

## 중국 동선물의 헤지성과

김석진(교신저자)  
경북대학교 경영학부 교수  
(sckim@knu.ac.kr)

김향화  
신세계 이마트  
(jinxh1219@daum.net)

도영호  
영남대학교 박사후연구원  
(younghoya@daum.net)

본 연구는 2001년 1월 2일부터 2006년 6월 30일까지 중국 동현물과 동선물의 수익률 자료를 사용하여 동선물의 헤지성과에 대해 분석하였다. 단위근 검정결과, 동현물과 동선물의 가격은 단위근을 가지고 있어 불안정적 시계열이었다. 1차 차분한 변수들은 안정적인 시계열이었다. 그런데 동 현·선물가격은 공적분되어 있어 두 시계열의 장기적 관계가 안정적이었다. OLS 모형, VECM 및 이변량 GARCH(1,1) 모형으로부터 얻은 헤지포트폴리오 수익률 분산과 헤지성과를 비교하였다. 대표본의 경우, 헤지포트폴리오 수익률 분산이 OLS 모형에서 가장 작았고, 단순헤지 모형에서 가장 높았다. 그리고 단순 헤지포트폴리오와 여타 헤지포트폴리오 간에 수익률 분산의 차이는 유의적이었다. 외표본의 경우, 헤지성과가 이변량 GARCH(1,1) 모형에서 가장 높았고 단순헤지 모형에서 가장 낮았다. 그리고 헤지포트폴리오 간에 수익률 분산의 차이는 유의적이지 않았다.

위안화 대비 원화 환율에 따른 환차손익이 존재할 때, 대표본에서는 헤지포트폴리오 수익률 분산이 VECM에서 가장 작았고, 단순헤지포트폴리오와 여타 헤지포트폴리오 간에 수익률 분산의 차이는 유의적이었다. 외표본에서는 이변량 GARCH(1,1) 모형의 헤지성과가 가장 높았다. 그리고 시간불변 분산을 가정한 모형과 시간가변 분산을 가정한 모형 간에 헤지포트폴리오 수익률 분산의 차이가 유의적이었다. 흥미롭게도 환차손익을 감안하면 대표본에서 헤지포트폴리오 수익률 분산은 더 커지지만, 외표본에서 헤지성과는 더 높아졌다.

결론적으로, 중국 동선물시장에서 헤지를 할 경우 현물과 선물을 단순히 1대1로 헤지하는 것이 복잡한 모형을 사용하는 것과 모형에 따른 비용을 감안해서 비교해 보면 한계적 효율성을 보이고 있지만, 한국의 기업이 환차손익을 반영해야할 경우 시간가변 분산을 가정한 모형을 사용하는 것이 유리하다고 하겠다.

주제어: 중국 동선물, 헤지성과, 이변량 GARCH 모형, 환차손익

### 1. 서론

세계 비철금속 선물 거래량을 보면 동선물(copper futures)은 알루미늄선물에 이어 두 번째로 많이 거래되는 상품이다. 2007년 1/4분기 런던금속거래소(London Metal Exchange: LME)의 동선

물의 거래량은 5.1백만 계약에 이른다(한국선물협회, 2007). 중국은 동을 가장 많이 소비하는 국가로서 2004년 현재 동선물 거래량이 LME 거래량의 22%에 달하고 있다.

중국의 높은 경제성장률은 기업들로 하여금 원료품의 수요 및 구입을 증대시키고, 이는 전 세계 관련 상품시장의 가격에 직접적인 영향을 주고 있다.

중국경제의 고성장으로 인해 건축과 가전 산업에 많이 사용되는 동에 대한 수요도 급증하였다. 중국에서 정련동을 많이 생산함에도 불구하고 경제가 발전함에 따라 동 소비량도 증가하여 전 세계 동 소비의 20% 넘게 소비하는 최대 소비국이 되었다.

동의 국제원자재 가격은 변동이 심하여 이로 인한 가격변동위험이 크지만, 위험을 헤지할 수 있는 동선물이 아직 한국증권선물거래소(Korea Exchange: KRX)에 상장되어 있지 않다. 동을 원료로 사용하는 한국기업이 동의 가격변동위험을 헤지하기 위해 LME나 뉴욕상품거래소(Commodity Exchange of New York: COMEX)에서 선물을 거래할 수도 있지만, LME나 COMEX보다 상해선물거래소에서 선물을 거래하는 것이 시간적·공간적인 면에서 유리할 수 있다. 따라서 중국 동선물의 헤지성과에 대한 연구는 학계나 업계에 중요한 의미를 지닌다.

선물거래는 가격변동으로 인한 위험을 헤지하고 저렴한 비용으로 활발한 거래가 가능하여 시장의 유동성을 향상시키며 효율적 자원배분을 위해 가격을 예시하는 등 사회적·경제적 기능을 갖고 있다. 헤지(hedger)는 선물시장을 이용하여 자신이 보유하고 있는 포트폴리오의 가격변동에 따른 투자위험을 다른 투자자에게 전가시킬 수 있다. 헤저에게는 주어진 수익률 수준에서 포트폴리오의 가격변동 위험을 최소화하는 최적헤지비율(optimal hedge ratio)이 요구된다.

상품선물의 헤지에 대한 연구는 상당히 오래 전부터 많이 이루어졌다(Peck, 1975; Berck, 1981; Kalh and Tomek, 1982; Hayenga and Dipietre, 1982; Nelson and Collins, 1985; Brown, 1986; Baillie and Myers, 1991; Chen, Lee, and Shrestha, 2004; 조대우, 1990; 김수덕·윤원철, 1998; 노재선·윤원철·김수덕, 1998; 권상장·곽수종, 2002 등).<sup>1)</sup> 이들 연구 중 Baillie and Myers(1991), 김수덕·윤원철(1998), 노재선·윤원철·김수덕(1998)을 제외한 대부분의 연구는 OLS(Ordinary Least Squares) 모형을 이용하여 헤지성과를 분석하였다. OLS 모형은 헤지비율을 시간에 대해 일정하다고 가정하기 때문에 금융시계열 자료의 분산과 공분산에 존재하는 시간가변적 성격을 고려하지 못하게 된다. Baillie and Myers(1991), 김수덕·윤원철(1998), 노재선·윤원철·김수덕(1998)은 헤지비율이 시간에 따라 변하도록 설정하기 위해 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) 모형을 사용하여 헤지성과를 측정하였다.

조대우(1990)는 CBOT(Chicago Board of Trade)에서 거래되고 있는 밀선물과 옥수수선물을 가지고 측정한 헤지비율과 헤지성과가 검증기간 동안 평균적으로 대표성을 가지는지를 검정하였다. 권상장·곽수종(2002)은 천연가스 선물 및 옵션시장을 동시에 이용하는 헤지기법을 이론적으로 제시하였다.

중국 동선물의 헤지에 대한 연구는 아직 없다.

1) 주가지수선물의 헤지성과에 대해서는 Ederington(1979), Cecchetti, Cumby, and Figlewski(1988), Baillie and Myers(1991), Ghosh(1993), Lien and Luo(1993), Sephton(1993a), Sephton(1993b), Park and Switzer(1995), Anderson and Sorensen(1996), Chou, Fan, and Lee(1996), Lien and Wilson(2001), Brooks, Henry, and Persaud(2002), Poomimars, Cadle, and Theobald(2003), Wang and Low(2003), Choudhry(2004), 곽수종(1997), 정한규(1999), 남상구·박종호(2001), 이재하·장광열(2001), 옥기울·박준우(2004), 강석규(2007), 김석진·설병문·도영호(2007) 등 많은 연구가 있다. 한편, 통화선물의 헤지성과에 관한 연구로는 Eaker and Grant(1990), Kroner and Sultan(1993), Eun and Resnik(1997), Morey and Simpson(2001), Simpson and Dania(2006), 홍정효·문규현(2006), 윤원철(2007) 등이 있다.

이에 본 연구는 중국 선물시장이 비교적 안정적이고 규범화된 시기인 2001년 1월 2일부터 2006년 6월 30일까지 총 1,304일의 중국 동 현·선물 자료를 이용하여 동선물의 헤지성과를 측정하고자 한다. 또한 위안화 대비 원화 환율(₩/元)에 따른 환차손익이 존재할 때 측정된 헤지성과와 비교한다. 헤지성과 측정 시 OLS 모형, 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)과 분산의 시간가변성을 고려한 이변량 GARCH(1,1) 모형을 사용한다.

분석결과, 내표본(in-sample)의 경우 헤지포트폴리오 수익률 분산이 OLS 모형에서 가장 작고 단순헤지 모형에서 가장 컸다. 그리고 단순헤지포트폴리오와 여타 헤지포트폴리오 간에 수익률 분산의 차이는 유의적이었다. 외표본(out-of-sample)에서는 헤지성과가 이변량 GARCH(1,1) 모형이 가장 높았다. 하지만 헤지포트폴리오 간에 수익률 분산의 차이는 유의적이지 않았다.

환차손익이 존재할 때 이를 반영하여 추가적으로 분석한 결과, 내표본의 경우 헤지포트폴리오 수익률 분산이 VECM에서 가장 작았고, 환차손익이 없을 때에 비해 각 모형의 분산이 더 컸다. 외표본의 경우 헤지성과가 이변량 GARCH(1,1) 모형에서 가장 높았다. 그리고 시간불변 분산을 가정한 모형과 시간가변 분산을 가정한 모형 간에 헤지포트폴리오 수익률 분산의 차이가 유의적이었다. 흥미롭게도 환차손익을 감안하면 내표본에서 헤지포트폴리오 수익률 분산은 더 커지지만, 외표본에서 헤지성과는 더 높아졌다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제 I 절 서론에 이어 제 II 절은 중국 동 현·선물시장에 대해 간단히 소개한다. 제 III 절은 자료와 연구방법을 살펴본다. 먼저 수익률변수를 정의하고 시계열 자료

의 안정성 및 변동성의 비대칭성 여부를 판단하기 위한 분석을 실시한다. 다음으로 여러 가지 헤지모형을 이용하여 최적헤지비율을 찾는 분석방법에 대해 소개한다. 제 IV 절은 헤지모형의 추정결과를 제시하고 최적헤지비율과 헤지성과를 측정한다. 마지막으로 제 V 절에서 본 연구의 결과를 간략히 서술한다.

## II. 중국의 동 현·선물시장

동 소비는 주로 선진 국가에 집중되었는데, 최근 에 중국 경제가 발전함에 따라 동 소비량도 급격히 증가하여 2003년부터 중국에서 소비하는 동생산량이 321만 톤으로 선진 국가를 초과하여 세계에서 동을 가장 많이 소비하는 국가가 되었다. 2005년 전 세계 동 소비량이 약 1,696.4만 톤으로 2004년에 비해 1.5% 증가하였는데, 그 중 중국에서 소비한 동은 366.5만 톤이나 된다. 중국의 가속화된 경제성장으로 인해 동 소비가 급증하였다.

〈표 2-1〉은 1990년부터 2005년까지 중국이 동에 대한 소비수요, 생산량, 수입량 및 수출량을 보여주고 있다. 〈표 2-1〉에 나타난 바와 같이 동 소비는 1990년부터 2005년까지 꾸준히 증가하고 있는 추세이고, 동의 생산량도 증가하였으나 중국은 동 수요가 많아서 국내에서 생산하는 동으로 만족시키기 어렵기에 대내외 의존도가 높았고, 동 수출량이 차지하는 비중은 매우 작았다.

중국에서 첫 번째로 출범한 선물거래소는 실물인 수도를 전제로 1990년 하남성(河南省)에 설립된 정주(鄭州) 곡물도매시장이다. 이 거래소를 시작으로 계속 발전하여 현재 〈표 2-2〉에서와 같이 정주

〈표 2-1〉 1990~2005년 중국 동 생산·소비·수출입 현황

(단위: 만 톤)

연도	생산량	수입량	소비량	수출량
1990	55.87	3.68	72.90	1.65
1991	56.00	10.12	79.00	0.43
1992	65.92	26.10	99.00	0.98
1993	73.03	25.35	99.00	0.19
1994	73.61	7.23	91.00	1.07
1995	107.97	10.21	120.00	2.57
1996	111.91	14.97	125.00	3.98
1997	117.94	8.83	107.51	7.79
1998	115.18	26.84	110.13	12.14
1999	101.13	54.77	147.00	10.3
2000	133.05	81.21	175.00	11.87
2001	142.51	95.40	208.3	5.40
2002	155.85	118.10	266.3	7.66
2003	177.22	135.73	306.51	6.44
2004	207.91	120.00	324.43	12.38
2005	258.34	122.20	366.53	14.01

주) 1. 1990~2001년 자료는 중국 유색금속총공사(有色金屬總公司), 국가통계국(國家統計局), 국가해관(國家海關), 안태과학(安泰科學) 신시개발유한회사(信息開發有限會社)에서 구함.  
 2. 2002~2005년 자료는 <<세계금속통계>>에서 구함.

상품거래소, 대련상품거래소, 상해선물거래소 등 세 개의 상품거래소가 있다. 정주상품거래소(Zhengzhou Commodity Exchange: ZCE)와 대련상품거래소(Dalian Commodity Exchange: DCE)는 농산

물 상품선물만 거래하고, 상해선물거래소(Shanghai Futures Exchange: SHFE)는 동, 알루미늄, 천연고무, 증유를 거래하여 비철금속과 에너지 상품 선물을 거래하고 있다.

〈표 2-2〉 중국의 선물거래소와 거래상품

거래소	거래상품
정주상품거래소(ZCE)	녹두, 밀, 팥, 땅콩육
대련상품거래소(DCE)	대두, 대두박, 맥주보리
상해선물거래소(SHFE)	동, 알루미늄, 천연고무, 선미, 합판

자료: 각 거래소 홈페이지

SHFE는 지금 세계 3대 금속거래소중의 하나로 꼽히고 있고, 현재 아시아에서 가장 큰 금속거래소이다. 2005년 중국 선물시장연감에 따르면, 중국 3개 상품선물거래소 중에서 SHFE의 시장점유율이 전체 상품선물시장의 49%를 차지하고, DCE와 ZCE가 각각 35%, 16%를 차지하고 있다. 그리고 중국 선물시장에서 거래되는 상품 중 동선물의 거래금액은 중국 선물시장에서 30.09%를 차지하여 가장 높았고, 거래량도 동선물이 가장 많았다. 동선물 거래에 관한 요약은 <표 2-3>에서 보여주고 있다.

2004년 1월부터 10월 사이의 중국 동선물 거래계약이 3,404.8만 계약, 거래금액이 4조 4,739.5억 원(인민폐)으로 되었는데, 이 거래량은 동기

LME 거래량의 22%, COMEX의 2.8배나 되어서 국제 동산업계뿐만 아니라 상품선물거래소에서 많은 관심을 갖게 되었다. 이로 인해 SHFE의 국제적 지위도 높아졌다. 또한 2005년 7월에 중국에서 고정환율제도를 폐지한 후, SHFE와 LME의 동가격 격차가 점점 줄어들기 시작하였고, 2006년 초 LME에서 증거금을 인상한다고 발표한 후에는 두 거래소 사이의 동가격 격차는 더욱 줄어들었다. 이는 중국의 국내에서 동수요가 계속적으로 증가하고 있다는 것과 LME 증거금 인상 후 일부 투자자들이 LME를 떠나 SHFE로 포지션을 변경했다는 것을 의미한다.

<표 2-3> 중국 동선물 거래 요약

거래상품	동
거래단위	5t/手
호가단위	元(人民幣)/t
최소변동가격	10元(人民幣)/t
매일 최대가격 변동폭	(전일 결산가(結算价)+3%)를 초과하지 않음.
인도월	1~12월
거래시간	오전 9:00~11:30, 오후 1:30~3:00
만기일	해당 인도월 15일 (만기일이 휴일일 때 그 다음 영업일)
결제일	만기일 후 다섯째 영업일
인도장소	거래소가 지정한 창고
최저증거금	거래가격의 5%
거래수수료	거래금액의 10,000분의 2 (위험준비금 포함)
인도방식	실물인도
거래코드	CU
상장거래소	상해선물거래소(SHFE)

자료: 상해선물거래소

### III. 자료 및 연구방법

$S_t, F_t$ : t기 동현물가격, 동선물가격  
 $S_{t-1}, F_{t-1}$ : t-1기 동현물가격, 동선물가격

#### 3.1 자료

##### 3.1.1 수익률과 기초통계량

본 연구에 사용할 자료는 중국 선물시장이 비교적 안정적이고, 규범화된 시기인 2001년 1월 2일부터 2006년 6월 30일까지 총 1,304일의 동현·선물 자료를 이용한다. 동선물 자료는 SHFE에서 구하고, 동현물 자료는 상해유색금속사이트(www.smm.com.cn)에서 구하였다.

중국 동선물의 거래가 최근월물에만 집중되어 있으므로 최근월물에 대한 계속적인 만기이전(roll over)을 가정하고 우선 동선물의 최근월물 가격만을 표본기간 동안 시계열로 구성하였다. 동현물가격과 동선물가격은 당기의 값을 전기의 값으로 나눈 다음 자연대수를 취하고, 이 수에 100을 곱한 값을 수익률로 하여 본 연구에 사용한다. 수익률을 수식으로 정리하면 다음과 같다.

$$R_{s,t} = \left( \ln \frac{S_t}{S_{t-1}} \right) * 100 \quad (3-1)$$

$$R_{f,t} = \left( \ln \frac{F_t}{F_{t-1}} \right) * 100 \quad (3-2)$$

단,  $R_{s,t}, R_{f,t}$ : t기 동현물수익률, 동선물수익률

본 연구에 사용된 변수에 대한 기초통계량은 <표 3-1>과 같다. 현물수익률 평균은 0.0969이고, 선물수익률 평균은 0.0968로 나타났다. 현물수익률 표준편차는 1.2462이고, 선물수익률의 표준편차는 1.2555이다. 분포의 비대칭성을 측정하는 왜도(skewness)의 경우 현물수익률은 (+)값으로 분포가 전반적으로 오른쪽으로 치우친 반면, 선물수익률은 (-)값으로 분포가 왼쪽으로 치우쳐 있다. 분포의 밀집도를 나타내는 첨도(kurtosis)의 경우 모두 0보다 큰 값을 가져 표준 정규분포보다 뾰족한(leptokurtic) 분포를 하였다.

Jarque-Bera 통계량은 현물수익률과 선물수익률이 정규성을 따른다는 귀무가설을 모두 기각하였다.<sup>2)</sup> Ljung-Box Q 통계량은 모두 유의하여 현물수익률과 선물수익률은 자기상관이 존재하는 것으로 볼 수 있다.<sup>3)</sup> Ljung-Box Q<sup>2</sup> 통계량은 모두 유의하여 현물수익률과 선물수익률에 조건부 이분산이 존재할 가능성을 보여주고 있다.

##### 3.1.2 단위근 검정 및 비대칭성 검정

<표 3-2>는 기초자료의 단위근 검정결과이다. 현물가격과 선물가격에 단위근이 존재한다는 귀무가설은 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정값

2) Jarque-Bera 통계량은 다음과 같다.

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

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

3) Ljung-Box Q 통계량은 다음과 같다.

$$LB(n) = T(T+2) \sum_{j=1}^n \frac{r_j^2}{T-j} \sim \chi^2(n)$$

단,  $r_j$ : j번째 자기상관 값, T: 관측수

〈표 3-1〉 기초통계량

통계량	$R_{s,t}$	$R_{f,t}$
평균	0.0969	0.0968
표준편차	1.2462	1.2555
분산	1.5529	1.5762
왜도	0.3323	-0.2218
첨도	8.6008	2.5269
Jarque-Bera	4040.1273***	357.3556***
LB(12)	36.9064***	21.6015**
LB <sup>2</sup> (12)	1126.4391***	1332.4374***

- 주) 1. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.  
 2. Jarque-Bera는 정규성을 검정하는 통계량으로 자유도 2인  $\chi^2$ 분포를 따름.  
 3. LB(n)[LB<sup>2</sup>(n)]은 자기상관을 검정하는 n차 Ljung-Box Q(Q<sup>2</sup>) 통계량이고, 자유도 n인  $\chi^2$ 분포를 따름.  
 4. 2001년 1월 2일부터 2005년 6월 30일까지 내표본 자료를 이용함.

〈표 3-2〉 단위근 검정

변수	검정방법	
	ADF	PP
$S$	-0.0047 (-1.9003)	-0.0045 (-1.8825)
$F$	-0.0054 (-1.9269)	-0.0051 (-1.8813)
$R_{s,t}$	-0.9125*** (-13.9831)	-0.9251*** (-30.2877)
$R_{f,t}$	-0.9990*** (-14.8880)	-0.9614*** (-31.2790)

- 주) 1. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.  
 2. ADF 검정과 PP 검정에서 상수와 추세를 모두 고려함.  
 3. 단위근을 검정할 때 가설기각여부를 확인하기 위해서 Mackinnon 임계값을 사용함. 10%, 5%, 1% 임계값은 각각 -3.128, -3.413, -3.967임.  
 4. 2001년 1월 2일부터 2005년 6월 30일까지 내표본 자료를 이용함.

이 각각 -0.0047, -0.0045, PP(Phillips-Perron) 검정값이 -0.0054, -0.0051로 모두 기각하지 못하고 있다. 즉, 가격수준변수는 불안정적 시계열이었다. 현물수익률과 선물수익률은 단위근 검정결

과, ADF 검정과 PP 검정에서 모두 1% 수준에서 유의하여 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각한다. 다시 말해, 수익률변수는 안정적이었다. 단위근 검정 후 단위근을 가지고 있는 두 시계열

사이에 공적분 관계가 존재하는지를 Engle-Granger 공적분 검정방법으로 검정한다. 현물가격과 선물가격 시계열이 모두 I(1)변수이므로 이들 변수 간에 공적분 관계를 검정할 수 있다. 회귀식 ( $S_t = \delta F_t + u_t$ )을 사용하여 두 시계열이 장기적으로 안정적인지를 검정한다. 검정결과, t값이 -7.5577 (DF 검정법으로 단위근을 검정할 때 10%, 5%, 1% 임계값은 각각 -2.568, -2.864, -3.438임)로 1% 수준에서 유의하여 동현물가격과 동선물가격 사이에 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 3-3〉는 변동성의 비대칭성에 대한 검정결과이다. 현·선물수익률 변수로 실시한 부호편의검정, 음의 규모편의 검정, 양의 규모편의 검정결과, 양의 충격과 음의 충격이 변동성 모형이 예측하지 못한 변동성에 영향을 미치지 않았다. 그리고 결합검정에서도 F값이 모두 유의하지 않기 때문에 비대칭성이 없는 것으로 볼 수 있다. 따라서 본 연구는 변동성을 측정하기 위해서 비대칭성을 고려하지 않은 GARCH 모형을 사용한다.

### 3.2 연구방법

#### 3.2.1 OLS 모형

Ederington(1979)이 제시한 최소분산모형을 이용하여 현물과 선물의 수익률 간에 적절한 회귀식을 아래와 같이 구성하고 추정된 회귀계수  $\beta$ 를 최적헤지비율로 선택한다. 이 경우 헤지는 현물 1단위를 매입하고 선물  $\beta$ 단위를 매도함으로써 순포지션의 분산을 가장 작게 할 수 있다.

$$R_{s,t} = \alpha + \beta R_{f,t} + \epsilon_t \quad (3-3)$$

$$\text{단, } \beta = \frac{\text{Cov}(s_t, f_t)}{\text{Var}(f_t)}$$

식(3-3)에서  $\beta$ 는 OLS로 추정된 최소위험 헤지비율의 추정치이다. 식(3-5)와 같은 회귀식을 구성하고 추정되는  $\beta$ 를 헤지비율로 사용할 경우 두 가지 문제점이 있다. 첫째, 동현물가격과 동선물가격이 공적분되어 있다면 OLS는 데이터를 과도하게 차별하게 되어  $S_t$ 와  $F_t$ 간의 장기적 관계를 불분

〈표 3-3〉 변동성의 비대칭성에 대한 검정

변수	모형	부호 편의검정	음의 규모 편의검정	양의 규모 편의검정	결합검정
$R_{s,t}$	GARCH(1,1)	0.0047 (0.9773)	0.0061 (0.9600)	0.0265 (0.8111)	0.0301 (0.9930)
$R_{f,t}$	GARCH(1,1)	-0.0191 (0.8994)	0.0135 (0.9009)	0.0102 (0.9228)	0.0537 (0.9836)

주) 1. 평균방정식:  $R_{j,t} = \beta_{j0} + \beta_{j1}R_{j,t-1} + \epsilon_{j,t}$  for  $j = 1, 2$   
 분산방정식:  $h_{j,t} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}h_{j,t-1} + \gamma_{j2}f_{j,t-1}^2$  for  $j = 1, 2$   
 단, 1=현물시장, 2=선물시장  
 2. ( )안은 p값임.  
 3. 2001년 1월 2일부터 2005년 6월 30일까지 내표본 자료를 이용함.

명하게 만든다. 이것은 추정된  $\beta$ 의 하향편의(downward bias)를 가져오게 된다. 둘째, OLS는 현물시장과 선물시장에서 위험을 헤지기간 동안 일정하다고 가정하는데, 이는 헤지가 이루어지는 시기와 상관없이 헤지비율이 항상 똑같다는 것으로 현실과는 차이가 있다.

### 3.2.2 VECM

Engle and Granger(1987)에 따르면 경제변수 사이에 공적분관계가 존재하고 시계열자료가 불안정적일 때 이들 변수들 간의 관계는 오차수정모형(VECM)으로 표현될 수 있다. VECM은  $S_{t-1} = \delta F_{t-1} + \epsilon_{t-1}$ ,  $S_{t-1} \sim I(1)$ ,  $F_{t-1} \sim I(1)$ 에서  $\epsilon_{t-1} = S_{t-1} - \delta F_{t-1} \sim I(0)$ 이 되는  $\delta$ 를 추정한 후, 이를 오차수정항으로 하여 아래 식(3-4)과 식(3-5)에 포함시킨다.

$$R_{s,t} = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}(S_{t-1} - \delta F_{t-1}) + \beta_{1,2}R_{s,t-1} + \beta_{1,3}R_{f,t-1} + \epsilon_{s,t} \quad (3-4)$$

$$R_{f,t} = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}(S_{t-1} - \delta F_{t-1}) + \beta_{2,2}R_{s,t-1} + \beta_{2,3}R_{f,t-1} + \epsilon_{f,t} \quad (3-5)$$

$$\text{단, } \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{s,t} \\ \epsilon_{f,t} \end{bmatrix} \sim N(0, \sigma_t), \quad \sigma_t = \begin{bmatrix} c_{ss} & c_{sf} \\ c_{fs} & c_{ff} \end{bmatrix}$$

$\epsilon_t$ :  $(2 \times 1)$ 잔차의 벡터

$\sigma_t$ : 잔차의 분산-공분산 행렬

$c_{ss}, c_{ff}, c_{sf}, c_{fs}$ : 잔차의 분산과 공분산

$S_{t-1} - \delta F_{t-1}$ : 오차수정항

위의 VECM은 현물과 선물 간에 장기적으로 평균에 수렴하는 공적분 관계를 가질 경우, 장기

적 균형관계를 보장하기 위해 오차수정항(Error Correction Term: ECT)을 모형에 포함시킨 것이다. 동현물과 동선물 시계열은 모두 기초자산이 동일하여 서로 장기적으로 멀리 떨어져 이동할 수 없기 때문에 두 시계열 자료 간에 공적분이 있는 것으로 기대할 수 있으며, 이 경우 오차수정모형을 사용하는 것이 적합하다고 할 수 있다. 이때의 헤지비율은 VECM을 추정함으로써 구해지는 현물과 선물간의 공분산을 선물의 분산으로 나눈 비율을 헤지비율로 사용한다. 여기에서 추정된 헤지비율도 헤지기간 동안 일정하다.

### 3.2.3 이변량 GARCH(1,1) 모형

앞에서 살펴본 전통적인 OLS 모형과 VECM에 의한 헤지는 표본기간 동안 헤지비율이 일정하다. 그러나 새로운 정보가 시장에 들어와 자산의 위험이 변하면 헤지비율도 변하기 때문에, 헤지비율을 일정하게 적용하는 것은 현실과 괴리가 있다. 이에 본 연구는 현물가격과 선물가격 간의 공적분 관계가 존재하면 오차수정항을 포함한 식(3-4), 식(3-5)을 평균방정식(mean equation)으로 사용하고, 평균방정식에 포함된 잔차항의 분산을 설명하는 조건부 분산방정식(conditional variance equation)으로 이변량 GARCH(1,1) 모형을 사용한다.

이변량 GARCH(1,1) 모형은 아래 식(3-7)에 모수 행렬  $VC, VA, VB$ 를 추정하므로 추정해야 할 계수의 수는 총 21개가 된다.  $H_t$ 행렬의 각각의 분산 공분산은 자신과 잔차항의 과거 값에 의하여 결정되며, 분산방정식에서 추정해야 할 21개의 계수는 잔차항의 모든 값에 대한  $H_t$ 값이 양정치(positive definite) 조건을 충족시켜야 한

다.<sup>4)</sup> 그러나 이 조건은 조건부 분산과정을 필요 이상으로 제약하게 될 가능성이 있으며, 조건의 충족 여부 역시 확인하기 불편하다는 제약이 있다. Engle and Kroner(1995)는 이러한 다변량 설정에서 양정치 행렬 가정을 유지하기 어렵다는 점을 지적하고 있다. 이 양정치 가정의 유지를 용이하게 하기 위하여 식(3-8)과 같은 모형을 사용할 수 있다. 이 모형은 식(3-7)에서 추정해야 하는 계수의 수가 과도하게 많은 문제점을 계수 행렬  $VA$ ,  $VB$ 를 대각행렬(diagonal matrix)로 가정하여 추정할 계수를 9개로 줄여 해결하고 있다.

$$vec(H_t) = VC + VAvec(e_{t-1}e'_{t-1}) + VBvec(H_{t-1}) \quad (3-6)$$

$$(H_t) = \begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} VC_{10} \\ VC_{20} \\ VC_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} VA_{11} & VA_{12} & VA_{13} \\ VA_{21} & VA_{22} & VA_{23} \\ VA_{31} & VA_{32} & VA_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{ss,t-1}^2 \\ \epsilon_{ss,t-1}\epsilon_{sf,t-1} \\ \epsilon_{sf,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} VB_{11} & VB_{12} & VB_{13} \\ VB_{21} & VB_{22} & VB_{23} \\ VB_{31} & VB_{32} & VB_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{bmatrix} \quad (3-7)$$

$$(H_t) = \begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} VC_{10} \\ VC_{20} \\ VC_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} VA_{11} & 0 & 0 \\ 0 & VA_{22} & 0 \\ 0 & 0 & VA_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{ss,t-1}^2 \\ \epsilon_{ss,t-1}\epsilon_{sf,t-1} \\ \epsilon_{sf,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} VB_{11} & 0 & 0 \\ 0 & VB_{22} & 0 \\ 0 & 0 & VB_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{bmatrix} \quad (3-8)$$

단,  $vec(\cdot)$ :  $N \times N$  행렬의 하방삼각행렬을  $N(N+1)/2$  벡터로 정렬한 vector-half 연산자

위 식(3-7)의 계수행렬  $VA$ ,  $VB$ 를 대각행렬로 제약하는 방법은 분산-공분산 행렬의 각 요소가 자신의 과거 값과 잔차항의 과거 값에만 의존하게 된다고 가정하는 것이다. 따라서 추정하게 되는 모형은 식(3-8)이 된다. 표본기간 동안 변하는 헤지 비율은 분산방정식을 추정하여 나오는 분산-공분산 행렬을 이용하게 되고,  $t$ 시점의 헤지비율은  $HR_t = \frac{H_{sf,t}}{H_{ff,t}}$ 로 계산된다. 이 헤지비율은 시간에 따라 변하는 시간가변 헤지비율이 된다.

GARCH 모형은 주로 MLE(maximum likelihood estimator)로 추정한다. 추정 시 최우추정값을 극대화하기 위해 BFGS(Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) 알고리즘을 사용한다. 우도함수(likelihood function)의 최대값은 아래와 같은 식으로 계산된다.

$$L = - \sum_{t=1}^T [\ln(h_t) + \epsilon_t^2/h_t] \quad (3-9)$$

단, T: 관측수,  $h_t$ : 조건부 분산,  $\epsilon_t$ : 잔차

#### IV. 헤지모형의 추정과 헤지성과

##### 4.1 헤지모형의 추정

<표 4-1>는 OLS 모형의 추정결과이다. 이 분석 결과에서 계수값  $\hat{\beta}$ 이 바로 최소분산 헤지비율이 되는데, 헤지비율  $\hat{\beta}$ 은 0.7704로 1% 수준에서 유의하였다. 또한  $\hat{\beta}$ 은 1보다 작아서 1대 1헤지가 적

4) 양정치 행렬 조건을 충족하는  $H_t$  행렬은 대각항이 각 행의 최대값이 되며, 행렬의 고유값(eigenvalue)이 모두 0보다 큰 값을 가지므로  $H_t$ 의 행렬값(determinant)은 0이 아니다.

〈표 4-1〉 OLS 모형의 추정결과

구분	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	D.W.	R <sup>2</sup>	F
결과	0.0099 (0.6653)	0.7876 (0.0000)	2.0748	0.6813	1971.4680

주) 1. OLS 모형

$$R_{n,t} = \alpha + \beta R_{f,t} + \epsilon_t$$

$$\text{단, } \beta = \frac{\text{Cov}(S_t, R_{f,t})}{\text{Var}(R_{f,t})}$$

2. D.W.는 Durbin Watson 통계량임. ( )안은 p값임.

〈표 4-2〉 VECM의 추정결과

구분	$R_{n,t}$	구분	$R_{f,t}$
$\beta_{1,0}$	0.5011 (0.6167)	$\beta_{2,0}$	0.7390 (0.4543)
$\beta_{1,1}$	-0.0001 (0.4831)	$\beta_{2,1}$	-0.0001 (0.3375)
$\beta_{1,2}$	-0.5237 (0.0000)	$\beta_{2,2}$	0.0760 (0.0198)
$\beta_{1,3}$	0.0975 (0.0033)	$\beta_{2,3}$	-0.5301 (0.0000)
D.W.	2.3750	D.W.	2.2983
헤지비율	0.7439		

주) 1. VECM

$$R_{n,t} = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}(S_{t-1} - \delta F_{t-1}) + \beta_{1,2}R_{n,t-1} + \beta_{1,3}R_{f,t-1} + \epsilon_{n,t}$$

$$R_{f,t} = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}(S_{t-1} - \delta F_{t-1}) + \beta_{2,2}R_{n,t-1} + \beta_{2,3}R_{f,t-1} + \epsilon_{f,t}$$

$$\text{단, } \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{n,t} \\ \epsilon_{f,t} \end{bmatrix} \sim N(0, \sigma_t), \quad \sigma_t = \begin{bmatrix} c_{nn} & c_{nf} \\ c_{fn} & c_{ff} \end{bmatrix}$$

2. D.W.는 Durbin Watson 통계량임. ( )안은 p값임.

절하지 않은 것으로 볼 수 있다.

〈표 4-2〉는 VECM의 추정결과이다.<sup>5)</sup> 추정결과를 살펴보면,  $\beta_{1,3}$ 의 값이 0.0975로 1% 수준에서 유의하였다. 그리고  $\beta_{2,2}$ 의 값은 0.0760으로 5% 수준에서 유의하여  $\beta_{2,2}=0$ 이 기각되었다. 따라서 동현물시장과 동선물시장 간에 양방향관계가 존재

하여 상호 영향을 준다고 해석할 수 있다. 오차수정항의 계수인  $\beta_{1,1}$ 과  $\beta_{2,1}$ 은 모두 통계적으로 유의하지 않았다. VECM에서 추정되는 헤지비율은 현물수익률과 선물수익률의 공분산을 선물수익률의 분산으로 나눈 비율인  $c_{n,f}/c_{f,f}$ 로 계산한다. 헤지비율은 0.7439이었다.

5) 시차는 AIC과 SC를 이용하여 1로 결정하였다.

〈표 4-3〉은 오차수정항을 포함한 이변량 GARCH (1,1)모형의 추정결과이다. 평균방정식의 결과를 보면, 추정한  $\beta_{1,3}$ 의 값이 0.3097로 1% 수준에서,  $\beta_{2,2}$ 의 값은 0.1319로 5% 수준에서 유의하여 VECM의 결과와 마찬가지로 동현물시장과 동선물 시장에서 서로 영향을 미쳤다. 오차수정항의 계수인  $\beta_{2,1}$ 의 값은 0.0005로 1% 수준에서 유의하였고,  $\beta_{1,1}$ 의 값은 유의하지 않았다. 이는 동선물과 동현물 사이에 존재하는 장기적인 관계가 동선물 수익률을 추정하는데 도움이 된다는 의미이다.

분산방정식의 결과를 보면, 추정한 계수들이 모두 유의하여 분산과 공분산, 그리고 헤지비율이 시간에 따라 변함을 알 수 있었다.  $VA_{11}$ 과  $VA_{33}$ 이 모두 1% 수준에서 모두 유의하였다. 이는 동선물 수익률과 동현물수익률에 ARCH 효과가 있다는 것 즉, 두 수익률의 조건부 분산에 이분산성이 존재하여 오차의 실현된 과거 값에 따라 조건부 분산이 항상 변한다는 것이다. 그리고  $VA_{11} + VB_{11}$ 과  $VA_{33} + VB_{33}$ 가 모두 1에 가까워 현물시장과 선물 시장에서 변동성의 지속성이 존재함을 알 수 있었다. 표준화된 잔차<sup>6)</sup>와 표준화된 잔차 제곱에 대한 Ljung-Box  $Q(Q^2)$  통계량은 모두 유의하지 않아 본 연구에서 사용한 모형이 적합하다는 것을 알 수 있었다.

#### 4.2 최적헤지비율과 헤지성과

내표본 분석은 2001년 1월 2일부터 2005년 6월 30일까지 모두 1,061개의 관측치를 이용하여 모형별로 추정하였다. 추정에서 나온 분산-공분산 시계열을 가지고 헤지비율을 구한 다음, 이 계수

값을 모형에 넣어 외표본(2005년 7월 1일부터 2006년 6월 30일까지)기간의 분산-공분산 시계열을 계산하여 헤지비율을 측정하였다. 각 헤지모형별로 예측된 헤지비율로 헤지 포트폴리오를 구성한 후, 헤지 포트폴리오의 수익률 분산을 구하여 헤지 성과를 비교하였다. 동현물과 동선물로 구성된 포트폴리오에서 현물은 매수포지션을 취하고 선물은 매도포지션을 취하는 것으로 가정한다.

헤지성과의 값이 1에 가까울수록 헤지성과가 높은 것으로 평가한다. 왜냐하면 헤지성과의 값이 1에 가까울수록 헤지된 포트폴리오의 분산이 0에 가깝다는 의미이므로 헤지성과가 큰 것으로 평가된다. 헤지 포트폴리오 수익률의 헤지성과는 다음과 같이 계산한다.

$$\begin{aligned} \text{헤지성과} &= 1 - \frac{\text{헤지포지션분산}}{\text{무헤지포지션분산}} \\ &= \text{분산의 감소비율} \end{aligned}$$

내표본에서 구한 최적헤지비율은 〈표 4-4〉에서 보여주고 있다. 표를 보면, 헤지비율이 모두 1보다 작아 1대1 헤지는 적합하지 않다는 기존의 선행연구와 일치하였다. 추정된 헤지비율 중에서 OLS 모형이 0.7704로 가장 크고, 그 다음으로 VECM이 0.7439이며, 이변량 GARCH(1,1) 모형이 0.7348로 가장 작았다. OLS 모형과 VECM에서 도출한 헤지비율은 시간불변인 반면, 이변량 GARCH(1,1) 모형에서는 시간가변이다.

헤지 모형별로 내표본의 헤지포트폴리오 수익률 분산과 외표본의 헤지성과를 〈표 4-5〉에 정리하였다. 내표본의 경우, 분산이 OLS 모형에서 0.4029로 가장 작고, 단순헤지 모형에서 0.4990

6) 표준화된 잔차는  $(Z_t) = \hat{\epsilon}_t / \sqrt{h_t}$ 로 계산하였다.

〈표 4-3〉 이변량 GARCH(1,1) 모형의 추정결과

구분	평균방정식	구분	분산방정식		
$\beta_{1,0}$	0.0417 (0.0560)	$VC_{10}$	0.0133 (0.0129)		
$\beta_{1,1}$	-0.00001 (0.4298)	$VC_{20}$	0.0144 (0.0065)		
$\beta_{1,2}$	-0.1995 (0.0001)	$VC_{30}$	0.0166 (0.0198)		
$\beta_{1,3}$	0.3097 (0.0000)	$VA_{11}$	0.0775 (0.0000)		
$\beta_{2,0}$	0.0685 (0.0086)	$VA_{22}$	0.0604 (0.0000)		
$\beta_{2,1}$	0.0005 (0.0004)	$VA_{33}$	0.0634 (0.0000)		
$\beta_{2,2}$	0.1319 (0.0161)	$VB_{11}$	0.9145 (0.0000)		
$\beta_{2,3}$	-0.0732 (0.1433)	$VB_{22}$	0.9254 (0.0000)		
		$VB_{33}$	0.9254 (0.0000)		
현물	LB(10)	8.8466 (0.5467)	선물	LB(10)	11.6796 (0.3071)
	LB <sup>2</sup> (10)	11.4022 (0.3271)		LB <sup>2</sup> (10)	9.1740 (0.5157)
LLR		-522.0866			

주) 1. 평균방정식:

$$R_{n,t} = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}(S_{t-1} - \delta F_{t-1}) + \beta_{1,2}R_{n,t-1} + \beta_{1,3}R_{f,t-1} + \epsilon_{n,t}$$

$$R_{f,t} = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}(S_{t-1} - \delta F_{t-1}) + \beta_{2,2}R_{n,t-1} + \beta_{2,3}R_{f,t-1} + \epsilon_{f,t}$$

$$\text{단, } e_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{n,t} \\ \epsilon_{f,t} \end{bmatrix} \sim N(0, \sigma_t), \quad \sigma_t = \begin{bmatrix} c_{nn} & c_{nf} \\ c_{fn} & c_{ff} \end{bmatrix}$$

2. 분산방정식:

$$vec(H_t) = VC + VArch(e_{t-1}e'_{t-1}) + VBvec(H_{t-1})$$

$$(H_t) = \begin{bmatrix} h_{nn,t} \\ h_{nf,t} \\ h_{fn,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} VC_{10} \\ VC_{20} \\ VC_{30} \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} VA_{11} & 0 & 0 \\ 0 & VA_{22} & 0 \\ 0 & 0 & VA_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{n,t-1}^2 \\ \epsilon_{n,t-1}\epsilon_{f,t-1} \\ \epsilon_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} VB_{11} & 0 & 0 \\ 0 & VB_{22} & 0 \\ 0 & 0 & VB_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{nn,t-1} \\ h_{nf,t-1} \\ h_{fn,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{bmatrix}$$

단,  $vec(\cdot)$ :  $N \times N$  행렬의 하방삼각행렬을  $N(N+1)/2$  벡터로 정렬한 vector-half 연산자

3. 표준오차는 Newey and West(1987) 방법을 사용한 이분산 조정된 오차(heteroskedasticity adjusted error)임.

4. LB(n)[LB<sup>2</sup>(n)]는 Ljung-Box Q[Q<sup>2</sup>] 통계량이며, LLR은 로그우도비율(log likelihood ratio)임.

〈표 4-4〉 최적헤지비율

구분	OLS	VECM	이변량 GARCH(1,1)
헤지비율	0.7704	0.7439	0.7348

으로 가장 컸다.

외표본의 경우, 헤지성과가 이변량 GARCH(1,1) 모형에서 0.6207로 가장 높았다. 이러한 결과는 시간가변 분산을 가정한 모형의 헤지성과가 시간 불변 분산을 가정한 모형의 성과보다 높았다는 Baillie and Myers(1991)의 연구와 일치하는 것이다. 중국 동선물시장에서 위험관리를 할 때 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 최소분산모형과 VECM을 이용하기보다는 헤지비율의 가변성을 고려한 이변량 GARCH(1,1) 모형이 더 적합할 것이다. 외표본을 보면 전반적으로 헤지성과는 높지 않았다.<sup>7)</sup>

내표본의 헤지포트폴리오 수익률 분산과 외표본의 헤지성과가 모형 간에 차이가 유의적인지를 알아보기 위해 식(4-1)과 같은 F통계량을 사용하였다.<sup>8)</sup> 두 분산의 비율로 계산한 F통계량이 F분포표에서 찾을 수 있는 임계치보다 크면, 두 표본은 분

산이 서로 다른 모집단에서 추출되었다고 할 수 있다. 외표본도 내표본과 마찬가지로 수익률의 분산을 사용하여 차이를 검정하였다.

$$F_{n_1-1, n_2-1} = \frac{\frac{(n_1-1)S_1^2/\sigma_1^2}{n_1-1}}{\frac{(n_2-1)S_2^2/\sigma_2^2}{n_2-1}} = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} = \frac{S_1^2}{S_2^2} \quad (4-1)$$

단,  $S_1^2$ : 헤지포트폴리오 수익률의 분산 중 큰 것  
 $S_2^2$ : 헤지포트폴리오 수익률의 분산 중 작은 것  
 $n$ : 표본의 개수

〈표 4-6〉은 헤지포트폴리오 수익률 분산의 차이가 유의적인지를 알아보기 위한 F검정 결과이다. 내표본의 경우, 단순헤지포트폴리오와 여타 헤지포트폴리오 간에 수익률 분산의 차이는 유의적이었다. 이는 〈표 4-5〉의 결과와 맥을 같이한다. 또한

〈표 4-5〉 헤지결과

구분	내표본	외표본
	헤지포트폴리오 수익률 분산	헤지성과
단순헤지	0.4990	0.5955
OLS	0.4029	0.6044
VECM	0.4033	0.6047
이변량 GARCH(1,1)	0.4129	0.6207

주) 1. 단순헤지는 헤지비율이 1인 경우임.

2. 내표본은 2001년 1월 2일부터 2005년 6월 30일까지이고, 외표본은 2005년 7월 1일부터 2006년 6월 30일까지임.

7) 기존연구에서 헤지성과를 살펴보면, 대체적으로 90%를 넘는다.

8) 김석진 · 설병문 · 도영호(2007)는 같은 방법으로 KOSPI 200 선물의 헤지성과를 연구하였다.

헤지모형을 사용할 때 OLS 모형과 VECM과 같이 시간불변 분산을 가정한 모형이든 이변량 GARCH (1,1) 모형과 같이 시간가변 분산을 가정한 모형이든 수익률 분산 간에 차이가 유의적이지 않았다.

외표본의 경우에는 모형 간에 수익률 분산의 차이가 모두 유의적이지 않았다.<sup>9)</sup> <표 4-6>에서 보았듯이 중국 동선물시장에서 헤지를 할 때 헤지비용의 변동성이 일정한 것으로 가정하는 모형을 이용하기보다 분산의 시간가변성을 고려한 모형이 더 적합한 것으로 볼 수 있지만, 모형에 따른 비용을 고려한다면 현물과 선물을 단순히 1대1로 헤지하는 것도 복잡한 모형을 사용하는 것과 비교할 때 한계적 효율성을 보이고 있다고 하겠다.

### 4.3 추가분석

식(3-1)과 식(3-2)은 한국기업이 중국에 현지법인을 두었거나 중국에서 한국인이 기업을 운영하여 환차손익이 발생하지 않는 경우에 해당한다. 하지만 한국에서 동을 사용하여 제품을 생산하는 기업

은 보유하고 있는 동의 가격하락위험을 헤지하기 위해서 중국의 동선물을 이용할 때에는 환차손익을 감안해야 한다. 거래 수수료 등이 없다고 가정하면, 위안화 대비 원화 환율에 따른 환차손익을 감안한 수익률은 식(4-2)와 식(4-3)과 같다(노재선·윤원철·김수덕, 1998 참조). 이 수익률을 사용하여 헤지모형을 추정하고, 헤지성과를 측정하였다.

$$R_{w,s,t} = \left( \ln \frac{W_t S_t}{W_{t-1} S_{t-1}} \right) * 100 \quad (4-2)$$

$$R_{w,f,t} = \left( \ln \frac{W_t F_t}{W_{t-1} F_{t-1}} \right) * 100 \quad (4-3)$$

단,  $R_{w,s,t}$ ,  $R_{w,f,t}$ : 환차손익 존재 시 t기 동현물수익률, 동선물수익률  
 $W_t$ ,  $W_{t-1}$ : t기, t-1기 위안화 대비 원화 환율  
 $S_t$ ,  $F_t$ : t기 동현물가격, 동선물가격  
 $S_{t-1}$ ,  $F_{t-1}$ : t-1기 동현물가격, 동선물가격

<표 4-7>은 환차손익이 발생할 경우 내표본의 헤지포트폴리오 수익률 분산과 외표본의 헤지성과이다. 내표본의 헤지포트폴리오 수익률 분산을 보

<표 4-6> 헤지포트폴리오 수익률 분산의 차이에 대한 F검정

구분	단순헤지	OLS	VECM	이변량 GARCH(1,1)
단순헤지		1.039	1.044	1.000
OLS	1.267***		1.005	1.039
VECM	1.281***	1.011		1.044
이변량 GARCH(1,1)	1.246***	1.017	1.028	

주) 1. \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.  
 2. 하방삼각은 내표본, 상방삼각은 외표본에 대한 검정결과임.

9) 외표본의 특성이 내표본과 달라서 단순헤지와 여타 헤지의 수익률 분산의 차이가 유의하게 크지 않을 수 있다. 실제로 내표본에 비해 외표본에서 동현물의 역사적 변동성이 상당히 높았다. 또한 외표본의 기간에 따라 결과는 달라질 수 있다.

면 VECM에서 분산이 0.4219로 가장 작고, 단순 헤지 모형에서 0.5110으로 가장 컸다. <표 4-5>와 비교하면, 환차손익이 없을 경우보다 분산이 더 컸다. 외표본의 경우 <표 4-5>와 동일하게 이변량 GARCH(1,1) 모형에서 헤지성과가 가장 높았다. 외표본에서 세 가지 헤지모형의 성과는 환차손익이 없을 때보다 환차손익이 존재할 경우에서 더 컸다. 이는 환차손익을 고려할 필요가 있음을 말해준다. 흥미롭게도 환차손익을 감안하면 내표본에서 헤지 포트폴리오 수익률 분산은 더 커지지만, 외표본에서 헤지성과는 더 높아졌다.

<표 4-8>은 환차손익이 있을 때 헤지모형 간에 헤지포트폴리오 수익률 분산의 차이가 유의적인지

를 알아보기 위한 F검정 결과이다. 내표본의 경우 <표 4-6>과 마찬가지로 단순헤지포트폴리오와 여타 헤지포트폴리오 간에 수익률 분산의 차이는 유의적이었고, 헤지모형을 사용할 때 시간불변 분산을 가정한 모형과 시간가변 분산을 가정한 모형으로 구한 수익률 분산 간에 차이는 유의적이지 않았다. 외표본에서 시간불변 분산을 가정한 모형과 시간가변 분산을 가정한 모형 간에 헤지포트폴리오 수익률 분산의 차이가 유의적이었다. 이는 중국 동산물시장에서 헤지를 하려고 하는 한국의 기업이 환차손익을 반영해야할 경우 시간가변 분산을 가정한 모형을 사용하는 것이 유리하다는 것이다.

<표 4-7> 헤지결과(환차손익 존재)

구분	내표본	외표본
	헤지포트폴리오 수익률 분산	헤지성과
단순헤지	0.5110	0.5943
OLS	0.4235	0.6156
VECM	0.4219	0.6052
이변량 GARCH(1,1)	0.4311	0.6257

주) 1. 단순헤지는 헤지비율이 1인 경우임.

2. 내표본은 2001년 1월 2일부터 2005년 6월 30일까지이고, 외표본은 2005년 7월 1일부터 2006년 6월 30일까지임.

<표 4-8> 헤지포트폴리오 수익률 분산의 차이에 대한 F검정(환차손익 존재)

구분	단순헤지	OLS	VECM	이변량 GARCH(1,1)
단순헤지		1.039	1.0275	1.1833
OLS	1.2083***		1.0269	1.2486*
VECM	1.2030***	1.0038		1.2159*
이변량 GARCH(1,1)	1.1839***	1.0206	1.0245	

주) 1. \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

2. 하방삼각은 내표본, 상방삼각은 외표본에 대한 검정결과임.

## V. 결론

본 연구에서는 2001년 1월 2일부터 2006년 6월 30일까지의 중국 동현물과 선물수익률 자료를 OLS 모형, 오차수정항을 고려한 VECM, 그리고 변동성에 대한 헤지비율의 시간가변성을 고려한 이변량 GARCH(1,1) 모형을 이용하여 중국 동선물의 헤지성과에 대해 분석하였다. 또한 위안화 대비 원화 환율에 따른 환차손익이 존재할 때 측정된 헤지성과와 비교하였다. 본 연구의 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 시계열의 안정성에 대한 단위근 검정결과, 동현물가격과 동선물가격은 단위근을 가지고 있어 불안정적 시계열이었다. 1차 차분한 변수들은 안정적인 시계열이었다. 공적분 검정결과, 두 가격 시계열은 공적분을 가져 장기적 관계가 안정적이었다.

둘째, 분석에서 사용한 두 수익률 자료는 시계열 변동성의 비대칭성이 없었다. 즉, 양의 충격과 음의 충격이 동일하게 미래 변동성에 영향을 미친다고 볼 수 있다. 따라서 비대칭성을 고려하지 않은 이변량 GARCH 모형을 사용하여 분석하였다.

셋째, OLS 모형, VECM과 이변량 GARCH(1,1) 모형을 통하여 추정된 헤지비율은 OLS 모형이 0.7704로 가장 크고, 이변량 GARCH(1,1) 모형이 0.7348로 가장 작았다.

넷째, 내표본의 경우 헤지포트폴리오 수익률 분산이 OLS 모형에서 0.4029로 가장 작고 단순모형에서 0.4990으로 가장 컸다. 외표본의 경우에는 헤지성과가 이변량 GARCH(1,1) 모형에서 0.6207로 가장 높았다. 따라서 중국 동선물시장에서 위험관리를 할 때 헤지비율의 변동성이 일정한 것으로 가정하는 OLS 모형과 VECM을 이용하기

보다 분산의 시간가변성을 고려한 이변량 GARCH(1,1) 모형이 더 적합한 것으로 볼 수 있다.

다섯째, 내표본에서 단순헤지포트폴리오와 여타 헤지포트폴리오 간에 수익률 분산의 차이는 유의적이었으나, 외표본의 경우에 그 차이는 모두 유의적이지 않았다. 헤지성과에 대한 결과에서 중국 동선물 시장에서 헤지를 할 때 분산의 시간가변성을 고려한 모형을 사용하는 것이 적합하다고 할 수 있지만, 모형에 따른 비용을 고려한다면 현물과 선물을 단순히 1대1로 헤지하는 것도 복잡한 모형을 사용하는 것과 비교할 때 한계적 효율성을 보이고 있다고 하겠다.

여섯째, 환차손익이 존재할 때 헤지포트폴리오 수익률 분산이 내표본의 경우 VECM에서 가장 작았다. 외표본의 경우 헤지성과가 이변량 GARCH(1,1) 모형에서 가장 높았고, 시간불변 분산을 가정한 모형과 시간가변 분산을 가정한 모형 간에 수익률 분산의 차이가 유의적이었다. 이는 중국 동선물시장에서 헤지를 하려고 하는 한국의 기업이 환차손익을 반영해야 할 경우 시간가변 분산을 가정한 모형을 사용하는 것이 유리하다는 것이다.

본 연구는 동의 가격하락위험을 헤지할 목적으로 동선물을 거래하기 위해 SHFE를 이용할 기업들에게 도움을 줄 수 있을 것으로 여겨진다. 나아가 SHFE를 이용하는 것과 LME나 COMEX를 이용하는 것 중 어느 것이 유리한지에 대한 비교 연구는 향후 흥미로운 연구가 될 것이다.

## 참고문헌

강석규(2007), "KOSPI 200 선물시장의 불완성과 헤징유효성," *선물연구*, 제15권, 73-100.

- 곽수중(1997), "KOSPI 200 선물의 최적헤지비율 및 헷지효과 분석," **선물연구**, 제5호, 1-30.
- 권상장 · 곽수중(2002), "천연가스 선물 및 옵션거래를 이용한 최적 헤징전략," **선물연구**, 제10권, 29-53.
- 김석진 · 설병문 · 도영호(2007), "KOSPI 200 선물시장의 비대칭적 변동성과 헤지성과," **금융학회지**, 제12권, 167-190.
- 김수덕 · 윤원철(1998), "시간변동부 헷지비율의 추정과 그 조정: 로그수익률을 이용한 GARCH 모형," **선물연구**, 제6호, 133-152.
- 남상구 · 박종호(2001), "분수 공적분을 이용한 최적 헤지비율 추정," **재무관리연구**, 제18권, 23-41.
- 노재선 · 윤원철 · 김수덕(1998), "원료 및 생산물과 환율의 변동을 고려한三重헤징: 한국 정유사의 사례," **선물연구**, 제6호, 153-185.
- 옥기울 · 박준우(2004), "KOSPI 200과 KOSDAQ 50 선물시장의 헤지성과에 관한 비교 연구," **금융공학연구**, 제3권, 1-20.
- 윤원철(2007), "국내 통화선물계약의 상대적 헤징효과 분석," **선물연구**, 제15권, 41-72.
- 이재하 · 장광열(2001), "KOSPI 200 선물을 이용한 헤징 전략," **증권학회지**, 제28집, 379-417.
- 정한규(1999), "KOSPI 200 현 · 선물 간 최적헤지비율의 추정," **재무관리연구**, 제16권, 223-243.
- 조대우(1990), "상품선물시장을 이용한 헤징효과의 측정," **무역학회지**, 제15권, 259-303.
- 한국선물협회(2007), 『2007년 1/4분기 세계 장내파생상품 거래량 동향』, 조사보고서.
- 홍정효 · 문규현(2006), "선물시장과 역외선물환시장(NDFs): VECM vs ARCH류 모형의 성과분석," **금융학회지**, 제11권, 123-147.
- Anderson, T. G. and B. E. Sorensen(1996). "GMM estimation of a stochastic volatility model: a Monte Carlo study," *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 328-352.
- Baillie, R. T. and R. J. Myers(1991). "Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures hedge," *Journal of Applied Econometrics*, 6, 109-124.
- Berck, P.(1981). "Portfolio theory and the demand for futures," *American Journal of Agricultural Economics*, 63, 466-474.
- Brooks, C., O. T. Henry, and G. Persaud(2002). "The effect of asymmetries on optimal hedge ratios," *Journal of Business*, 75, 333-352.
- Brown, S. L.(1986). "A reformulation of the portfolio model of hedging," *American Journal of Agricultural Economics*, 68, 508-512.
- Cecchetti, S. G., R. E. Cumby, and S. Figlewski (1988). "Estimation of the optimal futures hedge," *Review of Economics and Statistics*, 70, 623-630.
- Chen, S., C. Lee, and K. Shrestha(2004). "An empirical analysis of the relationship between the hedge ratio and hedging horizon: a simultaneous estimation of the short- and long-run hedge ratios," *Journal of Futures Markets*, 24, 359-386.
- Chou, W. L., K. K. Fan, and C. F. Lee(1996), "Hedging with the Nikkei index futures: the conventional model versus the error correction model," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36, 495-505.
- Choudhry, T.(2004). "The hedging effectiveness of constant and time-varying hedge ratios using three Pacific Basin stock futures," *International Review of Economics and Finance*, 13, 371-385.
- Ederington, L.(1979). "The hedging performance of the new futures markets," *Journal of Finance*, 34, 157-170.
- Eaker, M. R. and D. M. Grant(1990). "Currency hedging strategies for internationally diversified equity portfolio," *Journal of Portfolio*

- Management*, 17, 30-32.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger(1987). "Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
- Engle, R. F. and K. F. Kroner(1995). "Multivariate simultaneous generalized ARCH," *Econometric Theory*, 11, 122-150.
- Eun, C. and B. Resnick(1997). "International equity investment with selectively hedging strategies," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7, 21-42.
- Ghosh, A.(1993). "Hedging with stock index futures: estimation and forecasting with error correction model," *Journal of Futures Markets*, 13, 743-752.
- Hayenga, M. L. and D. D. DiPietro(1982). "Cross-hedging wholesale pork products using live hog futures," *American Journal of Agricultural Economics*, 64, 747-751.
- Kahl, K. H. and W. G. Tomek(1982). "Effectiveness of hedging in potato futures," *Journal of Futures Markets*, 2, 9-18.
- Kroner, K. F. and J. Sultan(1993). "Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 535-551.
- Lien, D. and X. Luo(1993). "Estimating multiperiod hedge ratios in cointegrated markets," *Journal of Futures Markets*, 13, 909-920.
- Lien, D. and B. K. Wilson(2001). "Multiperiod hedging in the presence of stochastic volatility," *International Review of Financial Analysis*, 10, 395-406.
- Morey, M. R. and M. W. Simpson(2001). "To hedge or not to hedge: the performance of simple strategies for hedging foreign exchange risk," *Journal of Multinational Financial Management*, 11, 213-223.
- Nelson, R. D. and R. A. Collins(1985). "A measure of hedging's performance," *Journal of Futures Markets*, 5, 45-55.
- Park, T. H. and L. N. Switzer(1995). "Time-varying distribution and the optimal hedge ratios for stock index futures," *Applied Financial Economics*, 5, 131-137.
- Peck, A. E.(1975). "Hedging and income stability: concepts, implications, and an example," *American Journal of Agricultural Economics*, 57, 410-419.
- Poomimars, P., J. Cadle, and M. Theobald(2003). "Futures hedging using dynamic models of the variance/covariance structure," *Journal of Futures Markets*, 23, 241-260.
- Sephton, P. S.(1993a). "Hedging wheat and canola at the Winnipeg commodity exchange," *Applied Financial Economics*, 3, 67-72.
- Sephton, P. S.(1993b). "Optimal hedge ratios at the Winnipeg commodity exchange," *Canadian Journal of Economics*, 26, 175-193.
- Simpson, M. W. and A. Dania(2006). "Selectively hedging the Euro," *Journal of Multinational Financial Management*, 16, 27-42.
- Wang, C. and S. S. Low(2003). "Hedging with foreign currency denominated stock index futures: evidence from the MSCI Taiwan index futures market," *Journal of Multinational Financial Management*, 13, 1-17.
- 대련상품거래소([www.dce.com.cn](http://www.dce.com.cn))  
 상해유색금속사이트([www.smm.com.cn](http://www.smm.com.cn))  
 상해상품거래소([www.shfe.com.cn](http://www.shfe.com.cn))  
 정주상품거래소([www.czce.com.cn](http://www.czce.com.cn))

## Hedging with the Chinese Copper Futures

Seokchin Kim\* · Xiang-Hua Jin\*\* · Young Ho Do\*\*\*

### Abstract

Copper futures has the second largest trading volume in the world after aluminum futures in the futures markets of nonferrous metals. China is the world's largest consumer of copper and the trading volume of Chinese copper futures of SHFE (Shanghai Futures Exchange) was 22% of that of LME (London Metal Exchange) in 2004.

The economy of China is the second largest in the world after the US. China has been the fastest growing major nation for the past quarter of a century with an average annual GDP growth rate above 10%. Consumption of copper in China has increased rapidly. Chinese copper demand will remain strong in future because copper is used mainly for electric generation systems. Accordingly, hedging with Chinese copper futures is becoming a more significant subject to researchers as well as companies that consume copper directly.

Many of the participants in futures markets aim to reduce or eliminate a particular risk that they face. Since risk is usually measured as the volatility of portfolio returns, the hedgers may be interested in the hedge ratio that minimizes the variance of the returns. The purpose of this paper is to find a compatible hedging model on the hedging with the Chinese copper futures.

We investigate the hedging performance of the Chinese copper futures. We establish the conventional OLS (ordinary least square), VECM (vector error correction model) and bivariate GARCH (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) model as hedging models and analyze their hedging performances. The sample period covers from January 2, 2001 to June 30, 2006.

The optimal ratio is calculated as a ratio of the conditional covariance between spot and futures to the conditional variance of futures. The hedge ratios are estimated by a time-

---

\* Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University

\*\* Shinsegae E-Mart

\*\*\* Postdoctoral researcher, School of Management, Yeungnam University

varying hedging model (bivariate GARCH) as well as naive or time-invariant (OLS, VECM) models.

To compare the performances in each type of hedge, we divide the sample period into in-sample and out-of-sample and measure hedging performances for each period. In-sample period is from January 2, 2001 to June 30, 2005, and out-of-sample period is from July 1, 2005 to June 30, 2006.

Our main results are summarized as follows. First, in ADF (augmented Dickey-Fuller) test and PP (Phillips-Perron) test, both the spot and futures prices series are non-stationary, while two return series are stationary. In Engle and Granger cointegration test, there is a cointegration relationship between the two prices series.

Second, the conditional variances and covariances vary over time. In case of in-sample, the variance of portfolio returns in the OLS model is smallest. The variance of returns in the naive model is higher than those in the other hedging models. And the F test shows that the differences between the variance of returns in the naive model and in other hedging models are significant.

Third, it turns out that the bivariate GARCH model performs better than other models in case of out-of-sample. Our results indicate that investors in the Chinese copper futures markets are encouraged to use the bivariate GARCH model to hedge the volatility of copper price. But the variance of portfolio returns in the bivariate GARCH model is not lower significantly than those in other hedging models.

Forth, if investors take into account profits and losses due to the changes of the exchange rate between yuan and won, the in-sample variance of portfolio returns in the VECM is smallest and the bivariate GARCH model performs better than other models in case of out-of-sample. The out-of-sample variance of portfolio returns in the bivariate GARCH model is lower significantly than those in other hedging models.

In sum, our results indicate that the naive hedging model is not a poor choice for hedging the risk with the Chinese copper futures compared to much more complex models. However, time-varying hedging models as GARCH perform better for the Korean firms which are exposed to the exchange rate risk.

This study will be a guiding help to the firms to hedge the risk with the Chinese copper futures in SHFE. A comparative study on hedging effectiveness of copper futures in SHFE, together with LME or COMEX (Commodity Exchange of New York) will be an interesting future research.

Key words: Chinese copper futures, Hedging performance, VECM, Bivariate GARCH model