

해운선사 주가와 해상운임지수 사이의 위험 전이효과

최기홍*

Risk Spillover between Shipping Company's Stock Price and Marine Freight Index

Choi Ki-Hong

Abstract

This study analyzed the risk spillover of BDI on shipping company stock prices through the Copula-CoVaR method based on daily data from January 4, 2010, to October 31, 2022. The main empirical analysis results and policy implications are as follows. First, copula results showed that there was a weak dependence between BDI and shipping company stock prices, and PAN, KOR, and YEN were selected as the most fitting model for dynamic Student-t copula, HMM was selected as the rotated Gumbel copula, and KSS was selected as the best model. Second, in the results of CoVaR, it was confirmed that the upside (downside) CoVaR was significantly different from the upside (downside) VaR in all shipping companies. This means that BDI has a significant risk spillover on shipping companies. In addition, as for the risk spillover, the downside risk is generally lower than the upside risk, so the downside and upside risk spillover were found to be asymmetrical.

Therefore, policymakers should strengthen external risk supervision and establish differentiated policies suitable for domestic conditions to prevent systematic risks from BDI shocks. And investors should reflect external risks from BDI fluctuations in their investment decisions and construct optimal investment portfolios to avoid risks. On the other hand, investors propose that the investment portfolio should be adjusted in consideration of the asymmetric characteristics of up and down risks when making investment decisions.

Key words: Risk Spillover, Shipping company stock price, BDI, CoVaR

▷ 논문접수: 2023. 02. 28. ▷ 심사완료: 2023. 03. 22. ▷ 게재확정: 2023. 03. 31.

* 부산대학교 경제통상연구원 전임연구원, 제1저자·교신저자, stoltz@nate.com

I. 서론

해운은 세계 상품 이동의 80% 이상을 운반하기 때문에 세계 경제에서 중요한 역할을 하고 있다. 선적 화물선(bulk carriers)은 유조선(oil tankers)의 경우 29%, 컨테이너선(container ship) 경우 13%에 비해 해상운송의 43%를 차지한다 (UNCTAD 2021). 그리고 BDI(Baltic Dry Index)는 건화물선 시장의 성과를 설명하기 위해 널리 사용되고 있다. 또한, BDI는 세계 경제 지표 역할을 하기도 한다(Lin et al., 2019). 전 세계의 많은 상품이 건화물선 시장에서 거래되기 때문에 BDI는 건화물 시장과 세계 시장에서 경제 환경의 신호이고 해운시장은 세계 수요에 의해 변화하기 때문에 예기치 못한 사건이나 충격에 쉽게 영향을 받아 높은 변동성과 위험성을 가지고 있다(Yang et al., 2021).

위에서 언급했듯이 선박은 세계를 연결하는 운송 수단이며, 해운시장은 대부분의 경제 활동들과 연결된다. 특히, 운임은 해운회사의 수익과 상품 무역회사의 비용과 관련되어 있으므로 해상운임지수는 주식시장과 상관관계가 있다. 주식시장은 시장 참여자들의 기대를 나타내며, 이는 참여자들의 투자 및 거래 의지를 반영하고 있다. 따라서 특히, 글로벌 금융위기 이후 해상운임지수와 주식시장의 관계를 분석하는데 많은 연구가 진행되었으며, 서로 간의 관련성이 높다는 것을 증명하였다(Grammenos and Arkoulis, 2002; Bakshi et al., 2012; Endogan et al., 2013; Alizadeh and Muradoglu, 2014). Alizadeh and Muradoglu (2014)는 해상운임지수가 주식시장 지수의 수익률과 변동성을 설명할 수 있다고 하였다. 그들은 DJIA 수익률과 해상운임 사이의 연관성과 전이효과는 금융 혼란기에 더 강해진다는 것을 발견했다. Ginannarakis et al. (2017)은 BDI가 DJSI World(Dow Jones Sustainability World Index)에 긍정적인 영향을 미치고, 이는 운임이 오르면 주식 수익률이 높아진다는 것을 의미한다고 하였다.

Grahama et al. (2016)은 1997년에서 2014년까지의 자료를 이용하여 BDI와 MSCI 지수(Emerging market, BRIC, Frontier market, EAFE, USA, Europe)에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 주식시장이 BDI에 의해 부정적인 영향을 받는다는 것을 발견했다. 하지만, 미국 이외의 신흥주식시장은 BDI에 의해 크게 영향을 받지 않는다고 밝혔다. Lin et al. (2019)는 상품 선물, 통화 및 주식시장에 대한 BDI의 파급효과를 분석하였다. 그들은 BDI 파급효과가 시간에 따라 다르다는 것을 보여주었다. BDI 파급효과는 전체 표본 기간(2007년 10월 1일 ~ 2018년 8월 31일)에는 미미하지만, 글로벌 금융위기와 2014년~2016년 중국경제 침체 기간에 BDI의 영향력이 증가한다고 언급하였다.

Yang et al. (2021)은 건화물선 시장과 관련 시장(WTI, Brent, S&P500, Dow30) 사이의 위험 전이효과를 분석하였다. 그들은 금융위기 이후에 건화물선 시장과 원유시장에 강한 위험 전이효과가 존재한다고 것을 발견했고, 주식시장 간의 전이효과는 약해졌다고 하였다. 국내 연구에서는 김현석과 오용식 (2012)은 해운선사 주가와 BDI 변동성 간의 관계를 분석하였다. BDI와 해운선사 주가의 추정된 연속적 변동성 간에는 장기균형관계가 존재한다는 것을 발견했다.

김형호·성기덕·전준우·여기태 (2016)는 BDI, CCFI(China Containerized Freight Index), HRCI(Howe Robinson Containership Index)와 한국의 해운선사 주가와와의 관계를 분석하였다. BDI, CCFI, HRCI는 해운선사 주가에 부정적인 영향을 미친다고 하였다. 최기홍과 김동윤(2019)는 BDI가 한국 주가 변동성에 미치는 영향에 대해 분석했다. BDI가 제조업과 화학 부문을 제외하고 다른 업종(서비스업, 금융업, 건설업 등)의 변동성에 영향을 주고 있다고 하였다.

전반적으로 국외 연구들은 개별 기업 주가에 대한 부분보다 BDI와 전체 주식시장 사이의 관련성에 초

점을 맞춰서 분석하였다. 국내 연구들에서 해운선사와 BDI 간의 관계를 분석하고 있지만 BDI의 위험이 해운선사에 어떻게 전이되는지를 분석하고 있지 않다. 현재 많은 시장(해운시장, 상품시장, 금융시장 등)이 글로벌 이슈(금융위기, 유럽 재정위기, 우크라이나-러시아 전쟁, 코로나19)들로 인해 예기치 못한 위험들을 경험하였다. 따라서 시장 위험을 예측하는 것은 필수적인 요소이다.

이러한 맥락에서 BDI와 국내 주요 해운선사 주가 간의 위험 전이효과를 분석하고자 한다. 따라서 본 연구는 BDI가 극단적으로 변동하는 상황에서 해운선사들이 어떻게 반응하는지를 탐구하고자 한다.

본 연구의 기여점은 다음과 같다. 첫째, 기존 연구의 대부분이 평균 또는 변동성에 초점을 맞추고 있고, 주로 주식시장을 대상으로 분석했다. 본 연구는 이와 달리, 한국의 해운선사와 BDI의 위험 전이효과에 대해 분석하는 첫 연구가 될 것이다. 둘째, Copula-CoVaR 모형을 기반으로 극심한 변동이 있는 상태에서 BDI와 해운선사 간에 발생할 수 있는 위험 전이효과를 분석한다.

본 논문의 나머지 부분은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장은 본 연구에서 사용된 방법론을 설명하고, 자료를 제시한다. 제3장은 실증분석 결과를 설명하고 마지막 장은 본 연구의 결과를 요약하고 시사점에 대해 논의한다.

II. 자료 및 분석방법

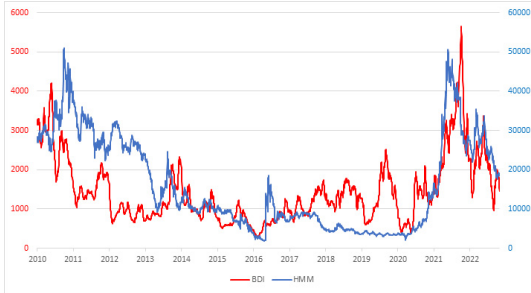
1. 자료

본 연구에서는 BDI와 해운선사의 CoVaR 측정을 위해 한국 5개 해운회사와 BDI에 대해 2010년 1월 4일부터 2022년 10월 31일까지의 일별 자료를 이용하였다. 일별 자료는 글로벌 금융위기가 끝났다고 여겨지는 2010년 이후부터의 기간을 대상으로 하였다.

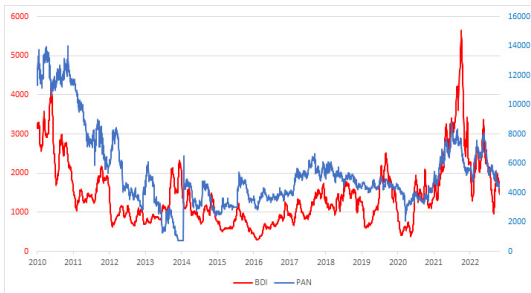
그리고 분석에 이용된 해운선사는 HMM, 팬오션(PAN), 대한해운(KOR), KSS해운(KSS), 와이엔텍(YEN)이다. 그리고 해운선사 중 태웅로직스는 2019년 12월 10일에 상장되어 자료의 수의 부족과 흥아해운은 거래정지로 인해 분석에서 제외하였다. <그림 1>은 해운선사 주가와 BDI의 추이를 볼 수 있다. 해운선사 주가와 BDI의 움직임은 각각 파란색과 빨간색 선으로 표시되어 있다. BDI와 HMM, PAN은 전반적으로 비슷한 움직임을 보이고 있으며, 특히, 코로나19 대유행 기간 가장 비슷한 움직임을 보인다. 그러나 다른 해운선사들은 BDI와 비슷한 움직임을 보이는 시기도 있지만, 전반적으로 다른 움직임으로 보이는 것으로 나타났다.

각 해운회사 주가 수익률과 BDI 변화율의 기초통계량은 <표 1>에 제시되어 있다. 해운선사 주가 수익률을 살펴보면, 평균은 YEN이 가장 높게 나타났고, KOR이 가장 낮은 것으로 나타났다. 표준편차는 KSS가 가장 작고, KOR이 가장 큰 것으로 나타났다. 따라서 KOR이 분석 기간 변동이 극심했다는 것을 알 수 있다. 그리고 왜도와 첨도 기준으로 변수들의 분포를 보면, 모든 변수가 꼬리 부분이 두꺼운 모양을 갖는 것으로 나타났다. 정규성을 검정하는 J-B 결과에 따르면, 모든 해운선사 주가 수익률과 BDI 변화율의 분포가 정규분포를 따른다는 귀무가설을 기각하였다. 본 연구에서 사용된 변수들이 안정적인 시계열인지 불안정한 시계열인지를 확인하기 위해 단위근검정을 하였다. ADF(augmented Dickey Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 방법을 통해 시계열 안정성을 검정하였다. 단위근 검정결과를 보면, 1% 유의수준에서 시계열 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함에 따라 모든 해운선사 주가 수익률과 BDI가 안정적인 시계열인 것으로 나타났다.

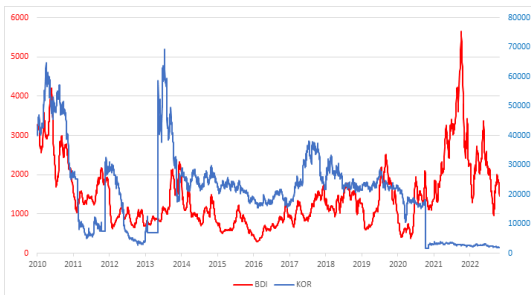
그림 1. 해운선사 주가와 BDI 추이



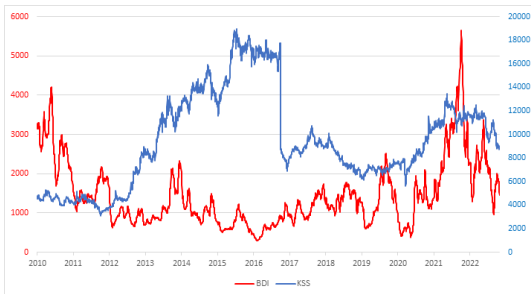
(a) HMM



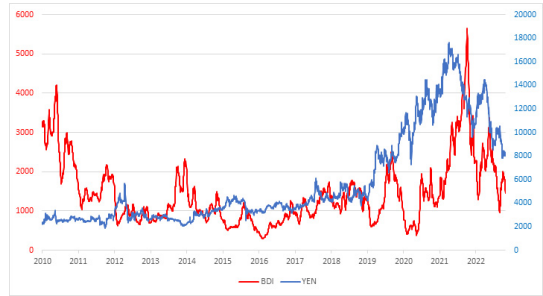
(b) PAN



(c) KOR



(d) KSS



(e) YEN

2. 분석방법

1) 한계분포와 Copula 모형

BDI와 해운선사 주가 사이의 위험 전이효과를 분석하기 위해, 각 변수에 대한 한계 모형을 추정한다.

ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-skewed-t 모형을 사용하여 한계 모형을 추정한다. 조건부 평균 방정식은 다음과 같이 표현된다.

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \epsilon_t. \quad (1)$$

여기서 r_t 는 t 시점의 각 수익률을 나타낸다. ϕ_0 , ϕ_1 , θ_1 은 조건부 평균 방정식의 상수, 자기회귀 및 이동 평균 계수이다. ϵ_t 는 오차항을 의미한다. 그리고 조건부 분산 방정식은 다음과 같다.

표 1. 기초통계량

	HMM	PAN	KOR	KSS	YEN	BDI
평균	-0.0001	-0.0003	-0.0010	0.0002	0.0004	-0.0002
중간값	0.0000	-0.0011	-0.0012	0.0000	0.0000	-0.0013
최대값	1.9387	2.1421	2.1306	0.1392	0.2075	0.2224
최소값	-0.3275	-0.3143	-2.3507	-0.7085	-0.3411	-0.1207
표준편차	0.0512	0.0525	0.0734	0.0221	0.0281	0.0284
왜도	18.0848	22.3042	-0.2496	-10.3844	-0.0241	0.7112
첨도	677.5639	914.6340	622.7536	347.1342	16.0314	8.0537
J-B	58088881***	106000000***	48892060***	15129849***	21617***	3509***
ADF	-56.3446***	-57.2310***	-54.9539***	-56.4242***	-55.3723***	-18.2826***
PP	-56.3785***	-57.3443***	-54.9539***	-56.5310***	-55.4343***	-25.7856***

주 : J-B는 정규성을 검정하는 Jarque-Bera 통계량을 나타낸다. ADF와 PP는 단위근검정이며, ***은 1% 유의수준을 나타낸다.

표 2. Copula 모형

이름	Copula	모수	꼬리의존성
Gaussian	$C_N(u, v; \rho) = \Phi[\phi^{-1}(u_1), \phi^{-1}(u_2)]$	ρ	$\lambda_U = \lambda_L = 0$
Student-t	$C_{st}(u, v; \rho, \nu) = T[t_v^{-1}(u_1), t_v^{-1}(u_2)]$	ρ, ν	$\lambda_L = \lambda_U = \frac{2t_{\nu+1}(-\sqrt{v+1} \sqrt{1-\rho})}{\sqrt{1+\rho}}$
Clayton	$C_C(u, v; \delta) = (u_1^{-\delta} + u_2^{-\delta} - 1)^{-1/\delta}$	$\delta \in (0, \infty)$	$\lambda_L = 2^{-1/\delta}$
Rotated Clayton	$C_C(u, v; \delta) = u + v - 1 + C_C(1-u, 1-v)$	$\delta \in (0, \infty)$	$\lambda_U = 2^{-1/\delta}$
Gumbel	$C_G(u, v; \delta) = \exp(-((-\log u)^\delta + (-\log v)^\delta)^{1/\delta})$	$\delta \geq 1$	$\lambda_U = 2 - 2^{1/\delta}, \lambda_L = 0$
Rotated Gumbel	$C_G(u, v; \delta) = u + v - 1 + C_G(1-u, 1-v; \delta)$	$\delta \geq 1$	$\lambda_L = 2 - 2^{1/\delta}, \lambda_U = 0$

주 : 본 연구에서는 동적 copula 모형을 적용하였는데, Gaussian과 Student-t의 동적 copula 모형은 다음과 같다.

$\rho_t = A_1 \left(\psi_0 + \psi_1 \rho_{t-1} + \psi_2 \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q \Phi^{-1}(u_{t-j}) \cdot \Phi^{-1}(v_{t-j}) \right)$, 여기서 $A_1(x) = (1 - e^{-x})(1 + e^{-x})^{-1}$ 는 ρ_t 의 값을 (-1,1) 구간 내에 유지하는데 필요한 수정된 로지스틱 변환이다. 다음 방정식에 따라 Gumbel, Rotated Gumbel copula에 대한 시간 변화 의존성을 고려하였다: $\delta_t = \omega + \beta \delta_{t-1} + \alpha \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q |u_{t-j} - v_{t-j}|$.

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2. \quad (2)$$

σ_t^2 는 t 시점의 조건부 분산을 나타내고, ω 는 상수이며, ϵ_{t-1}^2 과 σ_{t-1}^2 는 ARCH와 GARCH항을 의미한다.

BDI와 해운선사 주가 사이의 의존성 구조를 모형화하기 위해, 이변량 copula 함수를 사용한다. Sklar (1959)가 제안한 copula 함수는 확률변수 간의 의존성을 분석하는데 유용한 도구이며, 금융 및 에너지 관련 분야에서 널리 사용되고 있다. Sklar 정리에 따르면, 연속변수의 결합분포가 이 변수들 한계분포의 copula 함수와 같다.

$$F(x_1, x_2) = C(u, v). \quad (3)$$

여기서 u 와 v 는 한계분포함수이며, $u = F_1(x_1)$ 과 $v = F_2(x_2)$ 이다. Copula 함수는 다변량 분포함수를 측정하기 쉬운 한계분포함수로 단순화한다. <표 2>는 본 연구에서 사용된 copula 함수를 요약하였다. BDI와 해운선사 주가 간의 서로 다른 의존성 특징을 파악하기 정적(static) copula 모형과 시간에 따라 변화하는 의존성을 설명하기 위해 동적(dynamic) copula 모형을 적용하였다.

2) 하방과 상방(downside and upside) VaR과 CoVaR

BDI에서 해운선사로의 위험 전이를 분석하기 위해 Copula 모형을 사용하여 BDI와 해운선사의 하방 및 상방 VaR(Value at Risk) 및 CoVaR(Conditional Value at Risk)를 분석한다. BDI와 해운선사 주가 수익률의 VaR은 주어진 기간과 신뢰 수준 내에서 투자자의 잠재적인 손실을 추정한다. 신뢰 수준이 $1 - \alpha$ 인 경우, t 시점에서 하방(상방) VaR은 $\Pr(r_t \leq VaR_{\alpha,t}) = \alpha$ ($\Pr(r_t \geq VaR_{\alpha,t}) = \alpha$)이다.

하방과 상방 VaR은 다음과 같이 표현된다.

$$VaR_{\alpha,t}^D = \mu_t + t_{v,k}^{-1}(\alpha)\sigma_t, \quad (4)$$

$$VaR_{\alpha,t}^U = \mu_t + t_{v,k}^{-1}(1-\alpha)\sigma_t. \quad (5)$$

여기서 μ_t 는 수익률의 조건부 평균이며, σ_t 는 수익률의 표준편차이다. $t_{v,k}^{-1}(\alpha)$ 는 skewed Student-t 분포의 α -분위수를 의미한다. Adrian and Brunnermeier (2016)은 CoVaR 추정치는 변수 j 가 극단적인 움직임이 있을 때 변수 i 의 VaR로 정의하였다. r_t^S 가 해운선사 주가 수익률을 나타내고, r_t^B 가 BDI의 수익률을 나타내는 경우, r_t^S 의 조건부 분포의 $1 - \beta$ 신뢰 수준 또는 β 분위수에서, BDI 수익률이 극단적인 하락 및 상승 경로를 따른다고 가정할 때, 해운선사 주가 수익률의 하방과 상방 CoVaR는 다음과 같다.

$$\Pr(r_t^S \leq CoVaR_{\beta,t}^S \mid r_t^B \leq VaR_{\alpha,t}^B) = \beta, \quad (6)$$

$$\Pr(r_t^S \geq CoVaR_{\beta,t}^S \mid r_t^B \geq VaR_{\alpha,t}^B) = \beta. \quad (7)$$

위 식은 BDI와 해운선사 주가의 copula 함수로 나타낼 수 있다.

$$C(F_{r_t^S}(CoVaR_{\beta,t}^S), F_{r_t^B}(VaR_{\alpha,t}^B)) = \alpha\beta, \quad (8)$$

$$1 - F_{r_t^S}(CoVaR_{\beta,t}^S) - F_{r_t^B}(VaR_{\alpha,t}^B) + C(F_{r_t^S}(CoVaR_{\beta,t}^S), F_{r_t^B}(VaR_{1-\alpha,t}^B)) = \alpha\beta \quad (9)$$

여기서 $F_{r_t^S}$ 는 해운선사 주가의 한계분포이며, $F_{r_t^B}$ 는 BDI 수익률의 한계분포를 나타낸다. 그리고 Kolmogorov-Smirnov (KS) 검정(Abadie, 2002)을 적용하여 VaR과 CoVaR 사이에 유의한 차이가 있는지를 검증하였다.

표 3. 한계분포 추정 결과

	HMM	PAN	KOR	KSS	YEN	BDI
Panel A: 평균방정식						
ϕ_0	-0.0010 (0.0005)**	-0.0006 (0.0000)***	-0.0011 (0.0004)**	0.0003 (0.0002)	0.0005 (0.0000)***	-0.0000 (0.0009)
ϕ_1	-0.2043 (0.2258)	0.9709 (0.0024)***	0.8620 (0.1610)***	0.6717 (0.1466)***	0.9396 (0.0051)***	0.6451 (0.0192)***
θ_1	0.1606 (0.2273)	-0.9772 (0.0000)***	-0.8772 (0.1475)***	-0.7080 (0.1381)***	-0.9572 (0.0006)***	0.1659 (0.0251)***
Panel B: 분산방정식						
ω	0.0000 (0.0000)***	0.0001 (0.0000)***	0.0002 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***
α	0.1089 (0.0217)***	0.1960 (0.0321)***	0.3658 (0.0706)***	0.2318 (0.0412)***	0.1379 (0.0274)***	0.2377 (0.0316)***
β	0.8557 (0.0027)***	0.7426 (0.0289)***	0.6331 (0.0430)***	0.5631 (0.0845)***	0.8553 (0.0252)***	0.7612 (0.0319)***
Asymmetry	1.0506 (0.0251)***	1.0996 (0.0217)***	1.0649 (0.0236)***	1.0844 (0.0258)***	1.0585 (0.0190)***	1.0747 (0.0255)***
Tail	3.1193 (0.1957)***	3.2074 (0.2038)***	2.7238 (0.1536)***	3.7058 (0.2768)***	3.1263 (0.2040)***	3.5762 (0.2145)***
Panel C: 검증						
$Q(15)$	[0.8751]	[1.0000]	[1.0000]	[0.9721]	[0.4965]	[0.0093]
$Q^2(15)$	[1.0000]	[1.0000]	[1.0000]	[1.0000]	[0.9884]	[0.5770]
ARCH(15)	[1.0000]	[1.0000]	[1.0000]	[1.0000]	[0.9848]	[0.4922]

주 : 이 표에서 괄호()의 값은 표준오차이고, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다. $Q(15)$ 와 $Q^2(15)$ 는 각각 시차가 15인 모형의 잔차 및 제곱 잔차에 대한 Ljung-Box P-값을 보여준다. ARCH 효과의 존재를 검증하기 위해 사용된 Engle(1982)의 ARCH 검정은 15시차를 사용한다.

III. 실증분석 결과

1. 한계분포 결과

〈표 3〉은 해운선사 주가와 BDI의 ARMA(1,1) - GARCH(1,1)에 대한 추정 결과를 보여준다. 〈표 2〉의 평균 방정식(Panel A)에서 HMM의 결과를 제외하고 AR 및 MA 항 계수가 통계적으로 유의하다는 것을 알 수 있다. 이것은 과거 정보가 현재의 수익률에 영향을 미친다는 것을 보여준다. 분산 방정식

(Panel B)에서 해운선사 주가와 BDI의 ARCH와 GARCH 효과의 계수가 통계적으로 유의하다. 이는 해운선사 주가와 BDI 모두 높은 변동성 지속성을 보인다. 그리고 자유도의 통계적 유의성은 변수에서 두꺼운 꼬리 분포는 skewed Student's t 분포에 의해 잘 포착되었다는 것을 나타낸다.

표 4. Copula 추정 결과

	HMM	PAN	KOR	KSS	YEN
Gaussian					
ρ	-0.0190*** (0.0181)	0.0383*** (0.0181)	0.0253*** (0.0181)	-0.0270*** (0.0181)	0.0061*** (0.0181)
AIC	3.1004	6.4829	3.9576	4.2302	2.1146
Student-t					
ρ	-0.0193*** (0.0180)	0.0384*** (0.0191)	0.0254*** (0.0181)	-0.0273*** (0.0187)	0.0064*** (0.0162)
ν	46.5353*** (2.7308)	89.0805*** (336.2435)	99.9994*** (14.2683)	99.8563*** (59.0222)	99.9698 (0.3660)
AIC	6.4748	8.8307	5.1432	5.3854	3.0326
Clayton					
α	0.0000 (0.0188)	0.0178*** (0.0193)	0.0001 (0.0180)	0.0001 (0.0393)	0.0001 (0.0397)
AIC	1.9857	2.8790	1.9995	1.9898	2.0004
Rotated Clayton					
α	0.0023*** (0.0177)	0.0520*** (0.0197)	0.0414*** (0.0195)	0.0001 (0.0186)	0.0032*** (0.0156)
AIC	2.0153	9.4266	6.8157	1.9849	2.0315
Gumbel					
δ	1.1000*** (0.0150)	1.100*** (0.0145)	1.1000*** (0.0146)	1.1000*** (0.0155)	1.1000*** (0.0151)
AIC	-81.8430	-31.4632	-46.2006	-103.7563	-69.0621
Rotated Gumbel					
δ	1.1000*** (0.0154)	1.100*** (0.0150)	1.1000*** (0.0153)	1.1000*** (0.0153)	1.1000*** (0.0153)
AIC	-94.9714	-53.0654	-69.2006	-97.7776	-74.0765
TVP-Gaussian					
ψ_0	-0.0845*** (0.0718)	0.0006*** (0.0010)	0.0209*** (0.0532)	-0.1029*** (0.0697)	0.0004*** (0.0009)
ψ_1	-0.2626*** (0.1649)	0.0066*** (0.0067)	0.0210*** (0.0662)	-0.2348*** (0.1894)	0.0135*** (0.0099)
ψ_2	1.9807*** (0.0442)	1.9822*** (0.0301)	1.1900*** (1.9840)	-1.6974*** (0.8341)	1.9582*** (0.0391)
AIC	9.9233	12.6322	8.1261	9.8086	9.6965

	HMM	PAN	KOR	KSS	YEN
TVP-Student-t					
ψ_0	-0.0936*** (0.0884)	0.0091*** (0.0199)	0.0786*** (0.0652)	-0.0981*** (0.1316)	0.0470*** (0.0804)
ψ_1	-0.1471*** (0.1310)	0.0186*** (0.0300)	0.0968*** (0.1118)	-0.0899*** (0.1298)	-0.0787*** (0.1055)
ψ_2	-1.9888*** (0.0992)	1.6995*** (0.5757)	-1.5287*** (0.6398)	-1.8126*** (0.4097)	-1.8741*** (0.2146)
ν	5.0000*** (1.1658)	5.0000*** (0.4422)	5.0000*** (0.3207)	5.0000*** (1.1547)	5.0000*** (0.5857)
AIC	-57.0672	-60.2565	-85.4879	-88.7840	-87.4961
TVP-Clayton					
ω	0.1555*** (0.0540)	0.7043*** (0.4553)	0.0053 (0.5074)	0.0025 (0.0933)	0.2370*** (0.3883)
α	-0.3352*** (0.0694)	0.4553*** (0.1417)	-0.3289*** (0.2758)	-0.3315*** (0.0384)	1.5329*** (0.3685)
β	-0.4412*** (0.1133)	-2.1083*** (0.4376)	-0.0102 (0.9836)	-0.0089 (0.0751)	-0.4987*** (0.2507)
AIC	6.0063	14.4436	6.0063	5.9963	6.5513
TVP-Rotated Clayton					
ω_U	0.5276*** (0.0276)	0.8473*** (0.1369)	0.1623*** (0.2817)	-0.0008 (0.0407)	0.4267*** (2.6037)
α_U	1.0095*** (0.0242)	0.3935*** (0.1019)	-0.9497*** (4.0040)	-0.3301*** (0.0393)	-0.0631 (5.1277)
β_U	-1.5745*** (0.0251)	-2.5290*** (0.3989)	0.2350*** (0.7296)	0.0030*** (0.0445)	-1.1705*** (0.2644)
AIC	8.5272	18.2116	10.9246	5.9914	6.7865
TVP-Gumbel					
ω	-1.4807*** (0.6370)	-0.9185*** (0.8001)	2.2731*** (3.0488)	1.2519*** (6.7608)	0.4125*** (1.8848)
α	1.7855*** (0.5134)	1.1659*** (0.6583)	-2.2324*** (2.9408)	-1.2509*** (6.7482)	-0.1181*** (1.8694)
β	-0.8970*** (0.5257)	-0.3649*** (0.4225)	0.3271 (0.5556)	-0.0016 (0.5473)	-0.7484*** (0.5614)
AIC	6.8219	13.6850	8.5207	5.8554	6.3352
TVP-Rotated Gumbel					
ω_L	-1.4467*** (8.8197)	-0.0433*** (0.2858)	-2.5826*** (5.4131)	1.5871*** (4.5683)	-1.9078*** (4.6508)
α_L	-1.2514*** (7.8864)	0.5934*** (0.1870)	-2.5743*** (5.5884)	-1.5847*** (4.5404)	2.0850*** (4.3630)
β_L	-0.5352*** (2.0423)	-1.6475*** (0.3596)	-0.0077 (1.1168)	-0.0055*** (0.7529)	-0.4019*** (0.8371)
AIC	5.7966	15.0689	5.7046	6.1438	5.8230

주 : 이 표는 서로 다른 copula 함수에 대한 추정결과들을 보여주며, 모든 모수에 대한 표준오차는 괄호안에 있다. AIC값의 최소값(볼드로 표시)이 가장 적합한 copula 함수이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타낸다.

마지막으로 Panel C는 모형의 적합도에 관한 결과를 제공한다. 시계열 상관성에 대한 Ljung-Box 검정에 대한 통계량은 모든 시계열에 대한 표준화 잔차(Q)와 제곱 표준화 잔차(Q^2)에 상관관계가 없음을 보여주고 있고, ARCH 검정은 모형 잔차에 남아 있는 ARCH 효과가 존재하지 않는다는 것을 확인할 수 있다.

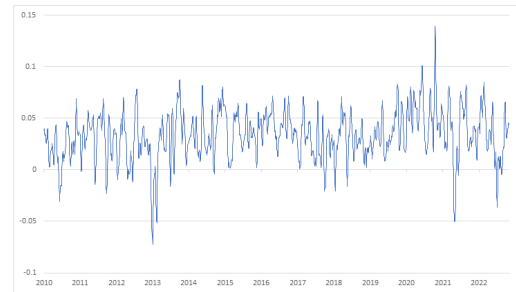
2. 정적(static)과 동적(dynamic) Copula 모형 추정결과

〈표 3〉은 해운선사 주가와 BDI에 대한 정적 및 동적 copula 모형의 결과를 보여준다. 가장 적합한 copula 함수를 선택하기 위해 최소 AIC를 사용한다. 분석 결과들을 보면, PAN, KOR, YEN은 동적 Student-t copula가 서로 간의 관계를 가장 잘 포착하는 것으로 나타났다. BDI와 PAN, KOR, YEN 주가 사이에 대칭 의존성이 있음을 의미한다. 특히, PAN, KOR, YEN과 BDI가 극단적인 움직임이 있을 때, 동조화 현상이 나타날 수 있다. 반면에 HMM은 BDI의 관계는 음(-)의 꼬리 비대칭성을 보여주는 rotated Gumbel copula가 가장 적합한 모형으로 선정되었다. 이는 BDI와 HMM 사이에 아래쪽 꼬리 의존성이 존재한다는 것으로 나타났다. 반면에 양(+)의 꼬리 비대칭성을 보여주는 Gumbel copula가 KSS와 BDI 간의 의존성을 측정하는데 더 적합한 것으로 나타났으며, 위쪽 꼬리 의존성이 존재한다는 것이다. 이 결과는 BDI와 KSS은 극단적인 음(-)의 수익률이 발생할 때 같이 움직이지 않는다는 것을 의미한다. BDI와 해운선사 간의 동적 의존성을 파악하기 위해 동적 Student-t copula 모형을 적용하여 의존성을 추정하였다. 〈그림 2〉는 동적 Student-t copula 모형으로 추정된 해운선사 주가와 BDI 간의 동적 의존성을 보여준다. 시간이 변화함에 따라 의존성이 다르다고, 많이 변동한다는 것을 확인할 수 있다. HMM과 KSS는 평균적으로 음(-)의 의존성, PAN, KOR, YEN은 BDI와 양(+)의 의존성이 존재하는 것으로 나타났지만, 서로 간에는 약한 상관관계를 가지고 있다.

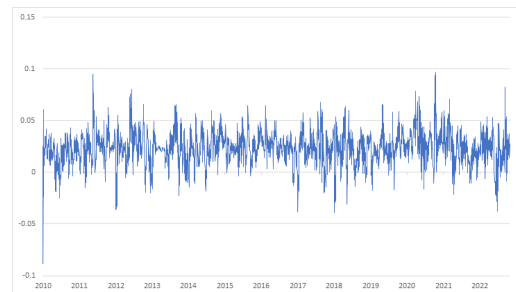
그림 2. 해운선사 주가와 BDI 사이의 동적 의존성



(a) HMM



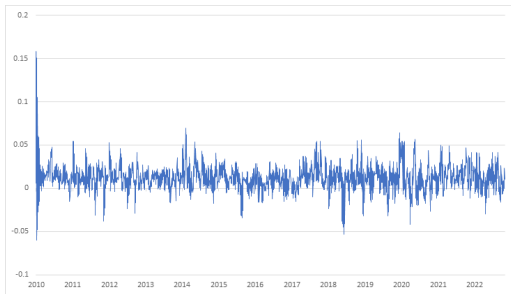
(b) PAN



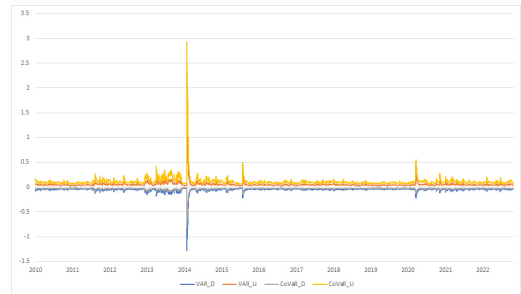
(c) KOR



(d) KSS



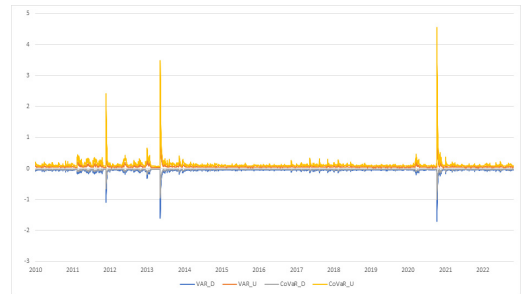
(e) YEN



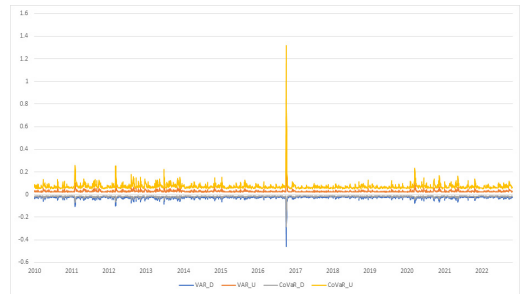
(b) PAN

3. 위험 전이효과(Risk Spillover)

Copula 모형의 결과를 이용하여 상·하방 CoVaR를 추정하였다. <그림 3>은 VaR과 CoVaR 결과를 보여준다. VaR 및 CoVaR은 시간에 따라 달라질 수 있음을 알 수 있다. 또한 상·하방 VaR과 CoVaR의 움직임은 모든 쌍에 대해 같은 패턴을 보이고 있으며, 해운선사별로 범위는 다르다. 하방 CoVaR는 하방 VaR과 비슷한 움직임을 보이고 있지만 상방 CoVaR가 상방 VaR보다 더 많이 증가하고 있다는 점에서 두 위험 측정이 다르다는 것을 발견했다. 이 결과는 BDI가 해운선사에 비대칭적인 영향을 미쳤음을 시사한다. 이것은 또한 BDI와 해운선사 주가가 하락했을 때(약세장)보다 수익률이 상승했을 때(강세장) 더 의존적인 경향이 있다는 것이다.



(c) KOR

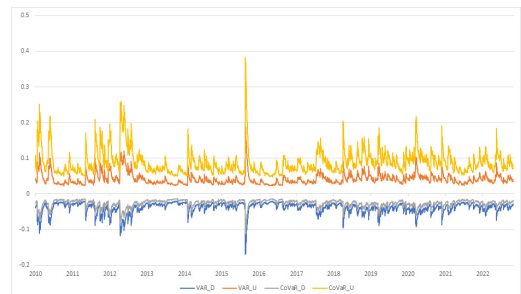


(d) KSS

그림 3. 해운선사 주가와 BDI 사이의 위험 전이효과



(a) HMM



(e) YEN

표 5. VaR과 CoVaR의 기초통계량과 가설검정

	VaR	CoVaR	$H_0: CoVaR = VaR$ $H_1: CoVaR \neq VaR$	VaR	CoVaR	$H_0: CoVaR = VaR$ $H_1: CoVaR \neq VaR$	비대칭성 검정
	Downside			Upside			
HMM	-0.0538 (0.0424)	-0.0338 (0.0266)	0.7028 [0.0000]	0.0544 (0.0437)	0.0769 (0.0616)	0.5610 [0.0000]	1,0000 [0.0000]
PAN	-0.0502 (0.0468)	-0.0321 (0.0298)	0.7185 [0.0000]	0.0536 (0.0507)	0.1138 (0.1085)	0.8763 [0.0000]	1,0000 [0.0000]
KOR	-0.0580 (0.0761)	-0.0345 (0.0448)	0.7355 [0.0000]	0.0598 (0.0812)	0.1311 (0.1822)	0.8615 [0.0000]	1,0000 [0.0000]
KSS	-0.0266 (0.0136)	-0.0169 (0.0087)	0.8429 [0.0000]	0.0295 (0.0157)	0.0720 (0.0286)	0.9813 [0.0000]	1,0000 [0.0000]
YEN	-0.0385 (0.0152)	-0.0267 (0.0103)	0.4897 [0.0000]	0.0420 (0.0162)	0.0890 (0.0344)	0.7872 [0.0000]	1,0000 [0.0000]

주 : 소괄호() 값은 표준편차, 대괄호 []는 P-값을 나타낸다. 비대칭성 검정은 BDI와 해운선사 사이에 체계적인 영향이 없다는 가설을 다음과 같이 검정한다.

$$\text{가설검정: } H_0 = \frac{CoVaR_D}{VaR_D} = \frac{CoVaR_U}{VaR_U}, H_1 = \frac{CoVaR_D}{VaR_D} \neq \frac{CoVaR_U}{VaR_U}.$$

〈표 5〉는 BDI와 해운선사의 상·하방 VaR과 CoVaR에 대한 평균과 표준오차와 가설검정 결과를 볼 수 있다. 먼저, KOR의 VaR은 다른 해운선사 VaR 보다 규모가 더 큰 것으로 나타나 KOR이 다른 해운선사보다 위험하다는 것으로 나타났다. 그리고 모든 해운선사에 대해 상·하방 CoVaR가 상·하방 VaR과 크게 다르다는 것을 확인할 수 있다. 이는 BDI가 해운선사에 상·하방 위험 전이효과가 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 상·하방 CoVaR 절대값을 비교해보면, 모든 해운선사에서 상방 CoVaR가 하방 CoVaR보다 크다는 것을 알 수 있으며, 이는 해운선사 주가가 하향 추세보다는 상승 추세에서 큰 위험이 발생할 수 있다는 것을 말한다.

이러한 발견은 금융 시장의 자유화와 함께 비즈니스 및 무역 연계가 증가함에 따라 점점 더 시장들이 통합되고 있으며, 따라서 시장 간에 다방향 위험 전이가 자주 발생한다는 것을 보여준다. 마지막으로 본 연구는 Kolmogorov-Smirnov(KS) 방법을 적용하여 위험 전이의 비대칭성을 검정한다. 일반적으로 악재가 호재는 시장 수익률과 변동성에 더 많은 영향을

미친다고 알려져 있고, 이러한 비대칭성은 투자자들이 약세장과 강세장에서 다르게 행동하기 때문에 투자자들의 행동에 영향을 미치게 된다. 따라서 상·하방 VaR 값이 상·하방 CoVaR 값과 통계적으로 다른지와 상·하방 위험전이효과의 비대칭성을 검정한다.

결과를 보면, 모든 해운선사에 대한 P-값이 0.0001보다 낮아서, 모든 상·하방 CoVaR와 상·하방 VaR이 동일하지 않은 것으로 나타났다. 〈표 5〉의 마지막 열은 상·하방 CoVaR 사이의 비대칭성을 검정한 결과이다. 그 결과는 상방 CoVaR의 값이 하방 CoVaR와 통계적으로 달라 비대칭 위험 전이효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결과들은 〈그림 3〉과 〈표 5〉에서 도출된 결론과 일치한다. 이는 투자자들이 투자 결정을 내릴 때 상·하방 위험의 비대칭적 특성을 적극적으로 고려하고 투자 포트폴리오 구축을 제때 조정해야 한다는 것을 의미한다. 그리고 정책입안자의 경우에는 다른 상황에서 BDI가 해운선사 주가에 미치는 전이효과를 고려하고 위험을 줄일 수 있는 정책을 적극 모색해야 할 것이다.

IV. 결 론

본 연구는 2010년 1월 4일부터 2022년 10월 31일 까지의 일별 자료를 기반으로 Copula-CoVaR 방법을 통해 해운선사 주가에 미치는 BDI의 위험 전이효과를 분석하였다. 한계 분포를 설명하기 위해 ARMA-GARCH 모형을 사용하였고, 서로 간의 의존성을 포착하기 위해 비선형 추정을 위한 copula 모형을 사용하였다. 그리고 Copula-CoVaR 모형을 사용하여 BDI가 해운선사에 미치는 체계적인 위험 전이효과를 추정하였다. 주요 실증분석 결과와 정책적 함의는 다음과 같이 요약한다.

첫째, copula 결과에 따르면, BDI와 해운선사 주가 사이는 약한 의존성이 존재하는 것으로 나타났으며, PAN, KOR, YEN은 동적 Student-t copula가 가장 적합한 모형으로 선정되었으며, HMM은 rotated Gumbel copula, KSS는 Gumbel copula가 선정되었다.

둘째, CoVaR의 결과에서, 모든 해운선사에서 상·하방 CoVaR가 상·하방 VaR과 크게 다르다는 것을 확인하였다. 이는 BDI가 해운선사에 상당한 위험 전이효과가 가지고 있다는 것을 의미한다. 또한 위험 전이효과는 일반적으로 하방 위험이 상방 위험보다 낮으므로, 하방과 상방 위험 전이효과는 비대칭적인 것으로 나타났다.

따라서 본 연구의 결론은 정책입안자와 투자자에게 중요한 시사점을 제공한다. 정책입안자들은 BDI 충격으로 인한 체계적인 위험을 방지하기 위해 외부 위험 감소를 강화해야 하며, 국내 여건에 맞는 차별화된 정책을 수립해야 한다. 그리고 투자자들은 BDI 변동으로 인한 외부 위험을 투자 결정에 반영하고 위험을 피하고자 최적의 투자 포트폴리오를 구성해야 한다. 한편, 투자자들은 투자를 결정할 때 상·하방 위험의 비대칭적 특성을 고려하여 투자 포트폴리오를 조정해야 할 것을 제안한다.

참고문헌

김현석 · 오용식(2012), 해운선사 주가와 운임지수 BDI 변동성간의 관계 분석. 해운물류연구, 제28권 4호, 637-652.

김형호 · 성기덕 · 전준우 · 여기태(2016), 해운선사 주가와 해상 운임지수의 영향관계 분석. Journal of Digital Convergence, 제14권 6호, 157-165.

최기홍 · 김동윤(2019), 발틱운임지수가 한국 주가 변동성에 미치는 영향. 한국항만경제학회지, 제35권 2호, 61-75.

Abadie, A.(2002), Bootstrap tests for distributional treatment effects in instrumental variable models. Journal of the American statistical Association, 97(457), 284-292.

Adrian, T., and Brunnermeier, M. K.(2016), CoVaR. The American Economic Review, 106(7), 1705.

Alizadeh, A. H., and Muradoglu, G.(2014), Stock market efficiency and international shipping-market information. Journal of international financial markets, institutions and money, 33, 445-461.

Bakshi, G., G. Panayotov, and G. Skoulakis(2012), The Baltic Dry Index as a predictor of global stock returns, commodity returns, and global economic activity, In AFA 2012 Chicago Meetings Paper.

Erdogan, O., Tata, K., Karahasan, B. C., and Sengoz, M. H.(2013), Dynamics of the co-movement between stock and maritime markets. International Review of Economics & Finance, 25, 282-290.

Giannarakis, G., Lemonakis, C., Sormas, A., and Georganakis, C.(2017), The effect of Baltic Dry Index, gold, oil and usa trade balance on dow jones sustainability index world. International Journal of Economics and Financial Issues, 7(5), 155.

Graham, M., Peltomäki, J., and Piljak, V.(2016), Global economic activity as an explicator of emerging market equity returns. Research in International Business and Finance, 36, 424-435.

Grammenos, C. T., and Arkoulis, A. G.(2002), Macroeconomic factors and international shipping stock returns. International Journal of Maritime Economics, 4, 81-99.

Lin, A. J., Chang, H. Y., and Hsiao, J. L.(2019), Does the Baltic Dry Index drive volatility spillovers in the commodities, currency, or stock markets?. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 127, 265-283.

UNCTAD. "Review of Maritime Transport." In *United Nations Publication*, New York and Geneva: United.

Yang, J., Zhang, X., and Ge, Y. E.(2022), Measuring risk spillover effects on dry bulk shipping market: a value-at-risk approach. *Maritime Policy & Management*, 49(4), 558-576.

해운선사 주가와 해상운임지수 사이의 위험 전이효과

최기홍

국문요약

본 연구는 2010년 1월 4일부터 2022년 10월 31일까지의 일별 자료를 기반으로 Copula-CoVaR 방법을 통해 해운선사 주가에 미치는 BDI의 위험 전이효과를 분석하였다. 주요 실증분석 결과와 정책적 함의는 다음과 같다. 첫째, copula 결과에 따르면, BDI와 해운선사 주가 사이는 약한 의존성이 존재하는 것으로 나타났으며, PAN, KOR, YEN은 동적 Student-t copula가 가장 적합한 모형으로 선정되었으며, HMM은 rotated Gumbel copula, KSS는 Gumbel copula가 선정되었다. 둘째, CoVaR의 결과에서, 모든 해운선사에서 상·하방 CoVaR가 상·하방 VaR과 크게 다르다는 것을 확인하였다. BDI가 해운선사에 상당한 위험 전이효과가 있다는 것을 의미한다. 또한 위험 전이효과는 일반적으로 하방 위험이 상방 위험보다 낮으므로, 하방과 상방 위험 전이효과는 비대칭적인 것으로 나타났다.

따라서 정책입안자들은 BDI 충격으로 인한 체계적인 위험을 방지하기 위해 외부 위험 감도를 강화하고, 국내 여건에 맞는 차별화된 정책을 수립해야한다. 그리고 투자자들은 BDI 변동으로 인한 외부 위험을 투자 결정에 반영하고 위험을 피하기 위해 최적의 투자 포트폴리오를 구성해야 한다. 한편, 투자자들은 투자를 결정할 때 상·하방 위험의 비대칭적 특성을 고려하여 투자 포트폴리오를 조정해야 할 것을 제안한다.

주제어: 위험 전이효과, 해운선사 주가, BDI, CoVaR