

건화물선 해운시장의 변동성에 영향을 미치는 요인들의 장기적 균형관계 분석*

이충호** · 박근식***

Analysis of the long-term equilibrium relationship of factors affecting the volatility of the drybulk shipping market

Lee, Choong-Ho · Park, Keun-Sik

Abstract

The drybulk shipping market has high freight rate volatility in the chartering market and various and complex factors affecting the market. In the unstable economic situation caused by the COVID-19 pandemic in 2020, the BDI plunged due to a decrease in trade volume, but turned from the end of 2020 and maintained a booming period until the end of 2022. The main reason for the market change is the decrease in the available fleet that can actually be operated for cargo transport due to port congestion by the COVID-19 pandemic, regardless of the fleet and trade volume volatility that have affected the drybulk shipping market in the past. A decrease in the actual usable fleet due to vessel waiting at port by congestion led to freight increase, and the freight increase in chartering market led to an increase in second-hand ship and new-building ship price in long-term equilibrium relationship.

In the past, the drybulk shipping market was determined by the volatility of fleet and trade volume, but, in the future, available fleet volume volatility by pandemics, environmental regulations and climate will be the important factors affecting BDI.

To response to the IMO carbon emission reduction in 2023, it is expected that ship speed will be slowed down and more ships are expected to be needed to transport the same trade volume. This slowdown is expected to have an impact on drybulk shipping market, such as a increase in freight and second-hand ship and new-building ship price due to a decrease in available fleet volume.

Key words: BDI, DRYBULK, SHIPPING MARKET, VECM

▷ 논문접수: 2023. 03. 08. ▷ 심사완료: 2023. 03. 22. ▷ 게재확정: 2023. 03. 22.

* 『이 논문은 해양수산부 제4차 해운항만물류전문인력양성사업의 지원을 받아 수행된 연구임』

** 중앙대학교 무역물류학과 박사수료, 제1저자, chleeyj@naver.com

*** 중앙대학교 국제물류학과 조교수, 교신저자, psik0371@cau.ac.kr

I. 서론

부정기 건화물선 시장은 철광석, 석탄, 곡물, 철강 등 컨테이너를 통해 운송이 어려운 원자재를 대량으로 운송하는 시장이며, 컨테이너 정기선 시장보다 진입장벽이 낮고 완전경쟁시장으로 운임 및 시황 변동성에 따른 위험성이 존재하는 역동적인 시장으로 분류된다(Stopford, 2002). 이러한 부정기 건화물선 용선시장에서의 운임변동성과 시장에 영향을 미치는 다양하고 복합적인 요인들 및 건화물선 시장 예측을 위한 많은 연구들이 진행되고 있다.

해운시장은 운임시장(용선시장), 선박매매시장(중고선시장), 신조선시장, 해체선시장 4대 시장으로 구성되어 있으며(박종연, 2019), 용선시장의 시황 및 운임을 나타내는 대표적인 지수로 BDI(Baltic Dry Index)가 있다. 2020년 COVID-19 팬데믹 영향으로 인한 불안정한 경제상황과 물동량 감소로 BDI는 폭락하였으나 2020년 말부터 상승세로 전환되어 2022년 하반기까지 호황기가 유지되었다. 2020년 말부터 상승한 시장 변화의 주요인으로는 과거에 부정기 건화물선 시장에 영향을 미쳐왔던 선박의 공급량과 물동량 변동성과 상관없이 COVID-19 팬데믹으로 인한 항만 체선으로 실제 운항 가능한 유효한 선박량의 감소가 영향을 미쳤던 것으로 나타났다(이충호외 1인, 2021). 기존 연구들에서 시장예측에 사용되었던 변수 외에도 포스트코로나 시대에는 공급요인으로 선박량도 의미가 있지만 항만체선이나 환경규제조치에 따른 감속운항 등으로 실제 운항 가능한 유효한 선박량이 시장예측에 매우 중요한 요인이 될 수 있다.

2023년 부터 국제해사기구(IMO)가 온실가스 규제를 강화하여 외항선박들은 선박에너지효율지수(EEXI)와 탄소집약도지수(CII) 기준치를 만족시켜야 한다. 이에 따라 현존선박에 대한 IMO의 탄소배출규제 기준치를 충족하기 위한 준비가 필요한 상황이다. 현재 우리나라 국적선사의 EEXI와 CII규제의 충족 비중을 2020년 해수부가 조사한 결과, EEXI는 조사대상

1,084척 중에서 조사에 응한 649척 가운데 72%(470척)은 EEXI 규제를 충족하지 못하며 20%(128척)의 선박만 충족한 것으로 집계됐다. CII의 경우 조사선박 789척 중 34.2%(684척)가 D~E 등급으로 나타났다. 기준을 충족하지 못하고 있는 선박의 경우 엔진 출력제한장치를 통해 감속운항으로 규제에 대응할 가능성이 높은 것으로 파악되고 있다(이인애, 2022).

해운업계에서는 IMO 탄소배출저감규제 대응을 위하여 신조선을 검토중이오나 친환경선박 연료의 종류, 추진방식 등 대안의 불확실성으로 신조발주는 지연되고 있으며, 노후선 퇴출 압력으로 해체선량은 증가하고 탄소배출저감규제로 대부분의 선박들이 감속운항이 불가피한 상황으로 유효한 선박량 감소로 이어질 경우 공급망 문제가 이어질 것으로 예상된다. 선속이 줄어드는 만큼 동일한 양의 물동량을 운송하기 위해서는 보다 많은 선박이 필요하지만, 단기간에 신조선이 시장에 나오는 것은 불가능하다. 이러한 용선시장 운임상승은 해운시장 전체에 영향을 미칠 것으로 예상된다.

과거와는 다르게 팬데믹으로 인한 체선증가나 환경규제와 기후변화에 의한 유효한 선박의 변동이 운임시장에 영향을 미치는 중요한 요인으로 나타남으로써 우선 COVID-19 팬데믹 시기에 유효한 선박량의 감소 요인이었던 항만 체선선박량 변수를 추가하여 부정기선 해운시장의 변동성과 인과성을 가지고 있는 요인들 간의 장기적 균형관계를 분석하고 해운시장 전체에 파급되는 효과를 검증하도록 한다.

II. 선행연구

이성윤, 안기명(2018)은 ARIMA, VECM모형을 사용하여 BDI와의 영향 관계를 분석하였다. 설명변수로 리보금리, 중국경제성장율, 발주선박량, 환율 월별데이터를 사용하였으며, 금융위기의 충격과 각 설명변수들이 BDI와 영향 관계가 있음을 확인하였다.

Tsioumas et al.(2017)은 ARIMA, VAR모형을 사용하여 중국철강생산량, 벌크선대증가량, DBECI 월별 데이터 변수로 BDI 예측력을 비교하였다. 새로운 변수 DBECI가 VAR모형에서 예측력을 더욱 높여주는 역할을 하였다고 검증하였다.

Yin et al.(2017)은 VEC모형을 사용하여 스팟과 선물운임 간의 장기균형관계를 확인하였다. 종속변수로 BPI와 케이프,파나마스 용선료와 FFA를 사용하였으며 설명변수로는 철광석, 석탄물동량, 유가, 철강가격지수, 케이프와 파나마스 선복량의 일별데이터를 사용하였다. 변수간의 상호인과성을 확인하였으며 스팟과 선물운임에 유가는 정(+), 선복량은 부(-)의 영향으로 나타났다. 상대적으로 스팟운임의 변동성이 FFA대비 낮은 것으로 나타났다.

Kagkarakis et al.(2016)은 종속변수 철스크랩가격과 설명변수로는 탱커선박해체가격, 유가, 환율 월별 데이터를 사용하여 분석하였다. 철스크랩가는 선박해체가격으로 부터 영향을 받으며 특히 4개월 후에 영향이 가장 큰 것으로 확인하였다. 또한 ARIMA와 VAR모형을 통한 예측 결과로 VAR의 RMSE값이 낮아 모델의 우수성이 보다 높다고 하였다.

안영균외 1인(2018)은 케이프사이즈 스팟용선료에 미치는 영향을 VEC모형을 이용하여 분석하였다. 설명변수로는 케이프사이즈 선복량, 유가, 환율, 세계 GDP성장을, 철광석물동량, 석탄물동량의 연도별 데이터를 사용하였으며, 분석결과 케이프사이즈 선박의 스팟용선료에는 선복량과 환율은 부(-)의 관계, 유가와 철광석, 석탄의 물동량은 정(+)의 관계로 나타났다.

안영균외 1인(2018)은 BDI에 영향을 미치는 요인 연구를 위하여 설명변수로 벌크선 선복량, 철광석과 석탄물동량, 곡물물동량의 연도별 데이터를 사용하였으며, VECM모형을 이용하여 분석결과 BDI는 벌크선선복량 1%증가 시 0.07%하락, 석탄물동량이 1%증가하면 0.05%, 철광석물동량이 1% 증가하면 0.09%, 곡물물동량이 1% 증가하면 0.07% 상승한다고 검증

하였다.

Vangelis TSIUMAS et al.(2017)은 ARIMA와 VARX모형의 예측 결과를 분석하여 BDI의 예측 정확도를 향상시키는 분석을 하였다. 설명변수로 벌크선선복량, 중국철강생산량 월별데이터를 사용하였으며, 공적분벡터가 존재하지 않아 VECM모형 사용이 불가하여 VARX모형을 선택하였고 그랜저인과성 검증으로 설명변수를 결정하였다. 분석결과 VARX모형이 ARIMA모형보다 사후정적예측과 사전동적예측 모두 RMSE, MAE 값이 낮은 예측오차가 나타났다. 이 연구가 용선계약 결정시에 유용한 도구가 될 수 있다고 제시하였다.

이창호외 2인(2021)은 VAR모형을 이용하여 핸디사이즈 운임지수와 스팟용선료에 영향을 미치는 요인 분석을 하였다. 종속변수는 핸디사이즈 운임지수와 핸디사이즈 스팟용선료로 설정하였고 설명변수로는 원료탄가격, 발전용탄가격, 일본후판가격, 열연강판가격, 밀가격, 옥수수가격, 핸디사이즈선복량, 환율, 선박유가 월별데이터를 사용하였다. 분석결과 열연강판 가격과 원료탄 가격의 충격이 유의미하게 나타났으며, 운임지수와 스팟용선료에 설명력은 열연강판가격, 원료탄가격, 유가, 일본후판가격, 선복량 순으로 나타났다.

천민수의 2인(2020)은 핸디사이즈, 수프라막스, 파나마스, 케이프사이즈의 스팟용선료를 종속변수로 선택하였고 벌크선선복량, 철광석, 석탄, 곡물물동량, 리보금리, 유가, 환율 월별데이터를 설명변수로 사용하였다. VECM모형을 이용하여 분석결과 핸디사이즈 스팟용선료에는 철광석물동량 정(+) 리보금리 부(-), 수프라막스 용선료에는 철광석물동량 정(+) 리보금리와 유로-달러 환율 부(-), 파나마스 용선료에는 리보금리 부(-), 케이프사이즈 용선료에는 선복량은 정(+)의 영향, 철광석물동량과 리보금리와는 부(-)의 영향으로 나타났다.

배성훈외 1인(2020)은 BDI 예측을 위하여 중국 GDP, 중국 산업생산지수와 클락슨지수 변수를 이용

하여 ARIMA모형과 VEC모형의 예측력을 비교하였다. 분석 결과 다변량 VEC모형의 예측률은 62.1%로 일변량 ARIMA 모형의 예측률 58.5% 보다 높게 나타났다.

이창호외 1인(2021)은 VAR모형을 추정하여 BDI의 동태적 영향을 검증하였다. BDI에 영향을 미치는 공급요인으로는 벌크선 선복량과 체선율, 수요요인으로는 철광석물동량, 석탄물동량과의 인과관계 검정을 하여 부정기선 시장 상승에 영향을 미치는지 분석하였다. t시점에서 발생한 케이프,파나마스의 체선율 표준편차 1단위의 충격은 BDI에 양(+의) 반응을 보였으며, 충격에 대한 반응의 신뢰구간 상한과 하한에서 모두 양(+)으로 유의미한 반응으로 나타났다. 체선율은 BDI의 변화에 2기에는 2.5%의 설명력을 보였으며 4기부터 10%를 넘어 BDI상승에 25%까지 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 기존 연구에서는 선복량 변수만을 사용하였지만 체선으로 운항이 불가능한 선복량을 사용하여 코로나팬데믹 시기에 수요와 공급요인의 큰 변동성 없이도 해운시장의 급등과의 인과성을 연구하여 의의가 있다고 하였다.

대부분의 선행연구들에서 용선시장에서의 운임을 대표하는 BDI와의 인과성과 영향력을 검증하고 예측하기 위하여 공급요인 변수는 선복량과 발주량을 사용하였다. 선복량과 발주량도 공급요인으로서 의미가 있지만, 전체 선복량보다는 공급에 실질적인 영향을 미치는 사용가능한 선복량이 운임지수와 용선료에 유의미한 영향이 있다. 선주/용선주와의 계약시 현재 가용한 선복량에 따라서 운임에 영향을 미치며 특히 Spot계약시에는 매우 중요한 요인이라고 할 수 있다. 본 연구에서는 기존 연구들에서 사용하지 않았던 항만 체선으로 인한 유효한 선복량의 변동성을 변수로 사용했다는데 차별성이 있다. 또한 용선시장, 신조선시장, 중고선시장, 해체선시장으로 분류되는 해운시장에서 용선시장에서 운임을 대표하는 지수 BDI의 변동성과 중고선시장, 신조선시장, 해체선시장과의 장기적 균형관계를 분석하는데 차별성이 있다.

III. 분석모형

1. 공적분 검증(Cointegration test)

다변량 시계열 모형에서 공적분 검증은 Johansen(1988) 방법을 사용한다. Johansen 검증의 기본 아이디어는 VEC모형 추정에서 시작한다. k 개 내생변수를 가진 VEC모형은 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Pi Y_{t-p} + E_t \quad (1)$$

위 식에서 E_t 는 다변량 정규분포를 따른다고 가정하기 때문에 모수추정은 최우추정법을 사용한다. $\Pi \equiv \lambda \delta'$ 로 정의한다. Johansen 검증의 핵심은 Π 행렬의 계수(rank)에 관한 검증이다. 이 값은 최소 1에서 최대 $k-1$ 이 될 수 있다. $r = r_0$ 로 가정하고, 위 식의 최우추정치를 구한다.

Hamilton(1994)의 증명에 의하면 r 개의 공적분 벡터가 존재하면(즉, Π 의 rank= r 이면) $j = r + 1, r + 2, \dots, k$ 일 때 $\log(1 - v_j) = 0$ 이 되어야 한다. v_j 는 $\hat{\Pi}_{ML}$ 행렬의 고유값(eigenvalue)이 되며, 추정된 고유치 \hat{v} 를 이용하여 Johansen 검증통계량을 도출할 수 있다. Johansen 공적분 검증에서 귀무가설과 대립가설은 다음과 같다.

$$H_0 : r \leq r_0 \quad \text{vs.} \quad H_1 : r_0 < r \leq k - 1$$

검정통계량은 다음이 된다.

$$J_{trace}(r_0) = -T \sum_{j=r_0+1}^k \log(1 - \hat{v}_j) \quad (2)$$

위와 같이 도출한 검정통계량을 대각합(trace) 검증이라고 한다. 귀무가설을 받아들인다면 식(2)는 0에 가까워지게 될 것이다.

이번에는 귀무가설을 다음과 같이 설정해 보자.

$$H_0 : r \leq r_o \quad \text{vs.} \quad H_1 : r = r_o + 1$$

위 가설에 대한 검정통계량은 다음과 같다.

$$J_{\max}(r_0) = -\text{Log}(1 - \hat{v}_{r_0+1}) \quad (3)$$

위와 같이 도출한 검정통계량을 최대고유값(maximum eigenvalue) 검정이라고 부른다. 식(2)와 식(3) 검정통계량은 대략의 카이제곱 분포를 따르지만 일반적인 카이제곱 분포와는 차이가 있다. Pearson, Shin and Smith(2000)에서는 Johansen 우도비(LR: Likelihood Ratio) 검정에 대한 임계치(critical values)를 제시하고 있다.

2. VAR(OR VEC) 모형 추정

공적분 검정 결과에 따라 벡터자기회귀모형(Vector Autoagressive) 또는 벡터오차수정(Vector Error Correction) 모형을 추정한다. 유효선복량과 공급, 수요요인의 설명변수들의 변동성이 BDI에 미치는 영향과 BDI 변동성에 영향을 받는 변수들과의 장기균형관계를 확인 후 예측 분석을 한다.

1) VAR모형

VAR모형은 2개 이상의 내생변수 간 동적변화를 내생변수들의 과거 값을 사용하여 모형화하는 방법이다. 이변량 VAR모형은 다음과 같다.

$$y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 y_{1t-1} + \beta_2 y_{2t-1} + e_{1t}$$

$$y_{2t} = \gamma_0 + \gamma_1 y_{1t-1} + \gamma_2 y_{2t-1} + e_{2t}$$

내생변수는 y_{1t} 와 y_{2t} 이고, 내생변수의 과거값을 $t-1$ 까지만 사용하여 차수가 1인 VAR(1)이라고 한다.

β_1, β_2 와 γ_1, γ_2 는 모형을 추정하기 위한 계수행렬이고, e_{1t} 와 e_{2t} 는 서로 일시적인 상관관계가 나타날

수 있지만 자신의 과거 값과 다른 외생변수와는 상관관계가 없다.

벡터자기회귀(VAR) 분석 모형은 시계열분석과 회귀분석의 특징이 결합된 내생변수 간 나타나는 상관관계와 인과관계를 추정할 수 있는 다변량 시계열 분석 모형이다.

2) VEC모형

단일변량 시계열 모형에서 2개의 시계열 변수가 $I(1)$ 이고 두 변수가 공적분 관계가 존재한다는 것은 1개의 공적분 벡터(vector)가 있다는 의미이다. 다변량 모형에서 k 개 내생변수가 $I(1)$ 이라고 가정하자. 또한 최대 $k-1$ 개의 서로 독립인 선형관계가 존재할 수 있다. 가령 3개의 내생변수 A,B,C가 있다면 서로 독립적인 선형관계는 AB와 AC이면 충분하다. BC와 ABC의 선형관계는 AB와 AC의 선형관계가 주어지면 식별 가능하다. 공적분 관계에 있는 변수들의 선형결합은 $I(0)$ 이 된다. 다변량 모형에서는 개별 공적분 벡터로 구성된 공적분 공간(cointegration space)이 식별될 수 있다. 공적분 공간은 k 개 내생변수 사이에 장기적 균형관계가 1개 이상 존재할 수 있다는 것을 의미한다.

Engle and Granger(1987)은 1개 이상 공적분 관계가 존재하는 VAR모형에서 벡터오차수정(Vector Error Correction) 모형을 제시하였다. 다음과 같이 VAR(1) 모형을 가정하자.

$$y_{1t} = \beta_1 y_{1t-1} + \beta_2 y_{2t-1} + e_{1t}$$

$$y_{2t} = \gamma_1 y_{1t-1} + \gamma_2 y_{2t-1} + e_{2t} \quad (1)$$

식(1)을 행렬로 표현하면

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 \\ \gamma_1 & \gamma_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix}$$

$$Y_t = B Y_{t-1} + E_t \quad (2)$$

식(2)를 1차 차분 모형으로 바꾸어 쓰면 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = (B - I_2) Y_{t-1} + E_t \quad (3)$$

위 식(3)에서 I_2 는 2×2 항등행렬이다. $\Pi = -(I_2 - B)$ 로 정의하자. 위 식을 추정하기 위해서는 ΔY_t 와 E_t 가 모두 정상시계열이므로 ΠY_{t-1} 도 정상시계열이어야 한다. 다음 2가지 경우를 고려해보자. 첫째, $\Pi = 0$ 이면 식(3)은 Y_t 에 대한 무작위보행(random walk) 표현이 된다. 둘째, Π 행렬의 계수(rank) r 이 $0 < r < k$ 라고 가정하자. 위 예제에서 $k = 2$ 이므로 Π 의 계수는 $r = 1$ 이라고 가정할 수 있다. 따라서 ΠY_{t-1} , 즉 y_{1t-1} 과 y_{2t-1} 의 선형결합은 $I(0)$ 이 된다. 앞선 가정에서 y_{1t} 와 y_{2t} 가 모두 $I(1)$ 이라고 하였기 때문에 Π 는 공적분 벡터가 된다. 따라서 일반적인 경우로 확장하면 Π 는 $k \times k$ 행렬이 되고, Π 행렬이 완전계수(full rank)가 아니고 축소계수(reduced rank) $r \leq k - 1$ 을 갖게 되면 k 개 내생변수로 구성된 Y_t 에서 r 개의 서로 독립인 선형결합을 찾을 수 있게 된다. 결국 r 개 공적분 관계가 존재한다고 할 수 있다.

Π 가 축소계수 r 을 가진다면 Π 는 다음과 같이 $k \times r$ 행렬 (λ 과 δ)의 곱으로 표현할 수 있다.

$$\Pi = \lambda \delta' \quad (4)$$

식(4)를 식(3)에 대입하면 다음이 된다.

$$\Delta Y_t = \lambda \delta' Y_{t-1} + E_t \quad (5)$$

$\delta' Y_{t-1}$ 은 내생변수들의 공적분 관계이며, λ 는 두 내생변수가 장기균형관계로 접근해가는 조정속도(Adjustment speed)를 의미한다. 식(5)는 VAR(1)에서 시작해서 도출한 VEC모형이 된다. 일반적인 VAR(p)에서 시작하면 $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}$ 을 포함한 VEC모형으로 쓸 수 있다(민인식의 1인, 2014).

IV. 실증분석

1. 데이터

본 연구에서는 Clarkson에서 제공하는 2016년 6월부터 2022년 11월까지의 월별 시계열데이터를 이용하여 BDI와의 인과성 검정 및 해운시장 구성 요인들 간의 장기균형관계를 분석한다. 용선시장에서 운임을 나타내는 대표지수 BDI와 해운시황에 영향을 미치는 공급요인, 수요요인, 외생변수 간 실증분석을 하였다. 공급요인 변수로는 벌크선 선복량, 중고선가지수, 신조선가 지수, 해체선 스크랩가, 벌크선 평균선령, 해체선 평균선령, 체선선복량을 선정하였다. 선복량은 선적가능한 화물량의 기준이 되는 재화중량톤수(DWT)를 사용하였으며, 체선선복량은 항만에 정박 또는 접안중인 케이프와 파나막스사이즈 7일 이동평균 선복량의 재화중량톤수(DWT)을 기준으로 하였다. 수요요인 변수로는 주요 선적화물의 가격, 물동량지수와 철강생산량을 선정하였다. 외생변수로는 선박유가를 선정하였다. 선박유가는 주기관 연료 HSFO380cst(3.5% Sulphur, Singapore)의 가격으로 하였으며, IMO황산화물 배출규제가 시행된 2020년 1월부터는 VLSFO(0.5% Sulphur, Singapore)의 가격을 사용하였다.

Jarque-Bera를 검정결과 5% 유의수준에서 선복량, 벌크선 평균선령, 해체선 평균선령, 체선선복량, 곡물물동량, 마이너벌크물동량, 세계철강생산량 변수만 귀무가설이 채택되어 정규분포를 따르고 있으며, 대부분의 변수는 귀무가설이 기각되어 정규분포를 따르지 않는다고 확인되어 변수들이 높은 변동성이 있는 것으로 나타났다. 선정된 변수들의 단위가 Index, US\$, DWT, MT, Years로 상이하고 변동성을 완화하고 선형관계로 변환하기 위해 추후 분석에서는 자연 로그를 취하여 사용하였다.

표 1. 기초 통계량 분석(Descriptive statistics)

Variable	UNIT	Obs	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	p	
BDI	BDI	INDEX	78	1557.079	842.4718	0.0000	0.0013	60.27	0.0000
BULKCARRIER FLEET	DWT	MILLION DWT	78	872.9128	55.43653	0.5144	0.0000	5.629	0.0599
SECOND-HAND SHIP PRICE	SHP	INDEX	78	122.4155	31.55474	0.0033	0.8859	9.336	0.0094
NEW-BUILDING SHIP PRICE	NBP	INDEX	78	131.9833	17.77477	0.0043	0.3137	9.483	0.0087
TURKEY DRY/WET SCRAP PRICE	DSP	INDEX	78	264.1026	55.18707	0.0042	0.0454	13.32	0.0013
BULKCARRIER AVERAGE AGE	AVA	YEARS	78	9.910868	.9340421	0.8770	0.0000	4.934	0.0848
DEMOLITION AVERAGE AGE	DAA	YEARS	78	27.35605	3.443675	0.5420	0.3931	1.094	0.5786
CONGESTION(DWT)	CGT	MILLION DWT	78	175.3642	21.43303	0.3367	0.0047	3.729	0.155
IRON ORE PRICE CFR N.CHINA	IOP	US\$	78	100.677	38.39753	0.0001	0.0795	21.74	0.0000
THEMAL COAL PRICE FOB AUS	TCP	US\$	78	127.6551	96.53824	0.0000	0.0022	72.76	0.0000
COKING COAL PRICE FOB AUS	CCP	US\$	78	187.8836	92.13887	0.0000	0.0003	92.55	0.0000
JAPAN STEEL SHIPPLATE PRICE	JSP	US\$	78	645.3846	189.0672	0.0066	0.2852	8.599	0.0136
US GULF WHEAT PRICE	UWP	US\$	78	266.3397	81.70373	0.0000	0.0399	33.9	0.0000
US GULF CORN PRICE	UCP	US\$	78	209.4981	63.42249	0.0003	0.8244	15.7	0.0004
IRON ORE TRADE VOLUME	IOT	INDEX	78	115.1314	7.974219	0.0036	0.1346	10.77	0.0046
COAL TRADE VOLUME	COT	INDEX	78	102.8459	7.289568	0.0057	0.1218	9.904	0.0071
GRAIN TRADE VOLUME	GRT	INDEX	78	125.0925	13.50506	0.5233	0.5320	0.9025	0.6368
MINOR BULK TRADE VOLUME	MNT	INDEX	78	108.868	6.492387	0.6814	0.0033	3.18	0.2039
DRYBULK TRADE VOLUME	DBT	INDEX	78	110.5662	5.598143	0.0069	0.8013	7.503	0.0235
WORLD STEEL PRODUCTION	SPR	1,000MT	78	150095.7	10246.62	0.5949	0.8106	0.4767	0.7879
BUNKER PRICE	BKP	US\$	78	461.6979	182.6642	0.0000	0.0109	36.88	0.0000

2. 단위근 검정(Unit root test)

시계열의 안정성 검증을 위하여 ADF 검정을 수행하였다. 변수의 안정성을 확인하기 위하여 상수항이 있는 lag1 기준으로 ADF검정을 실행하였으며, 비정상적인 시계열 변수는 1차 차분 후 모두 안정화되는

것으로 <표 2>와 같이 나타났다.

VAR 모형에 포함되는 변수들은 모두 안정적이어야 하지만 1차 차분하여 안정적이 되고 공적분 벡터가 존재한다면 원변수를 사용하여 VEC(Vector Error Correction) 모형으로 추정한다.

표 2. Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Variable		Test Statistic	p-value	Differences	
				Test Statistic	p-value
BDI	lnbdi	-2.688*	0.0045	-5.849	0.0000
BULKCARRIER FLEET	lnjwt	0.151	0.5597	-5.104	0.0000
SECOND-HAND SHIP PRICE	lnshp	-1.723*	0.0446	-2.865	0.0027
NEW-BUILDING SHIP PRICE	lnnbp	-1.182	0.1204	-2.026	0.0233
TURKEY DRY/WET SCRAP PRICE	lndsp	-2.509*	0.0072	-6.697	0.0000
BULKCARRIER AVERAGE AGE	lnava	0.454	0.6745	-3.344	0.0007
DEMOLITION AVERAGE AGE	lnada	-5.029*	0.0000	-10.628	0.0000
CONGESTION(DWT)	lnctgt	-1.484	0.7111	-7.564	0.0000
IRON ORE PRICE CFR N.CHINA	lniop	-2.061*	0.0214	-5.683	0.0000
THEMAL COAL PRICE FOB AUS	lntcp	-0.190	0.4247	-4.470	0.0000
COKING COAL PRICE FOB AUS	lnccp	-2.448*	0.0084	-6.105	0.0000
JAPAN STEEL SHIP PLATE PRICE	lnjsp	-1.653	0.0513	-4.483	0.0000
US GULF WHEAT PRICE	lnuwp	-0.607	0.2728	-7.715	0.0000
US GULF CORN PRICE	lnucp	-0.471	0.3194	-6.827	0.0000
IRON ORE TRADE VOLUME	lniot	-5.526*	0.0000	-10.116	0.0000
COAL TRADE VOLUME	lncot	-3.955*	0.0001	-9.892	0.0000
GRAIN TRADE VOLUME	lngrt	-5.138*	0.0000	-9.736	0.0000
MINOR BULK TRADE VOLUME	lnmnt	-3.082*	0.0014	-10.097	0.0000
DRYBULK TRADE VOLUME	lndbt	-5.164*	0.0000	-11.093	0.0000
WORLD STEEL PRODUCTION	lnspr	-2.535*	0.0067	-7.396	0.0000
BUNKER PRICE	lnbkp	-2.221*	0.0147	-7.423	0.0000

3. 그랜저 인과성 검정

그랜저 인과관계는 상관관계와 다른 개념으로 두 내생변수 간 상관성은 매우 유의하더라도 그랜저 인과관계에서는 전혀 다른 결과가 나타날 수 있다. <표 3>와 같이 그랜저 인과성 검정 결과 lag10 기준으로 체선선복량, 철광석가격, 후판가격이 건화물선 운임지수(BDI) 변동성에 영향을 미치는 인과성이 나타났으며, BDI의 변동성은 중고선가격, 신조선가격지수, 벌크선 평균선령, 원료탄가격, 밀가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

그랜저 인과관계는 상관관계와 다른 개념으로 두 내생변수 간 상관성은 매우 유의하더라도 그랜저 인과관계에서는 전혀 다른 결과가 나타날 수 있다. <표 3>와 같이 그랜저 인과성 검정 결과 lag10 기준으로 체선선복량, 철광석가격, 후판가격이 건화물선 운임지수(BDI) 변동성에 영향을 미치는 인과성이 나타났으며, BDI의 변동성은 중고선가격, 신조선가격지수, 벌크선 평균선령, 원료탄가격, 밀가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

표 3. Granger causality test

Variable	F-Statistic	p-value	Variable	F-Statistic	p-value
lnlwt → lnbdl	1.80	0.0866	lnbdl → lnlwt	0.95	0.4996
lnshp → lnbdl	0.70	0.7190	lnbdl → lnshp	2.43*	0.0199
lnnbp → lnbdl	1.15	0.3497	lnbdl → lnnbp	2.38*	0.0224
lndsp → lnbdl	1.79	0.0879	lnbdl → lndsp	0.50	0.8829
lnava → lnbdl	0.76	0.6663	lnbdl → lnava	2.25*	0.0305
lnada → lnbdl	0.81	0.6222	lnbdl → lnada	1.07	0.4047
lnegt → lnbdl	2.87*	0.0070	lnbdl → lnegt	1.48	0.1760
lniop → lnbdl	2.72*	0.0102	lnbdl → lniop	1.66	0.1183
lntcp → lnbdl	1.49	0.1740	lnbdl → lntcp	1.76	0.0943
lnccp → lnbdl	0.90	0.5431	lnbdl → lnccp	2.56*	0.0147
lnjsp → lnbdl	2.81*	0.0081	lnbdl → lnjsp	1.31	0.2552
lnuwp → lnbdl	0.42	0.9286	lnbdl → lnuwp	2.94*	0.0061
lnucp → lnbdl	1.15	0.3457	lnbdl → lnucp	1.24	0.2932
lniot → lnbdl	0.91	0.5282	lnbdl → lniot	1.51	0.1664
lncot → lnbdl	0.51	0.8719	lnbdl → lncot	0.71	0.7122
lngrt → lnbdl	0.87	0.5638	lnbdl → lngrt	0.68	0.7375
lnmnt → lnbdl	0.63	0.7779	lnbdl → lnmnt	2.03	0.0506
lnlbt → lnbdl	0.50	0.8795	lnbdl → lnlbt	1.31	0.2525
lnspr → lnbdl	0.91	0.5329	lnbdl → lnspr	0.72	0.7036
lnbkp → lnbdl	1.35	0.2346	lnbdl → lnbkp	1.36	0.2300

BDI에 영향을 미치는 요인들과의 장기적 균형관계 분석을 위한 VEC모형 추정시 BDI와 인과성이 나타난 체선선복량, 철광석가격, 후판가격 변수를 사용하고, BDI의 변동성에 영향을 받는 장기적 균형관계를 확인은 BDI와 중고선 가격, BDI와 신조선가격지수 변수를 사용하여 이변량 분석을 하도록 한다. BDI와 벌크선 평균선령은 공적분벡터를 가지고 있지 않아 분석에서 제외하도록 하며, 원료탄가격과 밀가격은 BDI의 변동성에 영향을 받는 인과성이 나타났지만 본 연구에서는 용선시장의 운임 변동성과 중고선, 신조선, 해체선시장의 각각의 장기적 균형관계를 확인하고자하여 분석에서 제외하도록 한다.

4. VECM 추정

1) BDI에 영향을 미치는 변수들과의 장기적 균형관계

그랜저인과성 검정에서 BDI에 영향을 미치는 인과성이 확인된 변수들 체선선복량, 철광석가격, 후판가격 변수들과 BDI의 공적분 검정을 위하여 적정시차를 결정하도록 한다.

VAR(p)의 p차수 결정을 위한 통계량은 <표 4>와 같다. 변수 간의 모형 적정시차는 AIC 3시차, HQIC와 SBIC는 1시차로 나타났으며, 본 연구에서는 SBIC 결과에 따라 VAR(1)모형을 선택하였다.

표 4. 시차(lag)에 따른 모형 적합도

lag	AIC	HQIC	SBIC
0	-2,14383	-2,0921	-2,01327
1	-9,7144	-9,45574*	-9,0616*
2	-9,66181	-9,19623	-8,48678
3	-9,79103*	-9,11852	-8,09376
4	-9,61594	-8,7365	-7,39643
5	-9,51786	-8,43149	-6,77611

4개의 변수 간 공적분 관계가 존재하는지 Johansen 검정을 시행하였으며 <표 5>에서 3개의 공적분벡터가 존재하는 것으로 나타났다.

표 5. Johansen tests for cointegration

max rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	4	351,92052	.	71,3452	47,21
1	11	368,65278	0,35248	37,8807	29,68
2	16	379,37383	0,24306	16,4386	15,41
3	19	386,18778	0,16221	2,8107*	3,76
4	20	387,59311	0,03584		

VEC모형을 추정하여 3개의 공적분 방정식을 확인하였다. <표 6>에 따르면 3개의 공적분 방정식의 chi2값은 7.39, 96.13, 13.17이며 유의확률 5%미만으로 적합한 것으로 나타나고 있다.

표 6. Cointegrating equations

Equation	parms	chi2	P>chi2
ce1	1	7.391143	0,0066
ce2	1	96.12609	0,0000
ce3	1	13.16967	0,0003

<표 7>은 VEC모형을 추정한 공적분 방정식 결과이다. Cointegrating equation 1,2,3에 해당하는 공적분 방정식은 다음과 같다.

$$ce1 = \ln bdi - 4,032149 - 0,7128478 \ln iop$$

$$ce2 = \ln cgt - 3,421716 - 0,3887984 \ln iop$$

$$ce3 = \ln jsp - 3,788822 - 0,6092798 \ln iop$$

위 3개의 공적분 방정식을 이용하여 아래와 같이 장기적균형관계를 확인 할 수 있다.

$$\ln bdi = -2,241443 + 1,83346381 \ln cgt$$

$$\ln bdi = +0,400713 + 1,1699843 \ln jsp$$

$$\ln bdi = +4,032149 + 0,7128478 \ln iop$$

BDI는 채선선복량 1% 상승시 1개월 후 1.83% 상승, 일본후판가격 1% 상승시 1.17% 상승, 철광석가격 1% 상승시 0.71% 상승하는 장기적 균형관계를 가지고 있다.

표 7. Johansen normalization restrictions imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Cointegrating equation 1						
lnbdi	1
lncgt	0	(omitted)
lnjsp	-2.22e-16
lniop	-.7128478	.262205	-2.72	0.007	-1.22676	-.1989354
_cons	-4.032149
Cointegrating equation 2						
lnbdi	0	(omitted)
lncgt	1
lnjsp	-2.78e-17
lniop	-.3887984	.0396555	-9.80	0.000	-.4665218	-.311075
_cons	-3.421716
Cointegrating equation 3						
lnbdi	-1.39e-17
lncgt	-2.22e-16
lnjsp	1
lniop	-.6092798	.1678917	-3.63	0.000	-.9383415	-.280218
_cons	-3.788822

그림 1. Predicted cointegrated equation

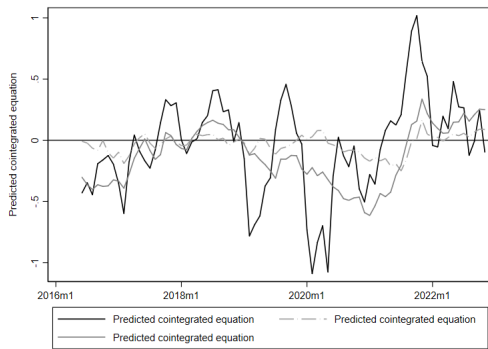
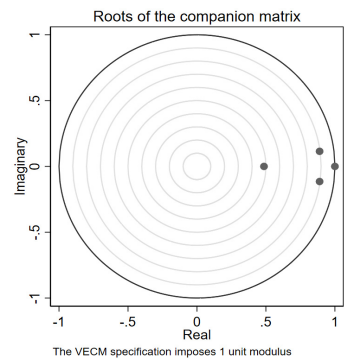


그림 2. Eigenvalue stability condition



VECM 추정결과와 진단으로 잔차의 자기상관 검정을 시행하였다. 검정 결과 <표 8>과 같이 잔차의 자기상관이 없다는 귀무가설이 채택되어 잔차의 자기상관은 없는 것으로 나타났다.

표 8. Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob> chi2
1	14.8308	16	0.53706
2	8.7611	16	0.92293

H0: no autocorrelation at lag order

VAR모형은 일반적으로 안정성의 조건을 충족한다고 볼 수 있지만 추정된 모형이 안정적인 과정(stationary process)을 보이지 않을 수도 있다. 어떠한 변수에 대한 충격이 다른 변수로 파급되면서 점차 무한대로 커질 수가 있다. 이런 현상은 의미가 없는 결과이기 때문에 모형으로서의 가치가 없다. 모형의 안정성 검정에서 모든 고유치(eigenvalue)가 1보

다 작을 때 안정성이 있다고 판단하며 <그림 2>에서 모든 점들이 단위 원안에 있어서 안정적이라고 나타났다.

2) BDI의 변동성과 증고선가격의 장기적 균형관계

그랜저인과성 검정에서 BDI의 변동성에 영향을 받는 변수 증고선가격지수와 BDI의 공적분 검정을 위하여 적정시차를 결정하도록 한다.

VAR(p)의 p차수 결정을 위한 통계량은 <표 9>과 같다. 변수 간의 모형 적정시차는 AIC 5시차, HQIC, SBIC는 2시차로 나타났으며, 분석에서는 SBIC 결과에 따라 VAR(2) 모형을 선택하였다.

표 9. 시차(lag)에 따른 모형 적합도

lag	AIC	HQIC	SBIC
0	.645052	.670918	.710332
1	-4.10134	-4.02375	-3.90551
2	-4.30073	-4.1714*	-3.97433*
3	-4.2986	-4.11754	-3.84165
4	-4.39576	-4.16297	-3.80824
5	-4.41788*	-4.13335	-3.6998

2개의 변수 간 공적분 관계가 존재하는지 Johansen 검정을 시행하였으며 <표 10>에서 1개의 공적분벡터가 존재하는 것으로 나타났다.

표 10. Johansen tests for cointegration

max rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	6	158,56471	.	21,2153	15,41
1	9	167,40663	0,20759	3,5314*	3,76
2	10	169,17234	0,04540		

VEC모형을 추정하여 1개의 공적분 방정식을 확인하였다. <표 11>에 따르면 공적분 방정식의 chi2값은 41.26이며 유의확률 5%미만으로 적합한 것으로 나타나고 있다.

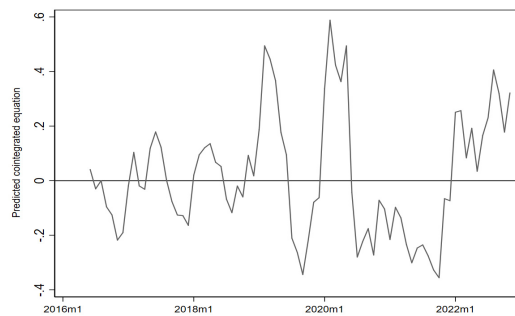
표 11. Cointegrating equations

Equation	parms	chi2	P>chi2
ce1	1	41,25726	0,0000

<표 12>은 VEC모형을 추정한 공적분 방정식 결과이다. Cointegrating equation 1에 해당하는 공적분 방정식은 다음과 같다.

$$ce1 = \lnshp - 0.3072167 - 0.616452\lnbdi$$

그림 3. Predicted cointegrated equation



위의 공적분 방정식을 이용하여 아래와 같이 장기적균형관계를 확인 할 수 있다.

$$\lnshp = +0.3072167 + 0.616452\lnbdi$$

BDI 1% 상승시 2개월 후 증고선가치수 0.62% 상승하는 장기적 균형관계가 나타났다.

표 12. Johansen normalization restrictions imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Cointegrating equation 1						
lnshp	1
lnbdi	-.616452	.095973	-6.42	0.000	-.8045557	-.4283484
_cons	-.3072167

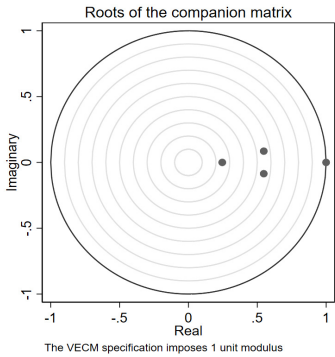
VECM 추정결과와 진단으로 잔차의 자기상관 검정을 시행하였다. 검정 결과 <표 13>과 같이 lag2에서 잔차의 자기상관이 없다는 귀무가설이 채택되어 잔차의 자기상관은 없는 것으로 나타났다.

표 13. Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob> chi2
1	10.9781	4	0.02681
2	9.3775	4	0.05233

H0: no autocorrelation at lag order

그림 4. Eigenvalue stability condition



모형의 안정성 검정에서 모든 고유치(eigenvalue)

가 1보다 작을 때 안정성이 있다고 판단하며 <그림 4>에서 모든 점들이 단위 원안에 있어서 안정적이라고 나타났다.

3) BDI의 변동성과 신조선가격의 장기적 균형관계

그랜저인과성 검정에서 BDI의 변동성에 영향을 받는 변수 신조선가격지수와 BDI의 공적분 검정을 위하여 적정시차를 결정하도록 한다.

VAR(p)의 p차수 결정을 위한 통계량은 <표 14>과 같다. 변수 간의 모형 적정시차는 AIC 4시차, HQIC 3시차, SBIC는 2시차로 나타났으며, 분석에서는 SBIC 결과에 따라 VAR(2) 모형을 선택하였다.

표 14. 시차(lag)에 따른 모형 적합도

lag	AIC	HQIC	SBIC
0	-.406756	-.38089	-.341476
1	-5.89691	-5.81931	-5.70107
2	-6.0881	-5.95877	-5.7617*
3	-6.20352	-6.02246*	-5.74656
4	-6.24805*	-6.01526	-5.66054
5	-6.24385	-5.95933	-5.52578

2개의 변수 간 공적분 관계가 존재하는지 Johansen 검정을 시행하였으며 <표 15>에서 1개의 공적분벡터가 존재하는 것으로 나타났다.

표 15. Johansen tests for cointegration

max rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	6	237.43171	.	20.3933	15.41
1	9	246.57423	0.21384	2.1083*	3.76
2	10	247.62836	0.02736		

VECM모형을 추정하여 1개의 공적분 방정식을 확인하였다. <표 16>에 따르면 공적분 방정식의 chi2값은 39.41이며 유의확률 5%미만으로 적합한 것으로 나타나고 있다.

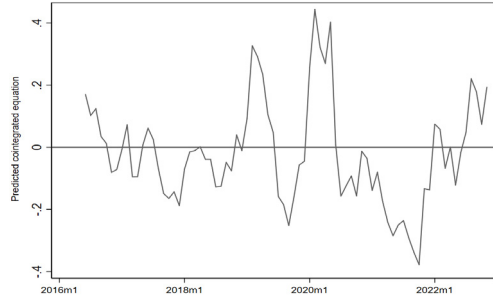
표 16. Cointegrating equations

Equation	parms	chi2	P>chi2
ce1	1	39.41413	0.0000

<표 17>은 VECM모형을 추정한 공적분 방정식 결과이다. Cointegrating equation 1에 해당하는 공적분 방정식은 다음과 같다.

$$ce1 = \lnnbp - 1.676187 - 0.4454998\lnbdi$$

그림 5. Predicted cointegrated equation



위의 공적분 방정식을 이용하여 아래와 같이 장기적균형관계를 확인 할 수 있다.

$$\lnnbp = +1.676187 + 0.4454998\lnbdi$$

BDI 1% 상승시 2개월 후 신조선가치수 0.45% 상승하는 장기적 균형관계가 나타났다.

표 17. Johansen normalization restrictions imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Cointegrating equation 1					
lnnbp	1
lnbdi	-.4454998	.0709613	-6.28	0.000	-.5845815 -.3064182
_cons	-1.676187

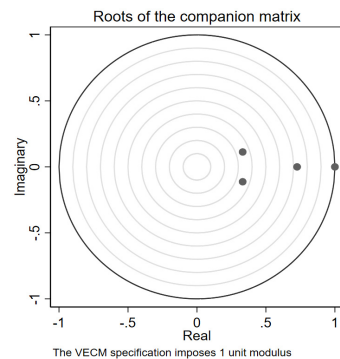
VECM 추정결과와 진단으로 잔차의 자기상관 검정을 시행하였다. 검정 결과 <표 18>과 같이 잔차의 자기상관이 없다는 귀무가설이 기각되어 잔차의 자기상관이 존재하는 것으로 나타났다.

표 18. Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob>chi2
1	12.5751	4	0.01355
2	13.5275	4	0.00897

H0: no autocorrelation at lag order

그림 6. Eigenvalue stability condition



모형의 안정성 검증에서 모든 고유치(eigenvalue)가 1보다 작을 때 안정성이 있다고 판단하며 <그림 6>에서 모든 점들이 단위 원안에 있어서 안정적이라고 나타났다.

IV. 결론

부정기선 시장에서 운임을 나타내는 대표적인 지수 BDI에 영향을 미치는 인과성이 검증된 변수들과의 장기적 균형관계를 분석하였다. 분석결과 BDI는 체선선복량 1% 상승시 1개월 후 1.83% 상승, 일본후판가격 1% 상승시 1.17% 상승, 철광석가격 1% 상승시 0.71% 상승하는 장기적 균형관계를 확인하였다. 2008년 해운시황 폭락 후 침체기가 유지되었으며 2020년 COVID-19 팬데믹과 함께 2008년 이후 최고의 호황기를 맞게 되었다. 팬데믹 시기의 운임 상승은 선박의 공급량이나 물동량의 증가가 원인이 아니었으며 COVID-19 팬데믹으로 인한 항만에서의 검역 강화로 체선선복량의 증가와 주요선적화물의 가격상승이 BDI상승의 주요 요인으로 확인되었다.

또한 BDI의 변동성에 영향을 받는다고 인과성이 검증된 변수들과의 장기적 균형관계를 분석하였다. 분석 결과 BDI 1% 상승시 2개월 후 중고선가지수 0.62% 상승, 신조선가지수 0.45% 상승하는 장기적 균형관계가 나타났다. 체선으로 인한 실제로 운항 가능한 유효선복량의 감소가 운임 상승으로 이어졌으며 이러한 용선시장에서의 운임 상승은 중고선가격과 신조선가격의 상승으로 이어지는 장기적 균형관계를 유추해 볼 수 있다.

수요와 공급량에 의해 결정되던 과거 해운시장과는 다르게 앞으로는 팬데믹으로 인한 체선증가나 환경규제와 기후변화에 의한 유효한 선복량의 변동성이 운임시장에 영향을 미치는 중요한 요인으로 나타나게 되었으며, 현재 해운산업에서 가장 큰 과제인 2023년부터 시행된 IMO 탄소배출규제가 미치는 영

향에 관심을 가져야 할 시기임이 분명하다. 해양수산부 조사 결과 현재 국적 선박의 선박 중 EEXI규제에 약 72%, CII규제에 약 34%가 규제를 충족하지 못해 감속운항으로 대응가능성이 높은 것으로 파악되고 있다. 선속이 줄어드는 만큼 동일한 물동량을 운송하기 위해서는 보다 많은 선박이 필요하며, 이러한 감속운항이 COVID-19 팬데믹 시기와 같이 유효한 선복량 감소로 용선시장에서 운임 상승이 중고선가격과 신조선가격 상승으로 이어질 수 있다.

본 연구에서 감속운항으로 인한 유효한 선복량의 감소효과 수치를 통계적으로 접근하지 못한 한계점을 보완하는 향후 연구가 필요하다고 판단된다.

참고문헌

박승록(2020), STATA를 이용한 응용계량경제학. 박영사.
 박종연(2019), 해양산업 경쟁력 강화를 위한 제언. 한국해양진흥공사 특집기사: 해양진흥과 항만, 4-10.
 배성훈·박근식(2020), 시계열 모형을 이용한 발틱운임지수(BDI) 예측 연구. 국제상학, 35(4), 181-209.
 민인식·최필선(2014), 시계열 데이터 분석 STATA. 지필미디어.
 안영균·이민규(2018), 케이프사이즈 용선료에 미치는 영향 요인분석. 무역학회지, 43(3), 125-145.
 안영균·이민규(2018), 벡터오차수정모형을 통한 국제 건화물시황의 탄력성 추정. 해운물류연구, 98, 109-127.
 이성윤·안기명(2018), VECM 에 의한 BDI 예측과 영향 요인에 관한 실증연구. 한국항해항만학회지, 42(6), 546-554.
 이인애(2022), 내년부터 외항선박 EEXI, CII 시행 적급 대비해야. 해양한국, 2022(12), 78-79.
 이창호·박근식(2021), COVID-19 팬데믹으로 인한 체선용 증가와 부정기선 운임지수의 인과성 분석. Journal of Korea Port Economic Association, 37(4), 161-173.
 이창호·김태우·박근식(2021), 핸디사이즈 운임지수 및 스팟용선료 변화에 영향을 미치는 요인 분석. Journal of Korea Port Economic Association, 37(2), 73-89.
 천민수·문애리·김석수(2020), 부정기선 운임변동성 영향

요인 분석에 따른 우리나라 해운정책 지원 방안,
한국항만경제학회지, 36(4) 17-29.

Clarksons Research(2021), Covid-19: Shipping Impact
Assessment, Update No.7.

Stopford, M.(2002), Shipping market cycles. The
handbook of maritime economics and
business, 2, 235-258

Kagkarakis, N. D., Merikas, A. G., & Merika, A.(2016),
Modelling and forecasting the demolition mar-
ket in shipping. Maritime Policy &
Management, 43(8), 1021-1035.

Tsioumas, V., Papadimitriou, S., Smirlis, Y., & Zahran,
S. Z.(2017), A novel approach to forecasting
the bulk freight market. The Asian Journal of
Shipping and Logistics, 33(1), 33-41.

Tsioumas, V., & Papadimitriou, S. (2018), The dynamic
relationship between freight markets and com-
modity prices revealed. Maritime Economics &
Logistics, 20, 267-279.

Yin, J., Wu, Y., & Lu, L. (2019), Assessment of invest-
ment decision in the dry bulk shipping market
based on real options thinking and the ship-
ping cycle perspective. Maritime Policy &
Management, 46(3), 330-343.

Clarkson. www.clarksons.net

건화물선 해운시장의 변동성에 영향을 미치는 요인들의 장기적 균형관계 분석

이충호 · 박근식

국문요약

부정기 건화물선 시장은 용선시장의 높은 운임변동성과 시장에 영향을 미치는 다양하고 복잡한 요인들이 존재한다. 2020년 COVID-19 팬데믹 영향으로 인한 불안정한 경제상황에서 물동량 감소로 BDI는 폭락하였으나 2020년 말부터 상승세로 전환되어 2022년 하반기까지 호황기가 유지되었다. BDI에 영향을 미치는 인과성이 나타난 변수들과 벡터오차수정모형을 이용하여 장기적 균형관계를 분석결과 2020년 말부터 상승한 시장 변화의 주요인으로는 과거에 부정기 건화물선 시장에 영향을 미쳐왔던 선박의 공급과 물동량 변동성과 상관없이 COVID-19 팬데믹으로 인한 항만 체선으로 실제 운항 가능한 유효한 선박량의 감소가 영향을 미쳤던 것으로 나타났다.

체선으로 인한 실제로 사용 가능한 선박량의 감소가 운임상승으로 이어졌으며 이러한 용선시장에서 운임 상승은 중고선과 신조선가격의 상승으로 이어지는 장기적 균형관계를 확인하였다.

선박 공급량과 수요측면의 물동량 변동성에 의해 결정되던 과거 해운시장과는 다르게 앞으로는 팬데믹으로 인한 체선증가나 환경규제와 기후변화에 의한 유효한 선박량의 변동성이 운임시장에 영향을 미치는 중요한 요인으로 나타나게 되었으며, 2023년 IMO 탄소배출규제 대응으로 감속운항이 예상되며 선속이 줄어드는 만큼 동일한 물동량을 운송하기 위해서는 보다 많은 선박이 필요할 것으로 예상된다. 이러한 감속운항이 유효한 선박량 감소로 운임상승과 중고선, 신조선가격 상승 등 부정기선 해운시장에 영향을 미칠 것으로 예상된다.

주제어: BDI, DRYBULK, SHIPPING MARKET, VECM