

# 海上運賃 先渡價格의 헤징效果 比較

## Comparison of Hedging Effects of Freight Forward Assessment

윤 원 철\*  
Yun, Won Cheol

---

〈 목 차 〉

- I. 서 론
  - II. 헤징이론과 실증분석 절차
  - III. 표본자료와 실증분석 결과
  - V. 요약 및 시사점
- 

**Abstract** : This study estimates the minimum variance hedge ratios of ocean freight forward prices, and investigates whether the hedging effects among the hedging instruments are significantly different. Based on the Bayesian approach using a Gibbs sampling, the posterior distributions for the differences of hedging effectiveness by instrument are derived, and the null hypothesis is tested by examining the characteristics of distributions. The sample is composed of the spot index and the next quarter forward assessments of the Baltic Exchange. The sample covers the period of 2006/1/2 to 2007/2/21. According to the empirical results, the hedge ratios and the hedging effectiveness of every hedging instrument generally increase as the hedging period expands. In addition, the differences among the hedging instruments in terms of hedging effectiveness turn out to be statistically significant.

**Key Words** : 베이저안 접근방식, 깃스포집, 해상운임 선도가격, 헤징효율성

---

\* 한양대학교 경제금융학부 부교수(02-2220-1028, wcyun@hanyang.ac.kr)

## I. 서론

최근 들어, 원자재 가격뿐 아니라 해상운임이 급등하고 있다. 실제로 2000년 초반에 비해 현재의 가격수준은 두 배 이상 오른 상태이고, 이러한 높은 가격수준은 한 동안 지속될 전망이다. 특히 해상운임은 2006년 후반부터 가파르게 증가하여 사상 초유의 기록적인 수준을 보이고 있다. 이와 함께 해상운임의 변동성이 이전에 비해 상당히 증가하여 수출업자와 수입업자 모두에게 비용 측면에서의 불확실성을 증가시키고 있다. 우리나라와 같은 무역국가의 경우는 해상수송 의존 비중이 높기 때문에 해상운임의 변동성 증가는 무역수지의 불안정성 확대로 이어진다. 따라서 원자재 가격이나 해상운임의 변동성을 효율적으로 관리할 수 있는 방안이 요구되는데, 여러 가지 대안 가운데 하나는 파생상품시장(derivatives markets)을 적절히 활용하는 것이다.

근대적인 의미의 파생상품시장은 미국 CBOT(Chicago Board of Trade)에서 농산물을 기초상품(underlying asset)으로 하는 선물과 옵션거래로 시작되었다. 이후 원자재, 비철금속, 귀금속, 에너지 등의 일반상품을 기초로 하는 파생상품이 거래되었다. 1970년대와 1980년대에 이르러 금리, 환율, 주가지수, 증권 등의 금융상품을 기초로 하는 파생상품거래가 시작되었고, 이후 급속하게 성장하고 있다.

본 연구의 실증분석 대상인 해상운임지수를 기초상품으로 하는 파생상품 거래는 1985년 5월에 BIFFEX(Baltic International Freight Futures Exchange)에서 시작되었다.<sup>1)</sup> 초기에는 13개 주요 노선의 건화물(dry cargo) 해상운임에 대한 가중평균치를 지수로 만든 BFI(Baltic Freight Index)를 기초상품으로 하는 선물계약을 거래하였다. 1991년에는 LIFFE(London International Financial Futures and Options Exchange)에서 BIFFEX 선물계약에 기초한 유럽형 옵션계약을 상장시

1) BIFFEX 선물거래는 실제로 LIFFE에서 상장되어 거래되었지만, 거래량 부족으로 2002년 4월 거래가 폐지되었다. 이후 해상운임 선물계약은 오슬로 소재 IMAREX(International Maritime Exchange)와 뉴욕 소재 NYMEX(New York Mercantile Exchange)에서 거래되고 있다. 2006년에는 SGX(Singapore Exchange)에서 해상운임 선물계약을 상장시킬 계획을 발표한 바 있다.

켰지만, 2002년 4월 거래를 중단하였다. 1992년에는 장외상품인 선도운임계약(Forward Freight Agreements, FFA)이 런던 소재 발틱거래소(Baltic Exchange)에 도입되었는데, FFA는 일종의 차액정산계약(Contract For Differences, CfDs)이다. 이후 해운시장이 분화됨에 따라 용선 규모별로 다양한 해상운임 관련 지수가 개발되었고, 이들에 기초한 FFA가 거래되고 있다. 해상운임 파생상품은 기본적으로 선주와 용선자에게 해상운임의 변동으로 인한 위험노출을 관리할 수 있는 수단을 제공하고 있다. 특이사항은 이들 해상운임 관련 파생상품은 여타 파생상품과는 달리 상품가격이 아닌 서비스에 대한 대가를 지수화하여 거래되고 있다는 점이다.

해상운임지수를 기초로 하는 파생상품을 활용한 헤징효과에 관한 국외 연구는 일부 존재하지만, 국내의 경우는 전무한 실정이다.<sup>2)</sup> 대표적인 연구들 가운데 Kavussanos and Nomikos(2000a, 2000b), Kavussanos and Visvikis(2005)는 BPI(Baltic Panamax Index)에 기초한 FFA 시장의 위험관리 기능을 분석하였다. 주요 결과는 헤징효과 측면에서 FFA 시장이 BIFFEX 선물시장보다 유리하지만 여타 일반상품이나 금융상품을 기초로 하는 선물시장에 비해 위험감소 정도가 떨어진다는 것이다.

헤징효과에 관한 직접적인 분석 이외에 FFA 시장의 예측력 내지 가격예시기능에 관한 대표적인 연구로는 Kavussanos and Nomikos(1999)와 Kavussanos, Visvikis and Menachof(2004)를 들 수 있다. 이들 연구에서는 공적분검정(cointegration test)을 활용하여 각각 BIFFEX 선물시장과 FFA 선도시장의 불평형, 즉 미래 현물가격에 대한 예측력을 검정하였다. 하지만 실증분석에서는 상이한 예측기간과 운송구간에 따라 일관된 결과를 얻을 수 없었다. 이로써 해상운임 파생상품은 특정 구간과 일정 기간에서 제한적이거나 미래 시점의 해상운임에 대한 예측수단으로 활용이 가능하고, 시장참여자의 의사결정에 도움을 줄 수 있는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 발틱거래소의 해상운임 선도가격자료를 활용하여 이들 헤징수단별 헤징효과의 비교우위를 분석하고자 한다. 기존 연구들과

2) Kavussanos and Visvikis(2006)에서는 해상운임 관련 파생상품의 종류와 최신 연구동향에 관한 정보를 제공한다.

의 차별성은 깃스표집(gibbs sampling)을 활용한 베이저안 접근방식(Bayesian approach)에 근거하여 이들 헤징수단 사이에 존재하는 헤징효과 차이에 대한 사후분포(posterior distribution)를 도출하고, 이들 차이가 일정 신뢰수준에서 통계적으로 유의한지를 검정하는 데 있다. 이러한 시뮬레이션 방식을 활용하여 헤징수단별 헤징효과의 차이를 비교할 경우(기존의 연구들에서 일반적으로 채택하고 있는 방식으로서) 단일 표본을 대상으로 분석한 경우에 비해 통계적인 신뢰도를 향상시킬 수 있다. 이와 함께 헤징효과의 시간적 다양성을 고려하기 위해 상이한 헤징기간을 대상으로 분석하고, 공간적 다양성은 충분하지 않지만 지역별로 상이한 세 가지의 해상운임을 고려한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 헤지비율(hedge ratio, HR)과 헤징효율성(hedging effectiveness, HE)에 관한 이론적 도출과정을 설명하고 실증분석 절차를 기술한다. 제Ⅲ장에서는 표본자료와 실증분석 결과를 제시한다. 끝으로 제Ⅳ장에서는 분석결과를 요약하고, 향후 연구과제에 대해 논의한다.

## Ⅱ. 헤징이론과 실증분석 절차

### 1. 헤지비율과 헤징효율성

다음에서는 투자자의 수익과 위험을 고려하여 최대의 효용을 도출시키는 현물포지션에 대한 선물포지션의 상대적인 크기인 ‘헤지비율’과 헤징효과의 척도로서 ‘헤징효율성’에 대하여 설명한다. 선물(futures), 선도(forwards), 옵션(options) 등 파생상품시장의 기본적인 기능 가운데 하나는 위험관리(risk management) 혹은 헤징기회를 제공하는 것이다. 위험관리는 가격변동에 따른 위험노출을 회피하고자 하는 시장참여자가 위험을 감수하면서 시세차익을 노리는 다른 시장참여자에게 위험을 전가함으로써 위험을 최소화시키거나 관리하는 것을 의미한다.

위험관리 혹은 헤징의 기본적인 전략은 현물에서 취한 (매수 혹은 매도) 포지션과 반대되는 방향으로 파생상품시장에서 (매도 혹은 매수) 포지션을 취하는 것이다. 또한 시장참여자가 직면한 현물 수익의 변동성을 최소화하기 위해 주어진 현물포지션에 대하여 최적량의 선물포지션을 취해야 하는데, 이것이 바로 헤지비율이다. 실제로 헤지비율은 현물 가격의 차이를 종속변수로, 선물가격의 차이를 독립변수로 사용한 OLS를 통해 추정되고, 회귀식의 기울기 추정치와 동일하다. 종속변수와 독립변수는 각각 로그차분된 변수로 변환하여 수익률 형태로 사용되기도 한다. 헤지비율은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$HR = -\frac{X_F^*}{X_S} = \frac{\sigma_{SF}}{\sigma_F^2} \quad (1)$$

여기서  $X_S$ 와  $X_F^*$ 는 각각 현물포지션과 선물포지션의 최적량을 의미한다.  $\sigma_{SF}$ 와  $\sigma_F^2$ 는 각각 현물가격 변화와 선물가격 변화 사이의 공분산과 선물가격 변화의 분산을 나타낸다.

헤징효율성(HE)이란 앞서 도출된 헤지비율을 선택하여 가격변동위험을 얼마만큼 축소할 수 있는가의 정도를 나타낸다. 일반적으로 헤징효율성은 헤징포트폴리오 수익의 분산과 헤징하지 않은 경우 현물포지션 수익의 분산을 비교하여 측정한다(Ederington, 1979). 헤징효율성은 아래와 같이 표현된다.

$$HE = \frac{Var(U) - Var(R^*)}{Var(U)} = 1 - \frac{Var(R^*)}{Var(U)} = \frac{\sigma_{SF}^2}{\sigma_S^2 \sigma_F^2} = \rho_{SF}^2 = R^2 \quad (2)$$

여기서  $Var(R^*)$ 는 헤징포트폴리오 수익의 분산을,  $Var(U)$ 는 헤징하지 않은 경우의 현물포지션 수익의 분산을 나타낸다. 식(2)에서 알 수 있듯이, 헤징효율성은 현물가격 차이와 선물가격 차이의 상관계수인  $\rho_{SF}$ 의 제곱과 같게 된다. 또한 헤징효율성은 헤지비율을 추정하기 위해 활용된 OLS의 결정계수인  $R^2$ 와 동일하다.

## 2. 깃스표집을 활용한 베이지안 접근방식

헤징효과 측면에서 상이한 헤징수단들 사이의 상대적인 우위를 비교하는 경우  $R^2$ 를 사용하는 것이 보편적이다. 왜냐하면  $R^2$ 가 높게 나타난다는 것은 (현물가격을 종속변수로, 선물가격을 설명변수로 활용한) OLS 잔차항의 분산이 작고, 따라서 헤징포트폴리오의 분산이 작다는 것을 의미하기 때문이다. 하지만 단일의 표본자료를 대상으로 특정 헤징수단이 다른 헤징수단에 비해  $R^2$ 가 높다고 해서 후자에 비해 전자를 활용한 헤징포트폴리오의 분산이 반드시 작다고 할 수 없다. 왜냐하면 단일의 표본자료에서 구한  $R^2$ 의 상대적 차이는 단순히 임의적일 수 있기 때문이다. 다시 말하면, 상이한 헤징수단이나 (표본기간의 차이로 인한) 상이한 표본자료에 따라  $R^2$ 가 달라질 수 있다. 또한 이들  $R^2$ 의 차이는 통계적으로 유의하지 않을 수 있다.

이러한 특정 표본자료에 따른  $R^2$ 의 임의성을 배제하여, 헤징효율성 측면에서 헤징수단별 비교우위를 검정할 수 있는 방법 가운데 하나가 깃스표집을 활용한 베이지안 접근방식이다.<sup>3)</sup> 깃스표집은 일종의 통계적 시뮬레이션 알고리즘(algorithm)이다. 본 연구에서는 깃스표집을 활용하여 세 가지 상이한 헤징수단, 즉 발틱거래소의 해상운임 선도가격들 사이에 존재하는 헤징효과 차이를 분석하고자 한다.<sup>4)</sup>

깃스표집 방식을 설명하기 위해, 먼저 세 가지 현물운임지수와 이에 상응하는 선도가격의 로그차분 형태의 벡터행렬을  $R_t = (\Delta S_{1t}, \Delta S_{2t}, \Delta S_{3t}, \Delta F_{1t}, \Delta F_{2t}, \Delta F_{3t})'$ 로 정의한다. 여기서  $t=1, 2, \dots, T$  또한 편의상 이들 변수

- 
- 3) 과거의 관련된 자료나 유사한 정보를 사전정보(prior information)로 가정하고 현재 자료와 결합하여 사후분포를 도출해 내는 방식을 베이지안 접근방식이라고 한다. 베이지안 접근방식은 다수의 장점에도 불구하고 사후확률에 관련된 계산이 매우 어려운 단점이 있다. 하지만 반복적인 몬테카를로(iterative Monte Carlo) 기법인 깃스표집은 베이지안 통계계산에 매우 유용하다는 것이 밝혀졌다 (Geman and Geman, 1984 ; Gelfand and Smith, 1990). 그럼에도 불구하고, 깃스표집을 활용하기 위해서는 완전조건부 확률분포가 난수발생이 쉬운 분포이어야 하기 때문에 통계적 적분함수가 아닌 경우에는 사용이 어려운 경우가 다수 발생한다.
- 4) 본 연구와 유사한 연구방법론을 사용한 기존 연구로서 Chen et al.(2002)에서는 깃스표집방식을 활용하여 대만 주가지수를 기초상품으로 하는 대만과 싱가포르에서 각각 상장된 주가지수 선물계약의 헤징효율성의 차이를 분석하였다.

는 아래와 같은 시간불변 평균행렬( $\mu$ )과 공분산행렬( $\Sigma$ )을 지닌 i.i.d. 다변량정규분포를 따른다고 가정한다.

$$R_i \sim \begin{pmatrix} \Delta S_{1t} \\ \Delta S_{2t} \\ \Delta S_{3t} \\ \Delta F_{1t} \\ \Delta F_{2t} \\ \Delta F_{3t} \end{pmatrix} \sim N(\mu, \Sigma) \sim N \left( \begin{pmatrix} \mu_{S1} \\ \mu_{S2} \\ \mu_{S3} \\ \mu_{F1} \\ \mu_{F2} \\ \mu_{F3} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{S1}^2 & \sigma_{S1S2} & \sigma_{S1S3} & \sigma_{S1F1} & \sigma_{S1F2} & \sigma_{S1F3} \\ \sigma_{S2S1} & \sigma_{S2}^2 & \sigma_{S2S3} & \sigma_{S2F1} & \sigma_{S2F2} & \sigma_{S2F3} \\ \sigma_{S3S1} & \sigma_{S3S2} & \sigma_{S3}^2 & \sigma_{S3F1} & \sigma_{S3F2} & \sigma_{S3F3} \\ \sigma_{F1S1} & \sigma_{F1S2} & \sigma_{F1S3} & \sigma_{F1}^2 & \sigma_{F1F2} & \sigma_{F1F3} \\ \sigma_{F2S1} & \sigma_{F2S2} & \sigma_{F2S3} & \sigma_{F2F1} & \sigma_{F2}^2 & \sigma_{F2F3} \\ \sigma_{F3S1} & \sigma_{F3S2} & \sigma_{F3S3} & \sigma_{F3F1} & \sigma_{F3F2} & \sigma_{F3}^2 \end{pmatrix} \right) \quad (3)$$

앞서 제시된 바와 같이  $i$ 번째 헤징수단에 근거한 최소분산 헤지비율과 이를 활용한 헤징포트폴리오의 분산은 각각 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$HR_i = \beta_i = \frac{\sigma_{SF_i}}{\sigma_{F_i}^2} \quad (4)$$

$$Var(\Delta S_i - \beta_i \Delta F_i) = \sigma_{S_i}^2 - \frac{\sigma_{SF_i}^2}{\sigma_{F_i}^2} \quad (5)$$

식(5)에서  $\sigma_{SF_i}^2 / \sigma_{F_i}^2$ 는  $i$ 번째 헤징수단을 도입할 경우 분산의 감소 정도를 나타낸다. 따라서  $i$ 번째 헤징수단에 따른 헤징효율성  $R_i^2$ 는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$R_i^2 = \frac{\sigma_{SF_i}^2 / \sigma_{F_i}^2}{\sigma_{S_i}^2} \quad (6)$$

$i$ 번째와  $j$ 번째의 헤징수단별 헤징효과를 비교하기 위해서는  $Var(\Delta S_i - \beta_i \Delta F_i)$ 와  $Var(\Delta S_j - \beta_j \Delta F_j)$  혹은  $R_i^2$ 와  $R_j^2$ 를 비교해야 한다. 즉 아래와 같은 귀무가설을 검정해야 한다.

$$H_0: Var(\Delta S_i - \beta_i \Delta F_i) - Var(\Delta S_j - \beta_j \Delta F_j) = 0 \quad \text{혹은} \quad H_0: R_i^2 - R_j^2 = 0 \quad (7)$$

본 연구에서는 식(7)의 귀무가설을 검정하기 위해 아래와 같은  $R_i^0$ 와  $R_j^0$ 의 차이에 대한 검정통계량의 사후분포를 분석한다.

$$HE_{ij} = R_i^0 - R_j^0 = \frac{\sigma_{SFI}^2/\sigma_{FI}^2}{\sigma_S^2} - \frac{\sigma_{SFI}^2/\sigma_{FI}^2}{\sigma_S^2} \quad (8)$$

만약  $HE_{ij}$ 가 통계적으로 유의하게 0보다 크다면(작다면) 헤징효율성 측면에서  $i$ 번째 헤징수단이  $j$ 번째 헤징수단에 비해 우월(열등)하다고 볼 수 있다. 만약  $HE_{ij}$ 가 0은 아니지만 통계적으로 유의하지 못하다면,  $i$ 번째와  $j$ 번째 헤징수단은 헤징효과 측면에서 동일하다고 판별할 수 있다.

이제, 깃스표집을 활용한 베이저안 접근방식에 근거하여 표본자료로부터 참값의 근사치를 계산하는 과정을 설명한다(Chou and Shvy, 1996). 이 접근방식에서는 헤징효율성의 차이인  $HE_{ij}$ 에 대한 검정통계치의 정확분포(exact distribution)를 직접 관찰하게 된다. 편의상 아래와 같이 평균행렬( $\mu$ )과 공분산행렬( $\Sigma$ )에 대한 제프리스 사전분포(Jeffrey's prior distribution)를 알고 있다고 가정한다.

$$P(\mu, \Sigma) \propto |\Sigma|^{-2} \quad (9)$$

따라서 이들 모수에 대한 결합사후분포는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\pi(\mu, \Sigma | R_1, R_2, \dots, R_T) \propto |\Sigma|^{-(T+4)/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (R_t - \mu)' \Sigma^{-1} (R_t - \mu)\right) \quad (10)$$

이러한 결합사후분포로부터 헤징수단별 헤징효율성 차이에 대한 주변사후분포(marginal posterior distribution)인  $\pi(HE_{ij})$ 를 찾아야 한다. 이를 위해, 일반적으로 식(10)에 변수변환기법(change-of-variable technique)을 사용할 수 있지만, 결과를 쉽게 구할 수 없는 단점이 있다.

따라서 대안적으로 깃스표집 알고리즘을 활용하여 사후분포를 계산할 수 있다.<sup>5)</sup>

깃스표집의 기본원리는 결합사후분포로부터 특정 표본을 시뮬레이션하는 것이다. 이렇게 시뮬레이션된 표본은 완전조건부(full conditional) 확률분포로부터 순차적으로 도출된다. 초기값은  $\mu$ 와  $\Sigma$ 에 대한 OLS 추정치를 활용하는데, 이는 앞서 최소분산 헤지비율 추정방식과 맥락을 같이 한다. 실제 시뮬레이션 과정에서는 주어진  $\Sigma$ 에 대해  $\mu$ 의 조건부 분포와 주어진  $\mu$ 에 대해  $\Sigma^{-1}$ 의 조건부분포로부터 각 표본을 생성시킨다.  $q$ 번의 반복적인 시뮬레이션 과정을 거치게 되면 일련의 공분산행렬인  $\{\Sigma^{(q)}\} = \{\Sigma^{(0)}, \Sigma^{(1)}, \dots, \Sigma^{(q)}\}$ 이 생성된다. 그리고 이를 활용하여 일련의 검정통계치인  $\{HE_{ij}^{(q)}\} = \{HE_{ij}^{(0)}, HE_{ij}^{(1)}, \dots, HE_{ij}^{(q)}\}$ 을 구할 수 있다.

약정칙조건(weak regularity condition) 하에서  $q$ 가 무한대로 접근할 경우  $HE_{ij}^{(q)}$ 는  $HE_{ij}$ 의 주변사후분포로부터 도출된 하나의 값이 된다. 따라서 일련의  $HE_{ij}^{(q)}$ 는  $HE_{ij}$ 의 사후분포로부터 도출된 하나의 표본을 형성한다.<sup>6)</sup> 이 표본의 특성을 분석함으로써 통계적 추론이 가능하다. 예를 들면,  $HE_{ij}$ 의 사후분포로부터 표본크기  $m$ 인  $\{HE_{ij}^{(1)}, HE_{ij}^{(2)}, \dots, HE_{ij}^{(m)}\}$ 을 생성시킨다면 커널추정(kernel estimation)과 같은 밀도함수 추정기법을 활용하여  $HE_{ij}$ 의 주변밀도함수를 추정할 수 있다(Silverman, 1986). 또 다른 방법으로는 표본으로부터 직접 최고사후밀도구간(highest posterior density region)을 계산할 수 있다. 본 연구에서는 후자 방식을 활용하여  $HE_{ij}$ 에 대한 95%와 99% 최고사후밀도구간을 구하고, 이들 구간에 0이 포함되는지 여부를 관찰한다. 만약 0이 최고사후밀도구간에 포함될 경우 앞서 제시된 귀무가설을 기각할 수 없고, 따라서 특정 신뢰수준에서 헤징수단  $i$ 와  $j$ 의 헤징효과를 통계적으로 동일하다고 판정할

5) 깃스표집 알고리즘에 대한 설명은 다수의 연구에서 찾을 수 있다. Gelfand and Smith(1990)에서는 알고리즘의 특성을 제시하고 있다.

6) 표본을 구하는 방식으로는 단일경로(single path)와 다중경로(multiple path) 방식이 있다. 이들 중 어느 것이 우월한지에 대해서는 아직까지 일치된 견해가 없다. 본 연구에서는 단일경로 방식을 채택하여 10,000번의 시뮬레이션 과정을 반복하고, 초기 1,000개 시행결과를 제거한다. 실증분석은 GAUSS 5.0을 활용하여 실행되었다.

수 있다. 반면, 0이 포함되지 않을 경우 비교대상 해징수단 사이에는 해징효율성 측면에서 통계적으로 유의한 비교우위가 존재한다고 볼 수 있다.

### Ⅲ. 표본자료와 실증분석 결과

#### 1. 표본자료

본 연구에서 활용된 표본자료는 발틱거래소에서 제공하는 세 가지의 해상운임 선도가격(Baltic Forward Assessment, BFA)의 일별자료를 사용한다. BFA는 선도운임계약(FFA)을 중개하는 브로커들로 구성된 패널이 특정 운송구간별로 평가한 가격들의 평균을 구한 값이다. 이들 평가치의 평균에는 현재 시점의 가격(현물지수)뿐 아니라 향후 1개월, 2개월, 3개월(분기물), 12개월(익년물) 등 미래 시점의 평가치도 포함된다. 본 연구에서는 Supramax급 6개 정기용선 운송구간의 평균치(SMX 6TC AVG), Panamax급 4개 정기용선 운송구간의 평균치(PMX 4TC AVG), 그리고 Capesize급 4개 정기용선 운송구간의 평균치(CAPE 4TC AVG) 등 세 가지 해상운임 현물지수와 BFA 분기물 선도가격을 활용한다.<sup>7)</sup> 분기별 선도가격의 경우 최근월물로 구성된다. 표본기간은 2006년 1월 2일부터 2007년 2월 21일까지 총 286일이다. 본 연구에서 고려하는 최장 해징기간인 30일을 차분해야 하기 때문에 실제 실증분석에 포함된 표본수는 255개로 감소되었다.

<그림-1>에서 <그림-3>에는 각각 SMX 6TC AVG, PMX 4TC AVG, 그리고 CAPE 4TC AVG의 현물지수와 분기물 및 익년물 선도가격을 보여준다. 이들 그림에서 알 수 있듯이, 현물지수를 중심으로 분기물 선도가격은 등락을 반복하면서 변동폭이 상대적으로 크다. 반면 익

7) BFA별로 평가치에 포함된 운송구간에 대한 자세한 내역은 [www.balticexchange.com](http://www.balticexchange.com)에서 찾을 수 있다. 본 연구에서 활용된 세 가지 BFA 이외에도 발틱거래소는 Capesize EM, Handysize, BFA Clean, BFA Dirty 등의 평가치를 운송구간별로 제공하고 있다.

년물 선도가격은 현물지수 아래에서 완만한 변동폭을 나타낸다.<sup>8)</sup>

이러한 해상운임의 가격움직임은 여타 상품의 현물가격과 선물가격 내지 선도가격의 추이와는 상이한 측면이 있다. 즉 대부분의 상품에서는 선물가격 내지 선도가격의 가격결정 구조의 특성으로 말미암아 현물가격과 거의 동일하게 움직인다. 또한 현물가격이 정상수준에 비해 상대적으로 높은 수준에서는 현물가격이 선물가격 혹은 선도가격에 비해 높게 나타나는 백워드이션(backwardation) 현상이 보편적이다. 반면, 현물가격이 정상수준에 비해 상대적으로 낮은 수준에서는 현물가격이 선물가격 혹은 선도가격에 비해 낮게 형성되는 콘탱고(contango) 현상이 뚜렷하다. 하지만 해상운임의 경우 현물가격과 선물가격 내지 선도가격 사이에 존재하는 일반적인 특성을 관찰할 수 없다.

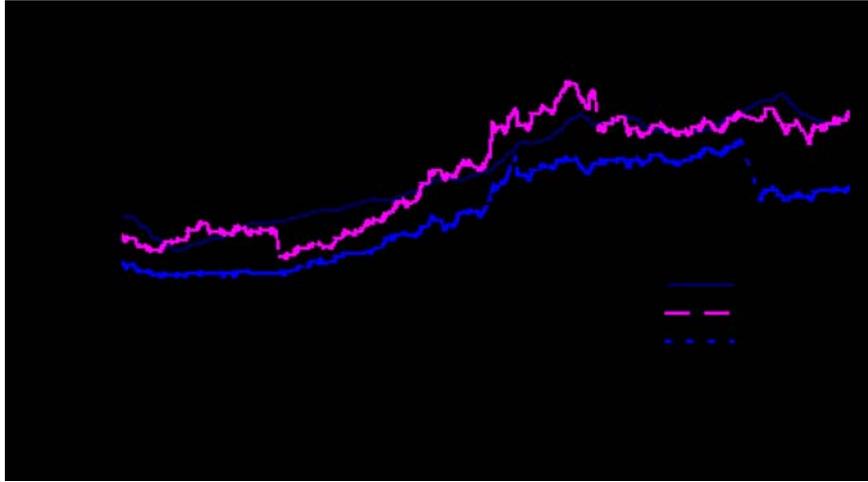
<표-1>은 표본자료의 개략적인 특성을 살펴보기 위해 기초통계량을 보여준다. 표에서 볼 수 있듯이, BFA별로 현물지수와 분기물 선도가격은 평균과 표준편차 측면에서 거의 유사하다. 평균 측면에서는 현물지수가 분기물 선도가격에 비해 약간 높게 나타난다. 반면 표준편차 측면에서는 (CAPE 4TC AVG를 제외하고) 현물가격에 비해 분기물 선도가격이 약간 높게 나타난다.

<표-2>는 표본자료를 대상으로 BFA별로 현물지수와 분기물 선도가격을 활용하여 헤징기간별로 앞서 제시된 최소분산 헤지비율(HE), 상관계수(CR), 그리고 헤징효율성(HE) 등을 나타낸다. 여기서 헤지비율과 헤징효율성은 표본자료를 로그차분한 형태로 변환하여 현물지수 수익률( $\Delta S_t$ )을 종속변수로, 분기물 선도가격 수익률( $\Delta F_t$ )을 설명변수로 하여 OLS를 적용한 결과이다. 헤징기간은 최단 1일에서 최장 30일까지 임의로 7가지 경우를 가정한다. 표에서 볼 수 있듯이, 헤징기간이 길어질수록 헤지비율은 대체로 증가한다. 또한 상관계수와 헤징효율성도 헤징기간에 비례하여 증가한다는 것을 알 수 있다. 이러한 표본자료를 대상으로 한 분석결과는 후술될 김스포집을 활용한 시뮬레이션 결과와도 거

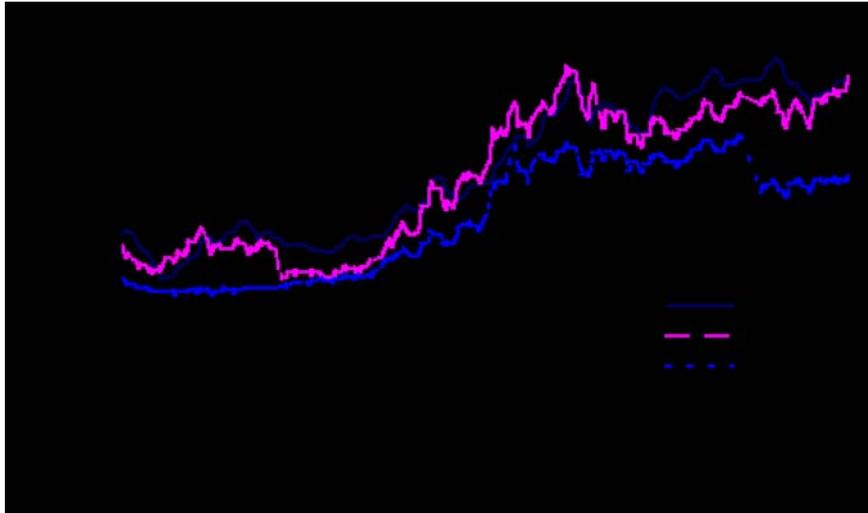
8) 최근 전세계적으로 원자재가격이 급등하면서 해상운임의 가격 또한 급등하는 추세를 보이고 있다. 해상운임의 급등은 현물시장뿐 아니라 선도시장에서도 유사한 양상을 보이고 있다. 특히 2006년 후반부터 해상운임은 급격히 상승하여 기록적인 수준을 나타내고 있다.

의 유사하게 나타난다.

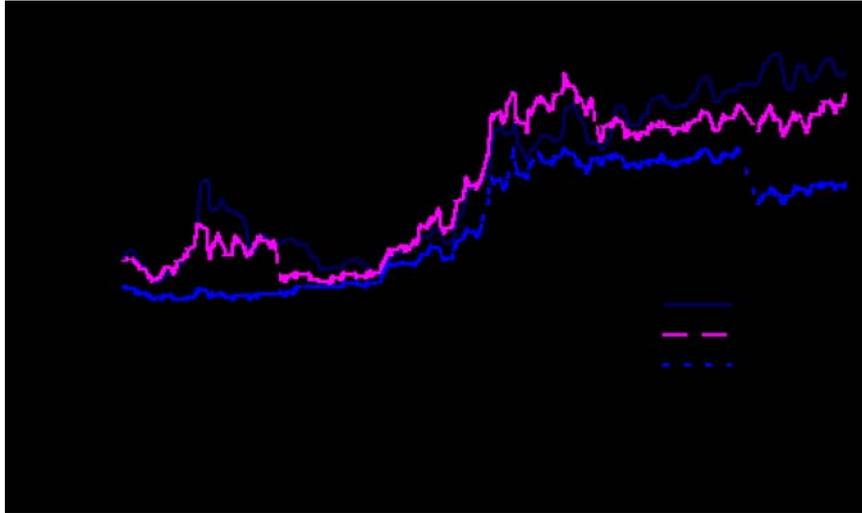
<그림-1> SMX 6TC AVG 현물지수, 분기물 및 익년물 선도가격  
(단위 : 달러/일)



<그림-2> PMX 4TC AVG 현물지수, 분기물 및 익년물 선도가격  
(단위 : 달러/일)



〈그림-3〉 CAPE 4TC AVG 현물지수, 분기물 및 익년물 선도가격  
(단위 : 달러/일)



〈표-1〉 변수별 기초통계량

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
SMX 6TC AVG-현물지수	23.5951	5.3424	14.5050	32.0010
PMX 4TC AVG-현물지수	25.1328	7.2939	13.2670	36.8750
CAPE 4TC AVG-현물지수	48.4792	15.6025	25.7530	74.2280
SMX 6TC AVG-분기물 선도가격	23.3106	6.1265	13.6250	33.4590
PMX 4TC AVG-분기물 선도가격	23.9487	7.3287	13.4680	35.9030
CAPE 4TC AVG-분기물 선도가격	46.3986	14.7371	25.8750	69.9060

〈표-2〉 표본자료를 대상으로 한 헤지비용, 상관계수, 헤징효율성

헤징기간	HR1	HR2	HR3	CR1	CR2	CR3	HE1	HE2	HE3
1	0.0091	0.1275	0.2525	0.0389	0.2588	0.3337	0.0015	0.0670	0.1113
5	0.0893	0.3283	0.5907	0.2304	0.4430	0.5437	0.0531	0.1963	0.2956
10	0.2017	0.4882	0.6905	0.3973	0.6007	0.6042	0.1579	0.3608	0.3650
15	0.2145	0.5496	0.7706	0.4047	0.6841	0.6766	0.1637	0.4680	0.4578
20	0.1880	0.5290	0.8084	0.3470	0.6965	0.7524	0.1204	0.4851	0.5661
25	0.1885	0.5380	0.8063	0.3314	0.7208	0.8008	0.1098	0.5195	0.6413
30	0.2125	0.5464	0.7936	0.3611	0.7479	0.8303	0.1304	0.5594	0.6895

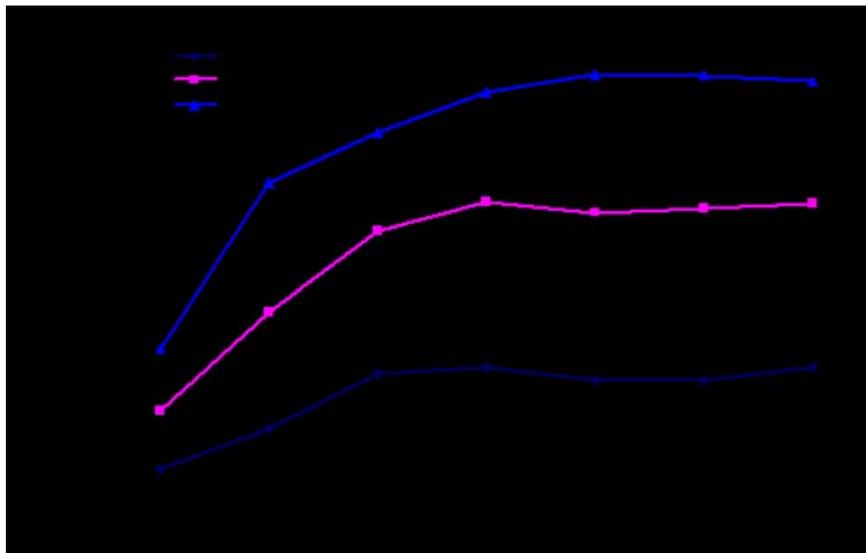
주 : HR은 헤지비용, CR은 상관계수, HE는 헤징효율성을 의미함.

## 2. 실증분석 결과

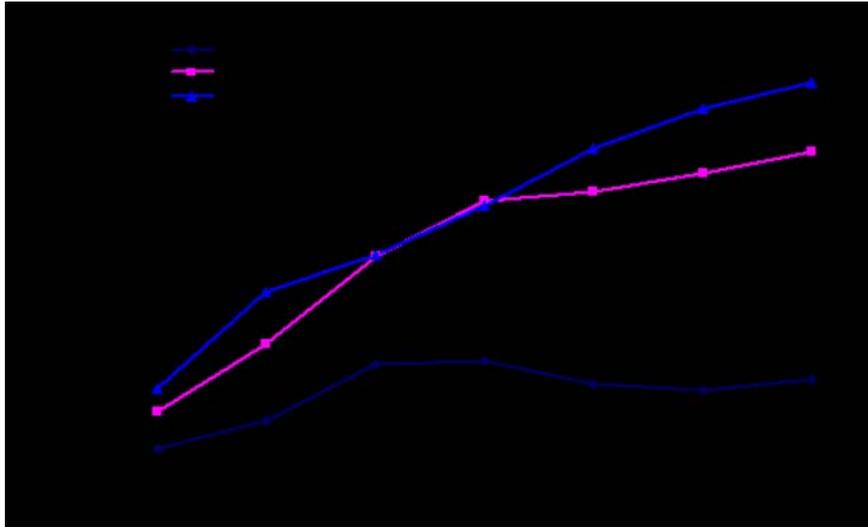
<그림-4>와 <그림-5>는 헤징기간별로 세 가지 해상운임 가격지수의 헤징비율과 헤징효율성에 대한 사후분포로부터 도출된 평균값을 보여준다. 앞서 제시된 표본자료를 대상으로 한 결과와 유사하다. 즉 헤징기간이 길어질수록 헤징비율은 대체로 증가하다가 특정 헤징기간 이후 일정한 수준을 유지한다. 또한 헤징비율의 크기는 CAPE 4TC AVG(HR3), PMX 4TC AVG(HR2), 그리고 SMX 6TC AVG(HR1)의 순서로 높게 나타난다. 헤징효율성 측면에서 살펴보면, 헤징기간이 길어질수록 헤징효율성이 대체로 증가한다. 헤징효율성 순위는 CAPE 4TC AVG(HE3), PMX 4TC AVG(HE2), 그리고 SMX 6TC AVG(HE1)로 나타난다.

이러한 헤징기간과 헤징효율성의 비례관계는 기존 연구들의 결과와도 일치하는 것이다(Hill and Schneeweis, 1982; Benet, 1992; Geppert, 1995; Holmes, 1996; Lien and Tse, 1999; Yang and Allen, 2004; 윤원철 · 안현

<그림-4> 헤징기간별, BFA 가격지수별 헤징비율에 대한 사후분포의 평균



<그림-5> 헤징기간별, BFA 가격지수별 헤징효율성에 대한 사후분포의 평균



진, 2004). 이들 연구에서는 헤징기간이 증가할수록 헤징효율성이 1로 수렴하는 것으로 보고하고 있다. 이러한 실증분석 결과의 이유 가운데 하나로 현물가격과 선물가격 혹은 선도가격 사이에 존재하는 연관성이 보다 장기간의 헤징기간에서 실현되면서 시장의 거래잡음(trading noise)이 서로 상쇄되는 현상을 들고 있다.

다음으로, 해상운임 헤징수단별 헤징효율성의 차이가 통계적으로 유의한지 여부를 살펴보자. <표-3>부터 <표-5>까지는 헤징기간별로 세 가지 해상운임에 대하여 10,000번 시뮬레이션한 결과를 보여준다. 표에서 제시된 헤징효율성 차이의 평균과 표준편차는 시뮬레이션을 통해 산출된 사후분포의 평균과 표준편차를 나타낸다. 또한 95%와 99%의 하한과 상한은 반복적인 몬테카를로 방식을 활용한 김스표집을 통해 계산된 최고사후밀도구간의 경계값을 의미한다.

먼저 SMX 6TC AVG와 PMX 4TC AVG 사이에는 헤징기간에 관계없이 95%와 99% 신뢰수준 모두에서 ‘헤징효율성 측면에서 차이가 없다’는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타난다. 즉 각 신뢰수준에서 최고사후밀도구간이 0을 포함하지 않고 하한과 상한 모두 음수를 나타낸다.

이로써 전자에 비해 후자의 해빙수단이 해빙효율성 측면에서 우월한 것으로 판정할 수 있다. 또한 해빙기간이 길어질수록 이들 해빙수단간 해빙효율성 차이는 확대된다.

다음으로 SMX 6TC AVG와 CAPE 4TC AVG 사이에는 해빙기간에 관계없이 95%와 99% 신뢰수준 모두에서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타난다. 따라서 전자에 비해 후자의 해빙수단이 해빙효율성 측면에서 우월하다고 볼 수 있다. 앞서와 마찬가지로, 해빙기간이 길어질수록 이들 해빙수단간 해빙효율성 차이는 확대되는 것으로 나타난다.

끝으로 PMX 4TC AVG와 CAPE 4TC AVG 사이에는 95%와 99% 신뢰수준 모두에서, 그리고 해빙기간이 20일 이하에서 귀무가설을 기각하지 않는 것으로 나타난다. 반면 해빙기간이 25일 이상일 경우 귀무가설을 기각한다. 따라서 해빙기간이 일정 기간 이상일 경우에만 전자에 비해 후자의 해빙효율성이 우월하게 나타난다.

이들 해빙수단별 해빙효율성 차이에 대한 검정결과를 종합해 보면, 해빙수단별로 통계적으로 유의한 차이를 발견할 수 있다. 상대적인 비교우위는 CAPE 4TC AVG, PMX 4TC AVG, 그리고 SMX 6TC AVG의 순서이다. 이러한 시뮬레이션 결과는 앞서 단일의 표본자료를 활용한 결과와도 일치한다. 한 가지 유의할 사항은 첫 번째와 두 번째 해빙수단 사이의 비교우위는 해빙기간이 일정 기간 이상일 경우에만 판별할 수 있다는 점이다.

〈표-3〉 SMX 6TC AVG와 PMX 4TC AVG의 해빙효율성 차이에 대한 유의성 검정

해빙기간	평균	표준편차	95%-하한	95%-상한	99%-하한	99%-상한
1	-0.0679	0.0294	-0.1319	-0.0188	-0.1579	-0.0093
5	-0.1435	0.0373	-0.2195	-0.0741	-0.2443	-0.0557
10	-0.2014	0.0406	-0.2822	-0.1224	-0.3077	-0.0976
15	-0.3022	0.0384	-0.3767	-0.2274	-0.3982	-0.2007
20	-0.3625	0.0378	-0.4359	-0.2873	-0.4570	-0.2617
25	-0.4079	0.0370	-0.4784	-0.3323	-0.4986	-0.3093
30	-0.4268	0.0348	-0.4938	-0.3576	-0.5134	-0.3323

〈표-4〉 SMX 6TC AVG와 CAPE 4TC AVG의 헤징효율성 차이에 대한 유의성 검정

헤징기간	평균	표준편차	95%-하한	95%-상한	99%-하한	99%-상한
1	-0.1118	0.0366	-0.1895	-0.0472	-0.2159	-0.0338
5	-0.2416	0.0470	-0.3349	-0.1522	-0.3673	-0.1232
10	-0.2056	0.0499	-0.3044	-0.1068	-0.3331	-0.0748
15	-0.2919	0.0520	-0.3923	-0.1880	-0.4219	-0.1552
20	-0.4430	0.0492	-0.5363	-0.3431	-0.5636	-0.3111
25	-0.5291	0.0478	-0.6179	-0.4296	-0.6451	-0.4009
30	-0.5573	0.0471	-0.6461	-0.4598	-0.6729	-0.4297

〈표-5〉 PMX 4TC AVG와 CAPE 4TC AVG의 헤징효율성 차이에 대한 유의성 검정

헤징기간	평균	표준편차	95%-하한	95%-상한	99%-하한	99%-상한
1	-0.0439	0.0397	-0.1234	0.0345	-0.1496	0.0589
5	-0.0981	0.0509	-0.1966	0.0028	-0.2265	0.0340
10	-0.0042	0.0525	-0.1066	0.1009	-0.1381	0.1296
15	0.0102	0.0516	-0.0917	0.1115	-0.1219	0.1440
20	-0.0805	0.0486	-0.1755	0.0164	-0.2120	0.0481
25	-0.1211	0.0467	-0.2134	-0.0311	-0.2435	-0.0033
30	-0.1305	0.0450	-0.2194	-0.0446	-0.2553	-0.0184

## V. 요약 및 시사점

본 연구의 주된 목적은 해상운임 선도가격을 활용하여 최소분산 헤지 비율을 추정하고, 이를 근거로 헤징수단별로 헤징효과 차이의 통계적으로 유의한지를 검정하는 데 있다. 헤징효율성의 차이에 대해서는 김스표집을 활용하여 사후분포를 도출하고, 이들 사후분포로부터 최고사후밀도구간을 산출함으로써 귀무가설을 검정한다. 이로써 단일의 표본을 대상으로 분석하는 경우에 발생할 수 있는 실증분석의 임의성을 배

제하여 통계적인 신뢰도를 향상시킬 수 있다. 표본자료는 일간자료로서 발틱거래소의 해상운임 현물지수와 분기물 선도가격을 사용한다. 표본기간은 2006년 1월 2일부터 2007년 2월 21일까지이다.

주요 실증분석 결과를 정리해 보면, 헤징수단에 상관없이 헤징기간이 길어질수록 헤지비용과 이를 근거로 한 헤징효율성은 대체로 증가한다. 근본적인 이유로는 헤징기간이 길어질수록 현물지수와 이에 상응하는 선도가격 사이에 존재하는 상관관계가 높아지고, 이로써 상관계수의 제곱으로 산출되는 헤징효율성 또한 향상되기 때문이다. 헤징효율성 측면에서 헤징수단별 비교우위는 통계적으로 유의한 결과를 찾을 수 있다. 즉 CAPE 4TC AVG, PMX 4TC AVG, 그리고 SMX 6TC AVG의 순서로 헤징효율성이 높게 나타난다.

실증분석 결과를 토대로, 해상운임 선도가격을 활용하여 해상운임의 변동에 따른 위험노출을 적절히 관리할 수 있다는 것을 알 수 있다. 다시 말해, 수출업자나 수입업자와 같이 용선하는 입장에서 해상운임의 변동성을 최소화시켜 비용흐름을 안정화시키고자 한다면 선도가격을 활용하는 것이 효과적인 대안이 될 수 있다. 하지만 해상운임의 변동위험을 관리하는 데 있어 용선규모에 따라, 그리고 헤징기간에 따라 결과가 상이할 수 있다는 점을 유의해야 한다.

본 연구에서는 내표본에 근거한 사후적 분석기법만을 활용하였다. 향후에는 외표본을 활용한 사전적 분석을 통하여 실증분석 결과의 유의성을 재확인하는 작업이 필요할 것이다. 또한 표본기간을 확대하고, 세 가지 선도가격 이외 여타 선도가격을 활용한 경우의 실증분석 결과와 비교해 보는 것도 유용한 연구과제라고 판단된다.

## 참고 문헌

1. 윤원철 · 안현진, “원-달러 선물계약과 NDF계약의 헤징효율성 비교”, 「선물연구」, 제12권, 2004.
2. Benet, B., “Hedge Period Length and Ex-Ante Futures Hedging Effectiveness: The Case of Foreign Exchange Risk Cross Hedges”, *Journal of Futures Markets*, 12, 1992.
3. Chen, S.-Y., C.-C. Lin, P.-H. Chou, and D.-Y. Hwang, “A Comparison of Hedge Effectiveness and Price Discovery between TAIEX TAIEX Index Futures and SGX MSCI Taiwan Index Futures”, *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 5, 2002.
4. Chou, P. and G. Shvy, “Hedging Effectiveness and Price Transmission of Individual Share Futures”, *Proceedings of the Seventh Annual Asia-Pacific Futures Research Symposium*, 1996.
5. Ederington, L., “The Hedging Performance of the New Futures Markets”, *Journal of Finance*, 34, 1979.
6. Gelfand, A. and A. Smith, “Sampling Based Approaches to Calculating Marginal Densities”, *Journal of the American Statistical Association* 85, 1990.
7. Geman, S. and D. Geman, “Stochastic Relaxation, Gibbs Distribution and the Bayesian Restoration of Images”, *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence* 6, 1984.
8. Geppert, J., “A Statistical Model for the Relationship between Futures Contract Hedging Effectiveness and Investment Horizon Length”, *Journal of Futures Markets*, 15, 1995.
9. Hill, J. and T. Schneeweis, “The Hedging Effectiveness and Minimum Risk Hedge Ratios in the Presence of Autocorrelation: Foreign Currency Futures”, *Journal of Financial Research*, 5, 1982.
10. Holmes, P., “Stock Index Futures Hedging: Hedge Ratio Estimation, Duration Effects, Expiration Effects and Hedge Ratio Stability”,

- Journal of Business Finance and Accounting*, 23, 1996.
11. Kavussanos, M and N. Nomikos, "The Forward Pricing Function of the Shipping Freight Futures Market", *Journal of Futures Markets*, 19, 1999.
  12. \_\_\_\_\_, "Futures Hedging When the Structure of the Underlying Asset Changes: The Case of the BIFFEX Contract", *Journal of Futures Markets*, 20, 2000a.
  13. \_\_\_\_\_, "Constant vs. Time-Varying Hedge Ratios and Hedging Efficiency in the BIFFEX Market", *Transportation Research Part E*, 36, 2000b.
  14. Kavussanos, M. and I. Visvikis, "The Hedging Performance of Over-The-Counter Forward Shipping Freight Markets", *Conference Proceedings*, 14th International Association of Maritime Economists (IAME) Conference, Izmir, 2005.
  15. \_\_\_\_\_, "Shipping Freight Derivatives: A Survey of Recent Evidence", *Maritime Policy and Management*, 33, 2006.
  16. Kavussanos, M., I. Visvikis, and D. Menachof, "The Unbiasedness Hypothesis in the Freight Forward Market: Evidence from Cointegration Tests", *Review of Derivatives Research*, 7, 2004.
  17. Lien, D. and Y. Tse, "Fractional Cointegration and Futures Hedging", *Journal of Futures Markets*, 19, 1999.
  18. Silverman, B., *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, New York, 1986.
  19. Yang, J. and D. Allen, "Multivariate GARCH Hedge Ratios and Hedging Effectiveness in Australian Futures Markets", *Accounting and Finance*, 45, 2004.