.045	3.64	1.043	3.75	0.990	-0.91
0.15	1.026	2.79	1.038	4.37	0.985	-1.51
0.20	1.019	2.34	1.030	3.85	0.991	-0.97
0.25	1.013	1.89	1.014	2.02	0.993	-0.92
0.30	1.001	0.17	1.007	0.99	0.995	-0.68
0.35	0.997	-0.45	1.003	0.49	0.991	-1.34
0.40	0.996	-0.71	0.999	-0.18	0.987	-1.93
0.45	0.993	-1.31	0.993	-1.25	0.982	-2.67
0.50	0.989	-2.37	0.989	-2.29	0.978	-3.19
0.55	0.982	-3.87*	0.985	-2.97	0.983	-2.53
0.60	0.981	-4.04*	0.982	-3.46*	0.983	-2.61
0.65	0.976	-4.89*	0.978	-4.30*	0.983	-2.69
0.70	0.973	-5.33*	0.976	-4.63*	0.985	-2.11
0.75	0.968	-5.98*	0.966	-5.76*	0.981	-2.78
0.80	0.963	-5.89*	0.958	-6.54*	0.984	-2.12
0.85	0.952	-6.86*	0.947	-7.75*	0.982	-2.02
0.90	0.938	-7.88*	0.943	-7.13*	0.980	-1.81
0.95	0.934	-5.10*	0.930	-5.81*	0.985	-0.84

Notes: This table presents the estimates of persistence parameter ($\hat{\alpha}_1$) and t -statistics of the unit root QAR test. The symbol * of t -statistics denote rejection of the null hypothesis of unit root $H_0: \hat{\alpha}_1(\tau) = 1$, at the 5% significance level.

Table 3. Results of the Johansen linear cointegration test

Cointegration	Trace statistic	Max. eigenvalue statistic
	$H_0: rank = 0$ (15.49)	$H_0: rank = 0$ (14.26)
log(Brent) and log(Diesel)	30.54 [0.0001]***	25.50 [0.0006]***
log(Brent) and log(Soybean oil)	16.53 [0.1511]	11.77 [0.1994]
log(Diesel) and log(Soybean oil)	17.35 [0.1200]	11.44 [0.2209]

Notes: This table summarizes the results of the linear cointegration test for the logarithm of the Brent, Diesel, and Soybean Oil. Numbers in parentheses represent the 5% critical values. Numbers in the brackets are p -values. See also footnote of Table 1.

단위근 검정에 이어, Johansen(1991, 1995) 선형 공적분 검정을 수행하여, 그 결과를 Table 3에 요약하였다. Brent와 바이오 디젤 변수의 로그 수준변수 사이에 선형 공적분이 있음을 볼 수 있다. 반면에, 콩기름과 다른 두 에너지 변수 사이는 공적분 관계가 없는 것으로 나타났다.

Table 4에는 국제 원유 가격 (Brent), 바이오 연료 가격(바이오 디젤), 농산물 가격(콩기름)의 로그 변수에 대해 Kuriyama(2016)의 분위수 공적분 검정결과를 정리하였다. 이 검정에서는 수식 (3)의 $\beta(\tau)$ 추정치의 안정성을 검정한다. 검정결과를 보면, Table 3의 선형 공적분 검정결과와 달리 대부

분의 경우 공적분이 존재한다는 귀무가설을 유의하게 기각하는 것으로 나타난다. 이는 Brent, 바이오 디젤 및 콩기름 사이에 선형 장기 균형관계가 없음을 의미한다.

Table 4. Results of the quantile cointegration test

τ	Brent-Diesel		Brent-Soybean oil		Diesel-Brent	
	$\beta(\tau)$	$CS(\tau)$	$\beta(\tau)$	$CS(\tau)$	$\beta(\tau)$	$CS(\tau)$
0.05	1.0905	33.96***	1.5161	1.96***	1.0262	1.65***
0.10	1.0801	24.55***	1.5030	2.51***	1.0009	2.27***
0.15	1.0881	17.86***	1.4062	3.17***	0.9770	2.16***
0.20	1.0971	14.17***	1.3983	3.91***	0.9533	2.40***
0.25	1.0969	12.25***	1.3533	4.41***	0.9427	2.16***
0.30	1.0953	10.14***	1.3171	4.26***	0.9333	2.26***
0.35	1.0876	8.38***	1.2286	4.17***	0.9327	1.27**
0.40	1.0822	7.55***	1.1820	4.03***	0.9298	1.08
0.45	1.0795	6.57***	1.1282	4.32***	0.9287	0.80
0.50	1.0722	5.57***	1.1303	3.83***	0.9195	1.37**
0.55	1.0698	5.34***	1.1026	4.82***	0.9142	2.48***
0.60	1.0684	5.24***	1.0599	5.74***	0.9062	2.94***
0.65	1.0615	4.78***	1.0464	5.99***	0.8963	3.40***
0.70	1.0560	4.63***	0.9901	6.23***	0.8899	4.65***
0.75	1.0437	4.12***	0.9068	7.15***	0.8872	4.65***
0.80	1.0223	3.65***	0.8097	9.69***	0.8803	6.55***
0.85	1.0071	3.20***	0.6559	13.32***	0.8854	7.91***
0.90	0.9795	2.98***	0.7281	9.61***	0.8955	12.01***
0.95	0.9689	2.87***	0.4926	9.35***	0.8960	9.48***

τ	Diesel-Soybean oil		Soybean oil-Brent		Soybean oil-Diesel	
	$\beta(\tau)$	$CS(\tau)$	$\beta(\tau)$	$CS(\tau)$	$\beta(\tau)$	$CS(\tau)$
0.05	1.4466	2.07***	0.3317	7.13***	0.2642	7.70***
0.10	1.3997	2.50***	0.3855	10.43***	0.4353	9.44***
0.15	1.3928	3.25***	0.4539	8.86***	0.4965	11.74***
0.20	1.3088	3.93***	0.4793	8.74***	0.5082	12.96***
0.25	1.2725	4.22***	0.4878	8.76***	0.5193	11.97***
0.30	1.2421	4.36***	0.4991	7.58***	0.5521	10.85***
0.35	1.1442	4.62***	0.5235	8.09***	0.5529	9.57***
0.40	1.0817	4.77***	0.5572	8.29***	0.5639	8.69***
0.45	1.0579	5.39***	0.5986	7.51***	0.5994	7.97***
0.50	1.0146	5.64***	0.6187	6.76***	0.6408	7.34***
0.55	1.0045	6.01***	0.6265	6.60***	0.6410	6.84***
0.60	0.9460	6.80***	0.6174	6.24***	0.6464	6.44***
0.65	0.9023	7.61***	0.6085	5.74***	0.6329	5.90***
0.70	0.8578	8.64***	0.5927	5.24***	0.6204	5.22***
0.75	0.7848	10.84***	0.5987	4.54***	0.6130	4.64***
0.80	0.6918	13.82***	0.6087	4.03***	0.6226	4.12***
0.85	0.6513	13.75***	0.6014	3.70***	0.6289	3.64***
0.90	0.7004	10.26***	0.5956	2.96***	0.6021	2.99***
0.95	0.6480	6.50***	0.5955	2.18***	0.5869	2.35***

Notes: This table summarizes the results of the quantile cointegration test of Kuriyama (2016) for the logarithm of the Brent, Diesel, and Soybean Oil. We test the stability of the coefficient in Eq. (2). We calculate the cumulated sum (CUSUM) test statistics ($CS(\tau)$) for the null hypothesis of quantile cointegration. Simulated critical values are tabulated in Table 1 of Hao, Inder (1996). See also footnote of Table 1.

이 결과는 Yu, Bessler, Fuller(2006), Zhang et al.(2010), Myers et al.(2014), Fowowe(2016) 등의 분석결과와 일치하는데, 이 연구들에서는 석유, 바이오 연료 및 식량 가격 간에 장기적인 관계가 없

음을 발견하였다. 그러나 Peri, Baldi(2010), Natanelov et al.(2011), Natanelov, McKenzie, Van Huylbroeck(2013) 등의 연구는 이를 반박하며, 화석연료(국제 원유)와 바이오 연료 가격 사이에 선형 공적분이 있다고 한다. Saghalian(2010), Nazlioglu, Soytaş(2012), Natanelov, McKenzie, Van Huylbroeck(2013), Avalos(2014), Myers et al.(2014), Cabrera, Schulz(2016), Pal, Mitra(2017b) 등은 화석연료와 식량 가격 사이에 선형 공적분이 있음을 발견하였다.

Table 5. Quantile Granger-causality to $\Delta Brent$ using S_T test

τ	Brent \nLeftarrow Diesel			Brent \nLeftarrow Soybean oil		
	$I_t^{\Delta Brent} = 1$	$I_t^{\Delta Brent} = 2$	$I_t^{\Delta Brent} = 3$	$I_t^{\Delta Brent} = 1$	$I_t^{\Delta Brent} = 2$	$I_t^{\Delta Brent} = 3$
all	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.05	0.003***	0.002***	0.002***	0.003***	0.002***	0.002***
0.10	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.15	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.20	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.25	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.30	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.35	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.40	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.45	0.060*	0.025**	0.006***	0.060***	0.025**	0.006***
0.50	0.474	0.281	0.626	0.474	0.281	0.626
0.55	0.799	0.531	0.417	0.799	0.531	0.417
0.60	0.043**	0.098*	0.022**	0.043**	0.098*	0.022**
0.65	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.70	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.75	0.005***	0.002***	0.002***	0.005***	0.002***	0.002***
0.80	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.85	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.90	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.95	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***

Notes: This table displays the subsampling p -values of the S_T test in Eq. (5). Δ denotes first difference of series. $I_t^{\Delta Brent}$ is the number of lags of the dependent variable, Brent, under the null hypothesis of Granger non-causality in Eq. (6). The subsample size is $b = 73$ for a sample of $T = 807$ observations, as suggested Sakov, Bickel (2000) and Troster (2018). See also footnote of Table 1.

Brent, 바이오 디젤 및 콩기름 세 변수의 로그 차분을 이용하여 실증분석을 계속 수행하기로 한다. 수식 (6)의 세 가지 QAR 모형을 추정하여 S_T 검정을 수행하였다. Table 5, Table 6, Table 7은 $\tau = 0.05$ 에서 $\tau = 0.95$ 까지의 분위수에 대한 S_T 검정의 p -값을 표시한다.

Table 5는 $\Delta Brent$ 에 대한 다른 두 변수의 그랜저 인과관계 여부를 확인하기 위하여, 각 분위수에서 수행한 S_T 검정의 p -값을 보여준다. 이 표에서 바이오 디젤 수익률 또는 콩기름 수익률이 대부분의 분위수에서 Brent 수익률을 단기 그랜저 인과 한다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 수식 (6)의 세 가지 모형 모두에서 같이 확인할 수 있으므로 강건한 검정결과라고 볼 수 있다. 그렇지만, 조건부 분포의 중간 분위수($\tau = 0.50, 0.55$)에서는 유의하게 그랜저 인과하지 않음을 발견하였다.

Table 6에서는 여러 분위수에서 Brent 또는 콩기름이 바이오 디젤을 단기 그랜저 인과한다는 검정결과를 볼 수 있다. 이러한 결과는 수식 (6)의 세 가지 모형에서 모두 유사하므로 강건한 검정결

과로 볼 수 있다. 그렇지만, 조건부 분포의 가장 왼쪽 꼬리($\tau = 0.05$)와 중간 분위수($\tau = 0.50, 0.55, 0.60$)와 가장 오른쪽 꼬리 ($\tau = 0.95$)에서는 유의하게 그랜저 인과하지 않는 것으로 나타났다.

Table 6. Quantile Granger-causality to Diesel using test

τ	Diesel ∇ Brent			Diesel ∇ Soybean oil		
	$I_t^{\Delta D} = 1$	$I_t^{\Delta D} = 2$	$I_t^{\Delta D} = 3$	$I_t^{\Delta D} = 1$	$I_t^{\Delta D} = 2$	$I_t^{\Delta D} = 3$
all	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.05	0.425	0.378	0.420	0.425	0.378	0.420
0.10	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.15	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.20	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.25	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.30	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.35	0.003***	0.008***	0.002***	0.003***	0.008***	0.002***
0.40	0.032**	0.028**	0.027**	0.032**	0.028**	0.027**
0.45	0.035**	0.013**	0.047**	0.035**	0.013**	0.047**
0.50	0.406	0.506	0.314	0.406	0.507	0.314
0.55	0.586	0.605	0.820	0.586	0.605	0.818
0.60	0.153	0.120	0.033**	0.153	0.120	0.033**
0.65	0.009***	0.002***	0.003***	0.009***	0.002***	0.003***
0.70	0.002***	0.005***	0.002***	0.002***	0.005***	0.002***
0.75	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.80	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.85	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.90	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.95	0.194	0.436	0.487	0.194	0.436	0.487

Notes: $I_t^{\Delta D}$ is the number of lags of the dependent variable, Δ Diesel, in Eq. (6). See also notes of Table 5.

마지막으로 Table 7은 콩기름의 수익률에 대한 그랜저 분위수 검정결과를 요약하였다. 이 표에서 일부 분위수에서 10% 유의수준에서 Brent 또는 바이오 디젤의 변동이 콩기름의 변동을 단기 그랜저 인과한다는 것을 알 수 있다. 그러나 분포의 가장 낮은 분위수($\tau = 0.05$)와 높은 분위수($\tau = 0.90$) 및 중간 분위수($\tau = 0.40, 0.45, 0.50, 0.55, 0.60$)에서는 그랜저 인과하지 않음을 발견하였다. Table 5, Table 6, Table 7의 검정결과는 세 변수 간에 일정한 인과관계나 선형적인 인과관계가 없음을 의미한다. 즉, 세 변수 사이에는 비대칭적이고 비선형적인 단기 인과관계가 존재한다고 결론 지을 수 있다.

또한 세 변수 인과관계의 부호를 살펴보기 위하여 수식 (7)의 QAR(k) 모형을 추정하였다. Table 8의 1열에서 볼 수 있듯이 모든 분위수에서 바이오 디젤은 Brent에 음(-)의 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 이 결과를 Table 5의 왼쪽 부분과 관련하여 생각하면 Δ Diesel에서 Δ Brent로의 유의한 음(-)의 인과관계가 있다는 것으로 해석할 수 있다. 바이오 디젤의 가격이 상승하면 디젤 연료 수요가 하락하게 되며 이는 원유에서 정제되어 나오는 화석연료 디젤 수요 감소로 이어진다. 이로 인해 Brent 수요가 줄게 되고 Brent의 가격은 하락하게 된다고 추론된다.

Table 7. Quantile Granger-causality to Soybean oil using test

τ	Soybean oil \Leftarrow Brent			Soybean oil \Leftarrow Diesel		
	$I_t^{\Delta Soy} = 1$	$I_t^{\Delta Soy} = 2$	$I_t^{\Delta Soy} = 3$	$I_t^{\Delta Soy} = 1$	$I_t^{\Delta Soy} = 2$	$I_t^{\Delta Soy} = 3$
all	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.05	0.548	0.600	0.564	0.548	0.600	0.564
0.10	0.005***	0.011**	0.006***	0.005***	0.014**	0.017**
0.15	0.002***	0.002***	0.006***	0.002***	0.002***	0.006***
0.20	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.25	0.082*	0.002***	0.002***	0.082*	0.002***	0.002***
0.30	0.070*	0.022**	0.002***	0.073*	0.025**	0.002***
0.35	0.073*	0.096*	0.057*	0.073*	0.096*	0.057*
0.40	0.333	0.543	0.128	0.333	0.543	0.128
0.45	0.517	0.539	0.599	0.517	0.539	0.599
0.50	0.610	1.000	0.675	0.621	1.000	0.679
0.55	0.126	0.212	0.306	0.126	0.212	0.306
0.60	0.185	0.477	0.284	0.185	0.477	0.284
0.65	0.021**	0.024**	0.019**	0.021**	0.024**	0.019**
0.70	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.75	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.80	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
0.85	0.014**	0.039**	0.092*	0.014**	0.039**	0.092*
0.90	0.313	0.427	0.250	0.313	0.427	0.250
0.95	1.000	0.046**	0.324	1.000	0.046**	0.324

Notes: $I_t^{\Delta Soy}$ is the number of lags of the dependent variable, Soybean Oil, in Eq. (6). See also notes of Table 5.

Table 8의 3열은 모든 분위수에서 Brent는 바이오 디젤에 양(+)의 영향을 미친다는 것을 보여준다. 이 결과를 Table 6의 왼쪽 부분과 관련하여 생각하면, 많은 분위수에서 Δ Brent에서 Δ Diesel로의 양(+)의 인과관계가 있다는 것을 알 수 있다. Brent 가격이 상승하면 화석연료 디젤의 생산비와 가격이 상승하므로, 그것과 대체관계인 바이오 디젤의 가격도 상승하게 된다고 추론할 수 있다.

Table 8의 4열과 Table 6의 오른쪽 부분을 함께 고려해 보면, 다수의 분위수 경우에서 콩기름이 바이오 디젤에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는, 콩기름의 가격이 상승하면, 그것을 원료로 사용하는 바이오 디젤 가격이 상승하는 것이라고 추론할 수 있다. 하지만, 일부 낮은 분위수($\tau \leq 0.30$)에서는 인과관계의 방향이 반대되는 것으로 나타났다. Table 8의 6열과 Table 7의 오른쪽 부분을 함께 고려해 보면, 대부분의 분위수에서 바이오 디젤은 콩기름에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 콩 및 콩기름이 주요 농산물 바이오매스 상품 중 하나라는 사실 때문이다. 즉, 화석연료 디젤 가격이 상승하면 대체관계에 있는 바이오 디젤의 가격도 상승하게 되는데, 이로 인해 바이오 디젤 수요가 감소하게 되고 농산물 바이오매스 중의 하나인 콩기름 수요도 감소하게 된다. 그 결과 콩기름 가격이 하락하게 된다고 추론된다. 그렇지만, 일부 분위수에서는 인과관계의 방향이 반대로 나타났다. Table 5, Table 6, Table 7, Table 8의 이러한 결과는 Nazlioglu(2011), Du, McPhail(2012), Nazlioglu, Soytaş(2012), Mensi et al.(2014), Wang, Wu, Yang(2014), Koirala et al.(2015), de Nicola, De Pace, Hernandez(2016), Al-Maadid et al.(2017), Mensi et al.(2017), Kang, McIver, Yoon(2017), Zhang, Broadstock(2020) 등의 분석결과와 일치한다.

Table 8. Estimation results of sign and significance of the causality in quantiles

τ	Brent \Leftarrow Diesel	Brent \Leftarrow Soybean oil	Diesel \Leftarrow Brent	Diesel \Leftarrow Soybean oil	Soybean oil \Leftarrow Brent	Soybean oil \Leftarrow Diesel
0.05	-0.1758	-0.1034	0.4978	-0.0404	0.0586	0.0330
0.10	-0.1648	-0.0666	0.5923	-0.0819	0.0432	0.0393
0.15	-0.1382	-0.0632	0.6229	-0.0878	0.0733	0.0233
0.20	-0.0769	-0.0830	0.6916	-0.0907	0.0473	0.0254
0.25	-0.0168	-0.0815	0.5942	-0.0660	0.0360	-0.0062
0.30	-0.0598	0.0042	0.5615	-0.0065	0.0416	0.0039
0.35	-0.0440	-0.0051	0.6209	0.0309	0.0174	-0.0209
0.40	-0.0882	-0.0199	0.5900	0.0746	-0.0004	-0.0400
0.45	-0.0960	0.0151	0.6130	0.0337	0.0169	-0.0365
0.50	-0.0495	0.0289	0.5474	0.0174	0.0067	-0.0160
0.55	-0.0060	0.0458	0.5275	0.0277	-0.0120	-0.0435
0.60	-0.0057	0.0121	0.5617	0.0542	-0.0104	-0.0436
0.65	-0.0556	0.0502	0.5360	0.0482	-0.0032	-0.0537
0.70	-0.1243	0.0305	0.4806	0.0475	-0.0180	-0.0467
0.75	-0.1602	0.0099	0.5081	0.0365	-0.0183	-0.0322
0.80	-0.3332	0.0098	0.4433	0.0280	-0.0224	-0.0362
0.85	-0.3324	-0.0375	0.4744	0.0404	-0.0486	-0.0482
0.90	-0.4149	0.0296	0.4794	0.0878	-0.0216	-0.0252
0.95	-0.2719	-0.0932	0.5138	0.1012	0.0369	0.0388

Note: This table displays the estimates of parameter $\beta(\tau)$ of the QAR model in Eq. (7).

이 연구들에서는 단기에서 바이오 연료 가격, 원유 가격, 농산물 가격 간에 인과관계가 존재한다고 보고하였다. 반면에 Gilbert(2010)와 Fowowe(2016)는 단기 인과관계를 부정하며, 원유에서 농산물 가격으로의 단기 인과관계가 없다고 보고하였다.

4. 결론

고유가는 사람들에게 더 저렴한 에너지 공급 대안을 모색하게 한다. 1990년대 후반부터 고유가로 인해 바이오 연료는 많은 국가에서 석유 제품과 경쟁하게 되었다. 바이오 연료 생산에 주로 사용되는 원료는 식량 공급에도 사용할 수 있는 농산물이다. 그리고 2000년대 이후 농산물가격 상승의 가장 중요한 요인은 미국과 유럽 연합의 대규모 바이오 연료 생산 때문이라고 알려져 있다. 이러한 사실은 농산물가격과 에너지 가격 간의 연관성에 대한 사회적, 정치적 이슈를 제기한다. 따라서 바이오 연료 가격을 포함한 에너지 가격이 농산물가격 인상에 미치는 영향을 파악하는 것이 중요해졌다.

본 연구는 분위수 공적분 검정과 그랜저 인과관계 분위수 분석을 이용하여 바이오 연료, 국제 원유 및 농산물가격 간의 장단기 관계를 분석하였다. 데이터에 포함된 잡음을 줄이기 위해 2005년 4월 18일부터 2020년 10월 30일까지 바이오 연료(바이오 디젤), 국제 원유(Brent 원유) 및 농산물(콩기름) 선물 가격의 주별 평균 데이터를 사용하였다.

실증분석에서 얻은 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 모든 분위수에서 Brent, 바이오 디젤, 콩기름 가격 사이에 공적분 관계가 존재한다는 증거가 없다는 것을 발견하였다. 이는 세 변수 사이에 장

기적인 균형관계가 없음을 의미한다. 이러한 결과는 연료와 농산물가격 사이에 장기적인 관계가 없음을 보고한 Zhang et al.(2010)의 결과와 일치하다. 또한, 선형 공적분 검정을 이용하여 에탄올과 가솔린 가격(및 원유 가격) 간에 장기적인 관계가 없다고 보고한 Pokrivcak, Rajcaniova(2011) 결과와 일치한다. 반면에 Balcombe, Rapsomanikis(2008), Serra et al.(2011), Busse, Brummer, Ihle(2012), Hassouneh et al.(2012), Paris(2018) 등은 화석연료(국제 원유), 바이오 연료, 농산물가격 사이에 장기 균형관계가 있다고 보고하는 결과와는 차별화된다.

둘째, 분위수 그랜저 인과관계 검정의 결과로부터 모든 또는 대부분의 분위수에서 Brent, 바이오 디젤, 콩기름의 수익률 간에 유의미한 단기 양방향 그랜저 인과관계가 있음을 발견하였다. 이는 대칭적인 인과관계나 선형적인 인과관계가 없음을 의미한다. 즉, 대부분의 분위수에서 바이오 디젤 또는 콩기름에서 Brent 방향으로 단기 그랜저 인과관계를 발견하였다. 또한, 대부분의 분위수에서 Brent 또는 콩기름에서 바이오 디젤로, Brent 또는 바이오 디젤에서 콩기름으로의 유의미한 그랜저 인과관계가 있다는 것도 발견하였다. 이러한 결과는 Du, McPhail(2012)이 에탄올 시장을 통해 원유가 옥수수 가격에 영향을 미친다는 것을 보여준 연구결과와 유사한 맥락이다. 반면에 Mallory, Irwin, Hayes(2012)이 2010년 가을 이후 천연 가스, 에탄올, 옥수수 가격 사이의 모든 그랜저 인과관계가 사라진다는 것을 발견하였다는 연구결과와는 차별화된다.

본 연구의 실증분석 결과는 에너지 가격 안정성, 화석연료에 대한 에너지 의존도 감소, 에너지 전환 및 탄소 배출 감소와 같은 문제와 관련된 다양한 정책 시사점을 제시한다. 특히 바이오 연료가 식량 가격 상승에 미치는 영향은 유럽 연합과 미국 정부의 바이오 연료 생산 촉진 정책에 의한 것이기 때문에 중요한 정책 쟁점이 되고 있다. 따라서 바이오 연료 생산 보조금 정책은 농산물가격에 미치는 영향을 고려하여 검토해야 한다. 그리고 대규모 바이오 연료 생산은 유가 충격과 관련된 인플레이션을 제어하고 잠재적으로 제한된 화석연료에 대한 의존도를 낮추는 도구이다. 또 바이오 연료 생산 및 소비의 증가는 기후 변화와 지구 온난화 완화의 필수 요소인 온실가스 배출 감소를 통해 농업 및 환경 지속 가능성을 증진하는 데도 정책적 영향을 미친다.

바이오 연료, 국제 원유 및 농산물가격 간의 장단기 인과관계를 분석하는 연구는 정책적 활용도가 매우 높으므로, 분석결과의 보편성을 높이기 위하여 더 많은 실증분석이 축적될 필요가 있다. 보다 엄밀한 검정기법, 더 다양한 대리변수를 활용하는 후속 연구가 기대된다.

References

- Al-Maadid, A., Caporale, G. M., Spagnolo, F., Spagnolo, N. (2017). Spillovers between food and energy prices and structural breaks, *International Economics*, 150, 1-18. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2016.06.005>
- Avalos, F. (2014). Do oil prices drive food prices? The tale of a structural break, *Journal of International Money and Finance*, 42, 253-271. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2013.08.014>
- Baffes, J. (2007). Oil spills on other commodities, *Resources Policy*, 32(3), 126-134. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2007.08.004>
- Balcombe, K., Rapsomanikis, G. (2008). Bayesian estimation and selection of nonlinear vector error correction models: the case of the sugar-ethanol-oil nexus in Brazil, *American Journal of Agricultural Economics*, 90(3), 658-668. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2008.01136.x>
- Busse, S., Brummer, B., Ihle, R. (2012). Price formation in the German biodiesel supply chain: a Markov-switching vector error-correction modeling approach, *Agricultural Economics*, 43(5), 545-560. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2012.00602.x>

- Cabrera, B. L., Schulz, F. (2016). Volatility linkages between energy and agricultural commodity prices, *Energy Economics*, 54, 190-203. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.11.018>
- Christou, C., Gupta, R., Nyakabawo, W., Wohar, M. E. (2018). Do house prices hedge inflation in the US? A quantile cointegration approach, *International Review of Economics and Finance*, 54, 15-26. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.12.012>
- de Nicola, F., De Pace, P., Hernandez, M. A. (2016). Co-movement of major energy, agricultural, and food commodity price returns: a time-series assessment, *Energy Economics*, 57, 28-41. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.04.012>
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of American Statistical Association*, 74(366), 427-431. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Du, X., McPhail, L. L. (2012). Inside the black box: the price linkage and transmission between energy and agricultural markets, *Energy Journal*, 33(2), 171-194. DOI: <https://doi.org/10.5547/01956574.33.2.8>
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55(2), 251-276. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Filip, O., Janda, K., Kristoufek, L., Zilberman, D. (2019). Food versus fuel: an updated and expanded evidence, *Energy Economics*, 82, 152-166. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.10.033>
- Fowowe, B. (2016). Do oil prices drive agricultural commodity prices? Evidence from South Africa, *Energy*, 104, 149-157. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.energy.2016.03.101>
- Galvao Jr., A. F. (2009). Unit root quantile autoregression testing using covariates, *Journal of Econometrics*, 152(2), 165-178. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.01.007>
- Gilbert, C. L. (2010). How to understand high food prices, *Journal of Agricultural Economics*, 61(2), 398-425. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2010.00248.x>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, 37(3), 424-438. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Hao, K., Inder, B. (1996). Diagnostic test for structural change in cointegrated regression models, *Economics Letters*, 50(2), 179-187. DOI: [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(95\)00750-4](https://doi.org/10.1016/0165-1765(95)00750-4)
- Hassouneh, I., Serra, T., Goodwin, B. K., Gil, J. M. (2012). Non-parametric and parametric modeling of biodiesel, sunflower oil, and crude oil price relationships, *Energy Economics*, 34(5), 1507-1513. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.06.027>
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. DOI: <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Koenker, R., Bassett, Jr., G. (1978). Regression quantiles, *Econometrica*, 46(1), 33-50. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Kang, S. H., McIver, R., Yoon, S.-M. (2017). Dynamic spillover effects among crude oil, precious metal, and agricultural commodity futures markets, *Energy Economics*, 62, 19-32. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.12.011>
- Koenker, R., Xiao, Z. (2004). Unit root quantile autoregression inference, *Journal of the American Statistical Association*, 99(467), 775-787. DOI: <https://doi.org/10.1198/016214504000001114>
- Koirala, K. H., Mishra, A. K., D'Antoni, J. M., Mehlhorn, J. E. (2015). Energy prices and agricultural commodity prices: testing correlation using copulas method, *Energy*, 81, 430-436. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.energy.2014.12.055>
- Kuriyama, N. (2016). Testing cointegration in quantile regressions with an application to the term structure of interest rates, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 20(2), 107-121. DOI: <https://doi.org/10.1515/snde-2013-0107>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of*

- Econometrics*, 54(1-3), 159-178. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lee, Y., Lee, Y.-J., Yoon, S.-M. (2019a). Analysis of relationship between energy consumption and economic growth using nonparametric quantile causality test, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 21(3), 1285-1294. (in Korean). DOI: <https://doi.org/10.37727/jkdas.2019.21.3.1285>
- Lee, Y.-J., Lee, Y., Yoon, S.-M. (2019b). Sectoral energy consumption and economic growth: analysis using nonparametric quantile causality test, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 21(5), 2431-2442. (in Korean). DOI: <https://doi.org/10.37727/jkdas.2019.21.5.2431>
- Mallory, M. L., Irwin, S. H., Hayes, D. J. (2012). How market efficiency and the theory of storage link corn and ethanol markets, *Energy Economics*, 34(6), 2157-2166. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.03.011>
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Nguyen, D. K., Yoon, S.-M. (2014). Dynamic spillovers among major energy and cereal commodity prices, *Energy Economics*, 43, 225-243. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.03.004>
- Mensi, W., Tiwari, A., Bouri, E., Roubaud, D., Al-Yahyaee, K. H. (2017). The dependence structure across oil, wheat, and corn: a wavelet-based copula approach using implied volatility indexes, *Energy Economics*, 66, 122-139. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.06.007>
- Mitchell, D. (2008). A note on rising food prices, Policy Research Working Paper No. 4682, World Bank, Washington, DC.
- Myers, R. J., Johnson, S. R., Helmar, M., Baumes, H. (2014). Long-run and short-run co-movements in energy prices and the prices of agricultural feedstocks for biofuel, *American Journal of Agricultural Economics*, 96(4), 991-1008. DOI: <https://doi.org/10.1093/ajae/aau003>
- Natanelov, V., Alam, M. J., McKenzie, A. M., Van Huylbroeck, G. (2011). Is there co-movement of agricultural commodities futures prices and crude oil? *Energy Policy*, 39(9), 4971-4984. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.06.016>
- Natanelov, V., McKenzie, A. M., Van Huylbroeck, G. (2013). Crude oil-corn-ethanol - nexus: a contextual approach," *Energy Policy*, 63, 504-513. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.08.026>
- Nazlioglu, S. (2011). World oil and agricultural commodity prices: evidence from nonlinear causality, *Energy Policy*, 39(5), 2935-2943. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.03.001>
- Nazlioglu, S., Soytas, U. (2012). Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: a panel cointegration and causality analysis, *Energy Economics*, 34(4), 1098-1104. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.09.008>
- Pal, D., Mitra, S. K. (2017a). Time-frequency contained co-movement of crude oil and world food prices: A wavelet-based analysis, *Energy Economics*, 62, 230-239. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.12.020>
- Pal, D., Mitra, S. K. (2017b). Diesel and soybean price relationship in the USA: evidence from a quantile autoregressive distributed lag model, *Empirical Economics*, 52(4), 1609-1626. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00181-016-1114-4>
- Pal, D., Mitra, S. K. (2018). Interdependence between crude oil and world food prices: a detrended cross correlation analysis, *Physica A*, 492, 1032-1044. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.11.033>
- Paris, A. (2018). On the link between oil and agricultural commodity prices: do biofuels matter? *International Economics*, 155, 48-60. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2017.12.003>
- Peri, M., Baldi, L. (2010). Vegetable oil market and biofuel policy: an asymmetric cointegration approach, *Energy Economics*, 32(3), 687-693. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.09.004>
- Phillips, P. C. B., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75(2), 335-346. DOI: <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Pokrivcak, J., Rajcaniova, M. (2011). Crude oil price variability and its impact on ethanol prices, *Agricultural Economics (AGRICECON)*, 57(8), 394-403. DOI: <https://doi.org/10.17221/42/2010-AGRICECON>
- Popp, J., Lakner, Z., Harangi-Rákos, M., Fári, M. (2014). The effect of bioenergy expansion: food, energy, and environment, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 32, 559-578. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2014.01.056>
- Saghaian, S. H. (2010). The Impact of the oil sector on commodity prices: correlation or causation? *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 42(3), 477-485. DOI: <https://doi.org/10.1017/S1074070800003667>

- Sakov, A., Bickel, P. J. (2000). An Edgeworth expansion for the m out of n bootstrapped median, *Statistics & Probability Letters*, 49(3), 217-223. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0167-7152\(00\)00050-X](https://doi.org/10.1016/S0167-7152(00)00050-X)
- Serra, T., Zilberman, D., Gil, J. M., Goodwin, B. K. (2011). Nonlinearities in the U.S. corn-ethanol-oil-gasoline price system, *Agricultural Economics*, 42(1), 35-45. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2010.00464.x>
- Troster, V. (2018). Testing for Granger-causality in quantiles, *Econometric Reviews*, 37(8), 850-866. DOI: <https://doi.org/10.1080/07474938.2016.1172400>
- Wang, Y., Wu, C., Yang, L. (2014). Oil price shocks and agricultural commodity prices, *Energy Economics*, 44, 22-35. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.03.016>
- Xiao, Z., Phillips, P. C. B. (2002). A CUSUM test for cointegration using regression residuals, *Journal of Econometrics*, 108(1), 43-61. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00103-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00103-8)
- Yang, J.-M., Kim, T.-W. (2019). Energy transition and its impact on the economy, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 21(2), 757-767. (in Korean). DOI: <https://doi.org/10.37727/jkdas.2019.21.2.757>
- Yoon, S.-M. (2020). Volatility spillovers between the EU carbon emission trading market and energy markets, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 22(5), 1875-1891. (in Korean). DOI: <https://doi.org/10.37727/jkdas.2020.22.5.1875>
- Yu, T.-H., Bessler, D. A., Fuller, S. (2006). Cointegration and causality analysis of world vegetable oil and crude oil prices, 2006 Annual meeting, July 23-26, 2006, Long Beach, CA, American Agricultural Economics Association.
- Zhang, D., Broadstock, D. C. (2020). Global financial crisis and rising connectedness in the international commodity markets, *International Review of Financial Analysis*, 68, 101239. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.08.003>
- Zhang, Z., Lohr, L., Escalante, C., Wetzstein, M. (2010). Food versus fuel: what do prices tell us? *Energy Policy*, 38(1), 445-451. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.09.034>
- Zivot, E., Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the Great Crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270. DOI: <https://doi.org/10.2307/1391541>

On the interdependence between biofuel, crude oil and agricultural prices: Evidence from quantile test approach^{*}

Zhuhua Jiang¹, Seong-Min Yoon²

Abstract

We investigate the long- and short-run relationship between biofuel, crude oil and agricultural commodity prices by applying cointegration and causality analysis. We employ quantile approach to consider nonlinearity and asymmetry in the relationship of data. To reduce the noise contained in the data, we use weekly average data of biofuel (diesel), oil (Brent oil) and agricultural commodity (soybean oil) futures prices from April 18, 2005 to October 30, 2020. The main findings are summarized as follows. First, we find no evidence of cointegration between the quantiles of diesel, Brent oil, and soybean oil prices when all quantiles are considered, although the results of the standard linear cointegration test are inconclusive. Second, from the results of the Granger causality test in quantiles, we find significant short-run bidirectional causality between the returns of diesel, Brent oil, and soybean oil prices, for all or most quantiles of the distribution, implying there is an asymmetric and nonlinear causal linkage between these variables. The results of our analysis have several important policy implications including energy price stability, a decrease of the energy dependence on fossil fuels, promotion of agricultural industry, environmental sustainability, energy conversion, and the reduction of greenhouse gas emissions.

Keywords : Crude oil, Biofuel, Agricultural commodity, Cointegration test in quantile, Granger causality test in quantile.

^{*}This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea (NRF-2020S1A5B8103268).

¹Associate Professor, Division of Chinese Foreign Affairs and Commerce, Hankuk University of Foreign Studies, 107 Imun-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 02450, Korea. E-mail: zhuhua@hufs.ac.kr

²(Corresponding Author) Professor, Department of Economics, Pusan National University, Busandaehak-ro, 63beon-gil, Geumjeong-gu, Busan, 46241, Korea. E-mail: smyoon@pusan.ac.kr

[Received 1 February 2021; Revised 4 February 2021, 3 March 2021; Accepted 4 March 2021]