

국제유가의 변화가 건화물선 운임에 미치는 영향과 건화물선 운임간의 상관관계에 관한 연구*

정상국** · 김성기***

A Study on the Effect of Changes in Oil Price on Dry Bulk Freight Rates and Intercorrelations between Dry Bulk Freight Rates

Sangkuck Chung · Seongki Kim

Abstract : In this study, vector autoregressive and vector error correction models in the short-run dynamics are considered to analyze the effect of the changes in international crude oil prices on Baltic dry index, Baltic Capesize index and Baltic Panamax index, and the intercorrelations between Capesize and Panamax prices, respectively. First, using the vector autoregressive model, the changes in international crude oil price have a statistically significant positive effect for Capesize at lag 1, for Panamax a significant negative effect at lag 3 and a significant positive effect for Baltic dry index at lag 1. From the impulse response analysis, the international crude oil price causes Baltic dry index to increase in the short-run and the effect converges on the mean after 3 months. Second, using the vector error correction model, the empirical results for the spillover effects between Capesize and Panamax markets provide that in the case of the deviation from a long-run equilibrium the Panamax price is adjusted toward decreasing. The increases in freight rates of the Capesize market at lag 1 lead to increase the freight rates in Panamax market at present. The Panamax responses from the Capesize shocks increase rapidly for 3 months and the effect converges on the mean after 5 months. The Capesize responses from the Panamax shocks are relatively small, and increase weakly for 3 months and the effect disappears thereafter.

Key Words : Dry Bulk Market, VAR, VECM, Impulse Response Analysis, Variance Decomposition Analysis

▷ 논문접수: 2011.04.29 ▷ 심사완료: 2011.06.17 ▷ 게재확정: 2011.06.24

* 본 연구는 2009년도 인제대학교 학술연구조성비 보조에 의한 것임.

** 인제대학교 인문사회과학대학 국제경상학부 교수, tradcsk@inje.ac.kr, 055)320-3124

*** 인제대학교 인문사회과학대학 국제경상학부 겸임교수, openlook@inje.ac.kr, 055)320-3118

I. 서론

1980년대 중반 이후 다양한 형태의 실질충격의 효과는 대부분의 선진국에서 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 지난 10여 년간 “Great Moderation”이라는 이름에 많은 연구들이 있어 왔다(Kim and Nelson(1999), McConell and Perez-Quiros(2000), Blanchard and Simon(2001), Stock and Watson(2003, 2005), Cecchetti et al.(2006)). 이러한 연구의 관심은 주로 실질충격의 효과가 감소한 원인이 무엇인지에 있다. 실질충격에 관한 연구 중에 대부분은 유가의 변동성에 관한 것이었고, 이러한 유가의 상승이 경기침체를 가져온다는 일반적인 통념은 이제 더 이상 사실이 아니다.¹⁾

사실 유가의 충격에 대한 실증적인 연구나 이론적인 연구에서의 일반적인 접근은 유가의 외생적인 변화에 대한 각종 거시경제변수들의 반응을 분석하는 것이다. 이러한 접근은 기본적으로 모든 다른 변수들은 일정하고 유가만 변화한다고 가정하는 것이다. 그러나 문제는 확장국면에 있는 경기상황, 인플레이션, 환율변동 또는 이자율의 변화 등과 같은 다른 여러 가지 요인들이 높은 유가의 효과를 배가시킬 뿐만 아니라, 보다 중요한 것은 세계적인 거시경제변수들이 유가를 상승시킬 수 있다는 것이다. 따라서 이러한 현상은 유가의 변화를 거시경제 결과와 연관시킬 때 인과관계를 더 이상 규정하기가 어렵다는 것이다.

기존 많은 선행연구들은 유가의 변화가 거시경제변수에 미치는 영향을 분석할 때 그러한 변화의 원인이 중요하다는 점을 지적하고 있다. 기존 연구들은 두 가지 가능한 원인으로 유가와 관련한 공급측면의 충격과 수요측면의 충격을 고려하고, 이러한 충격이 다양한 실질변수에 미치는 효과를 분석해 왔다.²⁾

여기서 세계적인 석유 생산량에 대한 다양한 측정방법은 원유시장의 공급측면을 모형화 하는데 있어서 중요하다. 마찬가지로 세계원유시장에서의 원유의 수요에 관한 효과를 분석하기 위해서 세계적인 실질경제활동에 대한 명시적인 측정방법이 중요하다(Barsky and Kilian, 2002, 2004). 이들의 연구는 세계의 실질경제활동을 나타내는 지수를 도입하려는 목적은 이러한 변수에 대한 하나의 대리변수를 설정하는 데 있지 않고, 세계 제화시장과 관련이 있는 실질경제활동을 구성하는 요소에 대한 측정치를 획득하는데 있다.

현재까지 세계의 실질경제활동은 운송서비스에 대한 수요의 가장 중요한 결정요인으

- 1) 이러한 사실은 이제 너무 잘 알려져 있고, Hamilton(1983, 1985, 2003)의 연구에서 여러 가지 과학적인 증거들을 찾을 수 있다.
- 2) 석유 공급량의 감축에 따른 유가의 상승은 경제성장에 아무런 영향이 없는 것으로 나타나고 있고, 반면에 유가와 관련한 수요측면에서의 충격은 거시경제 실질변수에 부정적인 영향을 미친다는 사실을 보여주고 있다.

로 널리 알려져 있다 (Klovland, 2004). Stopford(1997)의 연구, 특히 제4장에서 지적되었듯이 운송물동량이 낮은 수준에서 해상운송의 공급곡선은 단기에 상대적으로 기울기가 작다. 그러나 경제활동이 증가함에 따라 해상운송 서비스에 대한 수요곡선은 우측으로 이동하게 되고, 따라서 공급곡선의 기울기는 점점 가파르게 되고 운임은 상승하게 된다. 반면에 운송물동량이 증가하는 경우 공급곡선의 기울기는 점점 커지게 되고, 모든 가용 선박은 운항이 가능하게 된다. 따라서 초기의 높은 수준의 경제활동이 소진되는 장기에서 추가적인 선박제조가 일어나고, 이는 운임을 떨어뜨리게 된다. 따라서 운임의 증가는 누적적으로 세계 수요증가의 강력한 지표로 간주할 수 있다는 것이다. 결국 국제유가가 운임에 어떠한 영향을 주는지를 분석함으로써 유가의 변화와 거시경제 변수간의 인과관계를 설명할 수 있다. 이 연구에서는 해운시황을 나타내는 대표적인 발틱건화물운임지수(Baltic Dry Index, BDI), 선형에 따라 케이프선형(Baltic Capesize Index, BCI), 파나막스선형(Baltic Panamax Index, BPI) 등 3개의 운임지수를 사용하였으며, 국제유가는 두바이 유가를 기준으로 하였다. 분석기간은 2000년 1월부터 2011년 2월까지로 월별자료를 사용하였다. 또한 계량모형으로 단위근 검정을 통하여 변수들의 안정성이 확보되지 못하고 공적분 관계가 없는 경우 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model VAR)을 사용하고, 공적분이 존재한다면 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)을 이용할 것이다.

이러한 운임지수를 이용한 국내연구도 다양하게 시도되어 왔다. 먼저 심재희·모수원(2008)은 다변량 인과모형, ARIMA와 같은 단변량 및 Hodrick-Prescott 필터기법 등을 이용하여 BDI에 대한 예측문제를 분석하였다. 모수원(2005)의 연구에서는 예상하지 못한 뉴스충격이 해상운임의 변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 모수원(2007)은 BDI의 움직임에 대해 BCI 및 BPI와의 관계식을 설정하고, 건화물선 시장에서 합리적인 기대가설이 성립하는지를 분석하였다. 전찬영(1997)은 건화물 시장의 운임지수, 중고선 가격, 해체량, 해상물동량 등의 변수를 이용하여 구조적 VAR 모형을 적용하였다. 임종관·김우호·고병욱(2010)은 연간 자료를 활용하여 건화물선시장의 수요, 공급, 운임지수(BDI) 간의 동태적 관계를 VAR모형을 통해 분석하였다. 한편, 예상하지 못한 환율 변동으로 야기되는 위험이 운임에 미치는 영향을 밝히는 것은 해운업체나 무역업자에게 매우 중요한 의미를 갖는다고 볼 수 있다. 여기에 대해서 모수원(1998)의 연구는 RW(Random Walk)모형과 GARCH-M(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean) 모형을 결합하여 환율의 변동성을 도출하여, 이러한 환율 변동이 운임에 미치는 영향을 분석하였다.

이 연구의 또 다른 중요한 분야는 BCI와 BPI 운임지수를 이용하여 케이프사이즈와 파나막스 시장 간의 상호 상관관계에 대한 분석이다. 일반적으로 건화물 해운시장은 선

형의 크기와 선박에 의해서 분류되고, 특정한 상품의 운송과 관련되어 있다. 그러나 때로는 비슷한 선형의 부류에 있는 선박은 대체재의 성격을 갖는다고 볼 수 있다. 예를 들어, 파나막스 대신에 케이프사이즈를 이용한다든지 또는 반대의 경우가 그것이다. 한 시장에서의 수요가 다른 시장에 비해서 상대적으로 커진다든지, 아니면 한 시장에서의 수요가 시장에 참여하는 다른 유형의 선박을 유인하기에 충분해서 이익이 발생할 때 이러한 대체재의 성격은 매우 중요해진다. 이러한 경우 한 시장에서의 충격은 다른 시장으로 전파될 수 있다는 것이다.³⁾ Beenstock and Vergottis(1993)의 연구에서는 동학적인 계량모형을 이용하여 유조선과 건화물 시장 간의 과급효과를 분석하였다. 이들의 연구는 건화물 효율의 증가는 유조선시장으로부터 다양하게 결합된 선박(combined carriers)을 유인할 수 있고, 이는 건화물선박을 더 많이 건조하게 만들고, 결국 유조선 가격의 증가의 원인이 된다고 주장하였다. Alizadeh(2001)의 연구는 건화물시장내에서 과급효과를 분석하기 위해서 동학구조모형 대신에 VAR, 공적분 검증, 충격반응분석 등과 같은 계량경제 기법을 이용하여 Beenstock and Vergottis(1993)의 연구를 확장하였다.

다음 2장에서는 VAR와 VECM모형을 간략히 소개하고, 3장에서는 분석 자료의 단위근 검증, 공적분 검증 등의 기본적인 통계량 분석 및 VAR와 VECM 모형의 추정결과 등 실증분석의 결과를 제시한다. 마지막으로 4장에서는 결론과 이 연구의 한계 및 앞으로의 연구 과제를 제시한다.

II. 분석모형

시계열자료를 분석하는 경우 고려해야 할 중요한 문제는 자료의 안정성(stationary) 여부이다. 시계열자료가 불안정(nonstationary)한 경우 최소제곱법(ordinary least squares method: OLS)으로 추정된 통계량은 통계적으로 유용한 추론이 될 수 없고 가성회귀(또는 허구적 회귀; spurious regression)의 문제가 발생한다는 사실은 널리 알려져 있다. 전통적인 계량경제분석에서는 안정적인 시계열자료를 가정하고 있고, 따라서 자료의 평균이 시간에 관계없이 일정하고 분산은 유한한 값을 가지고 있다는 것을 의미할 뿐만 아니라 외부적인 충격(external effect)의 상황에서도 평균을 기준으로 일정한 분산 하에 변동 폭을 유지하다가 결국 다시 평균으로 회귀하는 것을 말한다. 이 같

3) 예를 들어, 케이프사이즈 선박의 경우 어떤 이유에서든 수요가 증가해서 결과적으로 운임이 증가한다면, 파나막스 같은 다른 선종은 이익이 있다면 케이프사이즈 시장에 참여하게 된다는 것이다.

은 안정적인 시계열은 시차수가 증가함에 따라 자기상관함수의 값이 급격히 감소하게 되며, 이를 0차 적분(integrated of order 0)이라고 한다. 그러나 실제로 대부분의 시계열자료들은 현실에서는 불안정적인 자료로 밝혀졌다. 따라서 실증분석에서 사용되는 대부분의 시계열자료는 단위근 검정을 통하여 시계열자료의 안정성 여부를 판단해야 한다.

안정적인 시계열인지 불안정적인 시계열인지를 판별하기 위해서는 단위근 검정을 시도한다. 시계열자료가 단위근이 존재한다고 판명되면 시계열 자료들은 불안정하므로 전통적인 OLS 대신에 장기적인 측면에서 균형관계를 설명해 주는 Johansen 공적분 방법을 사용한다. 공적분이 존재하면 벡터오차수정모형을 적용하여 모형을 추정하고 공적분이 존재하지 않는다고 판명되면 벡터자기회귀모형을 시도한다.

VAR 모형은 변수들 간의 구조적 관계를 특정 경제이론에 따라 제약을 가하지 않음에 따라 현실적으로 유용한 정보를 상실하지 않는 이론이다. 즉 모형작성자의 주관적인 제약을 배제하고 사전적으로 특정 경제이론에 입각함이 없이 모든 가능성을 다 인정하는 일반적인 형태로 정형화하여, 경제변수들 사이의 관계를 경제자료에 의하여 판단하고 이론의 임의적 적용을 배제하고자 하는 모형이다. VAR 모형에서 시차를 넓게 잡으면 잡을수록 잔차항의 자기상관이 줄어들지만 효율성이 떨어지게 되는 상충관계가 존재한다. 이런 이유로 적정시차의 선정이 필요하게 된다. 적정시차의 결정에는 AIC(Akaike Criteria) 기준과 SBC(Schwarz Criteria) 기준을 일반적으로 사용하며, AR 과정의 경우 적정시차는 편상관계수를 사용하여 정할 수 있다.

VAR 모형은 AR(Autoregressive Model) 모형을 확장한 것으로 모든 가능한 변수를 포함한 선형회귀 방정식으로 구성된다. 추정방법으로는 확률적 오차가 이전의 시차변수 정보에 대해 독립적이므로 OLS 추정이 가능하다. 동일한 변수에 대해 여러 개의 시차를 취하기 때문에 모든 회귀계수가 다중공선성으로 인해 통계적으로 유의하지 않을 수 있다. 그러나 OLS 추정방법으로 추정된 VAR 모형의 회귀계수는 일반적으로 일치성과 효율성을 갖는다.⁴⁾

일반적으로 n-차 벡터 x_t 가 있다고 하자.⁵⁾ 단일시계열모형에서 안정성조건을 이야기한 것처럼 벡터시계열을 모형하는 경우에도 유사하게 안정성을 정의한다. 벡터 x_t 는

-
- 4) VAR 모형의 특징으로는 첫째, 정확한 인과관계를 파악하기는 쉽지 않다. 그랜저 인과검정에서 쌍방향 인과관계에 있는 경우 VAR 모형 적용이 적합하다. 둘째, VAR 모형은 선형회귀 방정식으로 구성되며 각 변수들의 현재 관측치(내생변수)를 종속변수로 하고 자신과 기타 변수들의 과거 관측치(외생변수)를 설명변수로 설정되어 있기 때문에 인과관계 문제가 나타나지 않는다.
- 5) 이 연구의 실증분석에서 사용되는 변수벡터 x_t 는 다음과 같다: 국제유가와 발틱건화물운임지수, 케이프선형운임지수, 파나막스선형운임지수 등 3개의 운임지수.

다음의 두 가지 조건을 만족하는 경우 안정적이다: i) 평균벡터 $E[x_t] = \mu < \infty$ 가 모든 t 에 대해 성립한다. ii) 공분산행렬 $E[(x_t - \mu)(x_{t+h} - \mu)'] = \Gamma_x(h) < \infty$ 가 모든 t 와 h 에 대해 성립한다.

이 때 평균벡터와 공분산행렬이 시간 가변적이지 않아야 한다는 것은 단일 시계열의 경우와 동일하면 이를 단지 벡터로 확장한 것임을 알 수 있다. 공분산행렬에서 $\Gamma_x(0) \equiv \Sigma_x$ 는 확률과정 x_t 의 분산을 나타낸다. 일반적으로 p-차 벡터자기회귀모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$x_t = c + A_1x_{t-1} + A_2x_{t-2} + \dots + A_px_{t-p} + e_t, \quad (1)$$

$$\text{여기서, } A_j = \begin{bmatrix} A_{11j} & \dots & A_{1nj} \\ \vdots & & \vdots \\ A_{n1j} & \dots & A_{nnj} \end{bmatrix}, j = 1, 2, \dots, p, c = (c_1, c_2, \dots, c_n)',$$

$$e_t = (e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{nt})', E(e_t) = 0, E(e_t e_s') = \begin{cases} \Omega, & t = s \\ 0, & t \neq s \end{cases}$$

VAR 모형에 포함되는 변수들은 모두 안정적(Stationary)이 되어야 한다. 그러나 단위근(Unit Root)을 가지면서 공적분이 되지 않는 모형은 차분된 자료를 이용하여 VAR 모형을 분석할 수 있다. 한편 시계열 변수들이 단위근을 갖고 있으면서 공적분(Cointegrated) 되었다면 다음과 같이 오차수정모형과 동일한 방법을 사용한 VAR 모형으로 추정한다. 이러한 모형을 VECM(Vector Error Correction Model)이라 하고 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Delta x_t = c + \Pi \epsilon_{t-1} + A_1 \Delta x_{t-1} + A_2 \Delta x_{t-2} + \dots + A_p \Delta x_{t-p} + e_t \quad (2)$$

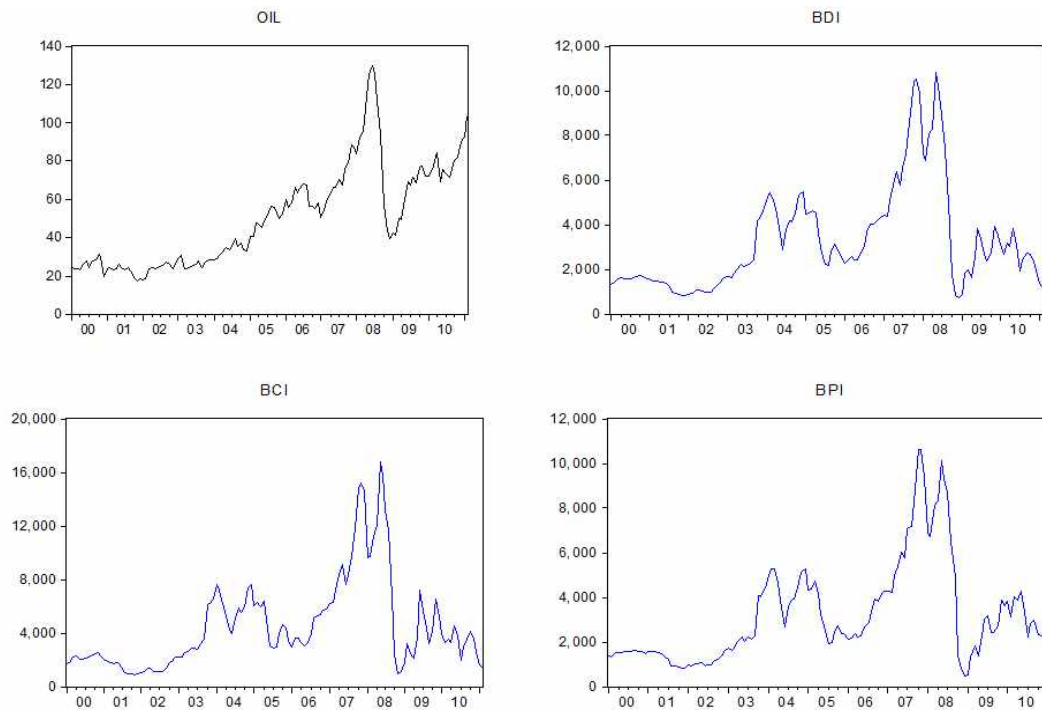
여기서 계수행렬 $\Pi = \alpha\beta$ 은 변수간의 장기적 균형관계에 대한 정보를 보유하고 있다. VECM 모형과 VAR 모형의 차이는 식 (1)에서 계산된 ϵ_t 이 모형 내에 포함되었다는 것이다. 여기서, Δ 는 1차 차분을 나타내고, A 는 j번째 시차에서 p개 방정식들 간의 단기조정을 나타낸다. α 는 조정속도를 나타내는 계수벡터이며, β 는 공적분된 벡터를 표시한다. 시계열 간에 장기적 균형관계, 즉 공적분 관계가 존재한다면 VAR 모형에 의한 추정은 오류를 가지게 될 것이므로 VECM 모형을 이용하여 분석하여야 한다.

Ⅲ. 실증분석

1. 자료의 기초 통계량 검정

국제유가가 건화물선 운임에 어떠한 영향이 있는지를 분석하여 국제유가의 변화가 향후 세계경제에 미치는 효과를 살펴보고자 한다. 건화물선 운임시장은 해운 시황을 나타내는 대표적인 지수인 발틱건화물선 운임지수와 선형에 따라 케이프선형운임지수, 파나마스선형 운임지수 등 3개의 시장으로 구분할 수 있으며, 국제유가는 두바이 유가를 기준으로 하였다. 모든 자료는 로그를 취하였으며, 분석기간은 2000년 1월부터 2011년 2월까지 사용하였으며, 각 자료들의 변화 추이는 <그림 1>과 같다. 그림에서 알 수 있듯이 2008년 10월 미국의 금융위기 이전에는 전체적으로 가파르게 상승하다가 이후에 급격하게 감소하는 경향을 보이고 있다. 그러나 2009년 들어서 운임지수는 증가하다가 최근 감소하는 추세를 보이고 있으나, 국제유가는 계속 상승 국면을 보이고 있다.

<그림 1> 주요 자료의 변화 추이



주: 자료는 한국해양수산개발원과 국토해양부 산하 해양물류정보시스템에서 받아 수정한 것임.

1) 단위근 검정

최근의 계량분석이론에 따르면 행태방정식을 추정하기에 앞서 방정식에 포함된 변수들의 안정성(stationarity) 여부에 대한 검정이 선행되어야 한다. 만일 변수들이 안정적이지 않는 경우에는 추정적 추세식(deterministic trend)을 감안하든지 변수를 차분하는 등의 방법을 이용하여 먼저 변수의 안정성을 확보하여야 하는데, Granger and Newbold(1974)나 Nelson and Plosser(1982) 등은 변수를 차분하는 방법을 보다 선호하였다. 한편, 단위근의 존재 여부를 검정하기 위해서는 Dickey Fuller(DF)나 Augmented Dickey Fuller(ADF) 혹은 Phillips and Perron(PP) 검정이 주로 사용되는데 본 연구에서는 ADF 검정을 활용하였다.⁶⁾

추정 모형에서 사용될 각 개별 자료에 대한 불안정성 및 안정성을 검정한 후 개별 자료가 정상성을 보일 때 추정모형에 활용될 수 있다. 만약에 이용될 변수가 1차 차분을 한 후에도 정상성을 보이지 않으면, 허구적인 추정치가 되기 때문에 각 개별 변수에 대해서 단위근 검정을 한 후에 설정한 모형을 추정하는 것이 바람직하다. 단위근 검정 방정식을 각 개별 변수에 대한 정상성을 검정하기로 한다. 변수로 선정된 발틱건화물운임지수, 케이프선 운임지수, 파나마스 운임지수, 국제유가 등의 변수에 대한 단위근 검정 결과는 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1> 단위근 검정 결과

	수준변수	1차 차분변수	2차 차분변수
BCI	2.0350	-8.7918***	-8.5806***
BDI	-2.7827*	-7.6439***	-9.2285***
BPI	-2.7003*	-8.1375***	-7.8763***
OIL	-1.0263	-10.0447***	-13.3758***

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준임.

단위근 검정결과를 보면 모든 수준변수들은 단위근이 존재한다는 귀무가설(null hypothesis)을 5% 유의수준에서 기각하지 못함으로써 불안정적 시계열인 것으로 나타났다. 즉, 단위근을 갖는다는 귀무가설을 채택하였다. 그러나 차분변수들은 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설이 1% 유의수준 하에서 기각됨으로써 안정적 시계열이라 할 수 있다. 따라서 실증분석에서는 1차 차분한 값을 사용하였다.

6) Phillips and Perron 검정법을 채택하여도 대부분의 변수에서 동일한 결과를 얻을 수 있다.

2) 공적분 검정

공적분 여부를 알기 위해 Engle & Granger(1987)은 회귀잔차에 기초한 검정(residual based tests)방법을 사용하고 있다. 하지만 이러한 방법은 단일방정식 형태로 공적분 방정식을 이용하고 있어 오직 1개의 공적분 관계만을 판별할 수 있기 때문에 변수가 3개 이상의 불안정한 시계열간의 공적분 관계를 규명함에 있어 2개 이상의 공적분 관계가 존재할 수 있는 가능성을 무시하고 있다.⁷⁾ 따라서 공적분 검정시 OLS를 사용하는 Engle & Granger(1987)의 공적분 검정의 한계점을 극복하기 위하여 방정식 체계에 의한 다변량 시계열분석을 통하여 검정방법을 수행하는 방법이 제시되고 있다. 이러한 공적분 검정방법으로서의 최우도추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 사용하는 Johansen(1988, 1991)과 Johansen & Juselius(1990)의 공적분 검정법이 있다. 이 방법은 단순히 공적분을 검정하는 데 그치지 않고 공적분이 존재할 때 공적분모수의 추정과 기타 모형의 설정에 관련한 여러 가지 가설검정까지도 수행하고 있다는 장점이 있다.

공적분 검정 결과 ADF 값은 각각 임계치를 초과하여 장기적으로 공적분 관계가 존재하고 변수들 간에 균형관계가 있는 것으로 판단할 수 있다. 따라서 장기균형관계가 존재함으로서 단기적으로는 균형으로 향하는 조정 과정이 있다고 볼 수 있다. 단기에 있어서 조정은 바람직한 상황에 대한 오차분 만큼 조정되어 진다고 볼 수 있다.

<표 2>에서 보는 바와 같이 Trace 통계량에서 10% 유의수준에서 BDI, BCI, BPI 등의 운임지수와 국제유가간의 각각의 경우에 있어서는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났고, BCI와 BPI간에는 1개의 공적분 벡터가 존재하는 것을 알 수 있다. 이것이 의미하는 바는 운임지수 간에는 선형의 장기적인 균형관계가 성립하지만, 운임지수와 국제유가 간에는 장기적인 균형관계가 성립하지 않는다. 따라서 케이프선운임지수와 파나막스운임지수 등의 시계열이 개별적으로 불안정적인 과정(I(1))을 따른다고 하더라도, 장기적인 균형관계가 성립하여 차분을 취하지 않고 수준변수를 이용하여 변수들 간의 상관관계를 판단할 수 있다는 것을 의미한다. 즉, 케이프선운임지수와 파나막스운임지수 간에는 VECM 모형을 이용하여 단기에서의 동태적인 가격의 움직임을 분석할 수 있고, 또한 장기균형으로부터의 이탈이 발생하는 경우 어떤 시장을 통해서 이것이 조정되는지 파악할 수 있게 된다.

7) 만약 변수가 n개일 때 공적분의 벡터방정식이 최대 (n-1)개 생길 수 있기 때문에 Engle & Granger(1987)의 공적분 관계는 진정한 장기 균형관계를 나타낸다고 할 수 없다.

<표 2> Johansen 공적분 검정 결과

		Eigenvalue	Trace Statistic	10% 유의수준
BDI, OIL	$r \leq 0$	0.0311	4.2347	13.4287
	$r \leq 1$	0.0011	0.1500	2.7055
BCI, OIL	$r \leq 0$	0.0300	4.0689	13.4287
	$r \leq 1$	0.0010	0.1395	2.7055
BPI, OIL	$r \leq 0$	0.0441	6.1277	13.4287
	$r \leq 1$	0.0023	0.3033	2.7055
BCI, BPI	$r \leq 0$	0.0943	15.3696	13.4287
	$r \leq 1$	0.0197	2.5792	2.7055

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준임.

2. 국제유가가 운임지수에 미치는 영향에 관한 분석

VAR 모형은 경제이론에 의한 선험적 판단을 배제한 상태에서 거시경제 시계열 변수들 간의 상호의존성을 파악하기 위해 Sims(1980)에 의해 개발된 다변수 시계열모형이다. VAR모형은 기존의 구조방정식과 시계열분석 방법을 결합한 형태로서 각 변수들의 동태적 관계분석에 적합하다는 장점 때문에 경제예측에 많이 활용되고 있다.

잘 알려져 있듯이 VAR 모형은 차분된 시계열을 사용함으로써 시계열의 고유한 잠재정보를 제거하기 때문에 동태적이고 안정적인 장기균형관계를 도출할 수 없다는 문제점이 있다. 일반적으로 사용하는 비제약 VAR모형은 단위근이 존재하는 변수를 이용한 모형추정에는 사용할 수 있으나 변수들 간의 공적분 관계를 모형 내에 함축하고 있지 않다. 즉, 단위근 문제를 해결하기 위해서는 차분 등의 방법을 이용하여 자료를 사전에 조정함으로써 개별시계열의 안정성을 확보하여야 한다. 그러나 차분변수로 VAR모형을 구성하게 되면 차분과정에서 정보의 손실이나 과도 차분 등의 문제점이 있다. 따라서 이런 문제를 해결하기 위한 방안으로써 공적분 관계의 존재 여부를 검정한 후에 공적분이 존재한다면 벡터오차수정모형을 이용하여야 한다.

이 연구에서는 변수들 각각에 대해 공적분 관계가 존재하는지의 유무를 검정하였다. 그 결과 국제유가와 운임지수 각각에 대해서 공적분 관계가 없으므로 벡터자기회귀모형을 이용하여 국제유가의 변화가 운임지수에 어떠한 영향을 미치는지 분석하고자 한다. 국제유가와 운임지수(BDI, BCI, BPI) 각각의 VAR모형 추정결과는 <표 3>에 나타나 있다. 첫째, 유가의 경우 시차 1기에서 현재의 유가에 정(+)의 유의적인 관계에 있으며, 나머지 시차(2와 3)의 경우에는 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 이것

국제유가의 변화가 건화물선 운임에 미치는 영향과 건화물선 운임간의 상관관계에 관한 연구

이 의미하는 바는 전달의 유가의 상승은 금기에 유가의 상승으로 이어지지만, 2~3개월 전의 유가상승 요인은 금기의 유가에 영향을 미치지 않음을 의미한다.

<표 3> VAR 추정 결과 : BDI

	LBCI	LOIL	LBPI	LOIL	LBDI	LOIL
LFRI(-1)	1.369771 [15.5526]	0.090889 [2.05035]	1.208482 [12.9138]	0.134291 [2.74371]	1.426364 [15.7099]	0.141513 [2.58684]
LFRI(-2)	-0.74691 [-5.50441]	-0.09326 [-1.36545]	-0.35709 [-2.52387]	-0.15004 [-2.02759]	-0.73603 [-5.11874]	-0.1691 [-1.95186]
LFRI(-3)	0.326886 [3.62597]	0.011641 [0.25655]	0.065205 [0.68003]	0.0245 [0.48853]	0.263239 [2.83490]	0.037448 [0.66935]
LOIL(-1)	0.518648 [2.78682]	1.049344 [11.2025]	0.284046 [1.54456]	1.01351 [10.5371]	0.348418 [2.21649]	1.02896 [10.8642]
LOIL(-2)	-0.44851 [-1.70398]	-0.04672 [-0.35265]	0.115358 [0.45481]	0.00138 [0.01040]	-0.19098 [-0.87261]	-0.02483 [-0.18833]
LOIL(-3)	-0.09242 [-0.49137]	-0.02621 [-0.27688]	-0.39738 [-2.17225]	-0.03625 [-0.37882]	-0.1801 [-1.13550]	-0.02577 [-0.26964]
C	0.487522 [2.15769]	0.023609 [0.20761]	0.641968 [2.99173]	0.022335 [0.19901]	0.445156 [2.31610]	0.01462 [0.12625]
R^2	0.918626	0.96175	0.917415	0.962683	0.935591	0.962448
Adj. R^2	0.914689	0.959899	0.913419	0.960877	0.932474	0.960631
$\hat{\sigma}$	0.207296	0.104335	0.197035	0.103055	0.171577	0.103378
F통계량	233.3053	519.6348	229.5808	533.14	300.1975	529.6872
LLK	23.85837	113.7958	30.50895	115.4129	48.633	115.0032
AIC	-0.25738	-1.63047	-0.35892	-1.65516	-0.63562	-1.6489
SC	-0.10374	-1.47683	-0.20528	-1.50152	-0.48198	-1.49527

주: []안의 값은 t-값이고 LFRI는 각각 LBDI, LBCI, LBPI를 나타낸다. $\hat{\sigma}$ 는 회귀식의 표준오차를 나타내고, LLK는 로그우도값을 나타낸다.

둘째, 운임지수의 경우 모든 시차에서 금기의 운임지수에 통계적으로 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났고, 시차 2의 경우에는 모든 운임지수에서 음(-)의 유의적인 효과가 있는 것으로 나타났다. 즉, 2개월 전의 운임지수의 상승요인은 금기의 운임지수를 감소시키는 효과는 갖는다는 것이다. 셋째, 국제유가의 변화가 케이프사이즈선형운임지수(BCI)에 미치는 효과는 시차 1기의 경우 금기의 BCI 운임지수에 통계적으로 정(+)의 유의적인 효과를 갖고 있는 것으로 나타났다. 파나막스선형운임지수(BPI)의 경우에는 시차 1과 2기의 경우에는 통계적으로 유의적인 관계를 갖고 있지 않지만, 시차 3기의 경우에는 BPI 운임지수에 음(-)의 유의적인 효과를 미치는 것으로 나타났다. 국제유가의 변화가 건화물시장의 대표적인 운임지수를 나타내는 발틱건화물운임지수(BDI)에 미

치는 효과는 시차 1의 경우 통계적으로 정(+)의 유의적인 효과를 갖는 것으로 나타났고, 나머지 시차의 경우에는 유의적인 관계가 없는 것으로 나타났다. BDI는 해운시황을 나타내는 대표적인 운임지수로 시차 1기의, 즉 전달의 유가상승은 금기의 BDI 운임지수를 증가시키는 것으로 나타났으나, 시차 1기 이전의 유가상승은 BDI에 영향이 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과가 의미하는 바는 시차 1기의 유가상승은 금기의 유가상승으로 이어지기 때문에 운임지수를 증가시킬 수 있다는 것이다.

BDI 운임지수와 국제유가간의 상관관계에 대해 Wald 검정방법을 이용하여 그랜저 인과관계(Granger causality)를 검증하였다. Wald 검정방법을 이용한 그랜저 인과관계의 결과는 BDI 운임지수를 종속변수로 하는 경우 $\chi^2(2)$ 값이 3.5510으로서 5% 유의수준에서 국제유가로부터 BDI로 인과관계가 없다는 귀무가설을 기각할 수 없었고, 국제유가를 종속변수로 하는 경우 $\chi^2(2)$ 값이 7.1302로서 5% 유의수준에서 BDI로부터 국제유가로 인과관계가 없다는 귀무가설을 기각할 수 있었다. 한편, 국제유가와 BCI 운임지수간에는 10% 유의수준에서 상호 인과관계가 존재하는 것으로 나타났고, BPI 운임지수와 국제유가간의 그랜저 인과관계는 10% 유의수준에서 BPI에서 국제유가로 발생하였다.

일반적으로 VAR 모형을 이용한 분석은 충격반응함수(impulse response function)와 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)로부터 나온 결과를 중심으로 이루어진다. 여기서 충격반응함수란 모형내의 어떤 특정 변수에 대하여 일정한 크기의 충격(shock)을 가하고 그 충격에 따라 모형내의 각 변수들이 시간의 경과에 따라서 어떻게 반응하는가, 즉 한 변수의 충격이 모형내의 다른 변수에 미치는 동태적 영향을 나타내는 것이다.

먼저 국제유가와 개별운임지수간에 충격반응이란 각 변수들의 예측오차에 대한 '1' 표준편차 충격이 주어졌을 때 각 변수들이 변하는 동태적반응을 나타낸다. 예를 들어, 국제유가와 BDI의 경우, <표 4>에 나타나 있듯이 '1' 표준편차는 예측오차 공분산행렬의 대각행렬을 평방근(squared root)을 한 값으로 0.0307, 0.0104 이며 이는 곧 BDI 운임지수가 3.07%, 국제유가가 1.04% 증가하였을 때 BDI, 국제유가 등의 변수들의 반응을 말한다. 또한 BCI와 국제유가의 경우에는 공분산 값이 각각 4.65%, 1.06%를 나타내고, BPI와 국제유가의 경우에는 각각 3.94%, 0.1%를 나타낸다.

<표 4> 국제유가와 운임지수간의 VAR 예측오차의 공분산 행렬

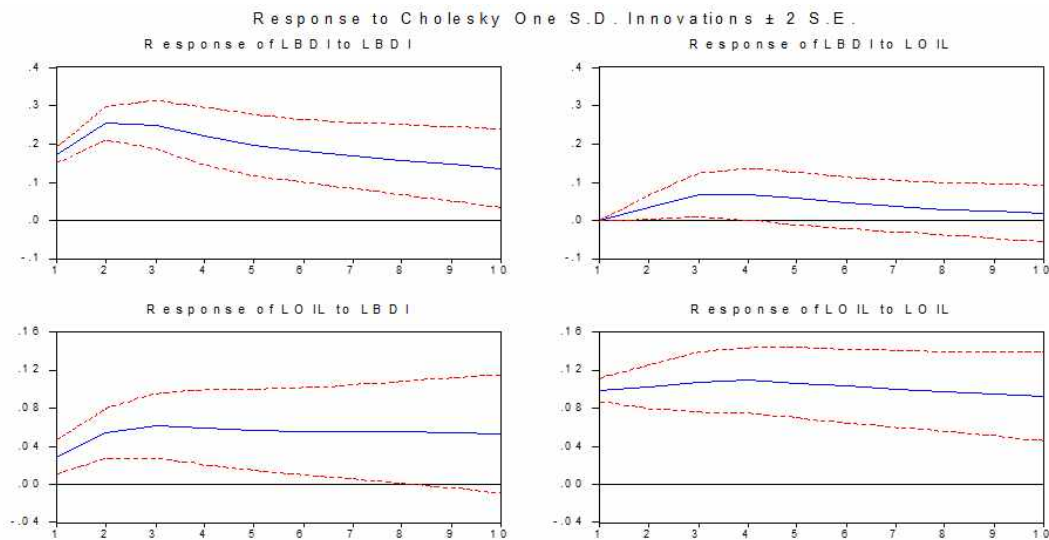
변수	LBDI	LOIL	변수	LBCI	LOIL	변수	LBPI	LOIL
LBDI	0.0307	0.0050	LBCI	0.0465	0.0053	LBPI	0.0394	0.0067
LOIL	0.0050	0.0104	LOIL	0.0053	0.0106	LOIL	0.0067	0.0010

충격반응함수를 이용하여 국제유가와 개별 운임지수간의 동태적인 특성을 분석한 결

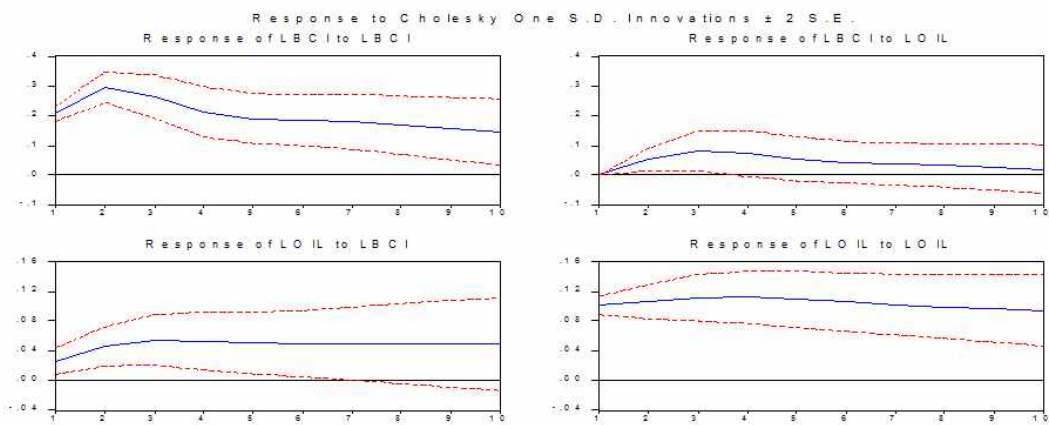
국제유가의 변화가 건화물선 운임에 미치는 영향과 건화물선 운임간의 상관관계에 관한 연구

과는 <그림 2>~<그림 4>에 나타나 있다. <그림 2>는 국제유가의 충격반응으로부터 BDI 운임지수의 충격반응까지 '1' 표준편차의 충격에 가해졌을 때 각각 내생변수의 동태적 반응을 나타낸다. 각 변수마다 '1' 표준편차 충격이 주어졌을 때 BDI 운임지수의 반응(Response of LBDI to One S.D. Innovation)을 보면, 국제유가가 1.04% 상승하였을 때 약 3개월 정도 지속적으로 상승하다가 이후로는 감소하는 것으로 나타났다. <그림 3>과 <그림 4>는 국제유가에 대한 각각 BCI 운임지수와 BPI 운임지수의 충격반응의 정도를 나타내는 것으로 BDI 운임지수와 비슷한 결과를 보이고 있다.

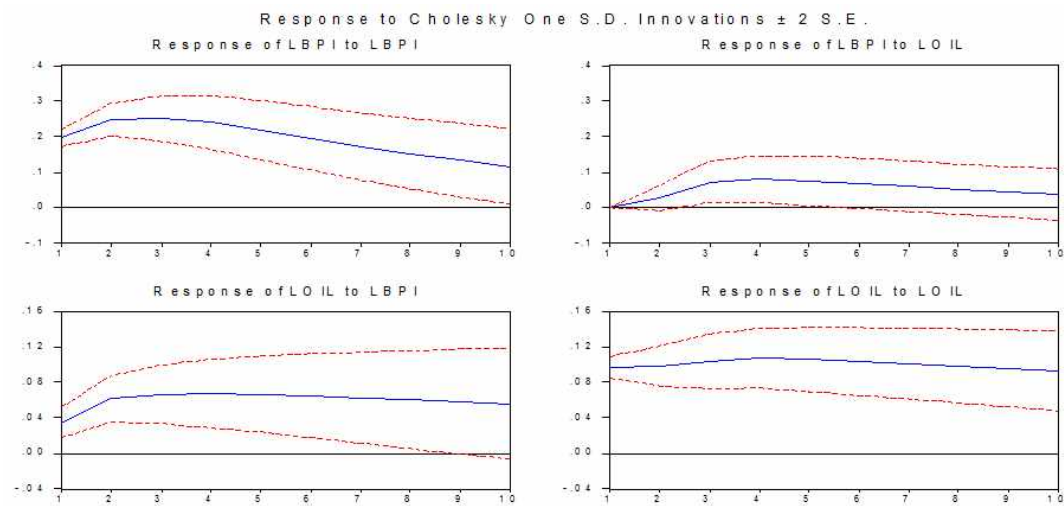
<그림 2> VAR 충격반응함수 : BDI



<그림 3> VAR 충격반응함수 : BCI



<그림 4> VAR 충격반응함수 : BPI



우리가 추정된 VAR(3)모형으로부터 계산된 예측오차의 분산분해 결과는 <표 5>와 같다. 이 표의 숫자는 특정반응변수에 대한 예측오차의 분산 중에서 각 충격변수들에 의해서 설명되어지는 부분(%)을 나타낸다. BDI 운임지수 분산분해 결과에 의하면 앞으로 10달 후의 BDI 운임지수가 VAR(3) 모형으로 예측할 때 발생하는 예측오차의 총 분산을 100%이라 하면 예측오차의 분산 중 BDI 운임지수 자체에 내재된 변화(충격)에 의해서 95.15% 발생하고 국제유가에 대해서 4.84%를 차지하고 있음을 알 수 있다. BCI 운임지수의 경우 예측오차의 분산 중 BCI 운임지수 자체에 내재된 변화(충격)에 의해서 94.79% 발생하고 국제유가에 의해서 5.20%를 차지하고, BPI 운임지수의 경우는 BPI 운임지수 자체에 내재된 변화(충격)에 의해서 92.29% 발생하고 국제유가에 의해서 7.70%를 차지하고 있음을 알 수 있다.

한편 국제유가 분산분해 결과에 의하면 앞으로 10달 후의 국제유가가 VAR(3) 모형으로 예측할 때 발생하는 예측오차의 총 분산을 100%이라 하면 예측오차의 분산 중 국제유가 자체에 내재된 변화(충격)에 의해서 77.80% 발생하고 BDI 운임지수에 의해서 22.13%를 차지하고 있음을 알 수 있다. BCI 운임지수의 경우 국제유가 예측오차의 분산 중 BCI 운임지수에 내재된 변화(충격)에 의해서 17.669% 발생하고 국제유가 자체에 의해서 82.33%를 차지하고, BPI 운임지수의 경우는 국제유가 예측오차의 분산 중 BPI 운임지수에 내재된 변화(충격)에 의해서 26.68% 발생하고 국제유가에 의해서 73.31%를 차지하고 있음을 알 수 있다.

<표 5> VAR 예측오차의 분산분해 : BCI

시차	Variance Decomposition of LBDI:			Variance Decomposition of LOIL:		
	S.E.	LBDI	LOIL	S.E.	LBDI	LOIL
1	0.1716	100.0000	0.0000	0.1034	7.6586	92.3414
2	0.3090	98.7457	1.2543	0.1550	15.4202	84.5798
3	0.4031	96.5811	3.4189	0.1985	19.0324	80.9676
4	0.4647	95.2376	4.7624	0.2343	20.2272	79.7728
5	0.5081	94.7280	5.2720	0.2638	20.6802	79.3198
6	0.5417	94.6400	5.3601	0.2889	20.9966	79.0034
7	0.5690	94.7141	5.2859	0.3107	21.3031	78.6969
8	0.5917	94.8457	5.1543	0.3302	21.5999	78.4001
9	0.6104	94.9983	5.0017	0.3478	21.8771	78.1229
10	0.6259	95.1560	4.8440	0.3638	22.1339	77.8661

시차	Variance Decomposition of LBCI:			Variance Decomposition of LOIL:		
	S.E.	LBCI	LOIL	S.E.	LBCI	LOIL
1	0.2073	100.0000	0.0000	0.1043	6.0376	93.9624
2	0.3662	97.9479	2.0521	0.1557	11.3429	88.6571
3	0.4590	95.5395	4.4605	0.1991	14.4329	85.5672
4	0.5115	94.3529	5.6471	0.2344	15.5407	84.4593
5	0.5487	94.0912	5.9088	0.2633	15.9434	84.0566
6	0.5809	94.1745	5.8255	0.2879	16.2693	83.7307
7	0.6092	94.3236	5.6764	0.3095	16.6388	83.3612
8	0.6330	94.4743	5.5257	0.3288	17.0112	82.9888
9	0.6527	94.6309	5.3691	0.3463	17.3541	82.6459
10	0.6691	94.7935	5.2065	0.3621	17.6685	82.3315

시차	Variance Decomposition of LBCI:			Variance Decomposition of LOIL:		
	S.E.	LBCI	LOIL	S.E.	LBCI	LOIL
1	0.1970	100.0000	0.0000	0.1031	11.3456	88.6544
2	0.3179	99.2484	0.7516	0.1552	20.7734	79.2267
3	0.4114	96.4508	3.5493	0.1980	23.9693	76.0307
4	0.4827	94.6835	5.3165	0.2349	25.2230	74.7770
5	0.5352	93.6715	6.3285	0.2661	25.9381	74.0619
6	0.5738	93.0488	6.9512	0.2928	26.3250	73.6750
7	0.6023	92.6804	7.3196	0.3160	26.5293	73.4707
8	0.6234	92.4690	7.5311	0.3364	26.6337	73.3663
9	0.6390	92.3534	7.6466	0.3545	26.6773	73.3227
10	0.6507	92.2978	7.7022	0.3708	26.6831	73.3169

3. BCI와 BPI 운임지수간의 상관관계에 관한 분석

BCI와 BPI에 대한 공적분 검정결과는 <표 2>에서 볼 수 있듯이 1개의 공적분 벡터

가 존재하는 것을 알 수 있고, 따라서 벡터오차수정모형(VECM)을 적용하였다. 이러한 VECM모형을 이용하여 BCI와 BPI 운임지수간의 인과관계와 두 시장 간의 정보의 전이과정에 대한 여러 가지 함의를 이끌어낼 수 있다. VECM의 추정결과는 <표 6>에 나타나 있다. 단기에서의 동태모형의 특성을 갖는 VECM 모형의 추정결과는 먼저 변수사이의 공적분 관계에서 BCI 운임지수의 경우 공적분 계수값이 부(-)이고 5% 유의수준에서 유의적이지 못하였고, BPI 운임지수의 경우에는 공적분 계수값이 5% 유의수준에서 정(+)의 유의적인 결과를 보이고 있다. 이것은 BCI와 BPI 운임지수 간에 장기적인 균형관계로부터의 이탈이 발생하는 경우 BPI 운임지수는 감소하는 방향으로 조정된다는 것을 의미한다. 또한 BCI와 BPI 운임지수간의 동태적인 상관관계의 경우 BPI 운임지수는 BCI 운임지수의 예측력에 아무런 효과가 없는 것으로 나타났고, BCI 운임지수의 변화가 BPI 운임지수에 미치는 효과는 시차 1의 경우 통계적으로 정(+)의 유의적인 효과를 갖는 것으로 나타났고 나머지 시차의 경우에는 유의적인 관계가 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과가 의미하는 바는 시차 1기의 케이프사이즈 시장에서의 운임의 상승은 금기의 파나마스 시장에서의 운임의 상승으로 나타난다는 것이다.

BCI와 BPI 운임지수간의 상관관계에 대해 Wald 검정방법을 이용한 그랜저 인과관계(Granger causality)를 검증한 결과 BPI가 BCI에 인과관계가 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하고 있음을 보일 수 있다. Wald 검정방법을 이용한 그랜저 인과관계의 결과는 BCI를 종속변수로 하는 경우 $\chi^2(2)$ 값이 1.6277로서 5% 유의수준에서 BPI가 BCI에 인과관계가 없다는 귀무가설을 기각할 수 없었고, BPI를 종속변수로 하는 경우 $\chi^2(2)$ 값이 13.6418로서 1% 유의수준에서 BCI가 BPI에 인과관계가 없다는 귀무가설을 기각할 수 있었다. 이것은 Chen et al. (2010)의 연구결과와는 다르게 나타난 것으로 그 이유는 다음과 같다. 이들의 연구는 표본기간이 1999년 3월 1일부터 2002년 12월 24일까지로 일별자료를 이용하였고, 또한 이 기간 동안 건화물시장은 2000년에 잠깐 경기호황을 제외하고는 대체적으로 어려운 시기였다. 동시에 케이프사이즈선형의 주요 화물인 철광석과 석탄의 연간 해상교역이 점차적으로 증대되었고, 이것은 장거리 운항을 위한 대형선형의 수요를 촉발시켰다. 2003년 이전 기간 동안 많은 케이프사이즈 선형은 몇 개의 대형 선주에 의해서 통제되어 있었고, 운송거래는 당사자 간에 은밀하게 진행되었다. 실제적인 케이프사이즈 교역과 가격이 없는 상황에서 발틱거래소(Baltic Exchange)의 패널리스트들은 임의적으로 가격을 고시하는 경우가 발생하였다. 이러한 시장의 투명성이 보장되지 못하는 상황에서 케이프사이즈 가격은 미래의 가격의 움직임에 대한 유효한 예측력을 가질 수가 없었다.

한편 파나마스 시장의 경우 많은 선주들이 동일한 업종에서 경쟁에 참여하게 되었다. 철광석과 석탄뿐만 아니라 곡물, 인산염, 알루미늄 원광인 보오크사이트 등과 같은 화

국제유가의 변화가 건화물선 운임에 미치는 영향과 건화물선 운임간의 상관관계에 관한 연구

물은 파나마스 선박에 의해서 운반되었다. 2001년 세계적인 경기침체로 인해서 이러한 화물에 대한 해상교역은 급격히 감소하였다. 따라서 파나마스 선박의 선주들은 보다 많은 위험에 직면하게 되고, 시장개혁에 민감할 수밖에 없었다. 따라서 파나마스 가격은 보다 더 많은 시장정보를 전달할 수 있게 되고, 시장의 충격에 보다 더 빠르게 대처할 수 있었다. 결과적으로 이 기간 중에 케이프사이즈와 파나마스 가격은 시장의 정보를 받아들이는데 있어서 전혀 다르게 반응할 수 밖에 없었다.

<표 6> VECM 추정 결과 : BCI, BPI

공적분 방정식	CointEq1	
LBCI(-1)	1	
LBPI(-1)	-1.118235	
	[-17.9707]	
C	0.604994	
오차수정	D(LBCI)	D(LBPI)
ECT	-0.038191	0.235363
	[-0.33183]	[2.33985]
D(LBCI(-1))	0.356642	0.333154
	[2.48107]	[2.65189]
D(LBCI(-2))	-0.379127	-0.230948
	[-2.61027]	[-1.81936]
D(LBPI(-1))	0.209079	0.10976
	[1.26793]	[0.76161]
D(LBPI(-2))	0.027961	0.14509
	[0.18892]	[1.12170]
C	-0.002527	0.000962
	[-0.13464]	[0.05864]
R^2	0.233985	0.266641
Adj. R^2	0.203344	0.237307
$\hat{\sigma}$	0.214712	0.187651
F통계량	7.636439	9.089729
LLK	18.72764	36.37507
AIC	-0.194315	-0.463741
SC	-0.062627	-0.332053

주: []안의 값은 t-값이고, $\hat{\sigma}$ 는 회귀식의 표준오차를 나타내며 LLK는 로그우도값을 나타낸다.

BCI와 BPI 개별운임지수 간에 충격반응이란 각 변수들의 예측오차에 대한 '1' 표준편차 충격이 주어졌을 때 각 변수들이 변하는 동태적반응을 나타낸다. BCI와 BPI 운임지수의 경우 <표 7>에 나타나 있듯이 '1' 표준편차는 예측오차 공분산행렬의 대각행렬을 평방근(squared root)을 한 값으로 0.0461, 0.0352이며, 이는 곧 BCI 운임지수가 4.61%, BPI 운임지수가 3.52% 증가하였을 때 BCI와 BPI 등의 변수들의 반응을 말한다.

<표 7> BCI와 BPI간의 VECM 예측오차의 공분산 행렬

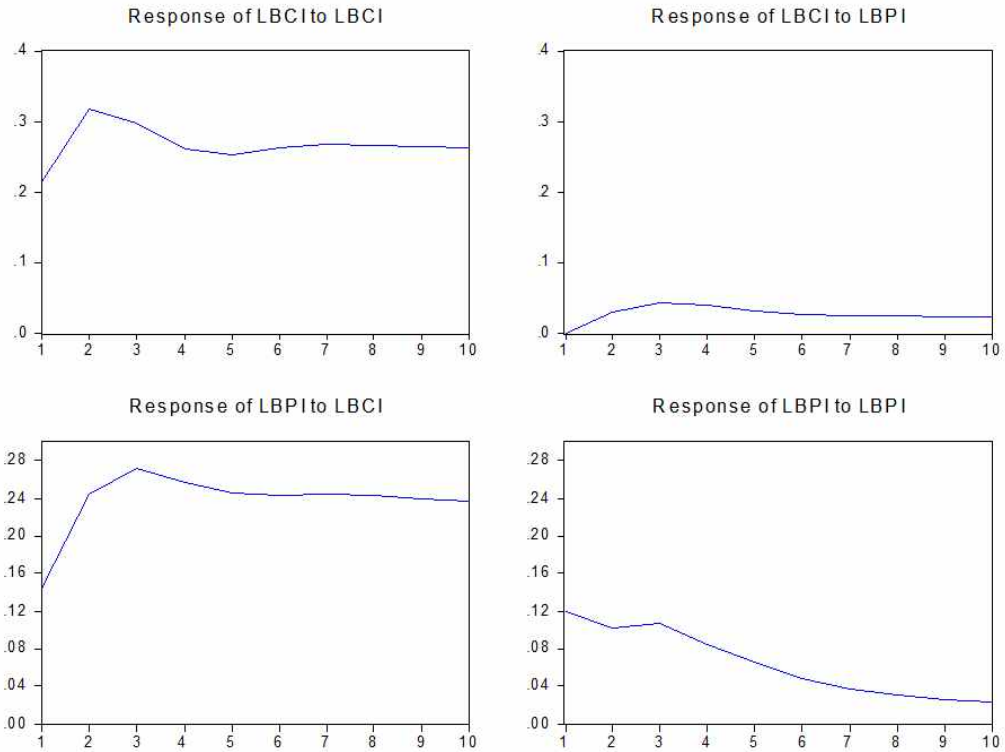
변수	LBCI	LBPI
LBCI	0.0461	0.0310
LBPI	0.0310	0.0352

BCI와 BPI 운임지수간의 동화적인 특성을 분석하기 위하여 충격반응함수를 이용하였고, 그 결과는 <그림 5>에 나타나 있다. BCI 운임지수의 충격반응으로부터 BPI 운임지수의 충격반응까지 '1' 표준편차의 충격에 가해졌을 때 각각 내생변수의 동태적 반응을 나타낸다. 각 변수마다 '1' 표준편차 충격이 주어졌을 때 BPI 운임지수의 반응(Response of LBPI to One S.D. Innovation)을 보면, BCI 운임지수가 4.61% 상승하였을 때 약 3개월 정도 가파르게 상승하다가 이후로 2개월 정도 감소하다가 5개월 이후로는 변화가 없는 것으로 나타났다. 한편, BPI 운임지수의 충격에 대한 BCI 운임지수의 충격반응의 정도는 매우 작게 나타났고, 약 3개월 정도 완만하게 상승하다가 이후로 거의 변화가 없는 것으로 나타났다.

우리가 추정된 VECM(2)모형으로부터 계산된 예측오차의 분산분해 결과는 <표 8>과 같다. 이 표의 숫자는 특정반응변수에 대한 예측오차의 분산 중에서 각 충격변수들에 의해서 설명되어지는 부분(%)을 나타낸다. BCI 운임지수 분산분해 결과에 의하면 앞으로 10달 후의 BCI 운임지수가 VECM(2) 모형으로 예측할 때 예측오차의 분산 중 BCI 운임지수 자체에 내재된 변화(충격)에 의해서 98.82% 발생하고 BPI 운임지수에 의해서 1.17%를 차지하고 있음을 알 수 있다. BPI 운임지수의 경우 예측오차의 분산 중 BPI 운임지수 자체에 내재된 변화(충격)에 의해서 91.43% 발생하고 BCI 운임지수에 의해서 8.56%를 차지하고 있다.

<그림 5> VECM 충격반응함수 : BCI, BPI

Response to Cholesky One S.D. Innovations



<표 8> VECM 예측오차의 분산분해 : BCI, BPI

시차	Variance Decomposition of LBCI:			Variance Decomposition of LBPI:		
	S.E.	LBCI	LBPI	S.E.	LBCI	LBPI
1	0.2147	100.0000	0.0000	0.1877	59.2643	40.7357
2	0.3861	99.3900	0.6100	0.3244	76.5941	23.4059
3	0.4900	98.8297	1.1703	0.4370	81.0840	18.9160
4	0.5564	98.5604	1.4397	0.5142	83.6242	16.3758
5	0.6121	98.5386	1.4614	0.5736	85.5076	14.4924
6	0.6669	98.6033	1.3967	0.6251	87.1841	12.8159
7	0.7195	98.6740	1.3260	0.6722	88.5956	11.4044
8	0.7681	98.7322	1.2678	0.7154	89.7419	10.2581
9	0.8127	98.7829	1.2171	0.7550	90.6679	9.3321
10	0.8548	98.8294	1.1706	0.7920	91.4315	8.5685

IV. 결 론

이 연구는 유가의 변화가 거시경제변수에 미치는 영향을 분석할 때 내생성의 문제(endogenous problem)와 유가 변화의 원인이 중요하다는 점을 인식하는데서 출발하였다. 내생성의 문제를 해결하기 위해서 그 동안 많은 계량기법들이 개발되었지만 많은 한계를 가지고 있고, 유가변화의 원인에 대해서는 크게 원유에 대한 공급측면에서의 충격과 수요측면에서의 충격으로 나누어 많은 연구가 있지만 역시 한계가 있음을 앞에서 지적하였다. 이 연구는 이러한 두 가지 문제를 해결하기 위해서 VAR 모형을 이용하여 국제유가가 해운 상황을 나타내는 대표적인 BDI, 선형에 따라 BCI, BPI 등 3개의 운임지수에 각각 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 이 연구의 또 다른 중요한 분야는 VECM모형을 이용하여 케이프사이즈와 파나막스 시장 간의 파급효과를 분석함으로써 두 시장 간의 동학적인 상호 상관관계를 설명하는 일이었다.

이 연구의 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 먼저 벡터자기회귀모형(VAR)을 이용하여 국제유가의 변화가 운임지수에 어떠한 영향을 미치는지 분석한 결과, 국제유가의 변화가 케이프사이즈선형운임지수(BCI)에 미치는 효과는 시차 1기의 경우 금기의 BCI 운임지수에 통계적으로 정(+)의 유의적인 효과를 갖고, BPI의 경우에는 시차 3기의 경우에만 금기의 BPI 운임지수에 음(-)의 유의적인 효과를 갖는 것으로 나타났다. 또한 국제유가의 변화가 BDI 운임지수에 미치는 효과는 시차 1기의 경우 통계적으로 정(+)의 유의적인 효과를 갖는 것으로 나타났고, 나머지 시차의 경우에는 유의적인 관계가 없는 것으로 나타났다. 둘째, 국제유가의 충격으로부터 BDI 운임지수의 반응은 국제유가가 1.04% 상승하였을 때 약 3개월 정도 지속적으로 상승하다가 이후로는 감소하는 것으로 나타났고, BCI 운임지수와 BPI 운임지수의 충격반응은 BDI 운임지수와 비슷한 결과를 보이고 있다. 셋째, 예측오차 분산분해의 결과는 BDI 운임지수의 경우 예측오차의 분산 중 BDI 운임지수 자체에 내재된 변화(충격)에 의해서 95.15% 발생하고 국제유가에 대해서 4.84%를 차지하고, BCI 운임지수의 경우 각각 94.79%와 5.20%로 나타났고 BPI 운임지수의 경우는 각각 92.29%와 7.70%를 차지하였다.

한편 VECM모형을 이용하여 케이프사이즈와 파나막스 시장 간의 파급효과를 분석한 결과는 아래와 같다. 첫째, 공적분 관계에서 BCI 운임지수의 경우 공적분 계수값이 부(-)이고 5% 유의수준에서 유의적이지 못하였고, BPI 운임지수의 경우에는 공적분 계수값이 5% 유의수준에서 정(+)의 유의적인 결과를 보이고 있다. 이것은 BCI와 BPI 운임지수 간에 장기적인 균형관계로부터의 이탈이 발생하는 경우 BPI 운임지수는 감소하는 방향으로 조정된다는 것을 의미한다. 둘째, BCI와 BPI 운임지수간의 동태적인 상관관계의 경우 BCI 운임지수의 변화가 BPI 운임지수에 미치는 효과는 시차 1기의 경우 통

계적으로 정(+)의 유의적인 효과를 갖는 것으로 나타나 시차 1기의 케이프사이즈 시장에서의 운임의 상승은 금기의 파나마스 시장에서의 운임의 상승으로 나타난다는 것이다. 셋째, BCI와 BPI 운임지수간의 동학적인 충격반응함수의 분석으로부터 BCI 운임지수의 충격으로부터 BPI 운임지수의 반응은 약 3개월 정도 가파르게 상승하다가 이후로 2개월 정도 감소하다가 5개월 이후로는 변화가 없는 것으로 나타났고, BPI 운임지수의 충격에 대한 BCI 운임지수의 충격반응의 정도는 매우 작게 나타났으며, 약 3개월 정도 완만하게 상승하다가 이후로 거의 변화가 없는 것으로 나타났다. 넷째, 예측오차 분산 분해의 결과는 BCI 운임지수의 경우 예측오차의 분산 중 BCI 운임지수 자체에 내재된 변화(충격)에 의해서 98.82% 발생하고 BPI 운임지수에 의해서 1.17%를 차지하고, BPI 운임지수의 경우 각각 91.43%와 8.56%로 나타났다.

앞으로의 연구방향 및 연구과제와 관련하여 크게 두 가지 측면을 제시할 수 있다. 먼저 이 연구는 일별자료를 사용하지 않아 케이프사이즈와 파나마스 시장 간의 변동성의 파급효과를 분석하지 못하였다. 여기에 대해서 Chen et al(2010)의 최근의 연구는 항로별 일별자료를 사용하여 변동성의 파급효과를 분석한 바 있다. 그러나 시장간의 변동성 파급효과를 보다 정확하게 분석하기 위해서는 Engle and Sheppard(2001), Engle(2002) 등의 연구에서 제시된 조건부 분산에서의 동학적 상관관계 모형이나 Engle and Kroner(1995)의 연구에서 제시되었던 BEKK모형을 사용해야 한다. 둘째, 이 연구는 또한 현물시장 자료만을 이용하여 동학적인 시장간 상호 상관관계를 분석한 한계를 가지고 있다. 즉, 케이프사이즈와 파나마스 시장의 선물가격을 이용하여 현-선물시장간의 시차 간 상관관계를 분석함으로써 해운시장 전반의 효율성의 문제를 분석하고, 나아가 해운시장에 내재된 여러 가지 형태의 위험관리 수단으로서 헤징(hedging)의 성과를 제시할 필요가 있다.

참고문헌

- 모수원, “발틱운임의 불평성과 인과성”, 『해운물류연구』, 제23집 제2호, 2007, 1-21.
모수원, “발틱 건화물운임지수의 변동성과 뉴스충격”, 『한국항만경제학회지』, 제21집 제2호, 2005, 65-79.
모수원, “환율변동성과 건화물운임”, 『한국항만경제학회지』, 제14권 제2호, 1998, 515-530.
심재희·모수원, “계량기법을 이용한 발틱건화물선운임의 예측”, 『해운물류연구』, 제24권 제2호, 2008, 1-18.
임종관·김우호·고병욱, “백터자기회귀모형을 이용한 건화물선 시장분석”, 『해운물류연구』

- 구』, 제26권 제1호, 2010.
- 전찬영, “Structural VAR 모형을 이용한 건화물운임시장의 특성 분석”, 『해양정책연구』, 제12호, 1997, 185-203.
- Alizadeh, A., *An Econometric Analysis of the Dry Bulk Shipping Industry: Seasonality, Efficiency and Risk Premia*, Unpublished PhD Thesis, City University Business School, London, UK, 2001.
- Barsky, R.B. and Kilian, L., “Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative,” in: *NBER Macroeconomics Annual 2001*, 2002.
- Barsky, R.B., and Kilian, L., “Oil and the Macroeconomy Since the 1970s”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, 2004, 115-134.
- Beenstock, M. and Vergottis, A., *Econometric Modeling of World Shipping*, Chapman and Hall, 1993.
- Blanchard, O. and Simon, J., “The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 32, 2001, 135-174.
- Cecchetti, S.G., Alfonso, F.L. and Krause, S., “Assessing the Sources of Changes in the Volatility of Real Growth”, NBER Working Papers 11946, National Bureau of Economic Research, Inc, January 2006.
- Chen, S., Meersman, H. and Van De Voorde, E., “Dynamic Interrelationships Returns and Volatilities between Capesize and Panamax”, *Maritime Economics and Logistics*, Vol. 12, 2010, 65-90.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J., “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, 1987, 251-276.
- Engle, R.F. and Kroner, K.F., “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH”, *Econometric Theory*, Vol. 11, 1995, 122-150.
- Engle, R.F. and Sheppard, K., “Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH”, *NBER Working Paper* 8554, 2001.
- Engle, R.F., “Dynamic Conditional Correlation - A Simple Class of Multivariate GARCH Models”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, 2002, 339-359.
- Granger, C., and Newbold, P., “Spurious Regression in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, 111-120.
- Johansen, S. and Juselius, K., “Maximum Likelihood and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 1990, 69-221.
- Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian

국제유가의 변화가 건화물선 운임에 미치는 영향과 건화물선 운임간의 상관관계에 관한 연구

- Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, Vol. 59, 1991, 1551-1580.
- Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, 231-254.
- Kim, C-J. and Nelson, C.R., “Has the U.S. Economy become More Stable? A Bayesian Approach based on a Markov-switching Model of the Business Cycle”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, 1999, 608-616.
- Klovland, J.T., “Business Cycles, Commodity Prices and Shipping Freight Rates: Some Evidence from the pre-WWI Period”, Paper presented at the *Workshop on Market Performance and the Welfare Gains of Market Integration in History*, European University Institute, Florence, Italy, July 1-4, 2004.
- McConnell, M.M. and Perez-Quiros, G., “Output Uctuations in the United States: What has changed since the Early 1980's?”, *American Economic Review*, Vol. 90, 2000, 1464-1476.
- Nelson, C. and Plosser, C., “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, 139-162.
- Sims, C.A., “Macroeconomics and Relity”, *Econometrica*, 1980, Vol.48, 1-48.
- Stock, J.H. and Watson, M.W., “Has the Business Cycle Changed?” *Proceedings*, 2003, 9-56.
- Stock, J.H. and Watson, M.W., “Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics”, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3, 2005, 968-1006.
- Stopford, M., *Maritime Economics*, 2nd ed., Routledge: London, U.K., 1997.

국문 요약

국제유가의 변화가 건화물선 운임에 미치는 영향과 건화물선 운임간의 상관관계에 관한 연구

정상국 · 김성기

이 연구는 VAR 모형을 이용하여 국제유가가 BDI, 선형에 따라 BCI, BPI 등 3개의 운임 지수에 각각 어떠한 영향을 미치는지와 VECM모형을 이용하여 케이프사이즈와 파나막스 시장 간의 파급효과를 분석하였다. 첫째, VAR모형을 이용하여 국제유가의 변화가 BCI에 미치는 효과는 시차 1기의 경우 통계적으로 정(+)의 유의적인 효과를 갖고, BPI의 경우에는 시차 3기의 경우에만 음(-)의 유의적인 효과를 갖고, BDI 운임지수에 미치는 효과는 시차 1기의 경우 통계적으로 정(+)의 유의적인 효과를 갖는 것으로 나타났다. 충격반응함수 분석의 결과는 국제유가의 충격으로부터 BDI의 반응은 약 3개월 정도 지속적으로 상승하다가 이후로는 감소하는 것으로 나타났다.

둘째, VECM모형을 이용하여 케이프사이즈와 파나막스 시장 간의 파급효과를 분석한 결과는 BCI와 BPI 운임지수 간에 장기적인 균형관계로부터의 이탈이 발생하는 경우 BPI 운임지수가 감소하는 방향으로 조정되었다. 또한 동태적인 상관관계의 경우 시차 1기의 케이프사이즈 시장에서의 운임이 상승하면 금기의 파나막스 시장에서의 운임이 상승하는 것으로 나타났다. BCI와 BPI 운임지수간의 동학적인 충격반응함수의 분석으로부터 BCI 운임지수의 충격으로부터 BPI 운임지수의 반응은 약 3개월 정도 가파르게 상승하다가 5개월 이후로는 변화가 없는 것으로 나타났고, BPI 운임지수의 충격에 대한 BCI 운임지수의 충격반응의 정도는 매우 작게 나타났으며, 약 3개월 정도 완만하게 상승하다가 이후로 거의 변화가 없는 것으로 나타났다.

핵심 주제어 : 건화물시장, 벡터자기회귀모형, 벡터오차수정모형, 충격반응분석, 분산분해분석