

원유선물시장은 현물시장에 대해 가격발견 기능이 있는가[†]

변영태*

〈요 약〉

본 논문은 원유 현물시장과 선물시장 중에서 어떤 시장이 가격발견에 있어서 우월한 지를 실증분석한 것이다. 분석을 위해 2005년 4월 5일부터 2013년 10월 31일까지 두바이유 현물, 선물, 서부텍사스유 현물과 선물, 북해산 브렌트유 현물과 선물의 최근월물 일별자료를 이용하였다. 본 연구의 결론은 다음과 같다.

두바이유, 서부텍사스유 선물시장의 현물시장보다 가격발견에 있어서 우월한 것으로 나타났다. 즉, 오차수정계수인 λ_1 은 통계적으로 비유의적인 값을 가지고 λ_2 는 유의적인 양(+의 값을 가졌다. 한편, Granger-Gonzalo 정보비율과 Hasbrouck 정보비율을 이용한 강건성 검정에서 두바이유와 서부텍사스유 두 시장 모두 GG 정보비율과 Hasbrouck의 중간값이 0.5보다 큰 값을 가지는 것으로 나타나 선물시장이 현물시장보다 가격발견에 있어서 우월함을 확인 할 수 있었다. 하지만 브렌트유의 경우는 반대로 현물시장이 선물시장보다 가격발견에 있어서 우월한 것으로 나타났다.

핵심주제어: 가격발견, 오차수정모형, 공적분, 원유선물시장, 원유현물시장

논문접수일: 2013년 12월 08일 수정일: 2013년 12월 20일 게재확정일: 2013년 12월 29일

[†] 이 논문은 2013학년도 경성대학교 신입교수정착연구비에 의하여 연구되었음.

* 경성대학교 상경대학 경영학부 조교수, byt73@ks.ac.kr

I. 서 론

2000년대 중반 이후 국제 원유가격은 140\$까지 급등하였고, 최근에는 유럽 재정위기, 글로벌 경기 우려, 지정학적 리스크 등 다수 불확실성으로 인해 등락을 반복하고 있다. 또한 2000년 이후 가격의 변동성이 증가함에 따라 실수요자뿐만 아니라 투자자들도 원유시장에 대해 많은 관심을 가지게 되었다.

원유시장과 같은 상품시장은 주가지수, 외환, 금리 등 이들 시장과 마찬가지로 현물시장과 선물시장으로 구분할 수 있다. 선물시장의 특징은 현물시장에 비해 상대적으로 낮은 거래비용, 공매제한, 레버리지 효과(leverage effect)가 존재하기 때문에 거래가 매우 활발하여 유동성이 높다. 이러한 장점으로 인해 선물시장은 중요한 기능을 하나 가지고 있는데, 이는 기초자산이 되는 현물의 미래가격에 대한 정보를 제공한다는 것이다. 즉 미래 현물가격이 오를 것으로 예상되는 경우 선물가격은 상승하고 반대로 떨어질 것으로 예상하는 경우 선물가격은 하락한다. 이처럼 선물가격은 미래 현물가격에 대한 정보를 반영하기 때문에 투자자들은 시장에서 형성된 선물가격을 분석하여 미래 가격의 예측치를 얻을 수 있다. 특히 불특정 다수가 일정한 거래소에서 공

개적으로 거래하는 선물시장은 미래의 현물가격에 대한 중요한 정보 원천이 될 수 있다. 이와 같이 가격발견 기능을 효율적으로 수행하는 선물시장이 존재한다면 가격발견기능 측면에서 현물시장에 대해 중요한 역할을 할 것이다.

이러한 논리를 바탕으로 학계에서는 선물시장이 현물시장에 대해 가격발견기능을 효율적으로 수행하고 있는 지에 대해 지속적으로 연구를 진행하여 왔다. 기존 연구들은 주가지수 시장을 중심으로 선물시장이 현물시장에 대해 가격발견기능에 있어서 우월하다는 결과를 제시하였다(Stoll and Whaley; 1995, Koutmos and Tucker; 1996, Tse; 1999, Brooks et al.; 2001, Chou and Chung; 2006, Gaul and Theissen; 2008), 주가지수 선물과 현물시장에 대한 연구 외에도 다른 시장에 대한 연구도 일부 진행되었다.(Bopp and Sitzer; 1987, 홍정호 2010)

상기에 언급된 연구 외에도 국제 원유가격의 변동성이 높아짐에 따라 원유가격과 주식시장 간에 어떠한 관계를 가지는 지에 대한 연구를 중심으로 활발하게 진행되었다. 해외 연구로는 Huang et al.(2005, Hammouche and Li(2005), Basher and Sadorsky(2006) Hammoudeh, Diboglu and Aleisa(2006) Hammoudeh and Choi(2006) Cong

et al(2008), Sadorsky(2008), Rakr and Ratti(2008), Aloui and Jammazi (2009), Kilian and Park(2009), Miller and Ratti(2009)가 있다. 국내에서도 많지는 않지만 이러한 연구가 진행되었는데 서지용; (2007, 2009), 임대용 (2009) 장인철;(2012)가 있다.

본 연구의 목적은 원유현물시장과 선물시장 중에서 어떤 시장이 가격발견에 있어서 우월한 지를 알아보기 위해 벡터오차수정모형(vector error correction model; VECM)을 이용하여 분석하였다.

본 연구가 기존 연구와 차이점이라고 할 수 있는 것은 벡터오차수정모형에서 오차수정계수의 유의성과 부호를 이용하여 가격발견기능을 수행하였고 강건성 검정을 위해 Granger and Gonzalo(1995)와 Hanbrouck(1995)의 정보비율을 이용하여 원유현물시장과 선물시장 간의 가격발견기능을 분석하였다는 점이다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 1장의 서론에 이어 2장에서는 실증분석을 위한 벡터오차수정모형을 소개한다. 3장에서는 자료에 대한 기초통계량, 단위근 검정, 공적분 검정 그리고 오차수정모형을 이용하여 원유현물시장과 선물시장 중에서 어떤 시장이 가격발견 기능이 우월한 지에 대한 분석결과를 제시하였다. 마지막으로 4장에서는 실증분석결과에 대해 정리하고 요약하였다.

II. 연구모형

Engel과 Granger(1987)은 어떤 시계열이 단위근을 내포하고 있을 때, 두 개 이상의 비정상시계열의 선형조합은 정상시계열이 될 수 있다는 것을 밝혔다. 만일 그와 같은 정상성 또는 $I(0)$ 의 선형조합이 존재한다면, 비정상시계열은 공적분(cointegrated)되었다고 말하는 한편 정상시계열 선형조합은 공적분 방정식이라고 부르며 변수들 간에 장기균형(long run equilibrium) 관계로 해석한다(이홍재 외 2005 p513).

VECM은 임의의 어느 한 시점은 장기 균형점으로 가는 과정의 일부이기 때문에 장기 균형점에서의 이탈의 일부는 조정되어 임의의 어느 한 시점에 반영된다는 관점에서 출발한다. 또한 VECM은 수준변수와 차분변수를 회귀방정식 내에 동시에 포함시켜 분석하는 특징을 가지고 있다. 하지만 VECM은 두 시계열간에 공적분 관계가 있을 때 사용되는 VAR (vector autoregression)의 제한된 형태로 VAR모형에서 개별 시계열이 안정적이 못하여 차분한 변수로 모형이 설정될 경우 수준변수가 지니고 있는 정보가 상실될 수 있는 단점을 가지고 있다.

다음 식(1)~(2)는 본 연구에서 사용될 VECM 모형이다.

$$\begin{aligned} \Delta OIL_{f,t} = & \alpha_{2_1} + \lambda_1(F_{t-1} - \eta S_{t-1} - C) \\ & + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta OIL_{f,t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k \gamma_{2i} \Delta OIL_{s,t-i} + \varepsilon_{1,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Delta OIL_{s,t} = & \alpha_1 + \lambda_2(F_{t-1} - \eta S_{t-1} - C) \\ & + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta OIL_{f,t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} \Delta OIL_{s,t-i} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, $\Delta OIL_{s,t}$, $\Delta OIL_{f,t}$ 는 각각 t시점의 원유(두바이, 서부텍사스 중질유, 북해산 브렌트유)의 현물수익률, 선물수익률, λ_i 는 오차수정계수를 나타내고 ε_{1t} , ε_{2t} 은 오차항이다.

식 (1)~(2)에서 $F_{t-1} - \eta S_{t-1} - C$ 은 시점 t-1에서 원유선물과 현물의 불균형오차를 나타내며, 이 오차가 조정계수(adjustment coefficient)인 λ_1 , λ_2 를 통해 그 크기가 조절된 후에 다음 시점 t에서 $\Delta OIL_{f,t}$ 와 $\Delta OIL_{s,t}$ 에 영향을 주게 된다.

본 논문에서는 상기의 식에서 언급된 오차수정모형의 오차수정계수를 이용하여 원유현물시장과 원유현물시장 중에서 어떤 시장이 가격발견에 있어서 우월한지를 분석할 것이다. 한편, 여러 시장이 존재할 때 어떤 시

장이 가격발견에 있어서 공헌도가 높은지를 판단하고자 할 경우 오차수정계수의 유의성과 부호 외에 Granger-Gonzalo(1995)의 정보비율과 Hasbrouck (1995)의 정보비율이 유용하게 사용될 수 있다. 본 논문에서 실증분석을 위해 사용된 정보비율은 Baba and Inada(2009)의 방법에 Granger and Gonzalo(1995)의 정보비율은 구하였다. Granger and Gonzalo 비율인 식(3)은 식(1)과 식(2)를 이용하여 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Granger-Gonzalo 정보비율} & \quad (3) \\ & = \frac{\lambda_2}{\lambda_2 - \lambda_1} \end{aligned}$$

식(1)과 식(2)를 이용하여 계산된 Granger-Gonzalo 정보비율에 대한 해석은 중요하다. 기존 연구에 따라 본 연구에 적용시키면 원유선물에 대한 Granger-Gonzalo 정보비율의 측정값이 0.5 보다 높으면 원유선물시장은 원유현물시장 가격발견에 있어서 더 우월한 역할을 한다고 해석할 수 있다. 반대로 0.5보다 낮으면 원유현물시장이 원유선물시장보다 가격발견에 있어서 지배적인 역할을 한다고 해석하고 있다.

Hasbrouk(1995)가 제시한 Hasbrouk 하한값과 상한값 또한 Baba and

Inada(2009)이 제시한 방법에 따라 구하였다. Hasbrouk 정보비율을 구하기 위한 식은 다음과 같다.

$$H_L = \frac{\lambda_2^2 \left\{ \sigma_1^2 - \left(\frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_2^2} \right) \right\}}{\lambda_2^2 \sigma_1^2 - 2\lambda_1 \lambda_2 \sigma_{12} + \lambda_1^2 \sigma_2^2} \quad (4)$$

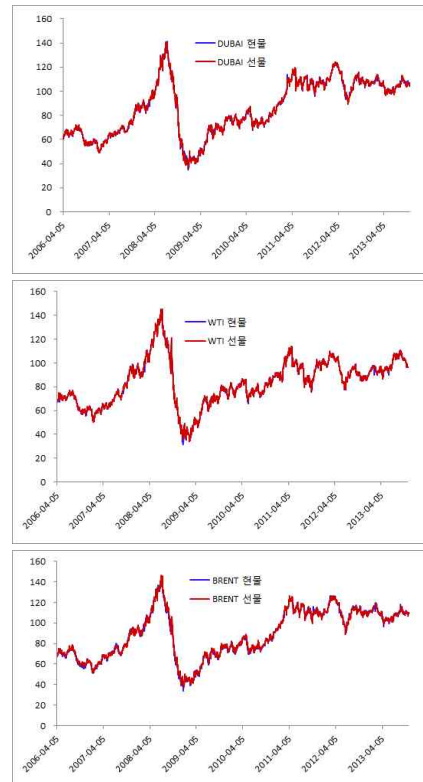
$$H_U = \frac{(\lambda_2 \sigma_1 - \lambda_1 \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1})^2}{\lambda_2^2 \sigma_1^2 - 2\lambda_1 \lambda_2 \sigma_{12} + \lambda_1^2 \sigma_2^2} \quad (5)$$

여기서, Hasbrouk의 하한값과 상한값은 각각 H_L , H_U 이다. Hasbrouk의 하한값과 상한값을 계산할 때 λ_1 과 λ_2 는 식(1)과 식(2)에서 오차조정계수이다. 또한 σ_1 , σ_2 그리고 σ_{12} 은 식(1)과 식(2)에서 $\varepsilon_{1,t}$, $\varepsilon_{2,t}$ 의 분산과 공분산이다. Hasbrouk(1995)의 정보비율은 어떤 시장이 가격발견 공헌도가 높은 지에 대한 유용한 정보를 제공한다. 예를 들어 식(1)과 식(2)을 가지고 분석하는 경우 Hasbrouk의 하한값과 상한값의 평균이 0.5보다 크면 원유선물시장이 현물시장보다 가격발견에 있어서 우월한 시장이라고 해석할 수 있고, 0.5보다 낮으면 원유 현물시장이 선물시장보다 보다 가격발견에 대해 우월한 역할을 한다고 해석할 수 있다.

III. 실증분석

3.1 자료

본 연구는 2005년 4월 5일부터 2013년 10월 31일까지 두바이유 현물, 선물, 서부텍사스유 현물과 선물, 북해산 브렌트유 현물과 선물의 일별자료를 이용하여 실증분석을 수행하였다. 선물의 경우 유동성이 가장 풍부한 최근월물 가격자료를 사용하였다. 이들 자료는 KOSCOM과 FnGuid에서 구했으며, 분석을 위해 STATA-12와 Eviews 5.0을 이용하였다.



<그림 1> 시장별 현·선물 가격추이

<그림 1>에서 보는 바와 같이 현물과 선물의 시계열은 모두 시간이 지남에도 안정적 성향을 보이지 않고 평균과 분산이 일정한 틀에서 벗어나 불규칙하게 변동하며 소위 단위근을 갖는 비정상적시계열의 특징을 보이고 있다. 이런 경우 이 비정상시계열들을 대상으로 회귀분석 등과 같이 기존의 계량분석을 통하여 관계를 파악할 수 없다.

이들 그림에서 DUBAI 현·선물, WTI 현·선물, BRENT 현·선물에서 모두 공적분된 시각적인 특징이 관찰되고 있다. 즉, 수준변수들이 I(1) 과정인 단위근을 갖는 시계열들은 제

각각 자신의 확률추세를 지니고 있지만 시계열의 경로는 거의 차이가 없이 하나의 공통확률추세를 가지고 있음을 볼 수 있다. 이런 경우 현물과 선물 간에 장기적 균형(long-term equilibrium) 관계가 존재한다고 짐작할 수 있다.

3.2 기초통계량

<표 2>는 DUBAI 현·선물, WTI 현·선물, BRENT 현·선물에 대한 기초통계량을 나타낸 것이다. 여기서 수준변수와 수익률의 평균, 표준편차, 왜도(skewness), 첨도(kurtosis), 정규

<표 1> 기초통계량

	수준변수					
	DUBAIS	WTIS	BRENDS	DUBAIF	WTIF	BRENTF
평균	86.04	83.74	89.15	86.02	83.85	89.42
표준편차	22.59	19.49	23.46	22.63	19.44	23.18
왜도	-0.076	0.070	-0.104	-0.084	0.083	-0.084
첨도	1.943	3.178	1.954	1.964	3.159	1.973
Jarque-Bera	88.87**	4.00	88.70**	85.91**	4.12	84.37**
관측치	1871	1871	1871	1871	1871	1871
	수익률(자연대수 차분)					
	DUBAISR	WTISR	BRENDSR	DUABIFR	WTIFR	BRENTFR
평균($\times 10^{-4}$)	2.85	1.90	2.33	2.80	1.88	2.67
표준편차	0.021	0.027	0.022	0.020	0.025	0.021
왜도	-0.213	0.260	-0.089	-0.373	0.162	-0.331
첨도	7.607	12.113	6.667	9.338	9.311	7.014
Jarque-Bera	1668.91**	6495.49**	1050.55**	3175.03**	3113.36**	1290.32**
관측치	1871	1871	1871	1871	1871	1871

주) 1. DUBAIS, WTIS, BRENDS, DUBAIF, WTIF, BRENTF 은 각각 두바이, 서부텍사스 중질유, 북해산 브렌트의 수준변수 현물과 선물을 나타내고, DUBAISR, WTISR, BRENDSR, DUABIFR, WTIFR, BRENTFR은 각각 두바이, 서부텍사스 중질유, 북해산 브렌트의 수익률의 현물과 선물을 나타냄.

2. Jarque-Bera 통계량 $= \frac{N-K}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2 \right)$, N은 계열을 작성하기 위해 사용된 추정계수의 수, K는 첨도, S는 왜도를 의미함.

3. **, * 각각 1%, 5% 수준에 유의함을 의미함

성 검정을 위한 Jarque-Bera 통계량이 제시되어 있다.

우선, DUBAIS, DUBAIF, WTIS, WTIF, BRENTS, BRENTF의 평균은 각각 86.04, 86.02, 83.74, 83.85, 89.15, 89.42이며 이들 수익률의 평균은 각각 0.0285%, 0.0280%, 0.0190%, 0.0188%, 0.0233%, 0.0267%인 것으로 나타났다. 분석기간 동안 원유의 현물과 선물가격은 상승하였음을 알 수 있다. 수익률의 변동성 경우 WTISR, WTIFR이 가장 크고 DUBAISR, DUABIFR, BRENTSR, BRENTFR은 유사하였다. 분포의 치우침 정도를 측정하는 왜도는 수익률의 경우

졌다. 분포의 뾰족한 정도를 보여주는 첨도는 수익률의 경우 3보다 큰 값을 가지는 것으로 볼 때 정규분포보다 뾰족한 첨예한 분포를 가지고 있음을 알 수 있다. 정규성 검정을 위해 Jarque-Bera의 통계량을 계산하였는데 수익률의 경우 임계값보다 모두 높은 값을 지니므로 정규분포한다는 귀무가설을 기각하고 있다.

3.3 단위근 검정

실증분석에서 사용되는 변수들의 시계열 자료들이 안정성(stationary)을 가지는지를 살펴보기 위해 단위

<표 2> 단위근 검정

		수준변수					
		DUBAIS	WTIS	BRENTS	DUBAIF	WTIF	BRENTF
ADF	상수항, 추세 미포함	0.26	-0.10	0.18	0.23	-0.10	0.18
	상수항 포함	-1.54	-2.02	-1.53	-1.60	-1.97	-1.53
	상수항, 추세 포함	-1.95	-2.22	-1.91	-1.99	-2.16	-1.91
PP	상수항, 추세 미포함	0.24	-0.09	0.12	0.23	-0.09	0.16
	상수항 포함	-1.61	-2.01	-1.63	-1.61	-2.15	-1.65
	상수항, 추세 포함	-2.03	-2.21	-2.06	-2.03	-2.21	-2.03
		수익률(자연대수 차분)					
		DUBAISR	WTISR	BRENTSR	DUABIFR	WTIFR	BRENTFR
ADF	상수항, 추세 미포함	-45.76**	-48.30**	-47.62**	-44.98**	-46.32**	-45.60**
	상수항 포함	-45.76**	-48.29**	-47.62**	-44.97**	-46.31**	-45.59**
	상수항, 추세 포함	-45.75**	-48.28**	-47.60**	-44.96**	-46.30**	-45.58**
PP	상수항, 추세 미포함	-45.73**	-48.36**	-47.54**	-44.95**	-46.41**	-45.60**
	상수항 포함	-45.73**	-48.35**	-47.53**	-44.97**	-46.40**	-45.60**
	상수항, 추세 포함	-45.72**	-48.34**	-47.52**	-44.96**	-46.38**	-45.58**

주) 1. 1% 임계값은 상수항, 추세 미포함 -2.57, 상수항 포함 -3.43, 상수항, 추세 포함 -3.96
 2. **, * 은 각각 1%, 5% 수준에서 통계적으로 유의

WTISR과 WTIFR을 제외한 나머지는 왼쪽으로 치우친 음(-)의 값을 가

진 검정(unit root test)를 수행하였다. 본 연구에서는 대표적인 단위근 검

정방법인 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron)검정을 실시하였다.

<표 2>에 단위근 검정 결과가 제시되어 있다. 시계열의 안정성 검정에서 가격수준의 경우 모두 ‘단위근이 존재한다’는 귀무가설을 기각하지 못함으로써 이들 시계열은 모두 I(1)과정을 따르고 있다. 이는 모든 수준변수들이 단위근을 가지는 불안정적인 시계열이다. 이러한 결과는 변수들의 차분계수가 일치해야함을 전제하는 분석대상 자료들이 공적분 관계(cointegration relationship)가 존재함을 의미한다 따라서 본 연구에서는 벡터오차수정모형을 이용하여 분석할 것이다. 수익률은 1% 유의수준에서 ‘단위근이 존재한다’라는 귀무가설이 모두 기각되고 있음을 알 수 있다.

3.4 공적분 검정 및 VECM

공적분 된 두 개 이상의 시계열에서는 시각적인 특징이 관찰된다. 단위근을 갖는 이 비정상시계열들은 각기 자기의 확률추세를 갖지만 두 시계열의 표본경로는 서로 큰 차이 없이 동행하는 특징을 보인다. 그것은 두 시계열의 일차결합인 공적분잔차가 정상이 되어 그 표본경로가 평균과 분산이 일정한 어떤 띠(band)를 크게 이탈하지 않고 시간이 흐름에 따라

그 값이 평균으로 회귀하는 특성을 갖기 때문이다. 따라서 두 비정상시계열은 하나의 공통확률추세를 갖게 된다.

<표 3>은 공적분 검정결과를 나타낸 것이다. DUBAIS와 DUBAIF, WTIS와 WTIF, 그리고 BRENTS와 BRENTF 간에 λ_{trace} , λ_{max} 값들이 모두 1% 유의수준에서 공적분 관계가 존재하고 있는 것으로 나타났다. 이는 차분하지 않은 수준변수들 간에 장기적으로 안정적인 선형관계를 보이고 있음을 의미한다. 이러한 경우 Engle-Granger의 오차수정모형이 유용하다. 오차수정모형은 두 시계열이 갖는 비정상성들을 차분을 하지 않고 동적이고 안정적인 장기균형을 도출할 수 있는 장점을 가진다. 자료를 차분하게 되면 각 비정상시계열이 갖는 확률추세와 같은 고유 정보를 잃어버릴 수 있어서 두 시계열에 공적분이 존재하는 경우 각 계열의 차분으로 구성되는 VAR 모형은 모형설정의 오류가 발생할 수 있기 때문이다. 그러므로 본 연구에서는 공적분의 정상인 오차항을 이용하는 VAR 모형인 벡터오차수정모형을 사용한다.

<표 4>는 식(1)과 식(2)를 이용하여 구한 오차수정계수인 λ_1 , λ_2 값이 제시되어 있다. 식(1)과 (2)에서 선물시장이 가격발견에 있어서 우월적 역할을 한다면 오차수정계수인 λ_1 은

<표 3> 요한슨 공적분 검정

maximum rank	Trace Statistic		Max-Eigen Statistic		SBC
	통계량	임계값 (1%)	통계량	임계값 (1%)	
Panel A : DUBAIS, DUBAIF (p=2)					
0	463.73	23.46	460.10	21.47	5.9813
1	3.63	6.40	3.64	6.40	5.7478*
2					5.7498
Panel B : WTIS, WTIF (p=1)					
0	913.30	23.46	907.88	21.47	6.9102
1	5.42	6.40	5.42	6.40	6.4378*
2					6.4390
Panel C : BRENTS, BRENTF (p=4)					
0	214.37	23.46	210.35	21.47	7.1455
1	4.02	6.40	4.02	6.40	7.0451*
2					7.0470

주) 1. VAR(p)모형에서 SBC가 가장 낮은 값으로 공적분 시차를 결정, 괄호의 p는 차수를 의미함.

$$2. \lambda_{trace}(r) = -N \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \lambda_{max}(r, r+1) = -N \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

단, N은 표본의 수, $\hat{\lambda}_i$ 은 이 표본의 기초로 추정된 공적분벡터에서 얻어지는 λ_i 의 추정값을 의미

통계적으로 비유의적인 값을 가져야 하고, λ_2 는 유의적인 양(+)의 값을 가져야 한다. 반대로 현물시장이 가격발견의 기능이 우월하다면 λ_1 은 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 가져야 하고, λ_2 는 비유의적인 값을 가져야 한다. 연구 결과 예상한 대로 두바이와 서부텍사스유는 선물시장이 현물시장 보다 가격발견에 있어서 우월한 것으로 나타났다. 하지만 브렌트유는 오히려 현물시장이 선물시장보다 가격발견에 있어서 우월함을 보였다.

한편, Gonzalo and Granger(1995)와

Hasbrouck(1995)은 VECM에서 오차수정계수들이 가격발견 과정에 중요한 정보를 제공한다고 주장하였다. 원유현물과 선물시장 중에서 어떤 시장이 가격발견에 있어서 우월한 지에 대한 심층적인 분석을 위해 이들이 제시한 GG 정보비율과 Hasbrouck 정보비율에 대한 결과가 <표 4>에 제시되어 있다. 기존 연구에 따라 GG 정보비율과 Habrouck의 평균이 0.5보다 높으면 원유선물시장은 현물시장에 비해 가격발견에 있어서 더 우월한 역할을 하며, 0.5보다 낮으면 그

<표 4> VECM,의 가격발견 정보비율

	λ_1	λ_2	GG	Hasbrouck		
				H_L	H_U	H 평균
DUBAIS, DUBAIF	0.0021	0.6246**	0.5756	0.1511	0.9999	0.5756
WTIS, WTIF	-0.0327	0.7364**	0.5684	0.1370	0.9997	0.5683
BRENTERS, BRENTF	-0.4245**	0.0136	0.1587	0.0004	0.3170	0.1587

주) **, * 은 각각 1%, 5% 수준에서 통계적으로 유의

반대가 된다. 결과에 의하면 두바이유와 서부텍사스유 둘 다 GG 정보비율과 Hasbrouck의 중간값이 0.5보다 큰 값을 가지므로 선물시장이 현물시장보다 가격발견에 있어서 우월한 것으로 나타났다. 하지만 브렌트유의 경우는 앞의 결과와 동일하게 현물시장이 선물시장보다 가격발견 기능이 우월하다는 사실을 발견하였다. 이는 일반적으로 선물시장이 현물시장을 선행한다는 결과와는 다르다고 할 수 있다.

IV. 결론

본 연구는 원유 현물시장과 선물시장 중에서 어떤 시장이 가격발견에 있어서 우월한지를 실증분석한 것이다. 실증분석을 2005년 4월 5일부터 2013년 10월 31일까지 두바이유 현물, 선물, 서부텍사스유 현물과 선물, 북해산 브렌트유 현물과 선물의 최근월

물 일별자료를 이용하였다.

본 연구의 결론은 다음과 같다.

오차수정계수인 λ_1 은 통계적으로 비유의적인 값을 가지고 λ_2 는 유의적인 양(+)의 값을 가짐으로써 두바이유, 서부텍사스유 선물시장이 현물시장보다 가격발견에 있어서 우월한 것으로 나타났다.

한편, GG 정보비율과 Hasbrouck 정보비율을 이용한 강건성 검정에서는 두바이유와 서부텍사스유 두 시장 모두 GG 정보비율과 Hasbrouck의 중간값이 0.5보다 큰 값을 가지는 것으로 나타나 선물시장이 현물시장보다 가격발견에 있어서 우월함을 확인 할 수 있었다. 하지만 브렌트유의 경우는 현물시장이 선물시장보다 가격발견 기능이 우월하다는 사실을 발견하였다. 이는 일반적으로 선물시장이 현물시장을 선행한다는 기존 연구와는 다른 것으로 나타났다.

참고문헌

1. 강인철(2012), 국제 원유가격의 변동이 주식시장의 변동에 미치는 영향에 관한 연구, 11(2), 23-43.
2. 김수경(2013) ETF의 정보효과에 관한 연구, 경영과 정보연구, 32(3), 285-297.
3. 서상구(2011) 한국국채선물시장에서의 가격발견기능에 관한 연구, 경영과 정보연구, 30(2), 257-275.
4. 서지용(2007), 한국주식시장에 파급되는 국제유가의 위협에 관한 연구, 재무관리연구, 24(4), 75-106.
5. 서지용(2009), 유가 영향력은 기업 규모별로 차별적인가?, 산업경제연구, 22(3), 1369-1387.
6. 이상구, 옥기울(2012) VKOSPI와 KOSPI200 현선물간의 선도 지연 관계에 관한 연구, 경영과 정보연구, 31(4), 1-22.
7. 임대봉(2009), 국제유가와 주가의 관계 분석, 산업경제연구, 22(5), 2421-2436.
8. 홍정효(2010) 원유 현선물시장간의 가격발견기능에 관한 연구, 산업경제연구, 24(3), 1265-1277.
9. Aloui, C. and R. Jammazi(2009), "The Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Shift Behaviour: A Regime Switching Approach, Energy Economics, 31(5), 789-799.
10. Baba, N. and Inada, M. (2009) Price discovery of subordinated credit spreads for Japanese mega-banks: Evidence from bond and credit default swap markets, Journal of International financial Markets, Institutions & Money. 19, 616-632.
11. Baillie, R. T., G. G. Booth, Y. Tse and T. Zobotina(2002) Price discovery and common factor models. Journal of Financial Markets, 5(3), 309-321.
12. Basher, S. A. and P. Sadorsky (2006), Oil Price Risk and Emerging Stock Markets, Global Finance Journal, 17(2), 224-251.
13. Bopp, A. E. and S. Sitzler(1987) Are petroleum futures prices good predictors of cash value?, Journal of Futures Markets, 7(6), 705-719.
14. Brooks, C., A. G. Rew and S. Ritson(2001) A trading strategy based on the lead-lag relationship between the spot index and futures contract for the FTSE 100, International Journal of Forecasting, 17, 31-44.
15. Chou, R. K. and H. Chung(2006), Decimalization,

- trading costs, and information transmission between ETFs and index futures, *Journal of Futures Markets*, 26(), 131-151.
16. Cong, R. G., Y. M. Wei, J. L. Jiao, and Y. Fan (2008), Relationships Between Oil Price Shocks and Stock Market: An Empirical Analysis from China, *Energy Policy*, 36(9), 3544-3553.
17. De Jong, F.(2002), Measures of contribution to price discovery: A comparison, *Journal of financial Markets*, 5(3), 323-327
18. Engel, R. and C. Granger(1987), Cointegration and error-correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
19. Gaul, J. and E. Theissen(2008) A partially linear approach to modelling the dynamics of spot and futures prices, CFS working paper, Center for Financial Studies.
20. Gonzalo, J. and Granger, C., (1995), Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(1), 27-35.
21. Hammoudeh, S., S. Dibooglu, and E. Aleisa(2006), Relations among U. S. Oil Price and Oil Industry Equity Indices, *International Review of Economics and Finance*, 13, 427-453.
22. Hammoudeh, S. and H. Li (2005), "Oil Sensitivity and Systematic Risk in Oil-Sensitive Stock Indices," *Journal of Economics and Business*, 57, 1-21.
23. Hammoudeh, S. and K. Choi (2006), Behavior of GCC Stock Markets and Impacts of U. S. Oil and Financial Markets, *Research in International Business and Finance*, 20, 22-44.
24. Hasbrouck, J.,(2002), One security, many markets: determining the contributions to price discovery. *Journal of Finance*, 50(4), 1175-1199.
25. Huang, B. N., M. J. Hwang, and H. P. Peng(2005), The Asymmetry of the Impact of Oil Price Shocks on Economic Activities: An Application of the Multivariate Threshold Model, *Energy Economics*, 27(3), 455-476.
26. Kilian, L. and C. Park (2009), The Impact of Oil Price Shocks on the U. S. Stock Market,

- International Economic Review,
50(4), 1267-1287.
27. Koutmos, G. and M. Tucker(1996), Intraday return dynamics between the cash and the futures markets in Japan, Journal fo Futures Markets, 16(2), 147-162.
28. Miller, J. I. and R. A. Ratti (2009), Crude Oil and Stock Markets: Stability Instability and Bubbles, Energy Economics, 31(4), 559-568.
29. Sadorsky, P.(2008), Assessing the Impact of Oil Prices on Firms of Different Sizes: Its Tough Being in the Middle, Energy Policy, 36, 3854-3861.
30. Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1990) Volatility and futures: message versus messenger, Journal of Portfolio Management, 14(2), 20-22.
31. Tse, Y. K.(1999) Price discovery and volatility spillovers in the DJIA index and futures markets, Journal of Futures Markets, 19(8), 911-930.

Abstract

Price discovery in the Crude Oil Spot and Futures Markets[†]

Youngtae Byun^{*}

In this paper, price discovery between spot and futures in crude oil markets investigated using the Gonzalo and Granger and Hasbrouck common-factor models.

The main findings are as follows. 1) Crude oil futures and spot market are cointegrated. 2) Following the preceding studies, we judged that Dubai(WTI) futures markets contribute to the price discovery process than Dubai(WTI) spot market when this Gonzalo-Granger and Hasbrouck information ratio for Dubai(WTI) market are larger than 0.5. In other words, the futures markets of Dubai and WTI plays a more dominant role in price discovery than the spot market. 3) But Brent futures market does not contribute to the price discovery process.

keywords: Price Discovery, Error Correction Model, Crude Oil Futures Market, Crude Oil Spot Market.

[†] This research was supported by Kyungshung University Research Grants in 2012

^{*} Assistant Professor, Kyungshung University, byt73@naver.com