

해운경기변동과 선박시장에 대한 다차원 혼합 패널 인과성 분석*

김현석** · 장명희***

The Causal Relationship Test between Marine Business Cycle and Shipping Market Using Heterogeneous Mixed Panel Framework

Kim, Hyun-Sok · Chang, Myung-Hee

Abstract

Using panel data on freight rates and ship prices in the dry freighter market from January 2015 to December 2019, this study investigates the characteristics of shipping industry fluctuations. The analysis aims at two aspects of academic contribution. First, this study analyzes the relationship between shipping indicators and ship price based on separate dry-bulk ships, while the previous research considered the overall shipping index and weighted average ship prices. Second, the VAR model for the causality test is extended to a heterogeneous mixed panel model capable of limiting coefficients. There is a peak estimated by removing the cross-correlation problem, which is mainly raised in panel data analysis, using bootstrap estimation and solving the problem of information loss due to differences in non-stationary data. An empirical investigation of the causal relationship between economic fluctuations and ship price shows that the effect on the ship price from the freight is significant at the 1% level. This implies that there is a one-way relationship with demand in the shipping industry rather than a bilateral relationship.

Key words: Ship price, Rational bubble, Integration, Cointegration

▷ 논문접수: 2020.05.26. ▷ 심사완료: 2020.06.17. ▷ 게재확정: 2020.06.29.

* 이 과제는 부산대학교 기본연구지원사업(2년)에 의하여 연구되었음.

** 부산대학교 경제학부 부교수, 제1저자, hyunsok.kim@pusan.ac.kr

*** 한국해양대학교 해운경영학부 교수, 교신저자, cmhee2004@kmou.ac.kr

I. 서론

글로벌 경제에서 해운산업은 전 세계 약 150만 명의 해운산업 종사자들에게 일자리를 제공하고 있다. 약 150여 개국에 등록된 상선(commercial fleet)이 국제 상품 무역의 80% 이상과 전체 교역의 약 70% 시장가치를 점유하는 전략산업으로서 핵심적인 역할을 해왔다 (Tsouknidis, 2016).

세계경제의 경기변동과 깊은 연관을 갖는 산업의 특성은 일반 투자자와 투기자 모두에게 매력적인 투자대상으로 작용할 수 있지만, 최근 우리 해운산업은 2010년대 초반의 건화물선 부문, 2010년대 후반의 컨테이너선 부문 위기로 글로벌 금융위기 이후와 마찬가지로 매우 위축된 상태다. 그러나 해운산업은 세계경제가 호황에 접어들면 활발한 교역발생으로 해상운송 서비스 수요도 동시에 증가한다 (김현석·장명희, 2014). 이는 해운업체의 선종과 선박규모 선택에 대한 직접적인 수요로 연결되어 전반적인 운송서비스 공급에 대한 결과로 이어진다 (Chiste and Vuuren, 2014). 따라서 선주, 선박운영자 및 투자자를 포함한 해운시장 참여자 모두는 운송화물에 대한 경기변동을 포괄적으로 인식하고 이에 따라 투자 및 위험 관리를 최적화하는 것이 필요하다.

본 연구는 국제 운송시장이 다른 시장과 차별화되는 세 가지 특징에 주목한다. 첫째, 해운산업의 급격한 변동성이다. 1999년부터 2011년까지 운임지수는 11,689에서 93% 하락하였는데, 이는 모건 스탠리의 국제주식시장의 자본지수(Morgan Stanley Capital International World Stock Market Index)보다 2배 이상 높다. 두 번째는 해상으로 운송되는 상품에 존재하는 계절성이다. Kavussanos and Alizadeh-M (2001)은 일반적으로 3월과 4월에는 화

물 운송량이 높은 수준을 유지하지만, 6월과 7월에는 감소하는 특징에 주목한다. 이러한 해상운송의 계절성은 시장 상황에 따라 비대칭적인 영향으로 나타난다. 즉, 전반적인 경기침체와 이러한 계절적 비대칭성이 중복되면 경기침체를 보다 심화시킨다. 이러한 계절성의 영향은 시장 회복 단계에서 더욱 악화되어 나타난다. 마지막으로 운임의 '내구재 주기' 특징이다. 선박에 대한 주문과 배송은 시차(lag)가 존재하며, 신조선 공급변화에 대하여 운임은 즉시적으로 변화하지 않는다. 신조선과 중고선 선박수급과 경기변동 분석에서 다양하게 제기되어 왔듯이 내구재로서의 선박은 수급이 매우 경직된 특성을 갖는다. 글로벌 경제위기 이후 소위 '선박량 공급과잉'에 대한 논의는 내구재 주기와 신조선 공급의 영향이 해운경기에 미치는 영향이 매우 높음을 의미하는 대표적인 사례다.

이상의 국제 운송시장에서 해운경기변동의 특징은 높은 변동성(volatile), 주기성(cyclical)과 특별한 수의 기간(periodic)으로 요약된다. 해운산업의 이러한 주요 특성에 대해 기존 연구는 해상운송 시장을 분석하기 위해 선박의 수요와 공급, 상품 수요, 계절성, 병커 가격, 다양한 거시경제 요인을 포함한 외부 요인의 영향을 분석에 포함한다(심재희·모수원, 2008). 특히, 시계열 분석은 주로 차분변수를 활용한 인과성 검정과 수준변수의 공적분 검정으로 구분할 수 있다. 최근 글로벌 위기를 전후한 급격한 변동이 존재하는 기간에 대한 분석에서 추정 기간에 따라 상이한 결과를 보이지만, 김현석·장명희(2014)의 Bayesian VAR 모형과 비선형모형은 통계적으로 유의한 상관관계를 제시한다. 그러나 대체로 2008년 글로벌 금융위기 같은 급격한 변동을 분석에 포함하는 연구결과는 인과성이나 장기 균형관계가 선형모형에서는 존재하지 않는 것으로 드러났

다. 따라서 본 연구는 기존의 시계열 자료를 활용한 인과성 분석이 갖는 한계를 해결하기 위해 자료에 대한 정보손실이 없는 분석을 위해 시계열 자료에 대한 Granger(1969) 인과관계분석을 개별 시계열 자료의 특성을 반영하는 다차원 혼합 패널(heterogeneous mixed panel)로 분석한다.

본 연구는 두 가지 측면의 학술적 기여를 목표로 한다. 첫째, 선종별 지표를 세분화한 자료를 대상으로 해운경기지표와 선박 가격변화의 관계를 분석한다. 특히 기존연구의 해운경기와 선박가격에 대한 지표가 개별 시계열 자료를 가중 평균하여 사용하는 반면 본 연구는 건화물선 시장의 선종과 운임에 대한 각각의 지표를 세분화한 패널(panel)자료를 분석한다. 둘째, 안정적인 시계열 자료에 의존한 분석을 혼합된 자료로부터 추정할 수 있는 다차원 혼합 패널로 추정한다. 특히, 기존의 시계열 자료에 대한 VAR 모형에 기초한 패널 Granger 인과성 검정은 각각의 시차변수에 대한 제약(zero restriction)이 없는 귀무가설을 채택한 반면 다차원 혼합 패널 VAR 모형은 계수에 대한 제약이 가능한 보다 유연한 모형이다. 무엇보다도 시계열의 불안정성을 우회하기 위한 다양한 분석에 있어서 자료의 안정성 문제를 보다 완화시킨 패널자료에 대한 모형을 적용한 분석을 통하여 정보손실 문제를 해결하고 공통추세에 의존하지 않는 분석 결과를 도출할 수 있다.

이상의 논의에 대하여 본 연구는 개별 선종에 대한 선가와 운임지수를 다차원 혼합 패널로 분석에 앞서 II장에서 기존의 해운경기 및 선가에 대한 이론 및 실증적 연구 흐름을 살펴보고 III장에서 패널자료에 대한 인과성 검정 모형을 제시한다. IV장에서는 개별시계열에 대한 검정 결과를 제시하고, 패널 인과성 검정 결과를 정리한다. 마지막 V장에서는 본 연구의 결과와 의의를 제시한다.

II. 선행연구

전통적인 해운경제에서 선박자산 관련 분석은 Hawdon(1978), Strandenes(1984), Beesstock and Vergottis(1989)의 연구로부터 Haralambides et al.(2004), Gkochari(2015) 그리고 Rau and Spinler(2016)의 연구를 통해 선가에 영향을 미치는 다양한 요인에 의한 선박가격 결정모형을 제시한다. 이상의 연구는 선박을 자산으로 고려하여 선박 운영으로부터 발생하는 자본손익에 관한 가정에 기초한다. 또한, 투자자는 투자, 매각 및 시장의 비효율성을 증재하기 위해 모든 가용 정보를 활용하여 합리적으로 이윤을 극대화하는 경제주체를 가정함으로써 선박 시장을 효율적이라 가정한다. 이와 대조적으로 Kavussanos(1997)는 부문별 건화물선 가격 변동을 비교하였는데, Kavussanos and Alizadeh(2002)는 건화물선 시장이 효율적인 시장 가설(efficiency market hypothesis)과 다소 거리가 있으나, 이러한 문제는 시간가변적인 위험프리미엄에 의해 설명될 수 있음을 제시한다. 이에 대해 Koekebakker and Adland(2004)는 건화물선 시장이 효율적이라면 공개된 정보에 기반하는 거래 규칙이 단순한 구매 및 유지 전략에 대한 우월한 수익을 창출할 수 없다고 주장한다. 즉, 다양한 거래 방식으로부터 도출된 결과가 거래비용과 유동적이지 않은 시장에서 잠재적 가격하락에 대한 규명이 일반적인 거래에서 매수·매도 기준을 초과하는 부를 획득할 수 없음을 보여주기 때문이다. 이와 대조적으로 Sodal et al.(2009)의 선박가치평가에 기반한 거래방식을 확률적 운임 및 건화물선 시장 투자 전환에 대한 성과를 분석한 결과 중고 건화물선 시장은 일반적으로 에이전트의 기대 조정 속도가 느리기 때문에 일정 기간 동안 효율적으로 보이지만

초과 이익이 발생할 수 있는 기간이 존재함을 제시한다.

특히, Adland et al.(2006)의 연구는 2003년부터 2005년 기간의 건화물선 시장 호황이 합리적인 버블(rational bubbles)에 의한 것인가를 분석하기 위해 케이프 사이즈(cape size) 선박을 대상으로 검정한 결과 신조선의 경우 건조에 의한 시차문제를 포함하는 반면, 건화물선 운임시황과 중고선의 경우에 대해서는 동차(instantaneous)의 오차수정 모형(Vector Error Correction Model, 이하 VECM)으로 추정하였다. 실증분석 결과는 중고선 시장의 경우 운임시장의 상황과 밀접한 관련이 존재한 반면 신조선의 경우 균형수준으로부터 가격 거품에 대한 명확한 관련성을 발견할 수 없음을 제시한다.

최근 Kalouptsi(2014)의 연구는 선박건조에서 배송 지연 및 변경이 투자수준과 자산가격 변동에 영향을 있음을 주장한다. 동태모형으로부터 선박 건조 시간과 수요의 불확실성이 선박 투자 및 가격 변동에 미치는 영향을 분석한 결과 건조시간의 단축은 가격을 낮출 수 있으나, 반대로 투자의 변동성을 높이는 것으로 드러났다. 이러한 문제에 대해 Kou et al.(2014)의 중고선과 신조선 가격의 선도-지연(lead-lag)관계 분석은 중고선 가격이 신조선 가격에 영향을 미치는 일방적인 인과관계에 있음을 제기한다. 특히, 중고선에 비하여 상대적으로 신조선 가격 변화는 시차가 존재하는 특징을 보인다. 이와 같은 중고선이 신조선에 비해 상대적으로 운임으로 나타나는 시장상황에 민감하게 반응하는 선박거래의 높은 투기적 특징이 원인인 것으로 지적한다.

해운경기변동 분석에서 운임시장과 선박가격에 대한 기존연구는 전체적으로 선박시장의 가격변동이 해운경기와 어떤 관련이 있는가에 대한 질문에

일관된 실증분석 결과를 제시하지 못하고 있다. 무엇보다도 특정 선종에 한정된 운임지수로 대표되는 해운경기와 관련한 분석에 의문이 존재한다. 이에 본 연구는 기존의 시계열 분석이 포함하는 가중평균자료의 문제와 이러한 자료의 불안정성 문제를 우회하기 위해 이질적(heterogeneous) 패널자료로 분석이 가능한 다차원 혼합자료에 대한 인과성 모형을 분석에 고려한다.

III. 분석모형

1. Granger 인과성 검정

본 연구에서 논의하는 해운시황과 선박가격의 관계는 변수간의 전후 인과관계 분석이 매우 중요하다. 특히 동태적 이론모형으로부터 실증분석을 위한 유도식이 존재하지 않는 분석에서는 양방향의 관계가 모두 존재할 수 있으며, 이에 대한 실증분석 결과는 구체적인 이론모형의 필요성을 제기하는 중요한 근거가 된다(김현석·장명희, 2014). 이러한 시계열 자료의 관계 분석을 위해 Granger(1969)는 식(1)과 같은 두 변수 간의 인과성(causality)검정을 제시한다.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} x_{t-i} + \epsilon_{1t} \quad (\text{식 1})$$

$$x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} x_{t-i} + \epsilon_{2t}$$

식(1)의 Granger 인과성 검정에서 상단의 y_t 에 대한 인과관계식에서 원인정보 집합, $\{y_{t-i}, x_{t-i}\}$ 의 통계적 유의성이 $\{y_{t-i}\}$ 만 유의한 경우 정보 집합 $\{x_{t-i}\}$ 는 y_t 에 대한 인과관계가 존재하지 않는다. 이를 VAR 모형으로 정의하면 식(2)와 같다.

$$z_t = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \beta_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 \\ \beta_1 & \beta_2 \end{bmatrix} z_{t-1} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (\text{식 2})$$

이때, $z_t = (y_t, x_t)$ 를 의미하며, 식(1)의 α_{2i} 에 해당하는 행렬의 α_2 가 통계적으로 유의하면 x_t 가 y_t 에 Granger 인과관계가 존재함을 의미한다.

2. 다차원 혼합 패널 데이터 인과성 검증

VAR 모형의 계수에 대한 제약은 일반적으로 Wald 검정으로 추정한다. 예를 들어, VAR 모형의 $i = 1, 2, \dots, N$ 일 때, 모든 계수 벡터 $\alpha_i = [\mu_i, A_{i1}, \dots, A_{ik}]$ 에 대하여 횡단면 i 의 q_i 에 대한 선형 제약에 대한 Granger 인과성 검증의 귀무가설은 식(3)과 같다.

$$H_0 : R_i \alpha_i = \underline{0} \quad \text{for all } i \quad (\text{식 3})$$

식(3)에 대한 대립가설은 식(4)와 같다.

$$H_1 : R_i \alpha_i \neq \underline{0} \quad i = 1, \dots, N_1; \quad R_i \alpha_i = \underline{0} \quad i = N_1 + 1, \dots, N \quad (\text{식 4})$$

이때, R_i 는 횡단면 자료에 대해 rank q_i 를 갖는 $(q_i \times p^2 k_i)$ 행렬이고 $\underline{0}$ 는 $(q_i \times 1)$ 의 영행렬을 각각 나타낸다. $z_{i,t}$ 를 m 및 $(p-m)$ 차원의 서브 벡터 $x_{i,t}$ 및 $y_{i,t}$ 로 분하는 경우, $z_{i,t} = (x_{i,t}, y_{i,t})$,

$$A_{ik_i} = \begin{bmatrix} A_{11ij} & A_{12ij} \\ A_{21ij} & A_{22ij} \end{bmatrix} \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad j = 1, 2, \dots, k_i \text{이다.}$$

예를 들어, 귀무가설 $H_0 : A_{12ij} = 0$ 가 참이라면 $y_{i,t}$ 는 Granger 인과하지 않음을 나타낸다.

변수 p 를 갖는 다차원 패널 VAR(k_i)모형은 식 (5)와 같다.

$$z_{i,t} = \mu_i + A_{i1} z_{i,t-1} + \dots + A_{ik_i} z_{i,t-k_i} + u_{i,t} \quad (\text{식 5})$$

$$i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

이때, 하첨자 i 는 횡단면(cross-section)의 개체와 t 는 관측시점, μ_i 는 p 차원 고정효과 벡터, A_{ik_i} 는 $(p \times p)$ 행렬, $u_{i,t}$ 는 평균 $E(u_{i,t}) = 0$, 분산 $V(u_{i,t}) = \Sigma_{u_i}$ 의 *i.i.d.*(identically independently distribution)를 따른다. 시차 k_i 는 시차선택 모형에 의해 추정되는데 개별 i 에 따라 상이하다. 이상의 Wald 검정에 기초한 패널 VAR(k_i)는 식(5)를 식(6)과 같이 정의 할 수 있다.

$$Z_i = B_i Q_i + U_i \quad \text{for } i = 1, \dots, N \quad (\text{식 6})$$

$$Z_i = (z_{i,1}, \dots, z_{i,t})(p \times T)$$

$$B_i = (\mu_i, A_{i1}, \dots, A_{ik_i})(p \times (pk_i + 1))$$

$$Q_{i,t} = \begin{bmatrix} 1 \\ z \\ z_{i,1} \\ \vdots \\ z_{i,t-k_i+1} \end{bmatrix} \quad ((pk_i + 1) \times 1)$$

$$Q_i = (Q_{i,0}, \dots, Q_{i,T-1})((pk_i + 1) \times T)$$

$$U_i = (u_{i,0}, \dots, u_{i,T})(p \times T)$$

모든 개별 단위 B_i 에 대한 OLS(Ordinary Least Square)추정은 $\hat{B}_i = Z_i Q_i' (Q_i Q_i')^{-1}$ 으로부터 도출되며 $\hat{\alpha}_i = \hat{B}_i$ 는 점근적으로 정규성을 가정하여 $\sqrt{T}(\hat{\alpha}_i) \xrightarrow{d} N(0, \Gamma_i^{-1} \otimes \Sigma_{u_i})$ for $i = 1, \dots, N$ 이 성립한다. 이때, $\Gamma_i = p \lim Q_i' Q_i / T$. 따라서 귀무가설 H_0

에 대한 Wald 검정통계량은 식(7)과 같다.

$$W_i = T\hat{\alpha}_i R_i' \left(R_i' \left((Q_i' Q_i)^{-1} \otimes \hat{\Sigma}_{u_i} \right) R_i \right)^{-1} R_i \hat{\alpha}_i \quad (\text{식 7})$$

for $i = 1, \dots, N$

식(7)의 $\hat{\Sigma}_{u_i}$ 는 Σ_{u_i} 의 일치추정량이며, 비특이 행렬이라면 자유도 q_i 를 갖는 χ^2 분포를 따른다. 이때, VAR 모형의 변수들이 안정적이지 않다면 VAR 모형의 OLS 추정은 점근적 분포가 정규성 가정을 충족하지 않기 때문에 Granger 인과성 검정은 불안정 시계열 자료에 대하여 유의하지 않다. 다수의 경제 시계열 자료의 존재하는 불안정성 문제에 대하여 Toda and Yamamoto(1995)는 VAR 모형에서 불안정한 시계열의 계수 제한으로 이를 우회할 수 있음을 제시하고 있다. 즉, Toda and Yamamoto(1995)는 식(5)로부터 시차 d_{\max} 를 포함하는 식(8)의 모형을 제시한다.

$$z_{i,t} = \mu_i + A_{i1}z_{i,t-1} + \dots + A_{ik_i}z_{i,t-k_i} \quad (\text{식 8})$$

$$+ \sum_{l=k_i+1}^{k_i+d_{\max}} A_{il}z_{i,t-l} + u_{i,t}$$

$$i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

식(5)는 모수 제약이 존재하는 A_{il} 이 존재하지 않기 때문에 Wald 검정통계, χ^2 분포의 적용이 가능하다.

본 연구에 포함하는 다차원 혼합시계열에 대한 패널 VAR 모형은 식(8)에 대한 Fisher(1932) 통계로 검정한다.

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad i = 1, \dots, N \quad (\text{식 9})$$

이때, p_i 는 i 번째 개별 횡단면 자료의 Wald 통계를 의미하며 검정 통계량은 자유도 $2N$ 의 χ^2 분포를 따른다. 그러나 Fisher(1932) 검정은 자료의 계열상관이 존재할 경우 유의하지 않기 때문에 본 연구에서 고려하는 Granger 인과성 검정은 부트스트랩(bootstrap) 추정으로 이를 우회한다. 즉, 패널자료에 존재하는 동시적 상관성 문제를 부트스트랩 방법을 통해 실제분포로 사용된 자료로부터 검정통계를 추정하여 사용한다.

IV. 실증분석 결과

1. 시계열 자료 검정 결과

본 연구의 실증분석 대상은 대표적 건화물선 Panamax, Handy size, Cape size 각각의 운임과 신조선, 5년, 10년이 경과한 각각의 중고선 가격에 대하여 글로벌 금융위기의 영향이 다소 제거된 2015년 1월부터 최근 코로나 사태에 의한 리스크 영향이 존재하지 않는 2019년 12월까지의 Clarkson에서 제공하는 월별 시계열 자료를 사용한다. 각 선종별 선가와 운임지수는 선종별 신조선과 중고선가 지수와 선종별 평균 운임 수익 자료를 사용하였다. <그림 1>은 본 연구의 분석에서 사용하는 건화물선 운임과 선박가격 추이를 나타내고 있다.

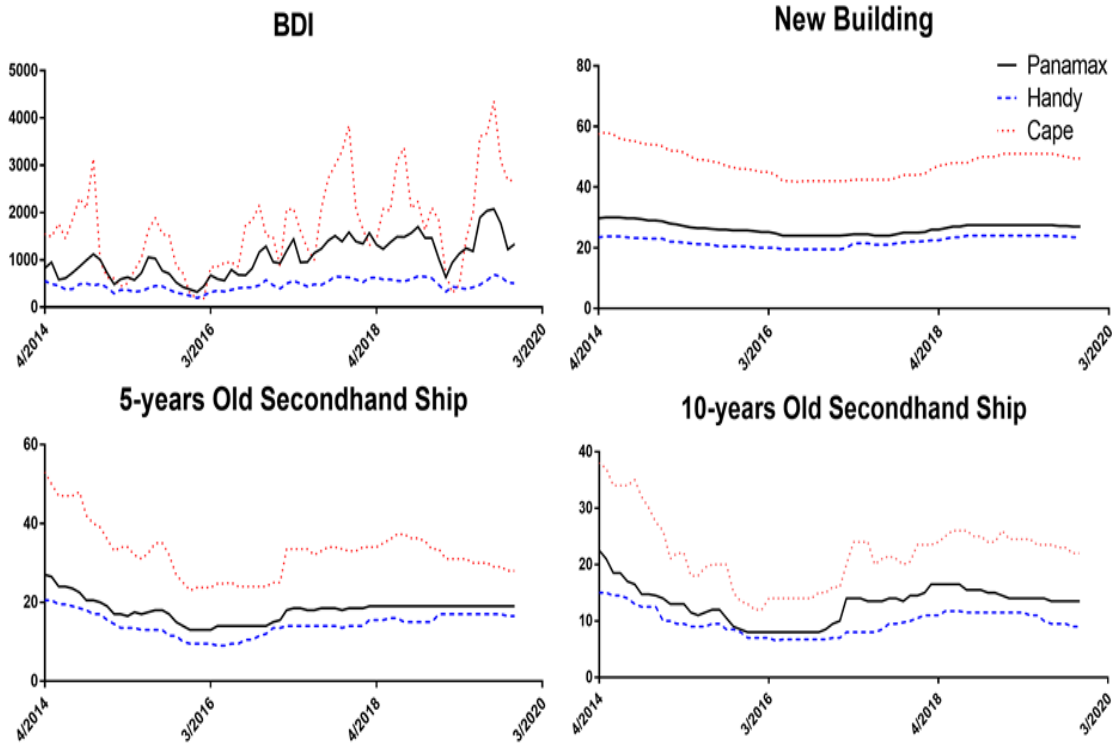


그림 1. 건화물선 운임과 선박가격 추이

선종별 운임지수와 선가 간의 관계 분석에 앞서 상수항과 추세를 포함하는 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정을 통해 시계열 자료의 안정성 검정을 실시한다.¹⁾

시계열 분석에서 단위근 검정은 고려하는 자료의 불안정성으로 발생할 수 있는 가성적 회귀(spurious regression) 문제를 해결하고 자료의 특성에 따라 추정 모형을 결정한다.

본 연구의 ADF 검정 결과는 <표 1>과 같다. 각각의 선종에 대한 운임과 선가에 대한 수준변수에서 단위근 검정결과 cape size의 경우를 제외하고 모두 1% 유의수준에서 단위근을 기각할 수 없어 모두 불안정 시계열로 나타났다.

1) ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정

$$\Delta y_t = a + bt + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \xi_t \quad \text{은} \quad \text{귀무가설}$$

$H_0 : \beta = 0$ 의 유의성을 대립가설 $H_1 : \beta < 0$ 에 대하여 검정한다. 이때, 상수항 a 과 추세 b 를 고려하는 각각의 경우에 대하여 계수 β 에 대한 t -통계량을 사용하여 검정한다.

표 1. ADF 검정 결과

| Variable | Type | level | 1 st differenced | |
|------------|-----------------|-----------------|-----------------------------|--------|
| Panamax | 운임 | Intercept | -2.21 | -7.39* |
| | | Intercept+trend | -3.31 | -7.33* |
| | 신조선가 | Intercept | -1.95 | -5.14* |
| | | Intercept+trend | -1.34 | -5.21* |
| | 5year | Intercept | -2.12 | -5.58* |
| | | Intercept+trend | -2.39 | -5.63* |
| 10year | Intercept | -2.54 | -6.21* | |
| | Intercept+trend | -3.04 | -6.23* | |
| Handy size | 운임 | Intercept | -2.43 | -6.95* |
| | | Intercept+trend | -3.12 | -6.89* |
| | 신조선가 | Intercept | -0.76 | -6.35* |
| | | Intercept+trend | -1.64 | -6.31* |
| | 5year | Intercept | -2.03 | -6.59* |
| | | Intercept+trend | -2.51 | -6.59* |
| 10year | Intercept | -2.43 | -6.84* | |
| | Intercept+trend | -2.33 | -6.99* | |
| Cape size | 운임 | Intercept | -2.91* | -8.95* |
| | | Intercept+trend | -3.36* | -8.04* |
| | 신조선가 | Intercept | -2.57 | -4.69* |
| | | Intercept+trend | -1.72 | -4.79* |
| | 5year | Intercept | -2.41 | -6.35* |
| | | Intercept+trend | -2.47 | -6.45* |
| 10year | Intercept | -2.66 | -6.56* | |
| | Intercept+trend | -2.64 | -6.61* | |

주) * 는 ADF 검정결과 1% 수준에서 유의함을 의미함

그리고 1차 차분된 자료에 대해서는 모두 안정적인 것으로 나타나 본 연구에서 고려하는 자료는 cape size를 제외하고 모두 1차 차분안정적인 $I(1)$ 으로 나타났다.

〈표 2〉는 차분안정적인 변수들을 대상으로 식(1)의 Granger 인과성 검정결과를 제시한다. 개별시계열로 인과성 검정결과 운임의 선가에 대한 영향은

handy size의 경우만 운임의 중고선(10년)에 대한 인과관계가 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 드러났다. 그리고 선가의 운임에 대한 분석은 handy size의 경우만 신조선의 운임에 대한 영향이 통계적으로 유의한 것으로 드러났다.

표 2. Granger 인과성 검정 결과

| | independent variable | dependent variable | F-stat |
|--------------------------------|----------------------|--------------------|--------|
| ΔP = $f(\Delta DI)$ | Panamax 운입 | -> New | 1,36 |
| | | -> 5year | 0,71 |
| | | -> 10year | 1,31 |
| | Handy size 운입 | -> New | 2,15 |
| | | -> 5year | 1,24 |
| | | -> 10year | 6,48 + |
| | Cape size 운입 | -> New | 0,27 |
| | | -> 5year | 0,53 |
| | | -> 10year | 2,54 |
| ΔDI = $f(\Delta P)$ | New -> | Panamax 운입 | 0,17 |
| | 5year -> | | 2,36 |
| | 10year -> | | 1,57 |
| | New -> | Handy size 운입 | 5,61 + |
| | 5year -> | | 1,21 |
| | 10year -> | | 1,56 |
| | New -> | Cape size 운입 | 1,14 |
| | 5year -> | | 2,07 |
| | 10year -> | | 1,75 |

주) + 는 5% 수준(3.99)에서 통계적으로 유의함

개별 시계열 자료로부터 추정된 인과성 검정결과는 handy size 선박에 대한 중고선(10년)과 신조선의 경우만 통계적으로 유의한 인과성이 존재한다. 이는 기존연구에서 제시한 개별시계열자료에 대한 선형모형에 의한 추정결과와 크게 다르지 않다.

2. 패널 데이터 인과성 검정

시계열 자료에 대한 인과성 검정에 앞서 상수항과 추세를 포함하는 ADF 검정을 통해 안정성을 검정하였다. 분석에서 고려하는 패널 자료에 대해서도 추정자료의 개별 시계열 특성을 반영한 Levin et al.(2002)(이하 LLC), Im et al.(2003)(이하 IPS), 그리고 Fisher-type 패널 단위근 검정을 실시한다.²⁾

개별시계열에 대해 ADF 검정기법을 적용하여 $t-stat$ 를 추정하고 이를 표준화하여 그 통계량은 점근적으로 평균이 0이고 표준편차가 1인 정규분포를 갖게 됨으로써 패널 단위근 추정량이 Gaussian 분포를 갖는다. <표 3>은 Levin et al.(2002), Im et al.(2003), 그리고 Fisher-type의 Choi(2001)의 패널 단위근 검정 결과를 나타낸다.

2) Levin et. al.(2002)의 패널 단위근 검정은 고정효과, 개별추세 및 공동시간효과 및 이질적 동태성을 고려한 패널단위근 검정이다.

$$\Delta y_{i,t} = a_i + b_i t + \theta_i + \beta_i y_{i,t} + \xi_{i,t}$$

$$i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$$

표 3. Levin-Lin-Chu 패널 단위근 검정 결과

| Variable | Type | Levin-Lin-Chu | IPS | Fisher |
|----------|------------------------------------|---------------|----------|----------|
| | | level | level | level |
| 운임 | individual effects and no trend | -4.32*** | -1.96** | 12.90** |
| | individual effects and time trends | -6.18*** | -3.01*** | 18.94*** |
| 신조선가 | individual effects and no trend | -2.87*** | -1.95** | 15.45** |
| | individual effects and time trends | -3.33*** | -1.63* | 12.76** |
| 5 year | individual effects and no trend | -3.85*** | -1.85** | 12.96** |
| | individual effects and time trends | -4.64*** | -2.43*** | 10.00 |
| 10 year | individual effects and no trend | -4.41*** | -2.57*** | 16.62** |
| | individual effects and time trends | -4.54*** | -2.47*** | 10.73* |

주) *, **, *** 는 패널 단위근 검정결과 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함

개별 시계열 자료는 불안정한 시계열이지만, 패널 단위근 검정은 유의수준 측면에서 다소 혼재된 추정결과를 나타낸다. 즉, LLC 단위근 검정결과는 본 연구에서 고려하는 변수가 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 안정적인 것으로 드러났으나, IPS 검정에서 신조선가에 대한 검정결과는 다소 낮은 유의수준을 보인다.

그리고 Fisher-type의 단위근 검정결과 5 year 중고선가의 경우 추세를 포함하지 않는 개별효과 모형에서 통계적으로 5% 수준에서 유의한 것으로 드러났다. 개별 시계열자료의 이질적인 동태성을 고려하는 LLC를 제외한 개별 시계열에 대한 가중평균 자료에 대한 검정에서 다소 혼재된 분석 결과를 보인다. 이는 개별 시계열자료의 불안정성이 혼재된

패널데이터를 분석에서 고려하는 것이 필요함의 의미하는 안정성 검정결과이다.

이상의 수준변수에 대한 안정성 검정 결과를 바탕으로 해운시장에서 경기변동과 선가 간의 인과관계를 패널자료 분석한 결과는 <표 4>와 같다. 먼저 표 상단의 해운 시장에서 운임의 선가에 대한 영향을 살펴보면 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 이는 해상운송 서비스 수요의 변화가 선박에 대한 수요로 이어지는 논의에 대한 실증적 결과를 의미한다. 즉, 앞서 김현석·장명희(2014)의 논의와 같이 해운산업의 대표적인 특징은 전반적인 세계경제의 호황/불황으로 경기변동이 발생할 경우 해상운송 서비스 수요도 이에 상응하여 변화한다.

표 4. Heterogeneous Panels 인과성 검정

| | independent variable | dependent variable | <i>W</i> stat |
|-------------|----------------------|--------------------|---------------|
| $P = f(DI)$ | 운입 | -> New | 9.28 + |
| | | -> 5yr | 5.89 + |
| | | -> 10yr | 6.28 + |
| $DI = f(P)$ | New -> | | 0.22 |
| | 5year -> | 운입 | 0.01 |
| | 10year -> | | 0.10 |

주) + 는 1% 수준에서 통계적으로 유의함

이는 해운업체의 선종과 선박규모에 대한 직접적인 수요로 연결되어 전반적인 운송서비스 공급에 대한 결과로 이어진다는 논의와 일치한다. 그러나 기존연구에서 제기된 선박에 대한 수급변화로 발생하는 선가 변화의 해운경기에 대한 영향은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 해운호황기의 선박수요증가는 해체선가 상승과 선박해체지연이 선박 공급증가로 나타나고 이는 선박공급 과잉을 유발하는 과정으로 이어져 운입하락으로 나타나는 선박수급에 의한 해운경기에 대한 영향은 존재하지 않는 것으로 드러났다.

이러한 실증분석결과는 기존연구들이 선박수요와 해운경기 변동 간에 서로 양방향(bilateral)의 관계가 있음을 확인한 결과와 상이하게 본 연구에서는 일방향(unilateral)의 관계가 있음을 나타낸다.

V. 결 론

본 연구는 국제 운송시장에서 높은 변동성, 주기성, 특별한 수익 기간의 특징을 보이는 해운산업의 특징에 대해 인과성 분석을 통해 해운경기변동 특성을 분석한다. 기존연구가 대부분 불안정한 시계열 자료로 드러난 해운경기와 선박가격 지표를 대상으로 분석한 반면, 본 연구는 기존의 건화물선 시장을 선종별로 가중평균한 원자료를 세분화한 패널자료의 안정성에 기초한다. 무엇보다도 기존의 불안정한 시계열 자료로부터 추정된 검정결과에 대하여 다차원 혼합 패널모형에 기반한 인과성 검정 모형은 정보손실이 없는 수준변수에서 안정적인 패널자료로부터 추정한다. 따라서 실증분석을 위해 운송서비스 수요를 나타내는 해운경기와 선박수급 지표에 대한 인과관계 분석을 다차원 혼합 패널모형으로 추정한다. 기존의 시계열 자료에 대한 Granger 인과관계 검정이 시차변수에 대한 제약이

없는(zero restriction) 안정적인 시계열 자료에 대한 귀무가설을 채택한 반면 다차원 혼합 패널분석은 불안정한 시계열에 대한 제약을 통해 차분 안정화에 따른 정보손실을 우회하는 장점이 있다. 특히, 본 연구의 패널분석에서는 계열상관 문제를 부트스트랩 추정으로 우회한다.

패널분석에 앞서 기존 분석과 동일한 개별 시계열 자료에 대한 안정성 검정에서 Cape size의 운임을 제외하고 수준변수에서 모두 불안정시계열로 나타났다. 안정화된 개별시계열에 대한 Granger 인과성 검정은 handy size의 경우만 운임의 중고선(10년)에 대한 인과관계가 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 드러났다. 그리고 선가의 운임에 대한 개별시계열 자료에 대한 분석은 handy size 신조선의 운임에 대한 영향이 통계적으로 유의한 것으로 드러났다. 개별 시계열 자료로부터 추정된 인과성 검정은 handy size 선박에 대한 중고선(10년)과 신조선을 제외하고 통계적으로 유의한 인과성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 안정화된 개별 시계열 자료로부터 추정한 인과성 검정은 기존의 실증분석 결과와 크게 다르지 않으며, 여전히 경기변동의 선박 수급에 대한 연관성을 뒷받침하지 못한다. 따라서 이러한 논의를 경기변동과 그 요인에 대한 패널분석으로 확장한다.

패널분석에 앞서 개별 시계열 자료가 불안정한 시계열이더라도 추정치에 대한 표준화된 검정을 통해 보다 일반화된 검정이 가능한 Levin et al.(2002), Im et al.(2003) 그리고 Fisher-type 패널 단위근 검정을 실시한다. 표준화된 패널 단위근 검정결과 LLC를 제외하고 IPS와 Fisher 검정에서 유의수준 측면에서 자료의 안정성에 대한 다소 혼재된 검정결과를 나타내지만, 개별 시계열자료의 불안정한 요소에 대한 제약이 가능한 혼합 패널모형으로 정보손실이 없는 수준변수에서 인과성 검정을

실시한다.

안정성 검정 결과를 바탕으로 해운시장에서 경기변동 요인과 선가 간의 인과관계 추정결과는 운임의 선가에 대한 영향이 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나, 선박에 대한 수급변화로 발생하는 선가 변화의 해운경기에 대한 영향은 존재하지 않는 것으로 나타났다.

이는 해상운송 서비스 수요 변화가 선박에 대한 수요로 이어지는 논의에 대한 실증적 결과를 의미한다. 즉, 김현석·장명희(2014)의 논의와 같이 해운산업의 대표적인 특징은 전반적인 세계경제의 호황/불황으로 경기변동이 발생할 경우 해상운송 서비스 수요도 이에 상응하여 변화함과 동일한 실증분석 결과를 보인다. 이는 해운경기 변동이 해운업체의 선종과 선박규모에 대한 직접적인 수요로 연결되어 전반적인 운송서비스 공급으로 이어진다는 Chiste and Vuuren(2014)의 주장을 실증적으로 뒷받침하는 결과라고 할 수 있다.

본 연구가 제시하는 이상의 실증분석 결과는 기존의 해운경기변동에서 선박수요와 해운경기에 대한 양방향(bilateral)의 순환적 인과관계보다는 해운경기의 선박수요에 대한 일방향(unilateral)의 인과관계가 존재함을 나타내는 실증분석 결과다. 이는 기존의 비선형 모형을 포함한 시계열이 갖는 다음의 두 가지 측면의 문제를 해결하였다는 점에서 학술적 의의를 갖는다. 첫째, 개별 시계열 자료로 추정할 경우 각각의 선종에 대한 특성을 분석하는 측면에서 패널자료보다 시계열 자료가 보다 구체적일 수 있으나, 해운경기지표가 본 연구에서 사용한 개별 시계열 자료의 가중평균이라는 점에서 전체적인 해운경기의 흐름과 방향에 대한 분석은 패널자료가 보다 적절할 수 있음을 의미한다. 둘째, 시계열 자료를 활용한 불안정한 자료에 대한 추정은 차분에 의한 정보손실 문제가 존재하는 반면 본 연구에서

고려하는 패널자료를 활용한 분석은 이러한 정보손실이 존재하지 않으며, 주로 제기되는 계열 상관문제도 부트스트랩 추정으로 제거함으로써 추정 편이를 제거하는 장점이 있다.

이상의 실증분석은 해운산업을 대표하는 해운경기변동 지표가 개별지표의 가중평균으로부터 도출되는 특성을 역으로 분석하였다. 지금도 시계열 모형에 근거한 분석이 갖는 불안정성을 문제를 해결하기 위해 다양한 분석이 제기되고 있지만, 해운산업을 대표하는 경기지표의 경우 개별지표의 가중평균으로부터 도출되는 특징이 있다. 이를 패널모형으로 추정한 결과 시계열과는 달리 수준변수 상태에서 통계적으로 유의미한 결과를 도출할 수 있었다. 따라서 다양한 요인과 빈도를 대상으로 해운경기변동을 예측을 위한 분석이 후속연구로 수행될 것으로 기대한다. 또한 기존 연구에서 해운경기변동과 선박가격 간에 양방향의 영향을 제시한 결과와 본 연구에서 나타난 일방향 간의 비교 연구가 후속 연구로 진행되어야 할 것이다.

참고문헌

김창범(2011), 국제금융시장의 충격과 중국의 수입변동성이 건화물 해운시장에 미치는 영향, 한국항만경제학회지, 제27집 제1호, 263- 280.

김현석·장명희(2013), 벙커가격과 건화물선 지수(Baltic Dry-bulk Index) 간의 비대칭 장기균형 분석, 한국항만경제학회지, 제29권 제2호, 63-79.

김현석·장명희(2013), 물동량과 산업생산지수 간의 비선형 공적분 검정, 해운물류연구, 제29권 제4호, 1079-1093.

김현석·장명희(2014), 해운경기변동과 선박수요·공급 간의 비선형 장기균형관계 분석, 해운물류연구, 제30권 제2호, 381-399.

김현석·장명희(2014), Bayesian VAR를 이용한 해운경기, 환율 그리고 산업생산 간의 동태적 상관분석, 한국항

만경제학회지, 제30권 제2호, 77-92.

김현석·장명희(2014), 운임수익과 선박가격 변동이 선박투자 결정에 미치는 영향 -비선형 장기균형관계, 해운물류연구, 제30권 제4호, 859-877.

모수원(2007), 발틱운임의 불편성과 인과성, 해운물류연구, 제54호, 215-226.

심재희·모수원(2008), 계량기법을 이용한 발틱건화물선운임의 예측 - 단변량모형, 다변량모형, HP필터링 기법, 해운물류연구, 58호, 1-18.

임종관·김우호·고병욱(2010), 벙커자기회귀모형을 이용한 건화물선 시장 분석, 해운물류연구, 64호, 17-35.

정상국·김성기(2011), 국제유가의 변화가 건화물선 운임에 미치는 영향과 건화물선 운임간의 상관관계에 관한 연구, 한국항만경제학회지, 제27권 제2호, 217-240.

Adland, R., Jia, H. and S. Strandenes(2006), Asset Bubbles in Shipping? An Analysis of Recent History in the Drybulk Market, *Maritime Economics & Logistics*, 8(3), 223-233.

Alizadeh, A. and N. K. Nomikos(2007), Investment Timing and Trading Strategies in the Sale and Purchase Market for Ships, *Transportation Research Part B: Methodological*, 41(1), 126-143.

Beenstock, M.(1985), A Theory of Ship Prices, *Maritime Policy and Management*, 12, 215-225.

Beenstock, M. and A. Vergottis(1989), An Econometric Model of the World Market for Dry Cargo Freight and Shipping, *Applied Economics*, 21(3), 339-356.

Chiste, C. and G. V. Vuuren(2014), Investigating the Cyclical Behavior of the Dry Bulk Shipping Market, *Maritime Policy & Management*, 41 (1), 1-19: doi:10.1080/03088839.2013.780216.

Choi, I.(2001), Unit Root Tests for Panel Data, *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger(1987), Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.

Fisher, R. A.(1932), *Statistical Methods for Research Workers*, 4th edition, Oliver and Boyd, Edinburgh.

Granger, C. W. J.(1969), *Investigating Causal Relations by*

- Econometric Models and Cross-spectral Methods, *Econometrica*, 37 (3), 424-438.
- Gkochari, C.(2015), Optimal Investment Timing in the Dry Bulk Shipping Sector, *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 79, 102-109.
- Im, K. S., M. Pesaran, M. Hashem and Y. Shin, (2003), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Haralambides, H. E., S. D. Tsolakis and C. Cridland(2004), Econometric Modelling Of Newbuilding And Secondhand Ship Prices, *Research in Transportation Economics*, 12, 65-105.
- Hawdon, D.(1978), Tanker Freight Rates in the Short and Long Run, *Applied Economics*, 10(3), 203-218.
- Kalouptsi, M.(2014), Time to Build and Fluctuations in Shipping, *American Economic Review*, 104(2), 564-608.
- Kavassanos, M. G.(1997). The Dynamics of Time-varying Volatilities in Different Size Second-hand Ship Prices of the Dry-cargo Sector, *Applied Economics*, 29(4), 433-443.
- Kavassanos, M. G. and A. H. Alizadeh-M(2001), Seasonality Patterns in Dry Back Shipping Spot and Time Charter Freight Rates, *Transportation Research Part E*, 37(6), 443-467.
- Kavassanos, M. G. and A. H. Alizadeh(2002), Efficient Pricing of Ships in the Dry Bulk Sector of the Shipping Industry, *Maritime Policy & Management*, 29(3), 303-330.
- Koekebakker, S. and R. Adland(2004), Market Efficiency in the Second-hand Market for Bulk Ships, *Maritime Economics and Logistics*, 6(1), 1-15.
- Kou, Y., L. Liu and M. Luo(2014), Lead-lag Relationship Between New-Building and Second-hand Ship Prices, *Maritime Policy & Management*, 41(4), 303-327.
- Levin, A., C. F. Lin and C. S. J. Chu(2002), Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties, *Journal of Econometrics*, 10, 1-24.
- Lin, F. and N. C. S. Sim(2013), Trade, Income and the Baltic Dry Index, *European Economic Review*, 59(4), 1-18.
- Rau, P. and S. Spinler(2016), Investment into Container Shipping Capacity: A Real Options Approach in Oligopolistic Competition, *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 93, 130-147.
- Sodal, S., S. Koekebakker and R. Adland(2009), Trading Rules With Analytical Ship Valuation under Stochastic Freight Rates, *Applied Economics*, 41(22), 2793-2807.
- Stopford, M.(2009), *Maritime Economics*, 3rd ed, Routledge, London.
- Strandenes, S. P.(1984), Price Determination in the Time Charter and Second Hand Markets, Center for Applied Research, *Norwegian School of Economics and Business Administration*, Working Paper MU, 6.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto(1995), Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes, *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Tsouknidis, D. A.(2016), Dynamic Volatility Spillovers across Shipping Freight Markets, *Transportation Research Part E*, 91, 90-111.
- Tvedt, J.(2003), A New Perspective on Price Dynamics of the Dry Bulk Market, *Maritime Policy & Management*, 30(3), 221-230.

해운경기변동과 선박시장에 대한 다차원 혼합 패널 인과성 분석

김현석 · 장명희

국문요약

본 연구는 2015년 1월부터 2019년 12월까지의 건화물선 시장의 운임과 선가에 대한 패널 자료로부터 해운경기변동 특성을 분석한다. 분석은 두 가지 측면의 학술적 기여를 목표로 한다. 첫째, 기존연구가 전반적인 해운경기지표와 선박가격 지표를 대상으로 하는 반면 본 연구는 선종별로 세분화한 자료를 대상으로 해운경기지표와 선박 수급에 의한 가격변화의 관계를 분석한다. 둘째, 인과성 검정을 위한 VAR 모형을 계수에 대한 제약이 가능한 다차원 혼합 패널(heterogeneous mixed panel)모형으로 확장한다. 무엇보다도 패널 데이터 분석에서 주로 제기되는 계열상관 문제를 붓스트랩(bootstrap) 추정으로 제거하고 불안정한 자료에 대한 차분에 의한 정보손실 문제를 해결하여 추정한 정점이 존재한다. 해운 시장에서 경기변동 요인과 선가 간의 인과관계에 대한 추정결과는 운임의 선가에 대한 영향이 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나, 선박의 수급변화로 발생하는 선가의 변화가 해운경기에 미치는 영향은 존재하지 않는 것으로 드러났다. 이는 선박수급변화(선가변화)와 해운경기변화(운임변화) 간의 양방향(bilateral)의 인과관계보다는 해운경기변화(운임변화)의 선박수급변화(선가변화)에 대한 일방향(unilateral)의 인과관계가 존재함을 나타내는 실증분석 결과다.

주제어: 경기변동, 인과성 검정, 다차원 혼합 패널

