KOSPI 200 선물의 최적헤지비율과 헤지성과

김 석 진 (경북대학교)
설 병 문 (경북대학교)
도 영 호 (경북대학교)

KOSPI 200 선물의 최적헤지비율과 헤지성과

김석진*
설병문**
도영호***

<요 약>

본 논문은 1996년 5월 3일부터 2005년 12월 29일까지 KOSPI 200 현물과 선물 자료의 일별 자료를 사용하여 OLS, VECM, vech 모형, 비대칭 vech 모형, CCOR 모형, 비대칭 CCOR, BEKK 모형, 비대칭 BEKK 모형으로부터 얻은 헤지비율과 헤지성과를 비교하였다. 단위근 검정에서 KOSPI 200 현물가격과 선물가격은 단위근이 있는 불안정한 시계열이었지만, 공적분 검정에서 두 시계열이 장기적 균형관계를 이루고 있었다. KOSPI 200 현물수익률과 선물수익률은 안정적인 시계열이었다.

내표본에 대한 헤지성과 분석결과, 헤지모형 중 비대칭 vech 모형의 헤지성과가 가장 높게 나왔다. 외표본의 경우, BEKK 모형의 헤지성과가 가장 높았다. 대칭 모형과 비대칭 모형의 헤지성과를 비교해 보면 내표본에서 일관되게 비대칭 모형의 성과가 높게 나타나고 있다. 이러한 분석결과는 음(-)의 시장 충격이 양(+)의 경우보다 가격 변화에 큰 영향을 미친다는 선행연구의 결과를 지지하는 것이다. 하지만 외표본의 경우, 비대칭 모형이 대칭 모형보다 다소 낮게 나왔다.

주제어 : KOSPI 200 선물, 헤지성과, vech 모형, CCOR 모형, BEKK 모형

* 경북대학교 경영학부 교수(sckim@knu.ac.kr)
** 경북대학교 경영학부 강사
*** 경북대학교 경영학부 박사수료

Ⅰ. 서 론

주가지수선물은 주가지수의 변화에 따른 위험을 헤지(hedge)하기 위한 수단으로 사용되고 있다. 헤지는 현재 보유하고 있거나 미래에 보유할 예정인 투자자산 내지 투자포트폴리오의 가치가 하락하는 가격변동위험을 없애거나 줄이기 위한 행위를 일컫는다. 헤지를 위해서 기존의 현물포지션(spot position)에 대해 선물시장에서 반대포지션을 취하는데, 이것은 미래의 현물포지션에서 발생할 수 있는 손실을 포지션이 반대인 선물포지션(futures position)의 이익으로 상쇄하여 가치변동을 없애는 것이다. 그러므로 위험을 없애기 위해 시장에서 활동하는 헤저(hedger)에게 가장 중요한 것은 최적헤지비율을 결정하는 것이다.

이에 연구자들은 최적헤지비율을 계산하기 위해 다양한 방법을 강구해 왔는데, 이 가운데 가장 널리 사용되어 온 것은 포트폴리오의 분산을 최소화하는 헤지비율 즉, 최소분산헤지비율(minimum variance hedge ratio)을 구하는 것이다. 기존의 연구는 최소분산헤지비율을 구하기 위해서 최소자승법(ordinary least squares: OLS)[Ederington(1979)], 자기회귀 조건부 이분산(autoregressive conditional heteroskedasticity: ARCH) 모형과 일반 자기회귀 조건부 이분산(Generalized ARCH: GARCH) 모형[Cecchetti, Cumby, & Figlewski(1988), Baillie & Myers(1991), Sephton(1993a), Sephton(1993b), Choudhry(2004)], 오차수정모형(error correction model: ECM)[Ghosh(1993), Lien & Luo(1993), Chou, Fan, & Lee(1996)], 분해모형(decomposition model)[Geppert(1995)] 등을 사용하였다. 또한, ECM과 함께 GARCH 모형[Kroner & Sultan(1993), Wang & Low(2003)], GARCH 모형을 다변량으로 확장한 vech 모형과 BEKK 모형[Brooks, Henry, & Persand(2002), Poomimars, Cadle, & Theobald(2003)]으로 헤지비율을 추정하기도 하였다.

국내연구로 곽수종(1997), 정한규(1999), 남상구·박종호(2001), 이재하·장광열(2001) 등이 있다. 남상구·박종호(2001)는 분산방정식을 GARCH 모형, 평균방정식을 OLS, 벡터회귀(vector autoregressive: VAR)모형, ECM 및 분수 적분 오차수정(fractionally integrated error correction: FIEC)모형으로 다양하게 헤지성과를 분석하였다. 이재하·장광열(2001)은 1996년 5월 3일부터 1998년 12월 5일까지 KOSPOI 200 현물과 선물 자료를 이용하여 최소분산모형, 벡터오차수정모형, 이변량 GARCH 모형, 이변량 EGARCH 모형의 헤지성과를 비교하였다.

그런데 Brooks et. al.(2002), 이재하·장광열(2001) 등을 제외한 지금까지 연구는 정보비대칭 효과를 적절히 반영하지 못하고 있다. Brooks et. al.(2002)이 비대칭 BEKK를 도입하여 헤지성과를 측정했지만 다른 형태의 GARCH 모형과 비교하지 않아 헤지성과에 어떤 차이가 있는지 알 수 없다. 이재하·장광열(2001)은 GARCH 모형을 확장한 BEKK 모형은 사용하지 않았다. 이에 본 연구는 KOSPI 200 선물의 헤지성과를 측정하기 위해 평균방정식에 VECM(vector ECM), 분산방정식에 vech 모형, 비대칭 vech 모형(이변량 GJR GARCH 모형과 동일), CCOR(constant correlation) 모형, 비대칭 CCOR 모형, BEKK 모형 및 비대칭 BEKK 모형을 사용한다. 즉, 분산방정식에 여러 가지 비대칭 모형을 설정함으로써 비대칭성을 고려했을 때 KOSPI 200 선물의 헤지성과가 어떻게 달라지는지 살펴보고자 한다.

헤지비율 계산 결과, 헤지비율이 모두 1보다 작았고, 비대칭 BEKK 모형이 가장 크고 VECM이 가장 작았다. 분산은 CCOR 모형이 가장 작았고 비대칭 BEKK 모형이 가장 크게 나왔다. 내표본에 대한 헤지성과 분석결과, 헤지모형 중 비대칭 vech 모형의 헤지성과가 가장 높게 나왔다. 외표본의 경우, BEKK 모형의 헤지성과가 가장 높았다. 대칭 모형과 비대칭 모형의 헤지성과를 비교해 보면 내표본에서 일관되게 비대칭 모형의 성과가 높게 나타나고 있다. 이러한 분석결과는 음(-)의 시장 충격이 양(+)의 경우보다 가격 변화에 큰 영향을 미친다는 선행연구의 결과를 지지하는 것이다. 하지만 외표본의 경우, 비대칭 모형이 대칭 모형보다 다소 낮게 나왔다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅰ장 서론에 이어, 제Ⅱ장에서 본 연구에서 제시하는 헤지모형을 설정한다. 제Ⅲ장에서 자료에 대한 기초통계 분석을 살펴보고 단위근, 공적분 검정 등 안정성 검정을 실시한다. 제Ⅳ장에서 헤지모형을 추정한 후 헤지성과를 헤지모형별로 비교 분석한다. 제Ⅴ장에서 본 논문의 결론을 정리한다.

Ⅱ. 헤지모형

1. VECM

본 연구는 KOSPI 200 현물과 선물 자료의 단위근과 공적분 관계를 분석한 결과에 근거하여 VECM을 헤지모형으로 사용한다. 이론적으로 현물과 선물가격은 아비트라지 조건으로 묶여 있으며, 선물가격은 만기에 현물과 일치하게 되므로 두 시계열은 장기적으로 멀리 떨어져 이동할 수 없다. 따라서 두 시계열 자료 간에 공적분이 있을 것으로 기대할 수 있으며, 이 경우 오차수정모형을 사용하는 것이 타당하다. 식(2-1)은 본 연구에서 헤지모형 중 하나로, 다양한 GARCH 모형의 평균방정식으로 사용할 VECM이다.

$$R_{s,t}=\beta_{1,0}+\beta_{1,1}(S_{t-1}-\Theta F_{t-1})+\beta_{1,2}R_{st-1}+\beta_{1,3}R_{ft-1}+\varepsilon_{s,t} \qquad (2\text{-}1)$$

$$R_{f,t}=\beta_{2,0}+\beta_{2,1}(S_{t-1}-\Theta F_{t-1})+\beta_{2,2}R_{st-1}+\beta_{2,3}R_{ft-1}+\varepsilon_{f,t}$$

$$e_t=\begin{bmatrix}\varepsilon_{st}\\ \varepsilon_{ft}\end{bmatrix} \mid \Phi_{t-1} \sim N(0,H_t), \qquad H_t=\begin{bmatrix}h_{ss,t} & h_{sf,t}\\ h_{fs,t} & h_{ff,t}\end{bmatrix}$$

$R_{s,t}$: t기의 KOSPI 200 현물 수익률 , $R_{f,t}$: t기의 KOSPI 200 선물 수익률

Φ_{t-1} : t-1시점의 정보 집합

h_{sf}/h_{ff} : 헤지비율

본 연구와 같이 VECM과 GARCH 모형을 결합하여 헤지성과를 측정한 대표적 국외연구는 Kroner & Sultan(1993), Wang & Low(2003)가 있으며, 국내에서 다수의 연구가 이루어졌다. 이들 선행연구는 VECM과 GARCH 모형을 사용함으로써 선물과 현물간의 장기적 관계를 고려하고 있으며, 헤지비율의 시간가변성을 반영하고 있다는 장점을 가지고 있다. 그러나 GARCH 모형이 이론적 특성에 따라 다양하게 변화·발전하고 있어, 본 연구도 세 가지의 GARCH 모형을 분석에 사용하고 있다. 본 연구에서 사용한 GARCH 모형을 식(2-3)에서 식(2-9)에 걸쳐 설명한다.

2. vech 모형과 비대칭 vech 모형

헤지를 위하여 분산방정식에 vech 모형을 사용할 경우, vech 모형의 계수가 21개이고 여기에 VECM의 계수가 추가되므로 추정해야할 계수가 과다해지는 문제가 발생한다. vech 모형의 계수행렬을 대각행렬(diagonal matrix)로 가정함으로써 분산방정식의 추정계수를 9개로 줄이고 있다. 계수행렬 A와 B를 대각행렬로 제약함으로써 분산-공분산 행렬의 각 요소가 자신의 과거 값과 잔차항의 과거 값에만 의존하게 된다. 헤지를 위하여 기본적으로 사용되는 이변량 GARCH 모형으로 계수행렬을 대각행렬로 가정한 vech 모형이 일반적으로 많이 사

용된다.

$$vech(H_t) = C + Avech(e_{t-1}e'_{t-1}) + Bvech(H_{t-1}) \quad (2\text{-}2)$$

$$\begin{bmatrix} h_{sst} \\ h_{sft} \\ h_{fft} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{10} \\ C_{20} \\ C_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 \\ 0 & A_{22} & 0 \\ 0 & 0 & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^2_{st-1} \\ e_{st-1}e_{ft-1} \\ e^2_{ft-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & 0 & 0 \\ 0 & B_{22} & 0 \\ 0 & 0 & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{sst-1} \\ h_{sft-1} \\ h_{fft-1} \end{bmatrix} \quad (2\text{-}3)$$

vech 모형은 잔차항의 제곱이 미래의 분산 즉, 변동성에 영향을 미치게 되어 조건부 분산에 대한 충격이 양(+) 또는 음(-)인지에 관계없이 항상 대칭적인 효과를 가지게 된다. 따라서 vech 모형은 Black(1976) 이후 널리 알려진 현재의 수익률과 미래의 수익률 변동성 간의 음(-)의 상관관계를 고려하지 않고 있는 것이다. 본 연구는 각 모형에서 시장의 비대칭 효과를 분석하기 위하여 잔차항(ϵ_{t-1})의 부호가 음이면 잔차항의 값을, 양이면 0의 값을 가지는 더미변수를 도입한다. 식(2-4)은 정보비대칭효과를 분석에 반영한 비대칭 vech 모형이다.[4)]

$$\begin{bmatrix} h_{sst} \\ h_{sft} \\ h_{fft} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{10} \\ C_{20} \\ C_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 \\ 0 & A_{22} & 0 \\ 0 & 0 & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^2_{st-1} \\ e_{st-1}e_{ft-1} \\ e^2_{ft-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & 0 & 0 \\ 0 & B_{22} & 0 \\ 0 & 0 & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{sst-1} \\ h_{sft-1} \\ h_{fft-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} D_{11} & 0 & 0 \\ 0 & D_{22} & 0 \\ 0 & 0 & D_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} de^2_{st-1} \\ de_{st-1}e_{ft-1} \\ de^2_{ft-1} \end{bmatrix} \quad (2\text{-}4)$$

3. CCOR 모형과 비대칭 CCOR 모형

식(2-5)은 vech 모형의 공분산(h_{sft}) 식을 두 개의 수익률의 조건부 표준편차에 상수인 상관계수를 곱한 것으로 표현한 CCOR 모형[Bollerslev(1990), Kroner & Ng(1998), Poomimars et. al.(2003)]이고, 식(2-6)은 식(2-5)에서 비대칭효과를 분석하기 위해 더미변수를 넣은 비대칭 CCOR 모형이다. Bollerslev(1990)는 선형 대각화(linear diagonal) GARCH 모형[Bollerslev, Engle, & Wooldridge(1998)], 잠재 요인(latent factor) ARCH 모형[Diebold & Nerlove(1989)], 요인 GARCH 모형[Engle, Ng, & Rothschild(1990)]과 비교해 보면 CCOR 모형이 계수를 줄여주어 계산을 쉽게 하므로 실증분석에서 유용할 수 있다고 하였다.

$$\begin{bmatrix} h_{sst} \\ h_{fft} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{10} \\ C_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & 0 \\ 0 & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^2_{st-1} \\ e^2_{ft-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & 0 \\ 0 & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{sst-1} \\ h_{fft-1} \end{bmatrix} \quad (2\text{-}5)$$

4) 본 연구에서 사용한 비대칭 vech 모형은 이변량 GJR(Glosten-Jagannathan-Runkle) GARCH 모형과 동일하다. 이 외에 비대칭성을 고려한 모형으로 Nelson(1991)의 EGARCH(Exponencial GARCH) 모형 등이 있다.

$$h_{sft} = \rho\sqrt{h_{sst} h_{fft}}$$

$$\begin{bmatrix} h_{sst} \\ h_{fft} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{10} \\ C_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & 0 \\ 0 & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^2_{st-1} \\ e^2_{ft-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & 0 \\ 0 & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{sst-1} \\ h_{fft-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} D_{11} & 0 \\ 0 & D_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} de^2_{st-1} \\ de^2_{ft-1} \end{bmatrix}$$

(2-6)

$$h_{sft} = \rho\sqrt{h_{sst} h_{fft}}$$

4. BEKK 모형과 비대칭 BEKK 모형

위에서 설명한 식(2-3)의 vech 모형은 과도하게 많은 계수를 추정해야 한다는 문제와 양정부호(positive definite) 조건을 충족시키기 어렵다는 문제점을 가진다. 이 문제점을 해결하는 모형으로 Engle & Kroner(1995)는 분산방정식의 제약을 완화한 BEKK 모형을 제시하였다. BEKK 모형은 계수의 절약성(parsimonious)과 분산 행렬의 양정부호 조건을 동시에 충족시키는 이론적으로 우월한 모형이다.

본 연구는 BEKK 모형의 계수행렬을 대각행렬로 가정한 모형을 분석에 사용한다 [Engle(2002), 김명직·장국현(2003)]. 그러므로 분석에 사용하는 BEKK 모형은 추정계수가 6개이며, 계수 값이 제곱의 형태로 추정되므로 양정부호 조건을 충족시킨다는 장점을 가진다. 식(2-8)은 BEKK 모형이고, 식(2-9)은 비대칭효과를 분석에 반영한 비대칭 BEKK 모형이다.

$$H_t = C'_1 C_1 + A'_1(e_{t-1} e'_{t-1})A_1 + B'_1 H_{t-1} B_1 \qquad (2\text{-}7)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} C_{10} & 0 \\ C_{20} & C_{30} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{10} & C_{20} \\ 0 & C_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & 0 \\ 0 & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{s,t-1} \\ e_{f,t-1} \end{bmatrix} [e_{s,t-1} \; e_{f,t-1}] \begin{bmatrix} A_{11} & 0 \\ 0 & A_{33} \end{bmatrix}$$
$$+ \begin{bmatrix} B_{11} & 0 \\ 0 & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} & h_{sf,t-1} \\ h_{fs,t-1} & h_{ff,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B_{11} & 0 \\ 0 & B_{33} \end{bmatrix} \qquad (2\text{-}8)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} C_{10} & 0 \\ C_{20} & C_{30} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{10} & C_{20} \\ 0 & C_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11} & 0 \\ 0 & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{s,t-1} \\ e_{f,t-1} \end{bmatrix} [e_{s,t-1} \; e_{f,t-1}] \begin{bmatrix} A_{11} & 0 \\ 0 & A_{33} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} B_{11} & 0 \\ 0 & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} & h_{sf,t-1} \\ h_{fs,t-1} & h_{ff,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B_{11} & 0 \\ 0 & B_{33} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} D_{11} & 0 \\ 0 & D_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} de_{s,t-1} \\ de_{f,t-1} \end{bmatrix} [de_{s,t-1} \; de_{f,t-1}] \begin{bmatrix} D_{11} & 0 \\ 0 & D_{33} \end{bmatrix}$$

(2-9)

헤지비율은 vech 모형, 비대칭 vech 모형, CCOR 모형, 비대칭 CCOR 모형, BEKK 모형 및 비대칭 BEKK 모형의 분산방정식을 추정하여 나오는 분산-공분산 행렬로 계산하게 되며,

t시점의 헤지비율은 $HR_t = H_{sf,t} / H_{ff,t}$이다. 이 헤지비율은 시간에 걸쳐 변하여 결과적으로 헤지기간 동안 불변 헤지비율이 아닌 시간가변(time-varying) 헤지비율 시계열로 나타난다.

Ⅲ. 자료와 안정성 검정

1. 자료

자료는 KOSPI 200 선물이 거래되기 시작한 1996년 5월 3일부터 2005년 12월 29일까지 현물과 선물가격의 종가를 일별 단위로 추출한 2503개 자료이며 한국증권선물거래소로부터 구하였다. KOSPI 200 선물의 거래가 최근월물에 집중되어 있으므로 최근월물에 대한 계속적인 만기이전(roll over)을 가정하고 우선 KOSPI 200 선물의 최근월물 가격만을 표본기간동안 시계열로 구성하였다. 일반적으로 선물의 일별자료를 가지고 실증분석을 할 때, 만기일에 최근월물의 거래가 거의 이루어지지 않기 때문에 최근월물을 사용하지 않고 차근월물을 사용한다. 본 연구도 만기일에 최근월물의 거래가 거의 이루어지지 않았기 때문에 차근월물을 사용하였다. 전체 표본은 내표본과 외표본으로 구분하여 내표본은 1996년 5월 3일부터 2005년 6월 30일까지 2376개이며, 외표본은 2005년 7월 1일부터 2005년 12월 29일까지 127개 자료이다.

변수는 당기의 값을 전기의 값으로 나눈 다음 자연대수를 취하고, 이 수에 100을 곱한 값을 수익률로 하여 본 연구에 사용한다. 수익률을 수식으로 정리하면 다음과 같다.

$$R_{s,t}=(\ln\frac{S_t}{S_{t-1}})\times 100 \qquad (3\text{-}1)$$

$$R_{f,t}=(\ln\frac{F_t}{F_{t-1}})\times 100 \qquad (3\text{-}2)$$

단, $R_{s,t}$, $R_{f,t}$: KOSPI 200 현물수익률, KOSPI 200 선물수익률

S_t , S_{t-1} : KOSPI 200 현물

F_t , F_{t-1} : KOSPI 200 선물가격

본 연구에 사용된 변수에 대한 기초통계량은 <표 1>과 같다. 내표본 기간에서 현물수익률과 선물수익률의 평균은 모두 양(+)으로 나타나며, 현물수익률이 선물수익률보다 평균이 높게 나타난다. 표준편차와 왜도는 선물이 높게 나타났으며 첨도는 현물에서 높게 나타난다. 분포의 비대칭성을 측정하는 왜도(skewness)의 경우 음(-)의 값을 가져 왼쪽으로 치우진 분포를 가지는 것으로 나타난다. 분포의 밀집도를 나타내는 첨도(kurtosis)의 경우 0보다 큰 값을 가져 정규분포보다 뾰족한(leptokurtic) 분포를 취하고 있다.[5)]

Jarque-Bera 통계량은 수익률이 정규성을 따른다는 귀무가설을 모두 기각하였다.[6)] Ljung-Box Q(Q^2) 통계량은 두 수익률에서 시계열 자기상관이 존재하는 것으로 나왔다.[7)]

5) 일반적으로 정규분포는 첨도가 3이지만, 본 연구에서 사용한 첨도는 초과첨도(excess kurtosis)로 정규분포일 때 첨도가 0이다.

6) Jarque-Bera 통계량은 다음과 같다.

이것은 현물수익률과 선물수익률에 조건부 이분산이 존재할 가능성을 보여주는 것이다.

이상의 기초통계량을 통해 보면, 최적헤지비율을 추정하기 위한 모형으로 GARCH 모형과 같이 각 현물수익률과 선물수익률의 비정규성을 고려한 비선형모형이 적절한 것으로 요약할 수 있다.

<표 1> 기초통계량

통계량	$R_{s,t}$	$R_{f,t}$
평균	1.26E-05	1.09E-05
표준편차	0.010	0.011
최대값	0.037	0.045
최소값	-0.055	-0.062
왜도	-0.089	-0.015
첨도	4.989	4.575
Jarque-Bera	374.707** (0.000)	233.150** (0.000)
LB(10)	36.477** (0.000)	23.9741** (0.008)
$LB^2(10)$	406.509** (0.000)	641.062** (0.000)

주) 1. *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함. ( )안은 p 값임.

2. Jarque-Bera는 정규성을 검증하는 통계량으로 자유도 2인 χ^2 분포를 따름.

3. LB(n)[LB^2(n)]은 자기상관을 검증하는 n시차 Ljung-Box Q[Q^2]통계량임. 자유도 n에 χ^2 분포를 따름.

2. 단위근 및 공적분 검정

단위근을 가진 불안정적 시계열자료를 이용하여 회귀분석을 수행할 경우 허구적 회귀(spurious regression)현상을 초래하게 되어 잘못된 결과를 낳을 수 있다[Granger & Newbold(1974), Phillips(1986)]. 시계열이 단위근을 갖는다는 의미는 시계열이 확률적 추세를 내포하여 차분에 의하여 안정성을 회복시켜야 하는 것을 뜻한다. 예를 들어 I(1) 시계열은 1차 차분을 함으로써 안정성을 갖게 되므로 단위근을 포함하고 있다. 단위근의 존재여

$$Jarque\text{-}Bera = \frac{N-k}{6}\left(S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2\right)$$

단, N: 관측수, k : 설명변수의 수, S : 왜도, K : 첨도

이 통계량은 한 시계열의 왜도와 첨도를 정규분포의 왜도와 첨도와 비교하여 측정한다.

7) Ljung-Box Q 통계량은 다음과 같다.

$$Q_{LB} = T(T+2)\sum_{j=1}^{k}\frac{\tau_j^2}{T-j}$$

단, τ_j: j번째 자기상관값, T: 관측수

부는 특성방정식의 근이 단위(unit), 즉 1이라는 값을 가지는 가에 달려있다. 본 연구는 변수의 시계열이 I(1)변수인 가를 판단하기 위해 단위근 검정(unit root test)으로 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정을 사용한다.[8)] 시차는 AIC(Akaike information criterion)와 SC(Schwarts criterion)를 이용하여 ADF 검정 시 4, PP 검정 시 7로 하였다.

단위근 검정(unit root test)을 통해 두 시계열이 불안정적이라고 판별되었더라도 두 시계열의 선형결합함수가 안정적일 수 있다. Engle & Granger(1987)는 두 개 이상의 불안정적인 시계열이 선형결합할 때 안정적으로 될 수 있음을 지적했고, 안정적인 선형결합이 존재하면 그 불안정적인 시계열들이 공적분(cointegration) 되었다고 말할 수 있다고 하였다. 이때 안정적인 선형결합을 공적분식(cointegration equation: CE)으로 나타낼 수 있다. 변수 간에 공적분관계가 존재한다는 것은 변수들 사이에 공유되는 공통의 확률적 추세가 존재하여 장기적 균형(long-run equilibrium)관계를 가진다는 의미이다. KOSPI 200 현물과 선물가격이 공적분 되어 있다면 식(1)은 자료를 과도하게 차분하게 되어 현물과 선물간의 장기적 관계를 불분명하게 하는 문제가 있다. 이러한 문제는 KOSPI 200 현물과 선물가격이 모두 I(1)변수이고 공적분되어 있으면 공적분식을 오차수정항으로 포함하는 시계열 모형을 구성함으로써 해결할 수 있다.

<표 2>의 패널 A는 수준변수인 KOSPI 200 현물과 선물가격, 수익률변수인 현물수익률과 선물수익률에 대한 단위근 검정결과이다. 수준변수의 단위근 검정결과를 보면 ADF 검정을 사용할 경우, 현물과 선물가격은 계수값이 -0.005, -0.006으로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. PP 검정을 사용해도 ADF 검정과 마찬가지로 단위근이 존재하는 것으로 나왔다. 그러므로 KOSPI 200 현물과 선물가격은 단위근이 있어 불안정적인 시계열임을 알 수 있다. 그러나 수익률변수의 단위근 검정 결과, ADF 검정에서 -1.058과 -1.094로, PP 검정에서 -0.914와 -0.968로 모두 단위근이 존재하지 않고 안정적인 시계열임을 보여주고 있다. 그러므로 본 연구의 모형에서 두 개의 수익률변수를 사용한다.

<표 2>의 패널B는 KOSPI 현물과 선물가격의 공적분 관계를 살펴보기 위하여 Johansen 공적분 검정을 실시한 결과이다. 공적분벡터(cointegrating vector)수가 한 개도 없다는 가설 $r = 0$은 1% 유의수준에서 기각되었다. 공적분벡터수가 적어도 한 개 존재한다는 가설 $r \leq 1$은 5% 유의수준에서 기각되지 않았다. 즉, KOSPI 200 현물과 선물가격 두 시계열 사이에 1개의 장기균형관계가 존재하는 것으로 볼 수 있다. 고유근(eigenvalue)은 $r = 0$일 때 0.028이고, $r \leq 1$일 때 0.004이다. 공적분 검정 결과를 바탕으로 평균방정식에 공적분식을 오차수정항으로 회귀식에 포함시킨 모형을 사용하여 헤지성과를 분석한다.

8) PP 검정은 오차항이 약종속성(weakly dependent)을 띠거나 이분산성을 가지는 것으로 생각되는 경우에 사용하는 비모수적 단위근 검정방법이다. 이 검정은 Phillips(1986)와 Phillips & Perron(1988)에 의해 소개된 것으로 오차항의 제약조건을 더욱 완화하여 표본수가 증가함에 따라 오차항이 단지 브라운 운동(Brown motion)의 극한분포를 갖는다고 가정한다.

<표 2> 안정성 검정결과

패널 A: 단위근 검정

변수	검정방법	
	ADF	PP
S	-0.005 (-2.667)	-0.005 (-2.680)
F	-0.006 (-2.746)	-0.006 (-2.849)
R_s	-1.058^{**} (-23.168)	-0.914^{**} (-43.524)
R_f	-1.094^{**} (-23.431)	-0.968^{**} (-45.934)

패널 B: 공적분 검정

가설	고유근	λ_{trace}	$\lambda_{\max}$
$r = 0$	0.028	71.252^{**}	62.800^{**}
$r \le 1$	0.004	8.452	8.452

주) 1. *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함. ( )안은 t 통계량임.

2. ADF 검정의 귀무가설은 $\Theta = 0$임. PP 검정의 귀무가설은 $a_1 = 0$임.

ADF 검정식: $\Delta y_t = a_0 + \Theta y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$

PP 검정식: $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2(t - T/2) + \mu_t$

3. 단위근검정시 가설기각여부를 확인하기 위해서 Mackinnon 임계값을 사용함. 10%, 5%, 1% 임계값은 -3.129, -3.414, -3.968임.

4. r는 공적분벡터수를 의미함.

5. λ_{trace}, $\lambda_{\max}$의 임계값은 Osterwald-Lenum(1992)의 연구결과를 사용함. 귀무가설이 $r = 0$일 경우, λ_{trace}, $\lambda_{\max}$의 5% 임계값은 25.32, 18.96이고 1% 임계값은 30.45, 23.65임. 귀무가설이 $r \le 1$일 경우, 5% 임계값은 12.25, 1% 임계값은 16.26으로 λ_{trace}, $\lambda_{\max}$는 동일함.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{p} \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{i+1})$$

Ⅳ. 모형 추정과 헤지성과

1. 헤지모형 추정

<표 4>는 헤지모형의 추정결과이다. 모든 모형의 평균방정식을 VECM으로 하였다. 평균방정식에서 시차는 AIC와 SC를 이용하여 결정하였다. 두 가지 기준으로 측정하여 값이 가장 작은 시차를 사용한다. 본 연구는 시차 1로 하였다.

$\beta_{1,3}$은 선물가격의 변화가 현물가격의 변화를 설명할 수 있다는 Granger 인과관계를 나타내는 계수이다. 모든 모형에서 $\beta_{1,3}$가 유의한 값으로 나왔다. 이것은 KOSPI 200 선물의 증가가 다음 거래일 KOSPI 200 현물을 증가시킨다는 결과로 선물이 현물을 선행한다는 기존의 연구와 일치하는 결과이다.

$\beta_{1,1}$는 VECM을 제외한 모든 모형에서 유의하지 않게 나왔지만, $\beta_{2,1}$는 모든 모형에서 유의하게 나왔다. 이것은 KOSPI 200 선물과 현물가격 사이에 존재하는 장기적인 균형관계가 현물을 추정하는데 도움이 된다는 것을 의미한다. 이 결과는 Brooks et. al.(2002), Wang & Low(2003) 등의 결과와 동일한 것이다. Brooks et. al.(2002)은 선물가격과 현물가격 간에 공적분 관계가 있음을 제시하면서 장기적인 정보에 대한 손실을 피하기 위해 VAR(vector autoregression) 모형보다 VECM을 사용한다고 하였다. 또한, 분석결과에서 오차수정항의 계수가 유의하게 나와 추정에 있어 공적분 관계를 고려해야 함을 보여주었다.

분산방정식의 결과를 보면, 모든 계수가 유의한 값으로 나왔다. 이것은 분산과 공분산, 그리고 이 둘을 가지고 계산되는 최소분산헤지비율이 시간에 따라 변한다는 것을 의미하는 것이다[Wang & Low(2003)]. A_{11}, A_{33} 둘 다 1% 수준에서 유의하게 나와 KOSPI 200 선물수익률과 KOSPI 200 현물수익률에 ARCH 효과가 존재하였다. 이것은 두 시계열의 조건부 분산에 이분산성이 존재하여 오차의 실현된 과거 값에 따라 조건부 분산이 항상 변할 수 있다는 것이다.

표의 마지막에 각 모형에 대한 LLR(log likelihood ratio) 값을 보면, 비대칭 vech이 가장 높았고 CCOR 모형이 가장 낮았다. 예상한 바와 같이 계수의 수가 많을수록 LLR 값이 올라간다는 것을 알 수 있었다. 또한, 비대칭을 고려한 모형이 고려하지 않은 모형보다 높았다. 이것은 비대칭을 고려한 모형이 그렇지 않은 모형보다 더 우월하다는 것을 보여주는 것이다. 표준잔차와 표준잔차 제곱의 Ljung-Box Q(Q^2) 통계량은 모형의 표준잔차에 시계열 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하여 본 연구에서 사용한 모형이 모두 적합하다는 것을 알 수 있었다.

<표 3> 추정 결과

구분		VECM	vech	비대칭 vech	CCOR	비대칭 CCOR	BEKK	비대칭 BEKK
$\beta_{1,0}$		0.003** (0.000)	0.000 (0.000)	−0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	−0.000 (0.000)
$\beta_{2,0}$		−0.004** (0.001)	0.000 (0.000)	−0.000** (0.000)	0.001** (0.000)	0.000 (0.000)	−0.000 (0.000)	−0.000 (0.000)
$\beta_{1,1}$		−0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
$\beta_{2,1}$		−0.000** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	−0.000** (0.000)	0.001** (0.000)
$\beta_{1,2}$		−0.523** (0.037)	−0.133* (0.052)	−0.119** (0.018)	−0.091 (0.068)	−0.083 (0.068)	−0.126* (0.049)	−0.106 (0.060)
$\beta_{1,3}$		0.096** (0.032)	0.234** (0.048)	0.213** (0.014)	0.156* (0.065)	0.143* (0.067)	0.236** (0.046)	0.207** (0.057)
$\beta_{2,2}$		−0.506** (0.036)	−0.062 (0.055)	−0.805** (0.018)	−0.110 (0.069)	−0.124 (0.073)	−0.064 (0.049)	−0.093 (0.064)
$\beta_{2,3}$		0.028 (0.041)	0.143* (0.057)	0.153** (0.019)	0.135 (0.073)	0.144 (0.074)	0.161** (0.055)	0.176** (0.067)
C_{10}			0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)
C_{20}			0.000** (0.000)	0.000** (0.000)			0.001** (0.000)	0.001** (0.000)
C_{30}			0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000* (0.000)
A_{11}			0.067** (0.003)	0.039** (0.002)	0.086** (0.011)	0.050** (0.008)	0.263** (0.032)	−0.199** (0.029)
A_{22}			0.064** (0.000)	0.040** (0.000)				
A_{33}			0.065** (0.003)	0.040** (0.002)	0.085** (0.009)	0.054** (0.010)	0.254** (0.025)	−0.217** (0.028)
B_{11}			0.929** (0.004)	0.930** (0.003)	0.912** (0.011)	0.915** (0.003)	0.964** (0.009)	0.963** (0.008)
B_{22}			0.931** (0.003)	0.931** (0.002)				
B_{33}			0.930** (0.004)	0.930** (0.004)	0.912** (0.009)	0.913** (0.007)	0.966** (0.006)	0.963** (0.007)
D_{11}				0.051** (0.004)		0.066** (0.011)		−0.235** (0.044)
D_{22}				0.046** (0.000)				
D_{33}				0.047** (0.002)		0.059** (0.012)		−0.191** (0.047)
ρ					0.929** (0.004)	0.929** (0.003)		
현물	LB(10)		6.653 [0.758]	5.804 [0.831]	9.532 [0.483]	9.089 [0.524]	7.097 [0.716]	5.832 [0.829]
	$LB^2(10)$		8.306 [0.599]	8.167 [0.613]	7.677 [0.660]	8.495 [0.581]	8.358 [0.594]	8.266 [0.603]
선물	LB(10)		8.251 [0.604]	7.672 [0.661]	17.234 [0.069]	16.844 [0.078]	7.937 [0.635]	7.547 [0.675]
	$LB^2(10)$		15.462 [0.116]	14.343 [0.158]	11.729 [0.304]	11.195 [0.342]	16.198 [0.094]	13.853 [0.180]
LLR			22,348.858	22,377.342	22,146.673	22,169.255	22,227.141	22,259.628

주) 1. 표준오차는 Newey & West(1987) 방법을 사용한 이분산 조정된 오차(heteroskedasticity adjusted error)임.

2. ρ는 CCOR 모형과 비대칭 CCOR 모형에서 공분산 계수를 의미함.

3. LLR은 log likelihood ratio임.

4. **, * 는 각각 1%, 5% 수준에서 유의함. ( )는 표준오차이고, [ ]는 p값임.

2. 최적헤지비율과 헤지성과

내표본 분석은 우선 1996년 5월 3일부터 2005년 6월 30일까지 모두 2396개의 관측치를 이용하여 모형별로 추정이 이루어진다. 추정결과로 나온 분산-공분산 시계열을 가지고 헤지비율을 구한 후 각 모형의 헤지성과를 측정한다. 외표본 분석은 내표본을 사용해서 각 모형의 계수값을 구한 후, 이 계수값을 모형에 넣어 나머지 기간(2005년 7월 1일부터 2005년 12월 29일까지)의 분산-공분산 시계열을 계산하여 헤지비율을 예측한다. 각 모형별로 예측된 헤지비율을 이용하여 헤지포트폴리오를 구성한 후, 헤지포트폴리오의 수익률 분산을 구하여 헤지성과를 비교하였다.[9] 현물과 선물로 구성된 포트폴리오에서 현물은 매수 포지션을 취하고 선물은 매도 포지션을 취하는 것으로 가정한다.

헤지성과의 값이 1에 가까울수록 헤지된 포트폴리오의 분산이 0에 가깝다는 의미이므로 헤지성과가 큰 것으로 평가한다. 헤지포트폴리오 수익률의 분산식과 헤지성과는 다음과 같이 계산한다.

헤지포트폴리오의 분산 = $var(R_s(t)-h(t)R_f(t))$

헤지성과 = $(var_n - var_h)/var_n$

단, var_n: 헤지 안 된 포트폴리오, var_h: 헤지된 포트폴리오

<표 4>은 내표본에서 구한 최적헤지비율의 평균과 분산을 나타낸 것이다. 표를 보면, 헤지비율이 모두 1보다 작아 선행연구와 같이 1대1 헤지는 적절하지 않은 것으로 나타났다. 헤지비율은 비대칭 BEKK 모형이 0.8472로 가장 크고 VECM이 0.7894로 가장 작았다. 분산은 CCOR 모형이 0.00797로 가장 작았고 비대칭 BEKK 모형이 0.01292로 가장 크게 나왔다.

<표 4> 최적헤지비율(내표본)의 평균과 분산

구분	VECM	vech	비대칭 vech	CCOR	비대칭 CCOR	BEKK	비대칭 BEKK
평균	0.7894	0.8464	0.8446	0.8273	0.8228	0.8467	0.8472
분산	-	0.0126	0.0124	0.0080	0.0080	0.0129	0.0129

<표 5>는 헤지 모형별로 내표본과 외표본에 대한 헤지포트폴리오 수익률 분산과 헤지성과를 보여주고 있다. 수익률 분산을 보면, 내표본과 외표본에서 모두 단순헤지가 0.2372, 0.0214로 가장 크게 나왔다. 내표본에서 비대칭 vech 모형이 0.1846으로 가장 작게 나왔고,

9) 옥기율(1998)은 예측기간 이후 기간이 하나씩 증가할 때마다 기간을 포함시켜 헤지비율을 구할 수 있지만, 일별자료를 하나씩 증가시키면서 분석한다 하더라도 추정 계수에 거의 영향을 미치지 않으며, 오히려 시간과 비용이 추가로 발생한다는 단점이 있다고 하였다.

외표본은 BEKK 모형이 0.0162로 가장 낮았다.

헤지성과는 내표본의 경우, 단순헤지가 0.7571이고 나머지는 모두 단순헤지보다 성과가 높았다. 헤지모형 중 비대칭 vech 모형이 가장 높게 나왔다. 외표본의 경우, BEKK 모형의 헤지성과가 0.9334로 가장 높았다. 내표본에서 비대칭 vech 모형의 헤지성과가 가장 높게 나온 것은 헤지모형 중 추정 계수가 가장 많아 적절한 헤지비율과 낮은 수익률 분산을 보여주기 때문인 것으로 보인다. 또한, 외표본의 결과는 BEKK 모형의 예측력이 다른 모형에 비해 뛰어나다는 것에 기인한다고 볼 수 있다.

비대칭 모형과 대칭 모형의 헤지성과를 비교해보면 내표본에서 일관되게 비대칭 모형의 성과가 높게 나타나고 있다. 이러한 분석결과는 음(-)의 시장 충격이 양(+)의 경우보다 가격변화에 큰 영향을 미친다는 Brooks et. al.(2002)의 연구결과를 지지하는 것이다. 하지만 외표본의 경우, 비대칭 모형이 대칭 모형보다 다소 낮게 나왔다.

본 연구는 VECM을 평균방정식으로 한 비선형모형을 대상으로 하고 있으므로 헤지성과의 비교 대상이 제한적이라는 한계를 가지나 내표본에서 이 모형들 중에 모형이 단순하면서 추정 모수의 개수가 가장 많은 모형의 설명력이 그렇지 않은 모형보다 헤지성과가 높을 수 있다는 분석 결과를 도출하였다. 내표본에서 BEKK 모형의 헤지성과가 낮게 나온 원인은 모형의 계수를 대각행렬로 설정하여 설명변수 간의 교차효과를 고려하지 않았다는 것에서 찾을 수 있다. 또한, 헤지 비율은 헤지 기간 동안 현물과 선물의 분산을 추정하여 구성하게 되는데 이러한 환경적 제약 하에서 BEKK는 헤지 기간이 증가할수록 다른 모형에 비해 오차가 크게 될 가능성이 높다는 한계를 가질 수 있다.

요약컨대, VECM, vech 모형, 비대칭 vech 모형, CCOR 모형, 비대칭 CCOR 모형, BEKK 모형, 비대칭 BEKK 모형 등 다양한 모형을 추정하여 헤지비율을 구한 후 각 모형의 헤지성과를 비교·분석한 결과, 설명변수 간의 교차효과를 부분적으로 반영한다는 특징과 추정 모수가 가장 많다는 특징을 가진 비대칭 vech 모형의 성과가 내표본에서 가장 높게 나왔다. 반면, 외표본의 경우에 vech 모형의 단점을 보완한 특성을 가진 BEKK 모형에서 헤지성과가 가장 높게 나왔다. 그러나 Choudhry(2004), 남상구·박종호(2001), 이재하·장광열(2001) 등의 연구와 마찬가지로 헤지모형별로 헤지성과의 차이는 크지 않았다.

<표 5> 헤지성과의 비교

구분	수익률의 분산		헤지성과	
	내표본	외표본	내표본	외표본
단순헤지	0.2372	0.0214	0.7571	0.9122
OLS	0.1883	0.0179	0.8072	0.9264
VECM	0.1885	0.0185	0.8070	0.9243
vech	0.1853	0.0163	0.8103	0.9329
비대칭 vech	0.1846	0.0164	0.8110	0.9329
CCOR	0.1872	0.0166	0.8084	0.9319
비대칭 CCOR	0.1861	0.0169	0.8095	0.9307
BEKK	0.1866	0.0162	0.8089	0.9334
비대칭 BEKK	0.1862	0.0163	0.8094	0.9332

주) 1. 헤지성과는 헤지된 포지션과 헤지되지 않은 포지션 간 분산의 비율을 1에서 차감한 분산의 감소비율 (percent reduction in variation)로 측정하였다.
2. 수익률의 분산은 10,000을 곱한 값임.
3. 단순헤지는 헤지비율이 1(hr=1)인 경우임.

V. 결 론

본 연구는 KOSPI 200 선물을 이용하여 헤지성과를 분석하였다. 헤지성과를 측정하기 위한 헤지모형은 VECM을 평균방정식으로 하고 분산방정식으로 vech 모형, 비대칭 vech 모형, CCOR 모형, 비대칭 CCOR 모형, BEKK 모형 및 비대칭-BEKK 모형을 사용하였다. 미래의 현물 및 선물가격의 자료를 주어진 것으로 가정하여 내표본에서 헤지 모형을 추정하고 헤지비율을 구한 후 외표본에 적용하여 각 모형의 헤지성과에 대한 분석을 실시하였다. 본 연구의 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 단위근 검정결과는 수준변수인 KOSPI 200 현물과 선물 자료에 단위근이 있어 불안정한 시계열이었다. 그러나 KOSPI 200 현물수익률, 선물수익률은 단위근이 없어 안정적인 시계열이었다. 또한, KOSPI 200 현물과 선물가격 간에 공적분 관계가 있었기 때문에 평균방정식에 오차수정항을 삽입한 VECM을 사용하였다.

둘째, 헤지비율이 모두 1보다 작아 선행연구와 같이 1대1 헤지는 적절하지 않은 것으로 나타났다. 헤지비율은 비대칭 BEKK 모형이 가장 크고 VECM이 가장 작았다. 분산은 CCOR 모형이 가장 작았고 비대칭 BEKK 모형이 가장 크게 나왔다.

셋째, 헤지 모형별로 내표본과 외표본에 대한 헤지성과를 분석한 결과, 내표본의 경우, 단순헤지가 0.7571이고 나머지는 모두 단순헤지보다 성과가 높았다. 헤지모형 중 비대칭 vech 모형이 가장 높게 나왔다. 외표본의 경우, BEKK 모형의 헤지성과가 가장 높았다. 대칭 모형과 비대칭 모형의 헤지성과를 비교해 보면 내표본에서 일관되게 비대칭 모형의 성과가 높게 나타나고 있다. 이러한 분석결과는 음(-)의 시장 충격이 양(+)의 경우보다 가격 변화에 큰 영향을 미친다는 선행연구의 결과를 지지하는 것이다. 하지만 외표본의 경우, 비대칭 모형이 대칭 모형보다 다소 낮게 나왔다.

외표본에서 비대칭 모형이 대칭 모형보다 헤지성과가 낮게 나온 원인은 외표본인 2005년 7월 1일부터 12월 29일까지 KOSPI 200 현·선물수익률에 시장 충격이 크지 않아 비대칭적 성격을 가지지 않는 데서 찾을 수 있을 것이다. 이러한 관점에서 내표본은 IMF 금융위기 기간을 포함하고 있어 비대칭 모형의 성과가 높게 나온 것으로 생각할 수 있다. 앞으로 표본의 기간을 다양하게 하거나 표본의 특징을 고려하는 더욱 엄밀한 연구가 필요하다고 하겠다.

참고문헌

곽수종, “KOSPI 200 선물의 최적헷지비율 및 헷지효과 분석", 선물연구, 제5호, (1997), 1-30.

김명직·장국현, 금융시계열분석, 경문사, 제2판, 2003.

남상구·박종호, “분수 공적분을 이용한 최적 헤지 비율 추정”, 재무관리연구, 제18권, (2001), 23-41.

옥기율, “Nikkei 225 선물과 최적헤지”, 재무연구, 제15호, (1998), 101-122.

이재하·장광열, “KOSPI 200 선물을 이용한 헤지전략”, 증권학회지, 제28집, (2001), 379-417.

정한규, “KOSPI 200 현·선물간 최적헤지비율의 추정”, 재무관리연구 제16권, (1999), 223-243.

Baillie, R. T. and R. J. Myers, "Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures hedge," *Journal of applied econometrics*, 6, (1991), 109-124.

Black, F., “The Pricing of Commodity Contracts,” *Journal of Financial Economics*, 3, (1976), 167-179.

Bollerslev, T., “Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH approach,” *Review of Economics and Statistics*, 72, (1990), 498-505.

Bollerslev, T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge, “A capital asset pricing model with time varying covariance,” *Journal of Financial Economics*, 23, (1988), 363-383.

Brooks, C., O. T. Henry, and P. Gita, "The effect of asymmetries on optimal hedge ratios," *Journal of Business*, 75, (2002), 333-352.

Cecchetti, S. G., R. E. Cumby, and S. Figlewski, "Estimation of the optimal futures hedge," *Review of Economics and Statistics*, 70, (1988), 623-630.

Chou, W. L., K. K. Fan, and C. F. Lee, “Hedging with the Nikkei index futures: the conventional model versus the error correction model,” *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36, (1996), 495-505.

Choudhry, T., "The hedging effectiveness of constant and time-varying hedge ratios using three Pacific Basin stock futures," *International Review of Economics and Finance*, 13, (2004), 371-385.

Diebold, F. X. and M. Nerlove, "The dynamics of exchange rate volatility: a multivariate latent factor ARCH model," *Journal of Applied Econometrics*, 4, 1989, 1-21.

Ederington, L., "The hedging performance of the new futures markets," *Journal of finance*, 34, (1979), 157-170.

Engle, R. F., "Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models," *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, (2002), 339-350.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing," *Econometrica,* 55, (1987), 251 -276.

Engle, R. F. and K. F. Kroner, "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," *Econometric Theory*, 11, (1995), 122-150.

Engle, R. F., V. K. Ng, and M. Rothschild, "Asset pricing with a factor ARCH covariance structure: Empirical estimates for Treasury Bills," *Journal of Econometrics*, 45, (1990), 213-238.

Geppert, J. M., "A statistical model for the relationship between futures contract hedging effectiveness and investment horizon length," *Journal of futures markets*, 15, (1995), 507-536.

Ghosh, A., "Hedging with stock Index futures: estimation and forecasting with error correction model," *Journal of Futures Markets*, 13, (1993), 743-752.

Granger, C. W. J. and W. K. Newbold, "Spurious regressions in economics," *Journal of Econometrics,* 2, (1974), 111-120.

Kroner, K. F. and V. K. Ng, "Modeling asymmetric comovements of asset returns," *Review of Financial Studies*, 11, 1998, 817-844.

Kroner, K. F. and J. Sultan, "Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, (1993), 535-551.

Lien, D. and X. Luo, “Estimating multiperiod hedge ratios in cointegrated markets,” *Journal of Futures Markets*, 13, (1993), 909-920.

Nelson, D., “Conditional heteroskedasticity in asset returns : a new approach,” *Econometrica*, 59, (1991), 347-370.

Newey, W. K. and K. D. West, "A simple, positive definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," Econometrica, 55, (1987), 703-708.

Osterwald-Lenum, M., "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 54, (1992), 461-472.

Poomimars, P., J. Cadle, and M. Theobald, "Futures hedging using dynamic models of the variance/covariance structure," *Journal of futures markets*, 23, (2003), 241-260.

Phillips, P. C. B., "Understanding spurious regressions in econometrics," *Journal of Econometrics,* 33, (1986), 311-340.

Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika,* 75, (1988), 335-346.

Sephton, P. S., "Hedging wheat and canola at the Winnipeg commodity exchange," *Applied Financial Economics*, 3, (1993a), 67-72.

Sephton, P. S., "Optimal hedge ratios at the Winnipeg commodity exchange," *Canadian Journal of Economics*, 26, (1993b), 175-193.

Wang, C. and S. S. Low, "Hedging with foreign currency denominated stock index futures: evidence from the MSCI Taiwan index futures market," *Journal of Multinational Financial Management*, 13, (2003), 1-17.