

케이프사이즈와 파나마스 시장간의 비대칭 시간가변 과급효과에 관한 분석*

정상국**

An Analysis on the Asymmetric Time Varying Spillover Effect between Capesize and Panamax Markets

Sangkuck Chung

Abstract : This article investigates the interrelationships in daily returns using fractionally integrated error correction term and volatilities using constant conditional correlation and dynamic conditional correlation GARCH with asymmetries between Capesize and Panamax markets. Our findings are as follows. First, for the fractionally cointegrated error correction model, there is a unidirectional relationship in returns from the Panamax market to the Capesize market, but a bidirectional causal relationship prevails for the traditional error correction models. Second, the coefficients for the error correction term are all statistically significant. Of particular interest are the signs of the estimates for the error correction term, which are all negative for the Capesize return equation and all positive for the Panamax return. Third, there are bidirectional volatility spillovers between both markets and the direction of the information flow seems to be stronger from Panamax to Capesize. Fourth, the coefficients for the asymmetric term are all significantly positive in the Capesize market, but the Panamax market does not have a significant effect. However, the coefficients for the asymmetric term are all significant, implying that the leverage effect does exist in the Capesize and Panamax markets.

Key Words : Dry Bulk Market, Long Memory Process, Fractionally Integrated Error Correction Model, Asymmetries, Asymmetric Dynamic Conditional Correlation

▷ 논문접수: 2011.07.26 ▷ 심사완료: 2011.09.16 ▷ 게재확정: 2011.09.27

* 본 연구는 2010년도 인제대학교 학술연구조성비 보조에 의한 것임.

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

I. 서론

건화물시장은 철광석, 석탄, 곡물, 보크사이트와 알루미늄, 인산광물 등의 다섯 가지 주요 화물과 강철제품, 설탕, 화학비료 등의 2차 화물의 운송과 밀접하게 관련되어 있다. 이러한 상품들은 다른 여타 산업과 인간의 생활에 있어서 없어서는 안 되는 매우 중요한 것들이다. 그러나 선주, 중매인, 용선계약자 등으로 구성되어 있는 건화물시장은 생각보다 훨씬 복잡하며, 따라서 시장 참여자들은 매우 큰 가격위험에 직면하게 된다. 운임은 장기적으로 선박서비스의 수요와 공급에 따라서 변동하고, 단기적으로 선박연료 비용과 기후에 의해서도 영향을 받는다. 널리 알려져 있듯이 운임은 재화시장의 일부분으로 간주되기도 하지만, 또한 운임은 다른 재화시장과 구분할 수 있도록 운임시장용 서비스에 대한 비용으로 간주될 수 있는 여러 가지 특성을 나타내기도 한다.

한편, 급격히 증가하고 있는 운임시장의 통합화는 이와 관련되는 시장의 수익과 변동성에 복잡하게 연결되어 있는 상호의존성을 줄여주는 역할을 하고 있다. 케이프사이즈 시장(Capesize)과 파나막스(Panamax) 시장간의 파급효과는 이들 시장간의 정보전달 메카니즘이 즉각적이지(instantaneous) 않고 또한 완전하지(complete) 않을 경우 발생한다. 예를 들어, 케이프사이즈 시장의 운임을 예상치 못하게 감소시키는 거시경제적인 뉴스가 있는 경우 파나막스 시장에서의 운임에 미치는 충격을 고려하자. 만일 이러한 뉴스가 앞으로 케이프사이즈 시장보다 파나막스 시장에서의 수요가 더 많이 떨어질 것으로 예상된다면, 이러한 뉴스의 효과는 파나막스 시장에서의 가격이 이와 상응하여 감소하는 결과를 가져올 수 있다. 따라서 이러한 유형의 파급효과의 본질을 이해하는 것은 선박의 배분, 포트폴리오 관리, 위험관리, 건화물 시장의 규제 등과 같은 여러 가지 측면에서 중요한 의미를 갖는다고 볼 수 있다.

다양한 계량기법을 이용하여 운임시장에 있어서 수익률과 변동성의 상관관계를 집중적으로 분석한 연구는 활발하게 이루어지지 않고 있는 실정이다. Beenstock and Vergottis (1993)의 연구는 동학계량모형을 이용하여 복합운송시장, 선박건조 및 해체시장 등에 적용하여 유조선 시장과 건화물 시장간의 파급효과를 분석하였다. 이들 연구의 결과는 건화물 운임의 증가는 유조선 시장으로부터 복합운송시장으로 이동하게 하고, 한편 조선소를 확장하여 더 많은 건화물선을 건조하게 하고, 결국 유조선 운임가격을 증가시키게 된다는 것이다. Alizadeh(2001)의 연구는 위의 연구에서 사용한 동학계량모형을 확장하여 보다 최근의 계량기법, 즉 벡터자기회귀, 공적분, 충격반응함수 등을 이용하여 건화물내에서의 각각 다른 세그먼트간의 파급효과를 분석하였다. Kavussanos and Visvikis(2004)의 연구는 최초로 수익과 변동성간의 파급효과에 대해서 현물시장과 선물환 시장간의 선-후행(lead and lag) 효과를 분석하였다. 모든 항로에 대해서 현-선

물시장간의 인과관계는 벡터오차수정모형을 통해서 추정하였고, 변동성 파급효과는 이변량 벡터오차수정과 일반화된 자기회귀조건부이분산(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH) 모형을 이용하여 분석하였다.

이러한 운임지수를 이용한 국내연구로 심재희·모수원(2008)은 다변량 인과모형, ARIMA와 같은 단변량 및 Hodrick-Prescott 필터기법 등을 이용하여 발틱운임지수(BDI)에 대한 예측문제를 분석하였다. 모수원(2005)의 연구에서는 예상하지 못한 뉴스 충격이 해상운임의 변동성에 미치는 영향을 분석하였는데, 전통적인 GARCH 모형이 뉴스 충격효과를 가장 효율적으로 반영한다는 사실을 발견하였다. 모수원(2007)은 다양한 운임시장간의 그랜저 인과관계를 검정하였는데, 시장간에 어떠한 인과관계도 발견하지 못하였다. 임종관·김우호·고병욱(2010)은 연간 자료를 활용하여 건화물선시장의 수요, 공급, 운임지수(BDI) 간의 동태적 관계를 VAR모형을 통해 분석하였다. 한편, 예상하지 못한 위험이 운임에 미치는 영향을 미치지지를 보이기 위해서 모수원(1998)의 연구는 임의보행(Random Walk)모형과 GARCH-M(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean) 모형을 결합하여 변동성을 도출하여, 이러한 변동성이 운임에 미치는 영향을 분석하였다.

이 연구는 케이프사이즈 시장과 파나막스 시장간의 수익률과 변동성의 파급효과를 분석하기 위해서 평균방정식에 부분적분 오차수정항(fractionally integrated error correction term)을 고려하고, 조건부 분산에 레버리지(leverage) 효과를 고려한 동학조건부상관관계 GARCH 모형(Dynamic Conditional Correlation GARCH, DCC-GARCH)과 고정상관관계 GARCH 모형(Constant Conditional Correlation GARCH, CCC-GARCH)을 이용하였다.¹⁾ 이러한 분석을 통해서 이 두 시장간의 대체성의 정도 및 파급효과가 시간 가변적임을 보이게 될 것이다. 따라서 두 시장간의 이러한 동학 분석의 결과는 건화물시장 참여자, 즉 선주, 중개인, 용선계약자 등에게 중요한 정보를 제공할 수 있다.

이 연구의 주요 목적은 다음과 같다. 첫째, 케이프사이즈 시장과 파나막스 시장간의 조건부 분산과 상관관계가 일정하지 않고, 시간에 따라 변화한다는 것을 보일 것이다. 둘째, 이 두 시장간에 부분공적분(Fractional Cointegration) 관계가 존재하는 경우, Granger(1986)에 의해 제시된 부분적분 오차수정항을 평균 방정식에 고려할 것이다. 두 시장 가격이 각각 동일한 높은 적분차수를 갖을 때, 이들의 선형결합은 보다 낮은 차수의 적분을 갖는다는 사실은 시장가격의 장기균형을 분석하는데 있어서 매우 중요한 의미를 갖는다.²⁾ 셋째, 평균방정식에 왜도의 동학적인 특성을 설명하기 위해서

1) DCC-GARCH 모형은 Engle and Shepard(2001), Engle(2002) 등에 의해서 제시되었고, CCC-GARCH 모형은 Bollerslev's(1990)에 의해서 제시되었다.

CCC-GARCH 모형과 DCC-GARCH 모형에 레버리지 효과를 나타내는 계수를 고려하고 있다. 이러한 레버리지 효과에 대한 분석을 통해서 한 시장에서의 수익률이 수익률의 변동성과 음(-)의 상관관계에 있다는 사실을 보일 수 있다.

이 연구의 나머지는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2절에서는 이 연구에서 사용되는 모형을 소개하고 있으며, 3절에서는 케이프사이즈 시장과 파나마스 시장의 운임에 대한 기본적인 통계량 분석을 하고 있다. 제4절에서는 이 연구에서 제시된 여러 가지 모형의 추정을 통한 결과를 이용하여 수익률과 변동성의 시간가변적인 파급효과를 분석하고 있으며, 마지막으로 5절에서는 결론을 제시하고 있다.

II. 모형

1. 조건부 평균모형

C_t 와 P_t 는 각각 시점 t 에서의 케이프사이즈와 파나마스 가격에 로그를 취한 값을 나타낸다. 그리고 $R_{C,t} = C_t - C_{t-1}$ 와 $R_{P,t} = P_t - P_{t-1}$ 는 각각 케이프사이즈와 파나마스 시장에서의 수익률을 나타낸다. 따라서 조건부 평균에서의 전통적인 이변수 오차수정모형은 다음과 같다;

$$R_{C,t} = \phi_{C0} + \sum_{i=1}^m \phi_{C_i} R_{C,t-i} + \sum_{j=1}^m \theta_{P_j} R_{P,t-i} + \delta_C Z_{t-1} + \epsilon_{C,t} \quad (1)$$

$$R_{P,t} = \phi_{P0} + \sum_{i=1}^m \phi_{P_i} R_{P,t-i} + \sum_{j=1}^m \theta_{C_j} R_{C,t-i} + \delta_P Z_{t-1} + \epsilon_{P,t} \quad (2)$$

여기서 Z_t 는 두 시장가격의 OLS 회귀식의 잔차를 나타내고, $\epsilon_{C,t}$ 와 $\epsilon_{P,t}$ 는 각각 조건부 평균방정식 1)과 2)의 잔차를 나타낸다.³⁾

위의 오차수정모형은 두 시장가격의 OLS 회귀식의 잔차가 '0'차 적분되어 있다는 것

2) 경제 및 금융시장 관련 많은 자료에서 부분공적분이 성립한다는 증거는 많은 연구에서 발견되고 있다; 예를 들어, Baillie and Bollerslev (1994), Martin (1997), Masih and Masih (1995), Lien and Tse (1998), Cheung (1993) 등이 그것들이다.

3) 만일 $Z_t > 0$, 두 시장간의 장기적인 균형을 유지하기 위해서 케이프사이즈 시장가격은 감소하는 경향을 가지고, 파나마스 시장가격은 증가하는 경향을 갖는다는 것을 말한다. 이와 유사하게 $Z_t < 0$ 인 경우에는 두 시장간의 장기적인 균형관계를 유지하기 위해서 케이프사이즈 가격은 증가하는 경향을 가지고, 파나마스 가격은 감소하는 경향을 갖게 된다. 이것은 오차항의 계수 $\delta_C \leq 0$, $\delta_P \geq 0$ 된다는 것을 의미한다.

을 가정하고 있다. 그러나 이러한 잔차가 부분적분의 과정을 따를 수 있고, 따라서 장기 기억의 특성을 가지고 충격반응함수가 급격하게 감소하지 않는다는 것을 주목할 필요가 있다. 이것은 두 시장간의 가격이 부분공적분(fractionally cointegrated) 관계에 있을 수 있음을 의미한다. 여기서 L 이 시차연산을 나타낼 때, 즉 $LZ_t = Z_{t-1}$, 만일 Z_t 가 다음과 같은 식으로 나타날 때 ‘ d ’차 적분되었다고 한다.

$$\phi(L)(1-L)^d Z_t = \theta(L)\xi_t, \quad (3)$$

여기서 $\phi(L)$ 과 $\theta(L)$ 은 유한 다항시차를 나타내고, ξ_t 는 백색잡음을 나타낸다.⁴⁾ 따라서 Granger(1986)의 연구에서 제시하고 있는 모형을 이용하여 다음과 같은 이변량 부분적분 오차수정모형을 고려할 수 있다.

$$R_{C,t} = \phi_{C0} + \sum_{i=1}^m \phi_{Ci} R_{C,t-i} + \sum_{j=1}^m \theta_{Pj} R_{P,t-i} + \delta_C [1 - (1-L)^{1-d}] (1-L)^d Z_t + \epsilon_{Ct}, \quad (4)$$

$$R_{P,t} = \phi_{P0} + \sum_{i=1}^m \phi_{Pi} R_{P,t-i} + \sum_{j=1}^m \theta_{Cj} R_{C,t-i} + \delta_P [1 - (1-L)^{1-d}] (1-L)^d Z_t + \epsilon_{Pt}, \quad (5)$$

여기서 부분공적분을 이용한 오차수정모형 (4)와 (5)는 만일 $d=0$ 이면, 일반적인 공적분을 이용한 오차수정모형 (1)과 (2)가 된다.⁵⁾

2. 조건부 상관관계 GARCH 모형

케이프사이즈 시장과 파나막스 시장의 수익률의 조건부 분산과 상관관계가 시간 가변적인 경우, 평균에서의 오차수정모형의 잔차, $(\epsilon_{Ct}\epsilon_{Pt})'$,의 조건부 분산과 공분산 행렬은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

4) $\phi(L)$ 과 $\theta(L)$ 의 모든 근이 단위근의 밖에 존재하고, $-0.5 < d < 0.5$ 임을 가정하고 있다. 이러한 조건하에서 Z_t 는 안정적인 시계열이다. 특히, $0 < d < 0.5$ 인 경우, Z_t 는 장기기억의 특성을 갖는 것으로 알려져 있다. 또한 장기기억 모수를 나타내는 d 에 대해서는 다음이 성립한다;

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \Gamma(k-d)L^k / \Gamma(-d)\Gamma(k+1), \text{ 여기서 } \Gamma(\cdot) \text{는 갬마함수를 나타낸다.}$$

5) 일반적인 오차수정모형은 1기의 시차를 갖는 오차항만이 유효한 정보변수로 사용되지만, 부분공적분 오차항을 이용한 오차수정모형의 경우에는 연산자 $(1-L)^d$ 을 이용함으로써 Z_t 의 전체의 시차가 정보변수로 사용된다.

$$Var\left(\epsilon_t \equiv \begin{bmatrix} \epsilon_C \\ \epsilon_P \end{bmatrix} \middle| \Omega_{t-1}\right) = H_t = \begin{bmatrix} h_{C,t}^2 & h_{CP,t} \\ h_{PC,t} & h_{P,t}^2 \end{bmatrix}, \quad (6)$$

여기서 Ω_{t-1} 은 't-1'기 까지의 정보집합을 나타내고, $h_{C,t}^2$ 과 $h_{P,t}^2$ 는 각각 케이프사이즈와 파나마스 시장 수익률의 조건부 분산을 나타낸다. 이 때, 조건부 공분산, $h_{CP,t}$,은 다음과 같은 두 가지 유형으로 나타낼 수 있다.

첫째, Bollerslev(1990)는 CCC-GARCH 모형을 제안하였는데, 이것은 상관관계를 나타내는 조건부 공분산이 개별시계열의 조건부 표준오차의 곱에 비례하는 것으로 나타낼 수 있다. 이러한 모형은 추정모수의 수를 줄일 수 있고, 따라서 추정을 단순화할 수 있는 이점 때문에 그 동안 많은 실증연구에서 사용되었다. 이러한 CCC-GARCH 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$H_t = D_t \Gamma D_t = \begin{bmatrix} h_{C,t} & 0 \\ 0 & h_{P,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{C,t} & 0 \\ 0 & h_{P,t} \end{bmatrix}, \quad (7)$$

여기서 ρ 는 고정상관관계 계수를 나타낸다. 그리고 조건부 분산인 $h_{C,t}^2$ 과 $h_{P,t}^2$ 는 케이프사이즈시장과 파나마스 시장에 대해 다음과 같이 대칭과 비대칭 GARCH(1,1) 과정을 따르는 것으로 가정한다.

$$h_{C,t}^2 = \omega_C + \alpha_C \epsilon_{C,t-1}^2 + \beta_C h_{C,t-1}^2 + \pi_C \epsilon_{P,t-1}^2, \quad (8-1)$$

$$h_{C,t}^2 = \omega_C + \alpha_C (|\epsilon_{C,t-1}| - \tau_C \epsilon_{C,t-1}) + \beta_C h_{C,t-1}^2 + \pi_C \epsilon_{P,t-1}^2, \quad (8-2)$$

$$h_{P,t}^2 = \omega_P + \alpha_P \epsilon_{P,t-1}^2 + \beta_P h_{P,t-1}^2 + \pi_P \epsilon_{C,t-1}^2, \quad (9-1)$$

$$h_{P,t}^2 = \omega_P + \alpha_P (|\epsilon_{P,t-1}| - \tau_P \epsilon_{P,t-1}) + \beta_P h_{P,t-1}^2 + \pi_P \epsilon_{C,t-1}^2, \quad (9-2)$$

여기서 모수 τ 는 -1과 1사이에 존재하며($-1 \leq \tau \leq 1$), 이것이 의미하는 바는 동일한 크기의 정(+)의 충격과 음(-)의 충격에 대해서 변동성이 다르게 반응한다는 것이다.⁶⁾

둘째, Engle and Sheppard (2001), Engle (2002) 등의 연구에서는 CCC-GARCH 모형을 확장하여 조건부 공분산이 시간 가변적인 것으로 일반화하였다. 사실 그 동안 많은 실증연구를 통해서 조건부 공분산이 시간불변이라는 제약은 지나친 가정일 수 있음을

6) 일반적으로 $\tau > 0$ 이고, 변동성에 있어서 이러한 비대칭성은 금융시장에서 레버리지 효과로 잘 알려져 있으며(예를 들어, Awartani and Corradi, 2005), 위의 (8.2)와 (9.2) 식의 τ 는 Ding et al. (1993)의 연구에 따른 것이다.

볼 수 있다. 이러한 모형을 DCC-GARCH 모형이라고 부르며, 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$H_t = D_t \Gamma_t D_t, \quad (10)$$

여기서 $\Gamma_t = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{CC\alpha}} & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{PP\alpha}} \end{bmatrix}^{-1} Q_t \begin{bmatrix} \sqrt{q_{CC\alpha}} & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{PP\alpha}} \end{bmatrix}^{-1}$, 여기서 $i, j = C, P$ 에 대해서 2×2 대칭적인 양정부호행렬을 나타내는 $Q_t = [q_{i,j,t}]$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Q_t = (1 - \delta_1 - \delta_2) \bar{Q} + \delta_1 \zeta_{t-1} \zeta'_{t-1} + \delta_2 Q_{t-1}, \quad (11)$$

여기서 $i, j = C, P$ 에 대해서 $\zeta_t = \epsilon_t / h_{i,t}$ 이고, \bar{Q} 는 ζ_t 의 2×2 무조건부 분산행렬을 나타낸다.

벡터 확률과정을 나타내는 시계열 $\{y_t\}$ 가 조건부 평균과 조건부 분산이 각각 $\mu_t(\gamma_0)$, $H_t(\theta_0)$ 이라고 가정하자. 여기서 $\psi_0 = (\gamma_0, \theta_0)$ 는 2차원의 모수벡터를 나타낸다. 이 때 모든 모수는 다음과 같은 로그 최우도 함수를 극대화함으로서 추정할 수 있다;

$$L_T(\psi_0) = \sum_{t=1}^T \ell_t(\psi_0), \quad \text{여기서}$$

$$\ell_t(\psi_0) = (2\pi)^{-M/2} |H_t(\psi_0)|^{-1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \epsilon_t(\psi_0)' H_t^{-1}(\psi_0) \epsilon_t(\psi_0)\right\}, \quad (12)$$

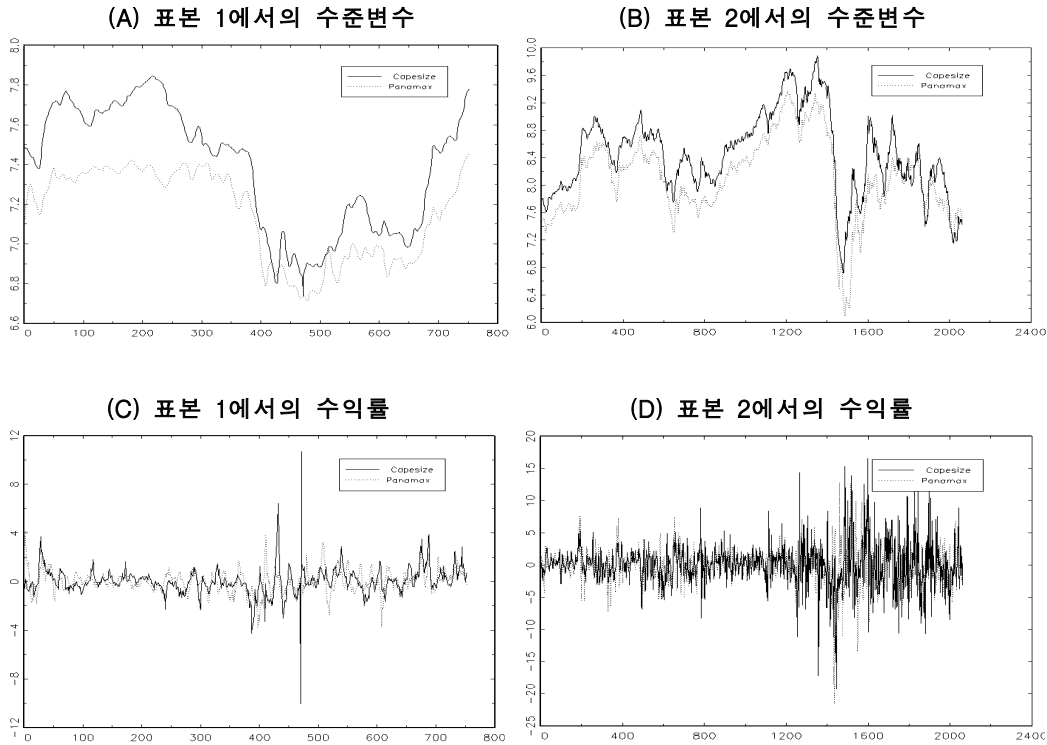
여기서 T 는 총 표본의 수를 나타낸다.

III. 실증분석

이 절에서는 실증분석에 사용된 자료의 기초적인 시계열 특성을 살펴보고자 한다. 이 연구에서 사용된 자료는 발틱거래소에서 고시된 케이프사이즈와 파나막스 시장의 일별 운임이며, 총 표본기간은 2000년 1월 4일부터 2011년 4월 6일까지이다. <그림 1>은 케이프사이즈와 파나막스 시장의 일별 운임의 로그값과 수익률을 표본 1과 2로 나누어 보여주고 있다. 널리 알려져 있듯이 건화물시장은 2002년까지 세계적인 경기침체로 인해서 매우 어려운 시기를 경험하였다. 따라서 전체 표본을 표본 1(2000년 1월 4일부터

2002년 12월 24일까지)과 표본 2(2003년 1월 2일 2011년 4월 6일)로 나누어 분석하였다. 먼저 <그림 1.A>와 <그림 1.B>에서 볼 수 있듯이 2002년 이전의 표본 1의 경우에는 두 시장의 가격이 2001년 중반까지는 큰 변화가 없다가 이후로 크게 감소하다가 다시 증가하는 추세를 보이고 있다. 그러나 2002년 이후로는 두 시장 가격의 변동성이 현저히 증가하고 있음을 볼 수 있고, 특히 2008년 3분기까지 계속 증가하는 추세를 보이고 있다. 표본 1과 표본 2가 뚜렷한 차이를 보이고 있음을 <그림 1.C>와 <그림 1.D>에서도 확인할 수 있다. 두 표본에서 모두 평균을 중심으로 안정적인 과정을 보이고 있지만 변동성은 2002년 이후 현저히 증가하고 있음을 볼 수 있고, 이러한 변동성은 시간이 지남에 따라 변화하고, 따라서 GARCH 모형에 의한 시간가변 변동성 구조가 적절한 것으로 판단할 수 있다.

<그림 1> 케이프사이즈와 파나마스 시장가격의 시계열



<표 1>은 케이프사이즈와 파나마스 시장의 일별 운임의 로그값과 수익률을 표본 1과 2로 나누어 기초적인 통계량 값을 보여주고 있다. 먼저 왜도(skewness)는 분포의 비대칭성을 나타내는 통계량으로 정규분포와 같은 대칭분포의 경우 왜도값은 '0'이 된다. 왜

케이프사이즈와 파나막스 시장간의 비대칭 시간가변 파급효과에 관한 분석

도의 부호는 모든 표본에서 양의 값을 보이고 있어 정규분포에 비해 오른쪽으로 기울어진 분포를 갖는다는 것을 알 수 있다. 첨도(kurtosis)는 표본 2에서 수익률의 경우 모두 '3'이상의 값을 갖고 있는데 이는 정규분포에 비해 뾰족한 봉우리(leptokurtic)를 갖고 있음을 보여주는 것이다. 이러한 왜도와 첨도의 값을 이용하여 정규성 검증을 하기 위한 Jarque-bera 통계량은 점근적으로 자유도가 '2'인 χ^2 분포를 따르는 것으로 케이프사이즈 시장의 표본 2에서의 수준변수를 제외한 모든 변수는 정규분포와 거리가 멀다는 사실을 보여주고 있다. Ljung-Box(1978) 통계량은 자기상관계수를 이용한 모형의 적합성을 검정하는 것으로 시차를 둔 만큼의 자유도를 가지는 χ^2 분포를 따른다. 모든 경우에 평균에서의 자기상관관계가 매우 심각함을 볼 수 있다. 그러나 Bollerslev and Mikkelsen(1996)은 조건부 이분산이 심각한 경우 Ljung-Box 통계량이 잘못될 수 있음을 보여주고 있다. $Q^2(10)$ 은 수익의 제곱에 대한 10시차의 시계열 상관관계를 검정하는 Ljung-Box통계량을 나타내는 것으로 조건부 이분산의 증거를 찾을 수 있다.

<표 1> 기초적인 자료 분석

변수	케이프사이즈 수준변수		케이프사이즈 수익률		파나막스 수준변수		파나막스 수익률	
	표본 1	표본 2	표본 1	표본 2	표본 1	표본 2	표본 1	표본 2
평균	7.3847	8.4479	0.0401	0.0177	7.1513	8.1051	0.0431	0.0017
왜도	0.2940 [0.00]	0.0371 [0.25]	0.5791 [0.00]	0.0986 [0.03]	0.4244 [0.00]	0.3653 [0.00]	0.0624 [0.24]	0.4893 [0.00]
첨도	1.6546 [0.00]	2.9126 [0.21]	23.3148 [0.00]	7.6698 [0.00]	1.6166 [0.00]	3.7759 [0.00]	5.3291 [0.00]	9.9354 [0.00]
$Q(10)$	7305.86 [0.00]	19579.2 [0.00]	949.20 [0.00]	1771.19 [0.00]	7220.11 [0.00]	19750.5 [0.00]	1413.28 [0.00]	2548.41 [0.00]
$Q^2(10)$	7308.31 [0.00]	19618.6 [0.00]	218.09 [0.00]	1036.72 [0.00]	7221.51 [0.00]	19803.9 [0.00]	692.84 [0.00]	2522.92 [0.00]
JB	67.64 [0.00]	1.1306 [0.57]	12989.0 [0.00]	1876.97 [0.00]	82.64 [0.00]	97.62 [0.00]	170.68 [0.00]	4214.89 [0.00]

주: 표본 1은 2000년 1월 4일부터 2002년 12월 24일까지이고, 표본 2는 2003년 1월 4일부터 2011년 4월 6일까지이다. $Q(10)$ 과 $Q^2(10)$ 은 각각 수준변수와 수익률에 대한 10시차 자기상관계수에 대한 Ljung-Box 통계량을 나타내고, 자유도가 10인 경우 95% 신뢰구간에서 임계치는 18.31을 나타낸다. 왜도와 첨도에 대한 표준오차 값은 각각 $(6/T)^{0.5}=0.0892$ (표본 2의 경우 0.0539)와 $(24/T)^{0.5}=0.1785$ (표본 2의 경우 0.1078) 이다. 왜도, 초과첨도, JB 등의 통계량에 대한 정규분포 가설을 5% 유의수준에서 기각하는 임계치는 각각 ± 0.091 , ± 0.182 , 5.99 이다.

그러나 위에서 언급했듯이 2002년을 전후로 구조적으로 변화가 심각하게 일어났음을 보았다. 이러한 비선형성이 있는 경우 단위근 검정의 문제는 대수의 법칙 (Laws of Large Number) 및 범함수중심극한정리 (Functional Central Limit Theorem) 등이 존재

하지 않을 수 있고, 따라서 추정과 검정에 문제가 발생할 수 있다. 따라서 이 연구에서는 비선형이 존재하는 경우 단위근 검정을 실시하기 위해서 Davison (1999)의 연구에 따른다. 우선 시계열 $\{y_t\}_{t=1}^T$ 를 $y_t = a'd_t + x_t$ 로 정의하고, 이미 결정된 부분인 $a'd_t$ ($d_t = 1$, $d_t = (1, t)'$)과 확률적인 부분인 x_t 로 분해되는 시계열 과정인 y_t 를 정의한다. 이때 만일 아래의 조건을 만족하면 y_t 를 비선형 $I(1)$, 또는 $NI(1)$ 이라고 부른다.

$$T^{-1/2}x_{[aT]} \Rightarrow \sigma_T W(a), \quad 0 < r \leq 1, \quad T \rightarrow \infty, \quad (13)$$

여기서 $\sigma_T > 0$ 는 장기분산을 나타내는 일정한 값이고, $W(a)$ 는 표준화된 브라운운동(Brownian motion)을 나타내며, \Rightarrow 는 약수렴 (weak convergence), $[\cdot]$ 는 정수부분을 나타낸다.

<표 2> 단위근 검정

변수		케이프사이즈		파나막스	
표본의 종류		표본 1	표본 2	표본 1	표본 2
KPSS	상수항	12.73(2)	4.24(3)	9.43(3)	2.31(4)
	추세항	2.20(3)	3.11(4)	2.05(3)	1.59(6)
R/S		5.50(4)	6.98(3)	6.24(3)	5.39(5)
S_1		185.57	8237.23	228.24	5363.19
S_2		753.01	2065.58	753.02	2071.84
S_3		115.99	16.54	126.55	17.97
S_4		34.38(5)	10.77(2)	35.61(4)	16.51(1)
Br	상수항	0.0152	0.0164	0.0207	0.0185
	추세항	0.0162	0.0131	0.0282	0.0129
결과		NI(1)	NI(1)	NI(1)	NI(1)

주: 결과는 모두 5% 유의수준에서 이루어졌다. R/S, S_1 , S_2 , S_3 , S_4 등의 통계량은 귀무가설이 안정적이라는 가설을 검정하는 것이고, 나머지 KPSS와 Br 통계량은 귀무가설이 단위근이 존재하는 가설을 검정하는 것이다. 또한 KPSS와 S_2 통계량은 단측검정을 나타내고, 나머지 통계량은 양측검정을 나타낸다. Br 통계량의 괄호속의 숫자는 임계치를 나타내고, 나머지 통계량에 대한 임계치는 아래와 같다.

적절한 모멘트 조건하에서 시계열 과정은 다양한 종류의 범함수를 정의함으로서 단위근 검정이 가능해진다. 예를 들어 수정 R/S (Modified R/S) 통계량(Lo, 1991), KPSS 통계량(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin, 1992), S_1 , S_2 , S_3 , S_4 통계량(Bierens and Guo, 1993), Breitung(2002)의 분산비율 통계량이 이용될 수 있다.⁷⁾ <표 2>은 단기

기억에 대한 검정결과가 나타나 있다. 비선형 안정성에 대한 검정은 검정방법에 따라 차이는 있지만, 대체적으로 NI(1)으로 나타났다. 추세성이 있는 자료는 일정한 평균으로 회귀하거나 어떠한 시점에서도 분산이 일정하다는 특성을 지니지 않는다.

단위근 검정이란 시계열 자료의 안정성에 대한 검정방법으로 장기분석에 있어서 공적분 벡터의 존재유무를 확인하는 공적분 검정에 앞서 선행되어야 한다. 공적분 검정은 동태적으로 장기적으로 불안정적인 시계열간의 균형에 대한 검정이므로, 먼저 변수가 각각 I(0)가 아님을 밝혀야 한다. 즉, 시계열 자료의 대부분은 단위근을 갖는 가운데 시계열자료가 안정성을 갖기 위해 몇 단계의 차분이 이루어져야 하는지 혹은 1차 차분으로 안정성을 가질 수 있는가에 대해 규명되어야 한다. 이 연구에서는 비선형성을 고려한 Johansen 형태의 다변량 모형을 이용한 공적분 검정방법으로 Breitung (2002)의 비모수적인 방법을 이용한 분산비율 통계량을 분석하고 있다. 이러한 분산비율 통계량을 이용한 공적분 검정방법은 <표 3.A>에서 보듯이 표본 2의 경우 장기적인 균형관계, 또는 공적분 관계가 있는 것으로 도출되었다. 즉, 공적분 방정식의 개수가 '0'보다 작거나 같다는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각되었으며, 공적분 방정식 개수가 '1'보다 작거나 같다는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각될 수 없기 때문에 공적분 방정식이 있다는 의미가 된다. 그러나 표본 '1'의 경우에는 장기적인 균형관계가 없는 것으로 나타났다.

케이프사이즈와 파나마스 시장가격이 부분공적분(fractional cointegration) 관계에 있는지 알아보기 위해서 GPH(1983) 검정 방법이 적용되었고, 그 결과는 <표 3.B>에 나타나 있다. 결과는 이 연구에서 고려하고 있는 μ 값에 따라서 상이하게 나타나고 있다. 통계량 값으로부터 알 수 있듯이 표본 2에 대한 모든 'd'의 추정치는 '0'과 '1' 사이에 존재하고, 이것은 두 시장간의 가격이 부분공적분의 관계에 있다는 것을 의미한다. 그러나 표본 1에서의 'd'의 추정치는 유의적으로 '1'보다 큰 값을 가지는데, 이것은 두 시장간의 가격이 부분공적분의 관계에 있지 않다는 것을 의미한다.⁸⁾

사실 장기기억의 존재여부와 관련한 시계열특성을 분석하기 위해서는 데이터의 자기상관관계를 보는 것이 중요하다. 만일 경제에 어떠한 충격이 발생할 때, 이 충격이 급격한 율로 소멸하면, 이 충격을 일시적으로 판단한다. 그러나 충격이 소멸하지 않고 장기간 지속하여 경제에 영향을 미치게 되는 경우에는, 이 충격은 지속성을 유지하고 장기

7) 처음 세 개의 검정방법과는 다르게 Breitung (2002)의 검정과정은 비모수적인 방법론을 사용하고 있는데, 이것은 특정한 시계열 과정의 단기적인 동학을 설정할 필요가 없고, 장기적인 분산을 추정할 필요가 없다.

8) 여기서 만일 $-0.5 < d < 0.5$ 이라면 안정적이라고 말하고, 이러한 경우에 시계열의 자기상관관계 계수는 지수율로 감소하지 않고 쌍곡선율로 감소하게 된다. 특히, $0 < d < 0.5$ 인 경우 그러한 시계열을 장기기억 과정에 있다고 말한다. 그러나 시계열이 $0.5 < d < 1$ 인 경우에는 불안정적이라고 말하고, 충격반응함수의 한계값은 '0'와 같고 충격은 영구적인 효과를 갖지 않는다.

기억의 특성을 가지게 된다. 단기기억모델에서 충격은 지수적 감소율로 소멸되어 가기 때문에 소멸의 정도가 매우 급격히 일어나게 되고, 반면에 장기기억에서는 충격이 쌍곡 선율(hyperbolic rate)로 소멸되어 가기 때문에 소멸의 정도가 완만하게 나타난다고 볼 수 있다.

<표 3> 공적분 검정

Panel A: Breitung's 공적분 검정					
표본의 종류		표본 1		표본 2	
	Rank r_0	A_q^a	A_q^b	A_q^a	A_q^b
케이프사이즈 vs. 파나막스	0	316.59	392.91	524.06	870.27
	1	19.43	85.99	103.78	118.63

Panel B: 케이프사이즈와 파나막스 OLS 회귀식의 잔차에 대한 부분공적분 검정						
표본 1: 1/4/00 12/22/02						
	$\mu = 0.55$		$\mu = 0.575$		$\mu = 0.60$	
	d	H0:d=1	H0:d=0	d	H0:d=1	H0:d=0
OLS 추정 잔차	1.28	2.70	12.24	1.48	4.75	14.50

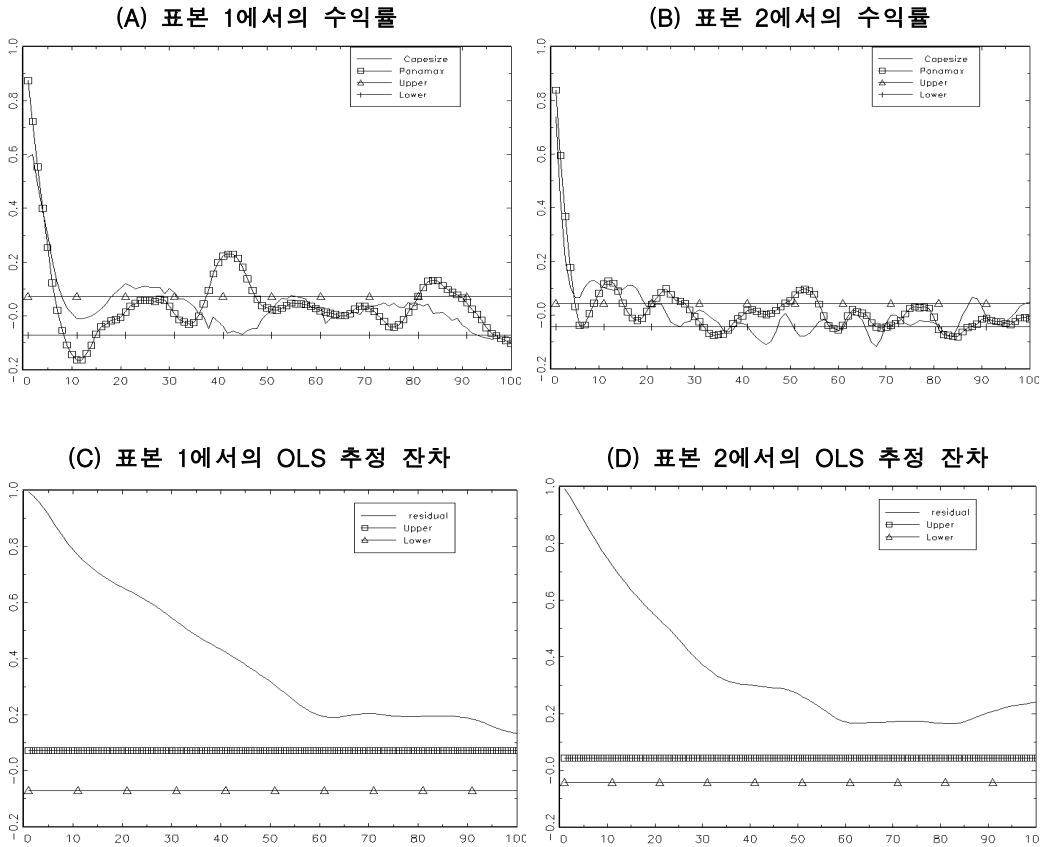
표본 2: 1/02/03 4/6/11						
	$\mu = 0.55$		$\mu = 0.575$		$\mu = 0.60$	
	d	H0:d=1	H0:d=0	d	H0:d=1	H0:d=0
OLS 추정 잔차	0.61	3.53	5.47	0.65	3.37	6.24

주: 패널(A)의 경우 귀무가설은 고려하고 있는 변수에 대한 다변량 과정이 확률적인 추세항을 나타내는 q -차 벡터와 일시적인 항을 나타내는 $(n-q)$ -차 벡터로 분해될 수 있는가 하는 것이다. 확률적인 추세항의 q 는 공적분 순위를 나타내는 $(n-r)$ 과 밀접한 관련이 있다. 여기서 만일 검정 통계량 A_q 가 각각의 임계치보다 크면 귀무가설, $r=r_0$ 을 기각할 수 있다. 패널(B)의 경우GPH 검정에 대한 표본의 크기는 T^n 로 나타난다. 두 개의 대립가설이 존재하는데, 하나는 단측검정으로 H0:d=1로 나타나고, 다른 하나는 양측검정으로 H0:d=0로 나타난다. 5% 유의수준에서 $\mu=0.55$, $\mu=0.575$, $\mu=0.60$ 에 대한 임계치는 각각 -1.84, -1.82, -1.75로 나타난다.

건화물시장의 운임에 대한 장기기억의 존재여부를 보기 위해서 <그림 2>는 표본 1과 표본 2에 대해서 수익률과 파나막스 가격에 대한 케이프사이즈 가격의 OLS 추정 잔차 각각에 대한 100개의 자기상관계수와 95% Bartlett (1946) 신뢰구간을 같이 그리고 있다. <그림 2>로부터 수익률의 경우에는 신뢰구간을 벗어나는 구간이 많지 않지만, OLS

추정 잔차의 경우에는 모든 구간에서 신뢰구간을 벗어나 있어 장기기억의 특성을 갖는다는 사실을 알 수 있다.

<그림 2> 케이프사이즈와 파나마스 시장가격의 자기상관계수



주: 표본 1과 표본 2에 대해서 수익률과 OLS 추정잔차 각각에 대한 100개의 자기상관계수와 95% Bartlett (1946) 신뢰구간을 같이 그리고 있다.

위에서 언급하고 있는 부분공적분의 존재여부와 관련하여 케이프사이즈와 파나마스 시장가격의 수익률과 파나마스 가격에 대한 케이프사이즈 가격의 OLS 추정잔차에 대해서 다음과 같은 ARFIMA(1,d,1)-GARCH(1,1) 모형을 적용하였다.

$$(1 - \phi_1 L)(1 - L)^d (y_t - \phi_0) = (1 - \theta_1 L) \epsilon_t, \quad (14)$$

$$\sigma_t^2 = E(\epsilon_t^2 | \Omega_{t-1}) = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2, \quad (15)$$

여기서 $\phi_0, \phi_1, \theta_1, d, \omega, \alpha, \beta$ 등은 추정모수이고, y_t 는 두 시장의 수익률과 OLS 추정 잔차를 나타낸다. 추정결과는 <표 4>에 나타나 있다. 두 시장 가격이 I(1)이라는 가정은 기각될 수 없고, 또한 수익률이 I(0)라는 가정도 역시 기각될 수 없을 볼 수 있다. 특히 표본 1에서의 적분 차수가 케이프사이즈와 파나막스 시장에서 각각 I(0.4506), I(0.5268)임을 알 수 있고, OLS 잔차의 경우 표본 1과 표본 2의 경우 각각 I(1.0509), I(0.8509) 이다.

<표 4> ARFIMA(1,d,1)-GARCH(1,1) 모형의 추정결과

변수	케이프사이즈		파나막스		OLS 추정잔차	
	표본 1	표본 2	표본 1	표본 2	표본 1	표본 2
ϕ_0	0.0306 (0.7364)	0.3171 (0.1769)	1.9205 (0.1645)	0.2921 (0.1858)	4.0536 (0.4646)	2.5769 (9.1064)
ϕ_1	0.6884 (0.1528)	0.6774 (0.0624)	0.6996 (0.0848)	0.7051 (0.0690)	0.7731 (0.1609)	0.7122 (0.0728)
θ_1	0.3802 (0.1199)	0.2892 (0.0342)	0.2066 (0.0766)	0.3427 (0.0326)	0.2648 (0.0886)	0.3065 (0.0356)
d	0.4506 (0.2102)	0.0843 (0.0718)	0.5268 (0.1035)	0.0967 (0.0869)	1.0509 (0.2506)	0.8509 (0.0977)
ω	0.0002 (0.0005)	0.0432 (0.0048)	0.0015 (0.0007)	0.0231 (0.0039)	0.1164 (0.0148)	0.0230 (0.0042)
α	0.1043 (0.0069)	0.2835 (0.0121)	0.1117 (0.0162)	0.1972 (0.0116)	0.6508 (0.0727)	0.1138 (0.0089)
β	0.9317 (0.0032)	0.7592 (0.0081)	0.8857 (0.0152)	0.8137 (0.0067)	0.3826 (0.0412)	0.8907 (0.0070)
Skewness	3.25[0.00]	0.21[0.00]	0.24[0.00]	0.34[0.00]	3.19[0.00]	0.17[0.00]
Kurtosis	53.89[0.00]	7.66[0.00]	4.49[0.00]	6.29[0.00]	45.89[0.00]	7.72[0.00]
JB	82491.9[0.00]	1887.2[0.00]	77.2[0.00]	974.7[0.00]	59093.1[0.00]	1931.9[0.00]
$Q^2(10)$	17.21[0.06]	7.17[0.71]	7.52[0.67]	17.45[0.06]	1.45[0.99]	9.62[0.47]
$Q^2(15)$	17.61[0.28]	10.76[0.77]	8.05[0.92]	21.57[0.11]	1.62[0.99]	12.17[0.67]
$Q(10)$	15.70[0.11]	49.67[0.00]	25.67[0.00]	73.56[0.00]	28.49[0.00]	41.97[0.00]
$Q(15)$	19.16[0.21]	52.42[0.00]	31.57[0.00]	84.64[0.00]	37.32[0.00]	44.51[0.00]

주: OLS 추정잔차는 케이프사이즈 시장가격과 파나막스 시장가격간의 OLS 회귀식의 추정으로부터 발생하는 잔차를 말한다. 괄호속의 값은 표준오차를 나타내고, 대괄호 속의 값은 p-값을 나타낸다.

IV. 실증분석

1. 케이프사이즈와 파나막스 시장간의 조건부평균의 동학분석

<표 5>와 <표 6>에서는 부분공적분향을 고려한 경우와 전통적인 공적분향을 고려한 경우로 나누어 각각 조건부 분산에 비대칭 레버리지 효과를 고려하지 않은 경우와 비대칭 효과를 고려한 경우의 추정결과가 나타나 있다. 조건부 평균과 분산의 구조에 따라 4개의 모형(CCC, DCC, FI-CCC, FI-DCC)으로 구성되어 있다.⁹⁾ 먼저 비대칭 효과를 고려하지 않은 경우 장기기억을 나타내는 모수 'd'의 추정치는 FI-CCC 모형과 FI-DCC 모형에 대해서 각각 0.7249, 0.7162이고 모두 통계적으로 유의적이다. 비대칭 효과를 고려한 경우 <표 6>에서 모수 'd'의 추정치는 FI-CCC 모형과 FI-DCC 모형에 대해서 각각 0.7174, 0.7051이고 역시 모두 통계적으로 유의적이다.

두 시장간의 선-후행관계에 대해서 <표 5>로부터 부분공적분향을 고려한 결과는 전기의 케이프사이즈 가격은 파나막스 시장가격에 유의적으로 정(+)의 영향을 미치지만, 반대로 파나막스 시장가격은 케이프사이즈 시장가격에 유의적으로 영향을 미치지 않고 있다. 이것이 의미하는 것은 어떤 요인에 의해서 케이프사이즈 운임이 증가할 때 유의적으로 파나막스 시장의 운임이 증가한다는 것을 말하고, 결과적으로 케이프사이즈 시장이 파나막스 시장을 선행하는 것으로 말할 수 있다. 그러나 시장가격에 전통적인 공적분향을 고려하는 경우, 두 시장간의 선-후행효과는 모두 유의적으로 정(+)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 여기서는 두 시장간의 선-후행효과의 크기가 중요한데, 케이프사이즈 시장이 파나막스 시장을 선행하는 효과가 후행하는 효과보다 크다는 사실을 알 수 있다. 이 경우에도 부분공적분향을 고려한 경우와 마찬가지로 케이프사이즈 시장이 파나막스 시장에 보다 더 큰 영향을 미친다는 사실을 알 수 있다. <표 6>에서는 비대칭성을 고려한 경우의 추정결과가 나타나 있고, <표 5>의 경우와 유사한 결과를 보여주고 있다.

케이프사이즈와 파나막스 시장간의 조건부 평균에 있어서 동학분석의 중요한 함의 중에 하나가 만일 두 시장간의 장기적인 균형관계가 성립하지 않는 경우 개별시장은 어떻게 반응하는가이다. <표 5>와 <표 6>으로부터 오차항의 계수는 모두 통계적으로 유의적인 결과를 보여주고 있다. 그러나 오차항의 계수는 케이프사이즈 시장에서는 모두 음(-)의 값을 가지고 있고, 파나막스 시장의 경우에는 모두 정(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 케이프사이즈 시장에서 오차항의 계수가 음(-)의 값을 갖는다는 것은 케이프사

9) 모수는 GAUSS 통계패키지의 MAXLIK과 CML을 이용하여 식 (12)의 최우도함수를 극대화함으로써 추정되었다.

이즈 시장가격이 파나마스 시장가격에 비해서 너무 높을 때 장기적인 균형관계를 유지하기 위해서 현재의 케이프사이즈 시장가격은 감소하는 방향으로 조정된다는 것을 의미한다. 반대로 파나마스 시장에서 오차항의 계수가 정(+)의 값을 갖는다는 것은 파나마스 시장가격이 케이프사이즈 시장가격에 비해서 너무 낮을 때 장기적인 균형관계를 유지하기 위해서 현재의 파나마스 시장가격은 증가하는 방향으로 조정된다는 것을 의미한다.

<표 5> 비대칭 효과를 고려하지 않는 경우의 추정결과

모형	전통적인 공적분향을 고려		부분 공적분향을 고려	
	CCC	DCC	FI-CCC	FI-DCC
평균방정식				
d			0.7249(0.0533)	0.7162(0.0552)
ϕ_{C0}	0.0824(0.0203)	0.0776(0.0206)	0.0474(0.0220)	0.0454(0.0223)
ϕ_{C1}	0.7994(0.0125)	0.7965(0.0127)	0.8707(0.0188)	0.8658(0.0191)
θ_{P1}	0.0439(0.0141)	0.0471(0.0141)	0.0277(0.0197)	0.0230(0.0199)
ϕ_{P0}	0.0183(0.0184)	0.0150(0.0187)	0.0211(0.0181)	0.0198(0.0184)
ϕ_{P1}	0.8025(0.0115)	0.7956(0.0118)	0.8362(0.0123)	0.8289(0.0125)
θ_{C1}	0.0834(0.0080)	0.0915(0.0080)	0.0490(0.0104)	0.0567(0.0105)
δ_C	-1.1728(0.1147)	-1.1233(0.1171)	-8.6456(1.5925)	-8.3461(1.6070)
δ_P	0.3842(0.1125)	0.3889(0.1118)	3.6556(0.8820)	3.4137(0.8809)
분산방정식				
ω_C	0.0298(0.0048)	0.0294(0.0047)	0.0252(0.0040)	0.0254(0.0040)
α_C	0.2247(0.0126)	0.2177(0.0126)	0.2269(0.0114)	0.2099(0.0119)
β_C	0.7720(0.0103)	0.7735(0.0102)	0.7917(0.0080)	0.7891(0.0083)
π_C	0.0191(0.0073)	0.0214(0.0073)	0.0230(0.0070)	0.0239(0.0071)
δ_1		0.0641(0.0177)		0.0590(0.0180)
δ_2		0.5989(0.1299)		0.5306(0.1760)
ρ	0.3354(0.0180)		0.3437(0.0180)	
ω_P	0.0377(0.0060)	0.0391(0.0062)	0.0430(0.0066)	0.0428(0.0066)
α_P	0.2668(0.0192)	0.2731(0.0193)	0.2843(0.0200)	0.2825(0.0197)
β_P	0.7210(0.0159)	0.7160(0.0161)	0.7014(0.0163)	0.7034(0.0164)
π_P	0.0143(0.0031)	0.0132(0.0030)	0.0164(0.0037)	0.0152(0.0036)
LLK	6671.09	6657.42	6651.98	6639.85

주: LLK는 최우도값을 나타내고, 괄호속에 있는 값은 표준오차를 나타낸다.

2. 케이프사이즈와 파나막스 시장간의 조건부분산의 동학분석

조건부 분산의 추정치는 모든 모형에서 비음의 조건을 만족하고 있다. <표 5>와 <표 6>으로부터 알 수 있듯이 직접적으로 전기(last period)의 충격(shock)에 대한 효과를 나타내는 α 의 크기는 이전의 예상하지 못한 교란(surprise)의 효과를 나타내는 모수 β 의 크기보다 훨씬 적게 나타나고 있다. 이것이 의미하는 바는 케이프사이즈시장과 파나막스 시장에서 모두 1기 이상의 기억을 가지며, 변동성이 시장에서 예상치 못한 뉴스보다는 그 자신의 시차를 가진 값에 보다 더 민감하다는 것이다.

' $\alpha + \beta$ '은 변동성이 어느 정도 지속하는가를 보여주는 것으로 케이프사이즈 시장의 FI-CCC 모형을 제외하고, 모든 경우에서 '1'보다 적게 나타나고 있는데, 이것은 이 연구에서 사용하고 있는 모형이 조건부 분산에서 안정적임을 나타낸다. 지속성을 나타내는 수치가 큰 값을 가지는 경우 각 시장에 대한 충격이 매우 지속적인 효과를 가지고 변동성에 대한 충격반응함수는 상대적으로 느리게 감소한다는 증거를 나타낸다.¹⁰⁾ 예를 들어 케이프사이즈 시장에서 비대칭성을 고려한 FI-DCC 모형에서 지속성의 추정치는 0.9918이다. 따라서 6주 이후까지 남아 있게 되는 케이프사이즈 시장에 대한 초기의 충격의 비율은 $(0.9918)^6$ 또는 약 95%이다. 이러한 모수 값에 기초하는 경우 초기의 충격이 1년 후에까지 남아 있게 되는 비율은 여전히 약 65%라는 높은 수치를 보여주고 있다.

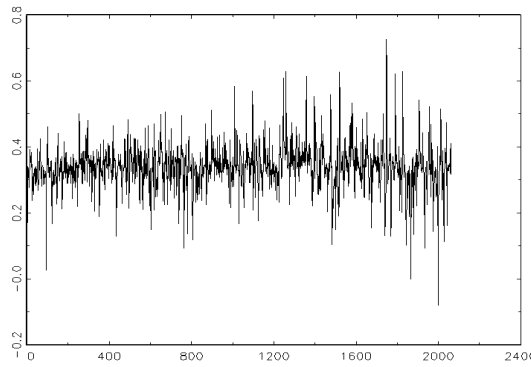
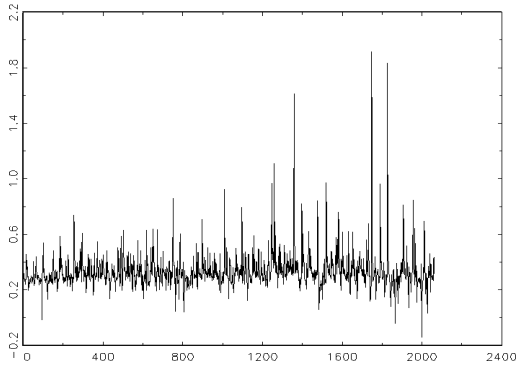
한편 두 시장간의 조건부 분산에 있어서 일정한 상관관계를 나타내는 계수 ρ 는 높은 수치를 나타내며, 모두 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 따라서 두 시장간의 조건부 분산에서 상관관계가 시간 가변적임을 알 수 있다. <표 5>와 <표 6>에 나타나 있듯이 상관관계 계수를 나타내는 δ_t 는 모두 정(+)의 값으로 통계적으로 유의하게 나타나 두 시장간의 상관관계가 시간에 따라 변화함을 알 수 있다. <그림 3>은 비대칭을 고려하지 않은 경우의 DCC, FI-DCC 모형의 시간가변 상관관계와 비대칭을 고려한 DCC, FI-DCC 모형의 시간가변 상관관계를 보여주고 있다. 와이러한 측면을 잘 보여주고 있다. 예를 들어, 비대칭을 고려하지 않은 경우의 CCC 모형과 FI-CCC 모형의 경우 각각 일정한 상관관계 추정치는 0.3354, 0.3437로 나타나는 반면 이에 상응하는 DCC 모형에서는 시간 가변적임을 알 수 있다. 비대칭을 고려한 경우에도 이와 유사한 결과를 나타내고 있다.

10) 조건부 분산에 대한 충격의 지속성은 장기기억을 나타내는 모수의 크기가 0과 1 사이에 있을 때, 쌍곡선(hyperbolic) 형태의 느린 감소율을 나타낸다. 반면에 안정적(stationary)이고 가역적(invertible)인 GARCH 종류의 과정과 관련이 있는 I(0) 과정은 충격의 지속성이 지수적(exponential)으로 감소하고, IGARCH 과정은 무한대의 지속성을 갖는다.

<그림 3> DCC-GARCH 모형에 대한 두 시장간의 시간가변 상관관계 계수

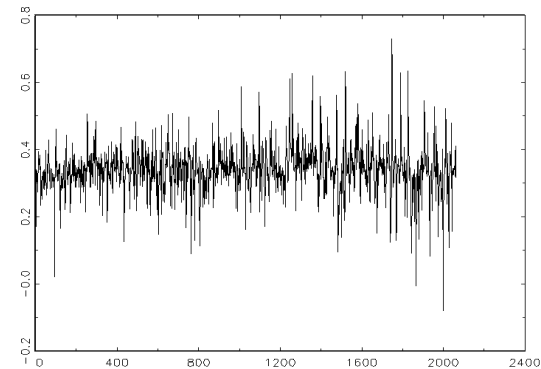
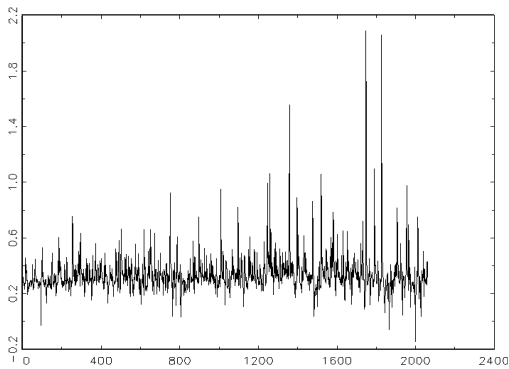
(A) 대칭적 DCC-GARCH 모형

(B) 대칭적 FI-DCC-GARCH 모형



(C) 비대칭적 DCC-GARCH 모형

(D) 비대칭적 FI-DCC-GARCH 모형



주: 대칭적인 경우의 CCC-GARCH 모형과 FI-CCC-GARCH 모형의 경우 각각 상관관계 추정치는 0.3354, 0.3437로 일정한 반면 이에 상응하는 DCC-GARCH 모형에서는 A와 B에서 볼 수 있듯이 시간 가변적임을 알 수 있다. 또한 비대칭적인 경우의 CCC-GARCH 모형과 FI-CCC-GARCH 모형의 경우 각각 상관관계 추정치는 0.3314, 0.3432로 일정하다.

이 연구의 중요한 분석 중에 하나는 두 시장간의 변동성의 파급효과가 유의적인 결과를 가져오는가이다. <표 5>와 <표 6>으로부터 알 수 있듯이 파나막스 시장의 변동성이 케이프사이즈 시장으로 파급되는 효과를 나타내는 계수 π_c 는 비대칭성을 고려하지 않는 CCC 모형의 0.0191로부터 비대칭성을 고려한 DCC 모형의 0.0302 사이에 존재한다. 반대로 케이프사이즈 시장의 변동성이 파나막스 시장으로 파급되는 효과를 나타내는 계수 π_p 는 비대칭성을 고려하지 않는 DCC 모형의 0.0132로부터 비대칭성을 고려한 FI-CCC 모형의 0.0164 사이에 존재한다. 두 시장간의 변동성 파급효과를 나타내는 계수 π_i 는 모두 통계적으로 유의하게 나타나 서로 영향을 주고 받는 것으로 나타났다. 그

케이프사이즈와 파나막스 시장간의 비대칭 시간가변 파급효과에 관한 분석

러나 파나막스 시장의 변동성이 케이프사이즈 시장으로 파급되는 효과가 반대의 경우보다 크게 나타나 케이프사이즈 시장이 파나막스 시장을 선행함을 알 수 있다.

<표 6> 비대칭 효과를 고려한 경우의 추정결과

모형	전통적인 공적분향을 고려		부분 공적분향을 고려	
	CCC	DCC	FI-CCC	FI-DCC
평균방정식				
d			0.7174(0.0550)	0.7051(0.0570)
ϕ_{C0}	0.0626(0.0233)	0.0602(0.0234)	0.0427(0.0241)	0.0397(0.0243)
ϕ_{C1}	0.7939(0.0125)	0.7914(0.0129)	0.8691(0.0188)	0.8643(0.0190)
θ_{P1}	0.0460(0.0135)	0.0477(0.0136)	0.0262(0.0197)	0.0217(0.0198)
ϕ_{P0}	0.0134(0.0199)	0.0112(0.0202)	0.0208(0.0199)	0.0187(0.0202)
ϕ_{P1}	0.8041(0.0114)	0.7963(0.0117)	0.8358(0.0123)	0.8281(0.0125)
θ_{C1}	0.0799(0.0080)	0.0881(0.0080)	0.0484(0.0104)	0.0569(0.0105)
δ_C	-0.9905(0.1050)	-0.9794(0.1062)	-8.4515(1.5840)	-8.0796(1.5902)
δ_P	0.4192(0.1094)	0.4164(0.1094)	3.5992(0.8841)	3.3603(0.8759)
분산방정식				
ω_C	0.0413(0.0057)	0.0405(0.0057)	0.0256(0.0039)	0.0281(0.0042)
α_C	0.2056(0.0161)	0.2029(0.0160)	0.2283(0.0124)	0.2161(0.0137)
β_C	0.7236(0.0118)	0.7246(0.0117)	0.7900(0.0083)	0.7757(0.0093)
τ_C	0.0662(0.0216)	0.0659(0.0212)	0.0291(0.0133)	0.0353(0.0130)
π_C	0.0283(0.0085)	0.0302(0.0086)	0.0236(0.0070)	0.0263(0.0076)
δ_1		0.0678(0.0186)		0.0603(0.0186)
δ_2		0.5982(0.1274)		0.5409(0.1719)
ρ	0.3314(0.0181)		0.3432(0.0182)	
ω_P	0.0405(0.0063)	0.0409(0.0064)	0.0434(0.0067)	0.0432(0.0067)
α_P	0.2805(0.0200)	0.2829(0.0200)	0.2857(0.0203)	0.2849(0.0200)
β_P	0.7064(0.0163)	0.7055(0.0164)	0.6994(0.0163)	0.7012(0.0165)
τ_P	0.0046(0.0253)	0.0064(0.0251)	0.0013(0.0252)	0.0002(0.0252)
π_P	0.0151(0.0032)	0.0138(0.0030)	0.0164(0.0037)	0.0153(0.0036)
LLK	6667.95	6653.33	6651.33	6638.33

주: LLK는 최우도값을 나타내고, 괄호속에 있는 값은 표준오차를 나타낸다.

사실 동일한 크기의 정(+) 또는 음(-)의 충격에 대해 변동성이 비대칭적으로 반응한다는 점은 레버리지 효과라는 이름으로 이미 금융시장에서는 잘 알려져 있는 사실이다. 이러한 비대칭성이 존재하는 경우 시장의 수익률은 변동성의 변화와 역의 관계에 있음을 의미한다. 즉, 나쁜 뉴스(초과수익이 예상보다 적은 경우)에 대해서는 변동성이 증가하는 경향이 있고, 좋은 뉴스(초과수익이 예상보다 높은 경우)의 경우에는 감소하는 경향을 가진다는 것이다. <표 6>에 나타나 있듯이 이러한 레버리지 효과는 케이프사이즈 시장에서는 모두 유의적으로 정(+)의 값을 가지나, 파나마스 시장에서는 모두 통계적으로 유의적인 결과를 얻지 못하였다. 그러나 두 시장 모두에서 비대칭의 효과를 나타내는 계수인 α 는 통계적으로 유의적인 것으로 나타나고 있다.

IV. 결론

이 연구는 케이프사이즈 시장과 파나마스 시장간의 조건부 평균과 조건부 분산 및 상관관계에서의 동학적인 분석을 위해서 CCC(또는 조건부 평균방정식에 부분공적분을 이용하는 경우 FI-CCC)모형과 DCC(또는 조건부 평균방정식에 부분공적분을 이용하는 경우 FI-DCC) 모형을 이용하였다. 이러한 모형의 추정을 통해서 다음을 분석하려고 하였다; i) 두 시장간의 조건부 분산과 상관관계가 일정하지 않고, 시간에 따라 변화한다는 것, ii) 부분적분 오차수정항을 평균방정식에 고려하고 있다는 것, iii) 평균방정식에 왜도의 동학적인 특성을 설명하기 위해서 조건부 분산방정식에 레버리지 효과를 고려하고 있다.

연구결과는 다음과 같다. 첫째, 두 시장간의 선-후행관계에 대해서 부분공적분항을 고려한 결과로부터 전기의 케이프사이즈 가격은 파나마스 시장가격에 유의적으로 정(+)의 영향을 미치고, 일반적인 공적분항을 고려하는 경우 두 시장간의 선-후행효과는 모두 유의적으로 정(+)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 또한 케이프사이즈 시장이 파나마스 시장을 선행하는 효과가 후행하는 효과보다 크다는 사실을 알 수 있었다.

둘째, 두 시장간의 장기적인 균형관계가 성립하지 않는 경우, 개별시장은 어떻게 반응하는가를 분석하였다. 이것을 나타내는 오차항의 계수는 모두 통계적으로 유의적이었고, 케이프사이즈 시장에서는 모두 음(-)의 값을 가지고 파나마스 시장의 경우에는 모두 정(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 따라서 케이프사이즈 시장에서는 두 시장간에 장기적인 균형관계로부터 이탈이 발생하는 경우 현재의 케이프사이즈 시장가격이 감소하는 방향으로 균형을 회복하고, 파나마스 시장에서는 시장가격이 증가하는 방향으로 조정된다는 것을 의미한다. 또한 케이프사이즈 시장에서의 오차항 계수가 파나마스 시장에서

의 오차항 계수보다 크게 나타나고 있어 균형으로부터의 이탈이 발생하는 경우 케이프 사이즈 시장에서 보다 빠르게 균형을 회복한다고 볼 수 있다.

셋째, 두 시장간의 변동성의 파급효과에 대해서는 모든 모형에서 서로 영향을 주고 받는 것으로 나타났고, 통계적으로 유의하게 나타났다. 이것은 케이프사이즈(또는 파나막스) 시장에서의 전기의 변동성이 증가하는 경우 파나막스(또는 케이프사이즈) 시장에서의 현재의 변동성이 증가한다는 것을 의미한다. 그러나 파나막스 시장의 변동성이 케이프사이즈 시장으로 파급되는 효과가 반대의 경우보다 크게 나타나 케이프사이즈 시장이 파나막스 시장을 선행함을 알 수 있다.

넷째, 일반적으로 비대칭성이 존재하는 경우 시장의 수익률은 변동성의 변화와 역의 관계에 있게 된다. 레버리지 효과는 케이프사이즈 시장에서는 모두 유의적으로 정(+)의 값을 가지나, 파나막스 시장에서는 모두 통계적으로 유의적인 결과를 얻지 못하였다. 그러나 두 시장 모두에서 비대칭의 효과는 통계적으로 유의적인 것으로 나타나고 있다.

참고문헌

- 모수원, “운입의 인과성”, 『한국환경경제학회지』, 제23권 제4호, 2007, 215-226.
- 모수원, “발틱 건화물운입지수의 변동성과 뉴스충격”, 『한국환경경제학회지』, 제21권 제2호, 2005, 65-79.
- 모수원, “환율변동성과 건화물운입”, 『한국환경경제학회지』, 제14권 제2호, 1998, 515-530.
- 심재희·모수원, “계량기법을 이용한 발틱건화물선운입의 예측”, 『해운물류연구』, 제24권 제2호, 2008, 1-18.
- 임종관·김우호·고병욱, “백터자기회귀모형을 이용한 건화물선 시장분석”, 『해운물류연구』, 제26권 제1호, 2010.
- 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.
- Awartani, B.M.A. and Corradi, V., “Predicting the Volatility of the S&P 500 Stock Index via GARCH Models: The Role of Asymmetries,” *International Journal of Forecasting*, Vol. 21, 2005, 167-183.
- Baillie, R.T. and Bollerslev, T., “Cointegration, Fractional Cointegration, and Exchange Rate Dynamics,” *Journal of Finance*, Vol. 49, 1994, 737-745.
- Bartlett, M.S., “On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated

- Time Series," *Journal of the Royal Statistical Society*, B8, 1946, 27-41.
- Beenstock, M. and Vergottis, A., *Econometric Modeling of World Shipping*, 1st edn. London, UK: Chapman and Hall, 1993.
- Bierens, H. J., and Guo, S., "Testing Stationarity and Trend Stationarity against the Unit Root Hypothesis," *Econometric Reviews*, Vol. 12, 1993, 1-32.
- Bollerslev, T., "Modelling the Coherence in Short Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, 1990, 498-505.
- Breitung, J., "Nonparametric Tests for Unit Roots and Cointegration," *Journal of Econometrics*, Vol. 108, 2002, 343-363.
- Bollerslev, T. and Mikkelsen, H.O., "Modeling and Pricing Long-Memory in Stock Market Volatility," *Journal of Econometrics*, Vol. 73, 1996, 151-184.
- Cheung, Y.W., "Long Memory in Foreign Exchange Rates," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, 1993, 93-101.
- Chung, S.K., "Cointegrating Vectors in a Multivariate I(d) Regression and Monte Carlo Simulations for Size and Power," Department of Economics, Michigan State University, Unpublished manuscript, 1997.
- Davidson, J., "When is a Time-Series I(0)? Evaluating the Memory Properties of Nonlinear Dynamics Models," Discussion Paper, Cardiff Business School, U.K., 1999.
- Ding, Z., Granger, C.W.J. and Engle, R.F., "A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 1, 1993, 83-106.
- Engle, R.F. and Sheppard, K., "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH," NBER Working Paper 2001, 8554.
- Engle, R.F., "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, 2002, 339-359.
- Geweke J. and Porter Hudak, S., "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models," *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 4, 1983, 221-238.
- Granger, C.W.J., "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, 1986, 213-228.
- Kavussanos, M.G. and Visvikis, I.D., "Market Interactions in Returns and Volatilities between Spot and Forward Shipping Markets," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28, 2004, 2015-2204.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y., "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*,

- Vol. 54, 1992, 159-178.
- Lo, A.W., "Long Memory in Stock Market Prices," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, 1279-1313.
- Lien, D. and Tse, Y.K., "Hedging Time Varying Downside Risk," *Journal of Futures Markets*, Vol. 18, 1998, 705-722.
- Ljung G.M. and Box, G.E.P., "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, Vol. 65, 1978, 297-303.
- Martin, G.M., "Fractional Cointegration: Bayesian Inferences Using a Jeffreys prior. Mimeo," Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University, 1997.
- Masih, R. and Masih, A.M.M., "A Fractional Cointegration Approach to Empirical Tests of PPP: New Evidence and Methodological Implications from an Application to the Taiwan/US Dollar Relationship," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1995, 673-693.

국문요약

케이프사이즈와 파나막스 시장간의 비대칭 시간가변 파급효과에 관한 분석

정상국

이 연구는 케이프사이즈 시장과 파나막스 시장간의 비대칭 시간 가변 파급효과를 분석하기 위해서 조건부 평균에 전통적인 공적분향과 부분공적분향을 고려하고 있고, 조건부 분산에 레버리지 효과를 고려한 고정상관관계 GARCH와 동적상관관계 GARCH 모델을 이용하였다. 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 두 시장간의 선-후행관계에 대해서 부분공적분향을 고려한 결과로부터 전기의 케이프사이즈 가격은 파나막스 시장가격에 유의적으로 정(+)의 영향을 미치고, 일반적인 공적분향을 고려하는 경우 두 시장간의 선-후행효과는 모두 유의적으로 정(+)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 둘째, 두 시장간의 장기적인 균형관계가 성립하지 않는 경우, 개별시장은 어떻게 반응하는가를 나타내는 오차항의 계수는 모두 통계적으로 유의적이고, 케이프사이즈 시장에서는 모두 음(-)의 값을 가지고 파나막스 시장의 경우에는 모두 정(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 셋째, 두 시장간의 변동성의 파급효과에 대해서는 모든 모형에서 서로 영향을 주고 받는 것으로 나타났고, 통계적으로 유의하게 나타났다. 넷째, 레버리지 효과는 케이프사이즈 시장에서는 모두 유의적으로 정(+)의 값을 가지나, 파나막스 시장에서는 모두 통계적으로 유의적인 결과를 얻지 못하였다. 그러나 두 시장 모두에서 비대칭의 효과는 통계적으로 유의적인 것으로 나타나고 있다.

핵심 주제어 : 건화물시장, 장기기억과정, 부분공적분 오차수정모형, 비대칭성, 비대칭 동적상관관계