

석유제품 가격의 지역 간 연계성 분석

송효준*·이한식**

요약 : 본 연구에서는 휘발유, 경유, 항공유를 대상으로 벡터 오차수정모형을 이용하여 원유가와 각 지역 석유제품가격의 상호 인과관계 여부와 지역 간 제품가격의 선행-후행 관계를 확인하였다. 그리고 이를 글로벌 석유 시장의 수급과 교역 흐름, 경쟁 강도와 연결해 해석하였다. 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 원유가는 각 지역 휘발유, 경유, 항공유와의 장기 관계에서 약외생성을 보인 반면, 단기 관계에서는 원유가 역시 제품가격에 영향을 받는다는 사실을 확인하였다. 둘째, 유럽 경유 및 항공유 시장과 같이 다른 지역으로부터의 수입에 크게 의존하는 경우, 다른 지역 석유제품과의 장기 관계에서 약외생성을 보인다. 셋째, 글로벌 시장에서 차지하는 수요 비중이 큰 지역일수록 시장에 미치는 영향력이 커지면서 다른 지역 제품가격과의 관계에서 약외생성을 나타낼 가능성이 크다. 그러나 경유, 항공유 시장에서는 수요 비중이 높은 지역이라도 역내 산업집중도가 낮아 경쟁 강도가 세고, 과잉 생산 해소를 위해 다른 지역으로의 수출에 크게 의존할 경우 가격 선도력이 떨어지면서 약외생성이 사라진다. 지역 간 석유제품가격 관계에 대한 본 연구 결과는 석유정제 기업과 상품 트레이딩 기업의 글로벌 석유시장에 대한 이해도를 높여, 관심 대상 지역의 석유제품가격 변화 예측 및 지역별 자산 포트폴리오 구축에 중요한 정보를 제공할 것으로 기대한다.

주제어 : 원유가, 석유 시장, 석유제품가격, 벡터 오차수정모형, 가격 연동

JEL 분류 : Q37, C32

접수일(2018년 11월 6일), 수정일(2018년 12월 21일), 게재확정일(2019년 2월 26일)

* SK경영경제연구소, 수석연구원, 주저자(e-mail: hisongga@naver.com)

** 서강대학교 경제학부, 교수, 교신저자(e-mail: hahnlee@sogang.ac.kr)

An Analysis on Inter-Regional Price Linkage of Petroleum Products

Hyojun Song* and Hahn Shik Lee**

ABSTRACT : This paper investigates the relationship between the oil price and the major petroleum products prices at the trading hubs such as Singapore, North West Europe and the US New York Harbor. We focus on the lead-lag relationship between the weekly petroleum prices from 2009 to 2016 based on the vector error correction model. We find that the oil price leads the prices of petroleum products in the long term, while there is bidirectional causality in the short term. On the other hand, prices of petroleum products in regions with high import dependency, such as Europe gas oil and jet fuel price, are exogenous in the long term. We also present evidence that prices of petroleum products in region with a large global-market share lead prices in other regions. However, if the region is in an over-production situation and low industry concentration, it may lose its price leadership due to intense competition. The result in this study can provide a useful information to petroleum refining companies in forecasting fluctuations of product price, and hence in planning their regional arbitrage trading activities.

Keywords : Oil price, Petroleum product price, Granger causality, Vector error correction model

Received: November 6, 2018, Revised: December 21, 2018, Accepted: February 26, 2019.

* Chief Researcher, SK Research Institute, First author(e-mail: hisongga@naver.com)

** Professor, School of Economics, Sogang University, Corresponding author(e-mail: hahnlee@sogang.ac.kr)

I. 서론

석유제품의 가격은 원료인 원유의 가격, 즉 원유가의 변화에 민감하게 반응한다. 반대로 다양한 요인에 의해 영향을 받는 원유가의 움직임 역시 석유제품의 가격 변동에 영향을 받기도 한다. 예를 들어 제품가격의 상승 요인이 석유제품의 수요 증가에 있다면, 이는 곧 원료인 원유의 수요 증가로 이어져 원유가의 상승을 이끌 수 있다. 반면 제품가격의 하락 요인이 예상보다 높은 제품의 재고 증가에 있다면 향후 원유의 수요 감소가 예상되어 원유가가 하락할 가능성이 크다. 따라서 원유가와 제품가격 간에는 일방적인 영향 관계가 아니라 상호 영향이 나타날 가능성이 있다.

한편 글로벌 석유 시장은 시간이 갈수록 지역 간 통합도(Integration)가 높아지고 있다. 정보통신의 발달, Trading의 확대, 금융자본의 참여 확대 등으로 인해 한 지역에서 발생한 국지적인 현상의 영향이 다른 지역으로 쉽게 전이되기 때문이다. 또한 선물시장의 발달도 이러한 추세를 더욱 강화했을 것이다. 그런데 제품가격의 지역 간 통합도가 높다 하더라도, 상대적으로 가격을 선도하는 지역이 있는 반면 이를 따르는 지역이 존재한다면, 선행-후행의 관계는 어떻게 결정될까? 글로벌 시장에서 차지하는 수요 비중이 큰 지역이나 지역 간 교류에서 수입량이 매우 클 만큼 공급 부족한 지역이 가격결정자(Price-setter)로서 가격을 선도할 가능성이 높다. 반면 글로벌 시장에서 수요 비중이 작거나, 잉여물량이 많은 지역은 상대적으로 가격을 결정하는데 있어 영향력이 떨어지므로, 글로벌 시장에서 가격수용자(Price-taker)의 모습을 띠 가능성이 크다.

본 연구는 상품(Commodity) 간 가격의 연동을 다루는 기존 연구의 흐름과 맥이 닿아 있다. 석유 시장에 대한 기존 연구의 경우 글로벌 벤치 마커 역할을 하는 지역별 대표 유종간, 또는 동일 지역 내 원유가와 제품가격 간 변동을 연구하는 데 초점이 맞춰져 왔다. 하지만 본 연구에서는 주요 석유제품을 대상으로 지역 간 가격 변화의 상호 영향과 선행-후행 관계를 다루고자 한다. 석유제품은 LPG, 납사, 휘발유, 항공유, 경유, 중유 등 용도가 다양한 제품들로 구성되어 있다. 그리고 지역별로 석유제품의 소비 및 공급 구조가 서로 다르고, 이에 따라 제품별 교역 흐름의 방향도 다르게 나타난다. 따라서 제품별로 지역 간 가격 변동의 영향과 선행-후행 관계가 다른 양상을 보일 것으로 예상된다.

본 연구의 결과는 석유정제 기업이나 상품 트레이딩 기업 또는 원유나 석유제품을 투

자의 대상으로 삼는 금융자본 투자자에게 의미 있는 시사점을 제공해줄 수 있다. 주요 석유제품의 지역 간 가격 변동의 영향과 선행-후행 관계를 파악함으로써 관심 대상인 시장에서의 제품가격변화를 예측하는 데 도움을 받을 수 있기 때문이다. 이를 통해 가격 변동 위험을 제거하는 헤지 활동을 강화하거나 지역 간 차익거래 또는 자산 포트폴리오 구축 등에 나설 수 있을 것이다. 또한 본 연구의 결과를 활용해 원유가 예측의 정확도도 일정 부분 높일 수 있다. 제품가격이 원유에서 출발한 석유정제산업 가치사슬의 마지막 소비 단계에서 수요와 공급, 재고상황 등을 반영한다는 점에서 제품가격이 원료인 원유 가격의 흐름에 영향을 주는 변수로 활용 가능할 것으로 보이기 때문이다.

이 논문은 다음과 같이 구성된다. 다음 장에서는 석유 시장에서 가격 연동과 관련한 선행연구의 흐름을 파악해보고, 이를 통해 본 연구의 의미를 조명해 본다. 제III장에서는 본 연구에서 사용할 모형을 설정한 후 분석 방법을 설명하고, 제IV장에서는 계량분석의 결과를 글로벌 석유 시장의 현황과 연결해 해석한다. 마지막 제V장에서는 논문의 전체 내용을 요약하고 결론을 맺고자 한다.

II. 선행 연구

원유가와 석유제품가격은 공통의 확률적 추세를 가질 가능성이 높다. 정제설비를 통해 원유가 석유제품으로 바뀌는 과정에서 원료비 비중이 높은 산업 특성상 제품가격이 원료인 원유 가격의 변화를 신속하게 반영하기 때문이다. 반대로 제품가격 또한 원유가에 일정 부분 영향을 미치게 된다. 석유제품가격은 소비자와 연결되는 최종 수요와 공급을 반영하여 결정되므로, 이는 다시 원료인 원유의 수요와 가격에 피드백되는 구조다.

석유제품가격 간에도 공통의 확률적 추세를 가질 가능성 역시 높다. 정제설비에서 나오는 납사, 휘발유, 경유, 항공유 등의 석유제품이 병산품(併産品)인 관계로 제품 생산 비율의 조정을 통해 제품 간 가격 변화의 영향이 상호 전이되기 때문이다. 이렇듯 원유가와 제품가격 간, 그리고 제품가격 상호 간에는 공적분 관계가 존재할 가능성이 높다. 공적분이 존재한다는 것은 두 변수 사이의 안정적 관계가 깨어지더라도 이 상태가 장기간 지속하지 않고 다시 안정적 관계로 회귀한다는 것을 의미한다.

제품가격 상호 간 공적분 관계에 대해서는 이미 오래전부터 다양한 연구가 진행되어

왔다. Serletis(1994)는 1984년 12월에서 1993년 4월까지 원유, 보일러 등유(Heating Oil), 휘발유의 일일 선물가격을 이용해 Johansen 최대우도법(Maximum Likelihood Method) 공적분 검정을 실시한 결과, 이들 제품의 가격이 하나의 공통 추세를 따른다는 결론을 얻었다. Girma and Paulson(1999) 역시 같은 시계열 자료를 이용한 분석에서 제품가격 간 공적분 관계를 확인하고, 이를 활용한 석유제품 선물의 차익거래 기회를 언급하였다.

Gjølerg and Johnsen(1999)는 1992년에서 1998년까지 원유와 휘발유를 포함한 여섯 개 석유제품의 월간 가격을 이용한 분석에서 이들 변수 간 공적분 관계를 확인하였다. 또한 오차수정모형을 통해 단기 가격의 변화를 예측하고, 이를 위험 관리에 활용할 수 있음을 밝혔다.

Asche et al.(2003)은 공적분 검정과 벡터 오차수정모형(Vector Error Correction Model)을 이용하여 1992년에서 2000년까지 북서유럽(North West Europe)의 월간 원유가 및 석유제품가격을 분석하였다. 이를 통해 원유가와 납사, 경유, 실내 등유(Kerosene) 가격 간에는 각각 안정적인 균형 관계가 존재하는 반면 원유가와 중유(Fuel Oil) 가격 사이에는 공적분 관계가 존재하지 않는다는 사실을 확인하였다. 그리고 납사, 경유, 실내 등유 세 석유제품 간에도 공적분 관계가 존재하는 것을 통해 이들 제품가격이 서로 영향을 주고받는 사실을 확인하였다. 한편 제품가격은 원유가에 의존적이지만 원유가는 제품가격에 의존적이지 않음을 통해 원유가가 약외생성(Weakly Exogenous)을 띠는 것을 확인하였다.

Lanza et al.(2005)는 1994년에서 2002년까지의 주간 자료를 이용해 유럽과 미주(북미/남미) 지역에서 원유와 석유제품 현물가격 간 공적분 관계를 연구하였다. 이를 통해 유럽이 미주 지역에 비해 제품 간 안정적인 균형 관계가 더 강하게 나타난다는 것을 확인하였다.

Westgaard et al.(2011)은 북해산 원유(Brent)와 런던 ICE 선물시장(Intercontinental Exchange)에서 거래되는 경유 가격 사이의 관계를 연구하였다. 1994년에서 2009년까지의 일일 가격을 이용해 만기가 서로 다른 선물 다섯 쌍의 공적분 관계를 살펴보았는데, 만기가 짧은(1M, 2M) 원유-경유 선물가격 간에서 공적분 관계를 확인했지만, 만기가 긴(3M, 6M, 12M) 원유-경유 선물가격 간에는 공적분 관계가 존재하지 않았다. 또한 2002년에서 2009년 사이에는 만기구조에 관계없이 모든 쌍에서 공적분 관계가 존재하지 않

는다는 사실을 통해 변동성이 큰 시점에는 원유와 제품가격 간에 안정적인 균형 관계에 도달하기까지 상당한 시간이 걸릴 수 있음을 확인하였다.

앞서 살펴본 바와 같이 원유와 석유제품 간 가격 변동에 관한 기존 연구의 대부분은 같은 지역 내에서 상품 간 가격 변동과 영향에 초점이 맞춰져 진행되어 왔다. 반면 개별 석유제품을 대상으로 한 지역 간 가격 변동과 그 영향에 대한 연구는 상대적으로 드물었다. 이는 원유와 달리 석유제품의 경우 국가 또는 지역 시장 단위의 수급에 의해 가격의 움직임이 나타난다는 믿음에서 기인한 것이다.

석유정제기업이나 상품 교역을 전문적으로 하는 트레이딩 기업의 경우 동일한 지역 내에서 다른 석유제품을 위험 분산이나 차익거래의 대상으로 삼기도 하지만, 개별 석유제품을 대상으로 지역 간 가격 차이를 이용한 위험 분산이나 차익거래도 흔히 이용한다. 중국과 인도 등의 영향으로 인해 아시아 석유 시장의 규모가 빠르게 늘어나면서 글로벌 석유 시장에 미치는 영향이 점차 커지고 있다. 또한 2010년 이후에는 미국의 셰일 오일 생산이 급증함에 따라 미국 석유정제설비의 가동률이 높아지면서, 최대 석유제품 소비국인 미국이 글로벌 석유제품 교역에 미치는 영향도 과거와 달라지고 있다. 이렇듯 글로벌 석유 시장 환경이 빠르게 변화함에 따라 미국, 아시아, 유럽의 석유 시장이 상호 영향을 미칠 수밖에 없는 상황에서도 석유제품의 지역 간 가격 관계에 관한 연구는 크게 진전되지 않았다.

Siliverstovs et al.(2005)는 1990년부터 2004년까지 유럽, 북미, 일본의 월간 LNG 수입 가격 간 공적분 관계를 통해 주요 LNG 수입 시장의 통합 정도를 살펴보았다. 유럽과 일본 LNG 가격 간에는 공적분 관계가 존재하여 시장 통합도가 높게 나타났지만, 북미 LNG 가격은 다른 지역 LNG 가격과 공적분 관계가 존재하지 않아, 나머지 두 시장과의 통합도가 낮음을 확인하였다.

Masih et al.(2010)은 2000년에서 2006년 4월까지의 북해산 원유 가격과 북서유럽, 지중해, 아시아 지역의 월간 에틸렌 가격의 움직임을 확인한 결과 각 지역 에틸렌 가격이 원유가와 공적분 관계에 있다는 사실을 확인하였다. 또한 벡터 오차수정모형을 통해 세 지역 에틸렌 가격 간에 상호 영향 유무를 파악하였는데, 아시아 에틸렌 가격이 역내 석유화학제품의 높은 수요성장을 배경으로 단기 및 장기 관계에서 약외생성을 보인다는 사실을 확인하였다.

상대적으로 소홀하던 지역별 석유제품 간 가격 관계에 관한 연구는 Zavaleta et al. (2015)의 미국과 유럽 지역의 원유가 및 제품가격 간 연구를 통해 일정 부분성공을 보았다. 1987년 5월에서 2010년 9월까지 휘발유, 항공유, 중유의 주간 가격을 이용한 공적분 검정과 오차수정모형을 통해, 미국과 유럽 석유 시장 간 통합 현상을 논의했는데, 유럽에서 미국으로 휘발유 수출량이 늘어나면서 두 시장 간 가격 통합이 나타나는 것으로 해석했다. Ji and Fan(2016)는 글로벌 원유 시장을 대상으로 한 연구에서 지역별 원유 가격의 통합 현상에 대해 유사한 분석을 시행했다. 그러나 Ederington et al.(2018)의 최근 발표 자료에서 확인할 수 있는 바와 같이 석유제품을 대상으로 한 지역 간 가격 관계를 글로벌 석유산업과 연결해서 해석하고자 하는 추가적인 연구는 더 이상 진행되지 않았다.

본 연구에서는 글로벌 석유 시장에서 대표 제품이라 할 수 있는 휘발유, 경유, 항공유를 대상으로 원유가와 지역 간 제품가격의 상호관계를 추정한다.^{1),2)} 이를 통해 원유가와 각 지역 석유제품가격의 상호 인과관계 여부를 확인하고, 지역 간 제품가격의 선행-후행 관계를 분석한다. 글로벌 시장을 대상으로 지역 간 제품가격의 영향력을 파악하기 위해 기존 연구에서 소홀히 다뤄지던 아시아 석유 시장을 분석 범위에 포함했다. 아시아 석유 시장은 중국과 인도의 경제 성장에 힘입어 석유 소비와 정제설비 규모에서 전 세계 시장의 1/3을 차지할 만큼 영향력이 갈수록 커지고 있기 때문이다. 또한 글로벌 금융위기 이후 셰일 오일의 영향력이 본격화하여 글로벌 석유제품 교역에 큰 변화가 나타난 점을 고려하여 분석 시기를 2009년에서 2016년까지로 한다. 공적분 검정과 벡터 오차수정모형을 통해 장단기 관계에서의 변수 간 인과관계와 외생성·내생성 여부를 확인하고 이를 글로벌 석유 시장의 수급 및 교역 흐름과 연결해 설명하고자 한다.

- 1) 국제에너지기구(International Energy Agency)에 따르면 2012년 기준 평균적으로 석유정제설비로부터 생산되는 석유제품의 비중은 휘발유 26%, 경유 32%, 항공유 8%, 중유 11%, 납사 7%, LPG 5%, 아스팔트 등 기타제품이 11%로 구성되어 있다. 이들 제품 중 휘발유, 경유, 항공유의 경우 타제품과 비교하면 상대적으로 가격이 높아 석유정제기업의 수익성과 설비운영에 가장 큰 영향을 미치는 제품들이다. 또한 이들 제품은 미국 회계감사원(GAO: Government Accountability Office)이 2007년 말에 발표한 보고서(GAO, 2007)에서 지난 20년간 석유제품의 지역 간 교역 증가로 인해 시장 특성이 글로벌화한 대표적인 석유제품으로 언급된 바 있다. 따라서 지역 간 제품가격의 장단기 관계를 분석하고, 이를 역내 수급 및 교역 흐름을 이용하여 해석함으로써 석유정제기업의 관련 사업 의사결정에 도움을 주고자 하는 본 연구의 목적에 잘 부합하는 제품이라 할 수 있다.
- 2) 일반적으로 원유가 또는 제품가격의 예측에 있어 수요, 공급과 같은 기초 요인이나 투기, 금융 환경과 같은 비 기초 요인이 영향을 미치는 점을 고려하여, 이러한 다양한 변수들을 모형에 포함하는 것이 일반적이다. 하지만 본 연구에서는 이러한 변수의 영향이 종합적인 결과로 나타나는 형태인 가격, 즉 원유가와 제품가격만을 변수로 하여 상호 간의 관계(선행-후행)를 살펴보고, 이를 산업환경 변화와 연결하여 해석하고자 하였다.

III. 모형의 설정 및 분석 방법

먼저 본 연구에서 이용할 원유가 및 석유제품가격들의 시계열 안정성을 확인하기 위해 단위근 검정을 수행한다. 변수들이 안정적일 경우 벡터자기모형(VAR: Vector Auto Regression Model)을 사용할 수 있으나, 불안정할 경우 가성 회귀 현상을 막기 위해 변수들을 차분하여 사용하게 된다. 하지만 차분을 이용할 경우 그 변수 자체가 내포하고 있는 고유한 장기정보가 상실되므로 장기 인과관계를 분석할 수 없는 한계가 존재한다. 이러한 문제를 개선하는 방안이 공적분 검정인데, 이 방법 역시 장기 균형 관계는 알 수 있으나, 변수 간 인과관계를 설명하지 못하는 한계가 있다. 공적분 존재의 자체만으로는 변수 간 그랜저 인과관계(Granger Causality), 즉 변수의 선행-후행 관계를 알 수 없기 때문이다.

이에 본 연구에서는 변수 간 단기 및 장기 인과관계를 추정할 수 있는 벡터 오차수정모형(VECM: Vector Error Correction Model)을 이용하고자 한다. 벡터수정모형의 경우 불안정한 수준 변수와 안정적인 차분 변수로 모형이 구성되지만, 오차수정항(Error Correction Term)이 안정적이므로 허구적인 추정의 문제가 발생하지 않는다(Mashi, 2010).

아래 식 (1)~(4)에서 *Brent*는 글로벌 벤치 마커 원유인 북해산 원유의 가격이며, *Asia Price*, *Europe Price*, *US Price*는 각각 아시아, 유럽, 미국의 석유제품가격이다. 또한 *ECT*는 오차수정항을 나타낸다. 오차수정항의 계수 β 는 변수 간 공적분 관계로부터 도출되므로 장기 인과관계를 알려준다. 공적분 검정에서 변수 간 장기 균형 관계를 발견하였다면, β 계수 중 반드시 유의한 값이 나올 수밖에 없다. 그리고 단기 인과관계의 경우 차분 변수들의 계수 $\gamma, \delta, \eta, \theta$ 의 유의성으로부터 확인할 수 있다. 벡터 오차수정모형에서 확인한 변수들의 유의성을 통해 변수의 약외생성이나 약내생성을 확인함으로써 가격 연동 여부를 확인할 수 있을 것이다. 한편 아래 식에서 m 은 모형에서의 공적분 개수를 나타내며, n 은 벡터 오차수정모형에서 사용한 변수의 최적 시차 길이를 나타낸다.

$$\begin{aligned} \Delta Brent_t = & \alpha_1 + \sum_{j=1}^m \beta_{1j} ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_{ai} \Delta Brent_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{ai} \Delta AsiaPrice_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \eta_{ai} \Delta EuropePrice_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_{ai} \Delta USPrice_{t-i} + \epsilon_{at} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Delta AsiaPrice_t = & \alpha_2 + \sum_{j=1}^m \beta_{2j} ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_{bi} \Delta Brent_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{bi} \Delta AsiaPrice_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \eta_{bi} \Delta EuropePrice_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_{bi} \Delta USPrice_{t-i} + \epsilon_{bt} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \Delta EuropePrice_t = & \alpha_3 + \sum_{j=1}^m \beta_{3j} ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_{ci} \Delta Brent_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{ci} \Delta AsiaPrice_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \eta_{ci} \Delta EuropePrice_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_{ci} \Delta USPrice_{t-i} + \epsilon_{ct} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta USPrice_t = & \alpha_4 + \sum_{j=1}^m \beta_{4j} ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_{di} \Delta Brent_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{di} \Delta AsiaPrice_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \eta_{di} \Delta EuropePrice_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_{di} \Delta USPrice_{t-i} + \epsilon_{dt} \end{aligned} \quad (4)$$

IV. 분석 결과

1. 자료

글로벌 석유 시장에서 원유가와 지역 간 제품가격의 연동을 분석하기 위해 본 연구에서는 Thomson Reuters Datastream이 제공하는 2009년 1월 2일에서 2016년 12월 30일 까지의 주간 원유 가격 및 석유제품가격을 이용한다(각 변수의 시계열 그래프는 부록-1 참조). 원유가는 글로벌 벤치 마커로 가장 적합한 북해산 원유인 브렌트 원유가를 사용한다.³⁾ 석유제품가격의 경우 각 지역 주요 교역 허브에서의 제품가격을 사용한다. 즉 아시아는 싱가포르시장, 유럽은 북서유럽시장(Amsterdam-Rotterdam-Antwerp, ARA 지역), 그리고 미국은 뉴욕항 지역에서의 제품가격을 사용한다.⁴⁾ 브렌트 원유 가격과 아시

3) 글로벌 3대 벤치 마커 원유 중 두바이유는 전반적으로 북해산 원유 가격 흐름에 후행하는 모습을 보이며, 미국 서부텍사스산 원유(WTI)의 경우 인프라 문제 등으로 인해 2011~2014년 국제 원유 가격과의 괴리를 컸다. 이에 본 연구에서 글로벌 원유가를 대표하는 자료로 브렌트 원유가를 사용하였다. 한편 미국 에너지 정보청(U.S. Energy Information Administration)의 연구결과도 브렌트유의 사용 타당성을 뒷받침하고 있다. 유가와 재고 등을 변수로 하는 오차수정모형을 통해 2011~2014년 미국 휘발유 가격 변동을 연구하였는데, 자국 서부텍사스산 원유 가격보다 북해산 원유 가격을 사용했을 때 휘발유 가격의 변동을 설명하는 설명력(Adjusted R²)이 더 높음을 밝힌 바 있다(U.S. EIA, 2014).

4) 본 연구에 사용한 석유제품의 구체적 사항은 다음과 같다. 휘발유의 경우 옥탄가 92 기준 싱가포르 현물가격, 북서유럽 무연 보통휘발유(Unleaded Regular) 가격, 미국 뉴욕항 무연 보통휘발유 FOB 가격이다. 경유

아, 유럽, 미국 지역의 휘발유, 경유, 항공유 제품의 가격, 총 10개 변수를 대상으로 한 기초 통계 값은 <표 1>에서 확인할 수 있으며, 각 변수의 계열 자료 수는 418개로 동일하다.

<표 1> 자료의 요약통계

| 변수 | 평균 | 중위값 | 최대값 | 최소값 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 |
|---------|-------|--------|--------|-------|-------|-------|------|
| 브렌트 | 83.96 | 85.77 | 124.90 | 29.18 | 26.97 | -0.28 | 1.61 |
| 아시아 휘발유 | 91.93 | 91.81 | 135.86 | 38.42 | 26.90 | -0.22 | 1.62 |
| 유럽 휘발유 | 89.61 | 87.40 | 138.43 | 36.61 | 26.58 | -0.25 | 1.74 |
| 미국 휘발유 | 94.06 | 92.80 | 141.48 | 37.81 | 26.66 | -0.21 | 1.70 |
| 아시아 경유 | 94.71 | 95.78 | 138.89 | 31.84 | 29.77 | -0.27 | 1.62 |
| 유럽 경유 | 95.05 | 95.93 | 137.15 | 33.95 | 29.66 | -0.25 | 1.61 |
| 미국 경유 | 98.41 | 101.25 | 144.14 | 37.31 | 29.74 | -0.24 | 1.59 |
| 아시아 항공유 | 95.65 | 97.06 | 139.43 | 34.21 | 29.60 | -0.25 | 1.59 |
| 유럽 항공유 | 98.52 | 98.88 | 143.27 | 35.92 | 30.70 | -0.25 | 1.59 |
| 미국 항공유 | 98.21 | 101.60 | 141.76 | 36.36 | 30.34 | -0.24 | 1.58 |

2. 단위근 검정

먼저 각 변수의 시계열 안정성을 확인하기 위해 단위근 검정을 수행하였다. 단위근 검정에서 가장 일반적으로 사용하는 ADF(Augmented Dicky-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 검정법을 통해 10개의 모든 수준변수에서 단위근이 존재함을 확인하였다. 하지만 1차 차분과정을 거치고 나면 단위근을 갖는다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 모두 기각되는 것으로 나타나, 모든 변수가 I(1)인 것을 <표 2>에서 확인할 수 있다.

는 황 함량 0.5% 싱가포르 FOB 가격, 0.2% ARA FOB 가격, 뉴욕항 초저항 경유의 FOB 가격이며, 항공유의 경우 싱가포르, ARA, 뉴욕항에서의 FOB 가격이다. 휘발유, 항공유와는 달리 경유의 경우 지역 간 완전히 동일한 제품가격 자료를 얻을 수 없다는 현실적 한계를 고려하여, 최대한 유사한 성분의 가격 자료를 이용하였다.

〈표 2〉 단위근 검정 결과

| 변수 | ADF | | PP | |
|---------|------------|----------------|------------|-----------------|
| | 수준변수 | 차분변수 | 수준변수 | 차분변수 |
| 브렌트 | -1.3521(1) | -15.6756(0)*** | -1.5439(6) | -15.6756(0)*** |
| 아시아 휘발유 | -1.8383(1) | -15.1099(0)*** | -1.9634(5) | -14.9495(4)*** |
| 유럽 휘발유 | -1.7756(1) | -15.4073(0)*** | -1.9604(6) | -15.4072(2)*** |
| 미국 휘발유 | -1.9352(1) | -16.7876(0)*** | -2.1656(8) | -16.7744(6)*** |
| 아시아 경유 | -1.2168(1) | -14.9476(0)*** | -1.3031(4) | -14.9265(4)*** |
| 유럽 경유 | -1.2397(1) | -15.2126(0)*** | -1.0755(0) | -15.0971(8)*** |
| 미국 경유 | -1.3635(2) | -14.0985(1)*** | -1.4446(7) | -15.3711(12)*** |
| 아시아 항공유 | -1.2075(1) | -15.1013(0)*** | -1.3333(5) | -15.0901(4)*** |
| 유럽 항공유 | -1.1145(1) | -16.0532(0)*** | -1.2738(3) | -16.0497(4)*** |
| 미국 항공유 | -1.1513(1) | -16.5262(0)*** | -1.2453(2) | -16.5478(2)*** |

주: ‘부록-1’에서 볼 수 있듯이, 각 변수 시계열이 선형 추세를 가지지 않는 점을 감안하여 상수항만을 포함한 모형의 단위근 검정 결과이며, 각 수치는 t-통계량과 시차를 나타냄. ADF 검정을 위한 시차의 수는 SC를 이용하여 선택하였으며, PP의 경우 Bartlett kernel을 사용한 Newey-West 기준에 의해 선정된 시차와 Bandwidth를 사용하였음. 유의수준 1%에서의 임계치는 -3.4458임. ADF와 PP검정의 귀무가설은 단위근이 존재한다는 것이며, ***는 유의수준 1%에서 귀무가설을 기각함을 의미함.

3. 최적 시차 결정 및 공적분 검정

원유가와 지역별 석유제품가격이 모두 I(1)이기 때문에 변수 간 안정적인 공적분 관계가 존재하는지에 대한 검정이 필요하다. 그런데 변수 간 공적분 관계를 확인하기 위해서는 최적 시차를 먼저 결정해야 한다. AIC(Akaike Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion)를 가장 작게 만드는 최적 시차는 아래 <표 3>에서 확인할 수 있다. 일반적으로 AIC는 과대평가되는 속성이 있는 점을 감안 해, 본 연구에서는 SC 기준에 의한 최적 시차를 사용한다(임청룡, 2010). SC 기준에 의해 휘발유, 경유, 항공유 모두 최적 시차가 2로 나타났다.

〈표 3〉 최적 시차 결정

| 시차 | 휘발유 | | 경유 | | 항공유 | |
|----|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | AIC | SC | AIC | SC | AIC | SC |
| 0 | 25.4464 | 25.4856 | 22.7110 | 22.7502 | 21.3748 | 21.4140 |
| 1 | 16.6778 | 16.8737 | 13.3915 | 13.5874 | 12.6954 | 12.8913 |
| 2 | 16.4105* | 16.7632* | 13.0459 | 13.3985* | 12.4631* | 12.8158* |
| 3 | 16.4459 | 16.9553 | 13.0338* | 13.5432 | 12.4939 | 13.0032 |
| 4 | 16.4832 | 17.1493 | 13.0708 | 13.7369 | 12.5012 | 13.1673 |
| 5 | 16.5193 | 17.3421 | 13.0961 | 13.9189 | 12.5046 | 13.3274 |
| 6 | 16.5251 | 17.5046 | 13.1235 | 14.1030 | 12.5259 | 13.5055 |

주: AIC=Akaike information criterion; SC= Schwarz criterion; *는 최적시차를 나타냄.

앞에서 얻은 최적 시차를 이용하여 원유가와 각 석유제품가격 간의 공적분 관계를 알아본 결과는 <표 4>에서 확인할 수 있다. Johansen 최대우도법을 통해 분석대상인 휘발유, 경유, 항공유 모두 유의수준 5% 수준에서 3개의 공적분 관계가 존재한다는 것을 확인하였다. 이는 휘발유, 경유, 항공유 세 가지 제품 모두 원유가와 아시아, 유럽, 미국 시장에서의 석유제품가격 간에 장기 균형 관계가 존재함을 의미한다. 하지만 장기 균형 관계의 존재 자체가 장기 인과관계의 방향을 알려주지는 못하므로, 다음 장에서 벡터 오차 수정모형을 통해 장기 및 단기 인과관계의 방향을 살펴보고자 한다.

〈표 4-1〉 Johansen 검정에 의한 공적분 검정 결과(휘발유)

| 귀무가설 (# of CE) | Trace | | | Max. Eigenvalue | | |
|-------------------|----------|---------|--------|-----------------|---------|--------|
| | 값 | 5% 임계치 | 유의확률 | 값 | 5% 임계치 | 유의확률 |
| 0* | 119.3286 | 47.8561 | 0.0000 | 52.3750 | 27.5843 | 0.0000 |
| 1* | 66.9536 | 29.7971 | 0.0000 | 33.8719 | 21.1316 | 0.0005 |
| 2* | 33.0817 | 15.4947 | 0.0001 | 31.4122 | 14.2646 | 0.0000 |
| 3 | 1.6694 | 3.8415 | 0.1963 | 1.6694 | 3.8415 | 0.1963 |

주: *는 5% 범위에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

〈표 4-2〉 Johansen 검정에 의한 공적분 검정 결과(경유)

| 귀무가설 (# of CE) | Trace | | | Max. Eigenvalue | | |
|-------------------|----------|---------|--------|-----------------|---------|--------|
| | 값 | 5% 임계치 | 유의확률 | 값 | 5% 임계치 | 유의확률 |
| 0* | 102.0854 | 47.8561 | 0.0000 | 46.9210 | 27.5843 | 0.0001 |
| 1* | 55.1645 | 29.7971 | 0.0000 | 34.9739 | 21.1316 | 0.0003 |
| 2* | 20.1905 | 15.4947 | 0.0091 | 17.6255 | 14.2646 | 0.0142 |
| 3 | 2.5650 | 3.8415 | 0.1092 | 2.5650 | 3.8415 | 0.1092 |

주: *는 5% 범위에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

〈표 4-3〉 Johansen 검정에 의한 공적분 검정 결과(항공유)

| 귀무가설 (# of CE) | Trace | | | Max. Eigenvalue | | |
|-------------------|---------|---------|--------|-----------------|---------|--------|
| | 값 | 5% 임계치 | 유의확률 | 값 | 5% 임계치 | 유의확률 |
| 0* | 140.776 | 47.8561 | 0 | 59.5535 | 27.5843 | 0 |
| 1* | 81.2224 | 29.7971 | 0 | 54.0518 | 21.1316 | 0 |
| 2* | 27.1706 | 15.4947 | 0.0006 | 24.389 | 14.2646 | 0.0009 |
| 3 | 2.78156 | 3.84147 | 0.0954 | 2.78156 | 3.84147 | 0.0954 |

주: *는 5% 범위에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

4. 벡터 오차수정모형 결과

주요 석유제품인 휘발유, 경유, 항공유를 대상으로 원유가와 지역 간 제품가격의 연동 분석을 확인하기 위한 벡터 오차수정모형의 결과는 아래 <표 5>에서 확인할 수 있다. 벡터 오차수정모형에서 사용한 변수의 시차 길이 역시 SC 기준에 의해 휘발유, 경유, 항공유 모두 시차 1로 하였다.⁵⁾

<표 5-1>의 원유가와 각 지역의 휘발유 가격 간 벡터 오차수정모형의 결과를 보면 오차수정항의 계수가 5% 범위에서 통계적 유의성을 가지는 것은 아시아, 유럽, 미국의 휘발유 가격이지만, 원유가는 통계적으로 유의적이지 못하다. 이는 원유가에서 각 지역 휘발유 가격으로의 장기 인과관계가 존재하는 반면, 각 지역 휘발유 가격에서 원유가로의

5) 시차 구조는 인과성 검정의 결과에 민감한 영향을 미치므로 시차의 수를 자의적으로 결정하게 되면 추정계수를 왜곡하고 잘못된 인과성 추론에 이를 수 있다(김선재, 2014). 이에 Schwarz Criterion 지표를 이용하여, 최소의 값을 갖는 시차 길이를 선택하였다.

장기 인과관계는 존재하지 않음을 나타낸다. 즉 원유가가 각 지역 휘발유 가격과의 장기 관계에서 약외생성을 보인다.

단기 인과관계의 경우 차분 변수의 계수를 통해 확인할 수 있는데, 아시아 휘발유 가격은 원유가와 유럽 휘발유 가격에 영향을 미치지만, 미국 휘발유 가격 변화의 영향을 받는 것으로 나타났다. 유럽 휘발유 가격과 원유가는 다른 변수의 가격에 영향을 미치지 못하지만, 아시아 휘발유 가격과 미국 휘발유 가격의 영향을 받고 있다. 미국 휘발유 가격의 경우 원유가와 아시아 및 유럽 휘발유 가격에 5% 범위에서 통계적으로 유의미한 영향을 미치지만, 다른 변수 가격의 영향을 받지 않고 있어 단기 관계에서 변수 중 유일하게 약외생성을 보였다.

미국은 2010~2015년 기간 동안 하루 평균 약 890만 배럴의 휘발유를 소비해 전 세계 휘발유의 38%를 소비하고 있다(<표 6> 참조). 휘발유를 제외한 다른 석유제품의 경우 미국이 차지하는 소비 비중이 평균적으로 글로벌 전체의 약 15%인 점을 고려할 때 미국의 휘발유 소비 규모가 다른 지역과 비교하여 매우 크다는 것을 알 수 있다.⁶⁾ 또한 휘발유 소비 편중이 심하다 보니 미국 내 정제설비에서 생산하는 휘발유의 양이 수요를 따라가지 못해 유럽 등으로부터 많은 양을 수입에 의존하고 있다(<그림 2> 참조). 이에 따라 만성적인 초과 수요가 존재하는 미국의 휘발유 수요와 공급, 그리고 재고 변화 등이 반영되어 나타나는 미국 휘발유 가격의 변화가 아시아와 유럽 휘발유 가격에 영향을 미칠 만큼 글로벌 휘발유 시장에서 가격을 선도하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

<표 6>과 <그림 2>를 보면 휘발유 제품의 과잉이 심각한 유럽의 경우 미국에 2010~2015년 하루 평균 32.6만 배럴을 수출하여 미국에 휘발유를 수출하는 최대 지역으로 자리매김하고 있다. 이에 따라 글로벌 시장 영향력이 큰 미국 휘발유 가격의 영향을 받을 수밖에 없다. 휘발유 순 수출 지역인 아시아 역시 동기간 하루 평균 4.5만 배럴을 수출하면서 아시아 휘발유 수출의 25%를 미국에 의존하고 있어 미국 휘발유 가격의 영향을 받고 있다.

6) 급격하게 석유 소비가 늘어나고 있는 중국의 경우 휘발유 소비량은 2015년을 기준으로 미국의 약 1/4 수준인 하루 평균 253만 배럴에 불과하다.

<표 5-1> 오차수정모형 결과(휘발유)

| 변수 | ΔA_Gas | ΔE_Gas | ΔU_Gas | $\Delta Brent$ |
|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| ECT1 $A_Gas_{t-1} - 0.9767 Brent_{t-1} - 9.9426 = 0$ | -0.1832* [-3.7710] | -0.0066 [-0.1332] | 0.0063 [0.1097] | -0.0533 [-1.2305] |
| ECT2 $E_Gas_{t-1} - 0.9571 Brent_{t-1} - 9.2851 = 0$ | 0.0622 [1.4973] | -0.1439* [-3.4152] | 0.1070* [2.1893] | 0.0186 [0.5025] |
| ECT3 $U_Gas_{t-1} - 0.9584 Brent_{t-1} - 13.6170 = 0$ | -0.0597 [-1.1821] | 0.0199 [0.3879] | -0.2679* [-4.5109] | -0.0364 [-0.8097] |
| $\Delta A_Gas(-1)$ | -0.0159 [-1.1767] | -0.3167* [-3.4635] | -0.1774 [-1.6726] | -0.1803* [-2.2433] |
| $\Delta E_Gas(-1)$ | -0.1130 [-1.6393] | 0.1511* [2.1619] | -0.0581 [-0.7163] | -0.0381 [-0.6197] |
| $\Delta U_Gas(-1)$ | 0.3653* [5.0530] | 0.3976* [5.4222] | 0.3425* [4.0268] | 0.2292* [3.5563] |
| $\Delta Brent(-1)$ | 0.1251 [1.2016] | 0.0895 [0.8477] | 0.1046 [0.8544] | 0.2378* [2.5633] |
| C | 0.0263 [0.2018] | 0.0175 [0.1325] | 0.0474 [0.3088] | 0.0085 [0.0731] |
| Adjusted R ² | 0.2062 | 0.2054 | 0.0978 | 0.1018 |
| LM Test | 0.8780 | 0.5781 | 0.6839 | 0.9410 |
| Heteroskedasticity Test | 0.0110* | 0.4194 | 0.0161* | 0.4495 |

주: 괄호안은 t-값이며, *는 5% 범위에서 변수가 유의함을 의미함. Lagrange Multiplier Test(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)는 오차항의 자기상관 여부를 검정하는 것으로 귀무가설은 자기상관이 없음을 나타내며, Heteroskedasticity Test(Breusch-Pagan Test)는 오차항의 이분산성 여부를 검정하는 것으로 귀무가설은 이분산성이 없음을 나타냄.

<표 5-2>는 원유가와 각 지역 경유 가격 간 벡터 오차수정모형의 결과이다. 오차수정항의 계수가 5% 범위에서 통계적으로 유의한 것은 아시아 및 미국의 경유 가격으로, 장기 관계에서 원유가가 아시아와 미국 경유 가격에 미치는 인과성이 존재함을 의미한다. 반면 원유가와 유럽 경유 가격의 경우 오차수정항의 계수가 유의하지 않은 것으로 나타나, 장기적으로 다른 변수의 가격 변동에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 즉 원유가와 유럽 경유 가격이 장기 관계에서 약외생성을 보였다.

차분 변수의 계수를 통해 확인한 변수 간 단기 인과관계의 경우 아시아와 유럽 경유 가격이 공통으로 원유가와 미국 경유 가격에 영향을 미치고 있지만, 원유가와 미국 경유가

격은 다른 변수의 가격 변화를 이끌지 못하고 있다. 아시아와 유럽 경유 가격이 상대적으로 다른 변수들보다 영향력이 큰 것이 사실이지만, 서로 간에 쌍방향으로 영향을 주고받아 결과적으로 약외생성을 보이는 변수는 없는 것으로 나타났다.⁷⁾

경유의 경우 2010~2015년 기간 동안 아시아와 유럽 지역의 수요가 전 세계의 32%⁸⁾와 27%를 차지할 만큼 이 두 지역이 미국(15%)에 비해 수요 규모가 크다. 하지만 휘발유와는 달리 경유 시장에서는 최대 수요처인 아시아 지역의 경유 가격이 글로벌 시장을 선도하는 경향이 뚜렷하게 나타나지 않는다. 이는 아시아 경유 시장이 <표 6>과 <그림 2>에서 확인할 수 있는 바와 같이 생산과잉으로 인해 유럽 등으로의 수출에 의존하는 경향이 커 글로벌 시장에서 가격 선도력을 가지지 못하는 것으로 해석할 수 있다⁹⁾. 또한 <그림 1>의 지역별 정제설비의 기업집중도에서 확인할 수 있는 바와 같이 아시아 지역은 미국이나 유럽 지역과 비교하면 설비의 기업집중도가 낮아, 상대적으로 기업 간 경쟁이 치열하다. 생산과잉에 더해 기업 간 경쟁 양상이 심화되면서 아시아 경유 시장은 글로벌 최대 수요처임에도 불구하고, 다른 시장과 비교하여 상대적으로 낮은 가격을 보인다(<표 1> 지역별 경유 평균 참조). 반면 유럽 경유 시장의 경우 최대 시장인 아시아에 거의 버금가는 수요 규모에, 생산량 부족으로 인해 순 수입량이 수요의 10%에 이를 만큼 초과 수요가 존재하고 있으며, 정제설비의 기업집중도도 높아 장기 관계에서 약외생성을 보이는 요인으로 작용하고 있다(2010~2015년 각 지역의 제품별 순수출량 / 순수입량 추이는 부록-2 참조).

-
- 7) <표 5-2> 분석 결과를 보면 유럽 경유 가격은 시차를 가지고 다른 지역 경유 가격에 같은 방향의 움직임을 초래했지만, 아시아 경유는 다른 지역 경유 가격에 반대 방향의 움직임을 낳고 있다. 이는 아시아 경유 가격이 글로벌 경유 시장에서 가장 큰 영향을 미치는 유럽 경유 가격 영향의 보정 역할을 하기 때문으로 해석할 수 있다. 분석 결과에서 아시아 경유 가격만이 독자적인 영향을 미치는 경우가 없으며, 유럽 경유 가격이 더 큰 계수 값을 가진다는 것이 이를 뒷받침하고 있다.
- 8) 정확히는 호주 등을 포함한 아시아태평양 시장의 비중이다.
- 9) 휘발유의 경우 2010~2015년 기간에 미국의 수요 비중이 글로벌 전체의 38%를 차지해 아시아(23%)나 유럽(14%)을 압도할 뿐 아니라, 미국의 자체 생산량이 부족해 동기간 순수입 포지션이 유지되었다. 따라서 경유와는 달리 최대 수요처인 미국 시장에서 과잉생산 문제가 나타나지 않은 점이 휘발유 시장에서의 가격을 선도할 수 있는 배경이 되었다.

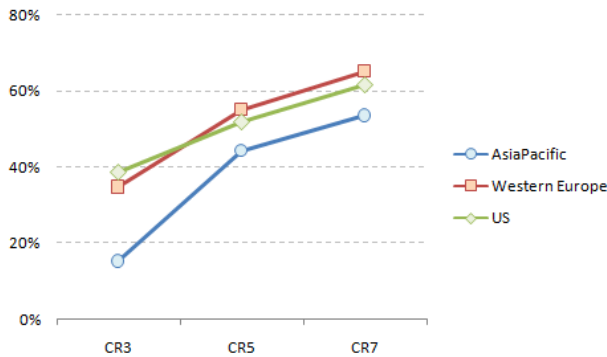
석유제품 가격의 지역 간 연계성 분석

〈표 5-2〉 오차수정모형 결과(경유)

| 변수 | ΔA_GO | ΔE_GO | ΔU_GO | $\Delta Brent$ |
|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| ECT1 $A_GO_{t-1} - 1.1139 Brent_{t-1} - 1.1602 = 0$ | -0.2031* [-2.2788] | 0.0391 [0.3917] | -0.0090 [-0.0829] | 0.0498 [0.5447] |
| ECT2 $E_GO_{t-1} - 1.1111 Brent_{t-1} - 1.7290 = 0$ | 0.0773 [0.9286] | -0.0760 [-0.8140] | 0.1444 [1.4180] | 0.0398 [0.4661] |
| ECT3 $U_GO_{t-1} - 1.1056 Brent_{t-1} - 5.5674 = 0$ | -0.0063 [-0.1483] | -0.0311 [-0.6527] | -0.1727* [-3.3262] | -0.0710 [-1.6295] |
| $\Delta A_GO(-1)$ | -0.5527* [-4.8747] | -0.5943* [-4.6767] | -0.6683* [-4.8212] | -0.5668* [-4.8746] |
| $\Delta E_GO(-1)$ | 0.7584* [5.2607] | 0.7000* [4.3322] | 0.6032* [3.4224] | 0.5697* [3.8532] |
| $\Delta U_GO(-1)$ | 0.0410 [0.4648] | 0.0449 [0.4534] | 0.2667* [2.4702] | 0.0616 [0.6797] |
| $\Delta Brent(-1)$ | 0.2204 [1.6858] | 0.1666 [1.1171] | 0.1374 [0.9313] | 0.2305 [1.7009] |
| C | -0.0035 [-0.0311] | -0.0011 [-0.0091] | 0.0100 [0.0733] | 0.0172 [0.1506] |
| Adjusted R ² | 0.2756 | 0.1314 | 0.1554 | 0.1351 |
| LM Test | 0.1659 | 0.6433 | 0.8149 | 0.4111 |
| Heteroskedasticity Test | 0.3002 | 0.5302 | 0.8380 | 0.3983 |

주: <표 5-1>의 주 참조.

〈그림 1〉 지역별 정제설비의 기업집중도



주: CR3/CR5/CR7은 각 지역에서 상위 3개/5개/7개 기업이 차지하는 설비 규모의 비중임.
자료: Oil and Gas Journal, EIA.

<표 5-3>은 원유가와 각 지역 항공유 가격 간 벡터 오차수정모형의 결과이다. 항공유의 경우 오차수정항의 계수가 5% 범위에서 통계적으로 유의한 것은 아시아와 미국 항공유 가격이다. 반면 원유가와 유럽 항공유 가격은 다른 가격으로부터의 장기 인과관계가 존재하지 않아 약외생성을 띠고 있는 것으로 파악된다. 하지만 경유와 마찬가지로 단기 관계에서는 약외생성을 보이는 변수가 없다. 단기 관계에서 원유가와 아시아 항공유 가격이 상대적으로 다른 변수들의 가격에 더 많은 영향력을 미치는 것으로 보이지만, 서로 간에 영향을 주고받으면서 약외생성이 사라졌다.¹⁰⁾

글로벌 항공유 시장에서는 아시아가 35%의 비중을 차지하는 최대 수요 시장이지만, 경유와 마찬가지로 생산과잉으로 인해 유럽 등으로의 수출을 통해 과잉 물량 해소에 나서고 있는 점과 역내 시장에서 정제설비의 기업집중도가 상대적으로 낮아 기업 간 경쟁이 치열한 점이 다른 지역과 비교하여 제품가격이 낮고, 가격 선도력이 나타나지 않는 이유로 해석할 수 있다.¹¹⁾ 반면 유럽 항공유 시장의 경우 경유와 유사하게 생산량 부족으로 인해 순 수입량이 수요의 24%에 이를 만큼 초과수요가 존재하고, 설비의 기업집중도 역시 상대적으로 높은 점이 장기 관계에서 약외생성을 보이는 요인으로 해석된다(<표 6>, <그림 1> 참조).

한편 <그림 3>은 <표 5-1>~<표 5-3>에서 살펴본 휘발유, 경유, 항공유를 대상으로 한 원유가와 지역 간 제품가격의 그랜저 인과관계를 종합적으로 정리하여 나타낸 결과이다.

<표 5-3> 오차수정모형 결과(항공유)

| 변수 | ΔA_JET | ΔE_JET | ΔU_JET | $\Delta Brent$ |
|--|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| ECT1 $A_JET_{t-1} - 1.1162 Brent_{t-1} - 1.9030 = 0$ | -0.4076* [-2.8788] | -0.1034 [-0.6605] | 0.0057 [0.0332] | 0.0108 [0.0744] |
| ECT2 $E_JET_{t-1} - 1.1594 Brent_{t-1} - 1.1575 = 0$ | 0.2927* [2.5183] | 0.0371 [0.2887] | 0.2430 [1.7193] | 0.0267 [0.2235] |
| ECT3 $U_JET_{t-1} - 1.1481 Brent_{t-1} - 1.7888 = 0$ | -0.0220 [-0.3412] | -0.0413 [-0.5788] | -0.2978* [-3.7932] | -0.0485 [-0.7306] |

10) 경유와는 달리 유가가 다른 지역 항공유 가격에 가장 큰 영향을 미치면서 경유 시장에서의 유럽 가격 역할을 하고 있다. 이에 따라 유가는 시차를 가지고 다른 지역 항공유 가격에 같은 방향의 움직임을 일으키게 하는 가장 큰 요인이 되고 있으며, 유의성이 높게 나타난 아시아 항공유 가격이 보정 역할을 하고 있다.

11) <표 6>을 보면 아시아 휘발유, 경유, 항공유 제품 중 항공유의 순 수출 비중이 가장 크며, 2010~2015년 기간에 하루 평균 12.6만 배럴을 유럽으로 수출하여 유럽 수출의존도가 약 70%에 이른다(<그림 2> 참조).

석유제품 가격의 지역 간 연계성 분석

〈표 5-3〉 오차수정모형 결과(항공유) (Continued)

| 변수 | ΔA_JET | ΔE_JET | ΔU_JET | $\Delta Brent$ |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $\Delta A_JET(-1)$ | -0.3955* [-2.6990] | -0.3304* [-2.0394] | -0.3912* [-2.1950] | -0.3876* [-2.5704] |
| $\Delta E_JET(-1)$ | 0.1648 [0.9171] | 0.0555 [0.2795] | -0.0063 [-0.0288] | 0.0955 [0.5163] |
| $\Delta U_JET(-1)$ | 0.1583 [1.6644] | 0.1531 [1.4562] | 0.2833* [2.4492] | 0.1159 [1.1849] |
| $\Delta Brent(-1)$ | 0.4082* [2.8864] | 0.3704* [2.3688] | 0.3626* [2.1082] | 0.4217* [2.8979] |
| C | -0.0082 [-0.0720] | -0.0096 [-0.0760] | -0.0213 [-0.1533] | 0.0110 [0.0932] |
| Adjusted R ² | 0.2055 | 0.0894 | 0.0956 | 0.0788 |
| LM Test | 0.0240* | 0.0342* | 0.0791 | 0.2047 |
| Heteroskedasticity Test | 0.1370 | 0.5377 | 0.2838 | 0.2483 |

주: 주: <표 5-1>의 주 참조.

〈표 6〉 석유제품 지역별 수요 비중 및 순 수출량(2010-2015년 평균)

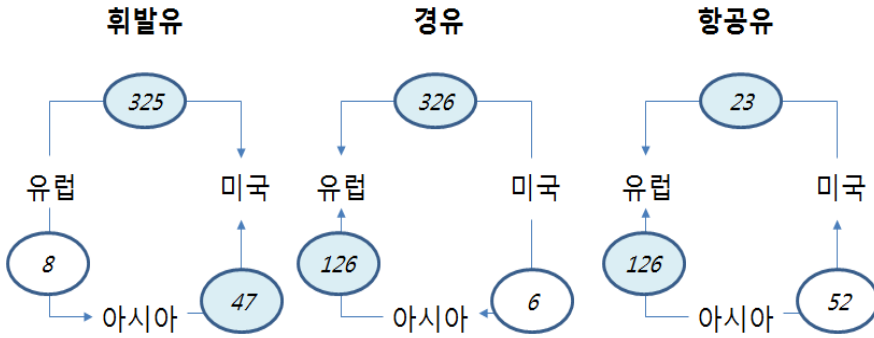
| 제품 | 항목 | Asia | Europe | US |
|-----|----------------------------|----------------|----------------|----------------|
| 휘발유 | 수요량(천 배럴/일) (글로벌 비중) | 5,396 (23%) | 3,201 (14%) | 8,892 (38%) |
| | 순수출량(천 배럴/일) (순수출량/수요량) | 190 (4%) | 1,100 (35%) | -207 (-2%) |
| 경유 | 수요량(천 배럴/일) (글로벌 비중) | 8,419 (32%) | 7,377 (28%) | 4,022 (15%) |
| | 순수출량(천 배럴/일) (순수출량/수요량) | 592 (7%) | -737 (-10%) | 810 (20%) |
| 항공유 | 수요량(천 배럴/일) (글로벌 비중) | 2,302 (35%) | 1,560 (24%) | 1,459 (22%) |
| | 순수출량(천 배럴/일) (순수출량/수요량) | 182 (8%) | -376 (-24%) | 50 (3%) |

주: Asia의 경우 Asia Pacific 시장 수치임.

자료: BP Statistical Review of World Energy 2016, IHS Energy.

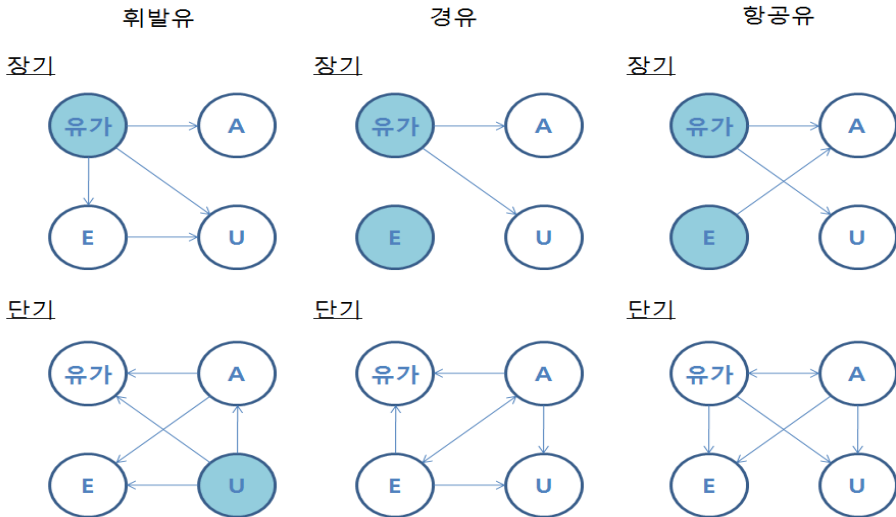
〈그림 2〉 제품별 지역간 교역흐름(2010-2015년 평균 순수출량)

(단위: 천 배럴/일)



주: 채운 원은 순수입지역으로의 물량 이동을 강조한 것임.

〈그림 3〉 제품별 그랜저 인과관계 결과 종합



주: A는 아시아, E는 유럽, U는 미국 시장을 의미하며, 화살표는 두 변수 간 그랜저 인과관계를 나타냄. 즉 $X \rightarrow Y$ 는 X가 Y를 그랜저 인과 함을 뜻하며, $X \leftrightarrow Y$ 는 X는 Y를 그랜저 인과 함과 동시에 Y도 X를 그랜저 인과하므로 두 변수 사이에 선행행관계를 알 수 없음을 뜻함; 원의 채움은 결과적으로 외생성을 보인 변수를 표시한 것임.

V. 결론

본 연구에서는 대표 석유제품이라 할 수 있는 휘발유, 경유, 항공유를 대상으로 원유가와 석유제품가격의 지역 간 가격 연동을 분석하였다. 벡터 오차수정모형을 이용한 원유가와 각 지역 제품가격의 장단기 인과관계 분석을 통해 지역 간 제품가격의 선행-후행 관계를 확인하였다.

휘발유, 경유, 항공유에 대한 벡터 오차수정모형의 결과를 종합해보면 첫째, 원유가는 각 지역 휘발유, 경유, 항공유와의 장기 관계에서 약외생성을 띤다. 하지만 단기 관계에서는 원유가도 제품가격 변화의 영향을 받고 있어, 원유가와 제품가격은 쌍방향으로 인과 관계를 가진다. 즉 단기 관계에서는 장기 관계에서 볼 수 있었던 원유가의 약외생성이 사라지고 원유가 역시 제품가격 변화에 영향을 받는다는 사실을 알 수 있다.

둘째, 지역 내 생산량 부족으로 인해 다른 지역으로부터의 수입에 크게 의존하는 경우 다른 지역 제품과의 장기 관계에서 약외생성을 보인다. 경유와 항공유 제품에서 확인한 유럽 시장의 모습이 대표적인 사례이다.

셋째, 단기 관계에서는 휘발유 시장에서와같이 글로벌 시장에서 차지하는 수요 비중이 클수록 해당 변수가 약외생성을 띤 가능성이 크다. Masih et al.(2010)의 선행연구에서 아시아 에틸렌 가격이 다른 지역 에틸렌 가격과의 관계에서 약외생성을 띤 것이 아시아 수요확대가 글로벌 석유화학시장에 미치는 영향이 크기 때문으로 해석한 결과와 일맥상통한다. 하지만 경유, 항공유 시장에서와같이 수요 비중이 큰 지역이라도 지역 내 과잉생산이 발생하고, 이를 해소하기 위해 다른 지역으로의 수출에 크게 의존할 경우 가격 선도력이 떨어지면서 약외생성이 사라진다.

글로벌 시장 통합도가 높아짐에 따라 지역 요인의 영향이 매우 큰 것으로 알려진 석유 산업에서도 지역 간에 석유제품가격이 서로 영향을 미치고 있음을 본 연구를 통해 확인하였다. 그리고 지역 간 제품가격의 선행-후행 관계를 글로벌 석유산업이라는 큰 틀 안에서 지역별 소비와 공급, 교역 흐름 구조, 경쟁 강도 등과 연결하여 해석하였다. 이러한 연구 결과는 석유정제 기업이나 상품 트레이딩 기업 또는 석유시장을 투자 대상으로 삼는 금융자본 투자자에게 중요한 정보로 활용될 수 있다. 주요 석유제품의 지역 간 가격 변동의 영향과 선행-후행 관계를 파악함으로써 관심 대상인 시장에서의 석유제품가격

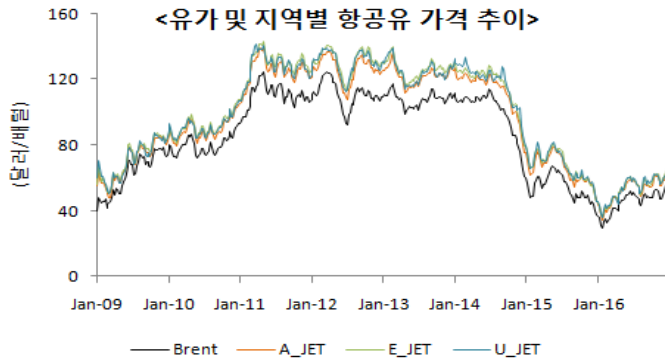
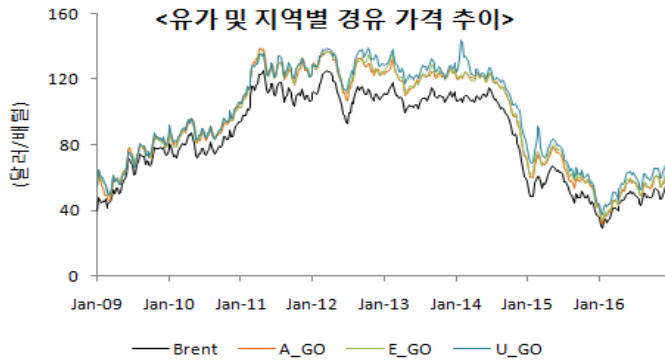
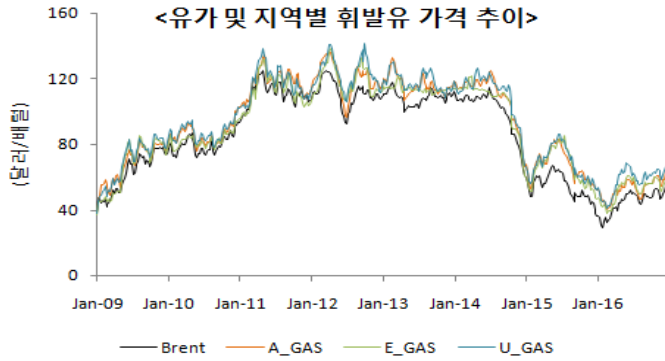
변화를 예측하는 데 도움을 받을 수 있기 때문이다. 이를 통해 가격 변동 위험을 제거하는 헤지 활동을 강화하거나 지역 간 차익거래 또는 자산 포트폴리오 구축 등에 나설 수 있을 것이다. 기존 연구들이 원유가와 역내 제품가격 간의 장단기 관계를 통해 평균에서 이탈한 제품가격 변동 흐름을 확인하고 이를 활용하는 방안을 제안했다면, 본 연구의 결과는 원유가뿐 아니라 영향력이 큰 다른 지역 제품가격과의 장단기 관계도 함께 고려하여 제품가격의 단기 수렴 방향을 예측하는 데 활용할 수 있을 것이다. 또한 다양한 상품 (commodity)으로 분석대상을 확대함으로써 이들 제품의 글로벌 교역 및 가격 흐름을 파악하는 데 도움이 될 수 있을 것이다.

[References]

- 김선재·이영화, “벡터 오차수정모형(VECM)을 이용한 인플레이션과 주요 경제변수와의 관계 분석”, 「산업경제연구」, 제27권 제3호, 2014, pp. 1139~1155.
- 임청룡·김태균, “탄소배출권 가격과 철강기업 주가의 인과관계”, 「에너지경제연구」, 제9권 제1호, 2010, pp. 1~23.
- Asche, F., O. Gjølberg, and T. Völker, “Price relation in the petroleum market: an analysis of crude oil and refined product prices”, *Energy Economics*, Vol. 25, 2003, pp. 289~301.
- BP Statistical Review of World Energy 2016, <https://www.bp.com>
- Ederington, L. H., C. S. Fernando, S. A. Hoelscher, T. K. Lee, and S. C. Linn, “Characteristics of petroleum product prices: A survey”, *Journal of Commodity Markets*, Available online 21 September 2018, pp. 1~15.
- GAO, “Energy Markets: increasing globalization of petroleum products markets, tightening refining demand and supply balance, and other trends have implications for U.S. energy supply, prices, and price volatility”, GAO-08-14, U.S. Government Accountability Office, Washington, D.C., 2007.
- Girma, P. B. and A. S. Paulson, “Risk arbitrage in petroleum futures spreads”, *The Journal of Futures Markets*, Vol. 19, No. 8, 1999, pp. 931~955.
- Gjølberg, O. and T. Johnsen, “Risk management in the oil industry: Can information on

- long-run equilibrium prices be utilized?”, *Energy Economics*, Vol. 21, 1999, pp. 517~527.
- IHS CERA Energy, <https://ihsmarket.com>
- Ji, Q. and Y. Fan, “Evolution of the world crude oil market integration: a graph theory analysis”, *Energy Economics*, Vol. 53, 2016, pp. 90~100.
- Lanza, A., M. Manera, and M. Giovannini, “Modeling and forecasting co-integrated relationships among heavy oil and product prices”, *Energy Economics*, Vol. 27, 2005, pp. 831~848.
- Masih, M., I. Algahtani, and L. DeMello, “Price dynamics of crude oil and the regional ethylene markets”, *Energy Economics*, Vol. 32, 2010, pp. 1435~1444.
- Serletis, A., “A co-integration analysis of petroleum futures prices”, *Energy Economics*, Vol. 16, 1994, pp. 93~97.
- Silverstovs, B., G. L'Hégaret, A. Neumann, C. von Hirschhausen, “International market integration for natural gas? A cointegration analysis of prices in Europe, North America and Japan.”, *Energy Economics*, Vol. 27, 2005, pp. 603~615.
- U.S. Energy Information Administration, “What Drives U.S. Gasoline Prices?”, 2014.
- Westgaard, S., M. Estenstad, M. Seim, and S. Frydenberg, “Co-integration of ICE Gas oil and Crude oil futures”, *Energy Economics*, Vol. 33, 2011, pp. 311~320.
- Wlazlowski, S., M. Giuliatti, J. Binner, and C. Milas, “Price dynamics in European petroleum markets”, *Energy Economics*, Vol. 32, 2009, pp. 99~108.
- Zavaleta, A., W. D. Walls, and F. W. Rusco, “Refining for export and the convergence of petroleum product prices”, *Energy Economics*, Vol. 47, 2015, pp. 206~214.

부록-1: 원유가 및 각 제품가격 추이



부록-2: 지역별 주요 석유제품 순수출량 추이

