

KOSPI 200 선물을 이용한 헤지모형의 성과비교에 관한 연구

A Study of Hedging Performance with the KOSPI 200 Futures

황 성 수 *

目 次	
I. 서 론	IV. 실증분석 결과
II. 선행연구	V. 결 론
III. 분석기간 및 헤지모형	

I. 서 론

1996년 5월 3일 KOSPI 200 주가지수 선물시장이 개설된 이후, 주가지수 선물시장은 짧은 역사에도 불구하고 2003년 현재 거래량 규모 세계 4위의 시장으로 급격하게 성장하였다. 주가지수 선물시장의 규모가 급격히 증대됨에 따라 업계 및 학계의 선물에 대한 관심이 증대되기 시작하였으며, 이에 따라 선물에 대한 연구 역시 활발하게 이루어져 왔다. 주가지수 선물을 이용한 거래는 그 목적에 따라 투기거래, 차익거래, 헤징거래로 분류할 수 있다. 주가지수 선물시장의 초기에는 투기목적만을 가진 투기자(speculator)에 의해 주로 거래가 이루어졌으나 해를 거듭할수록 차익거래(arbitrage)와 기관투자자의 프로그램매매(program trading)에 의해 더욱더 시장이 효율적으로 움직이고 있다. 특히, 최근들어 기관투자자들의 참여가 증대되기 시작하면서 주가지수선물을 이용한 차익거래와 헤징거래에 대한 관심이 증대되고 있다. 특히, 헤징거래의 경우 최근의 주식시장 침체와 금융환경의 변동성 증대에 따라 그 중요성이 더욱 부각되어지고 있다. 이에 반해 기존의 연구들은 주로 주가지수 선물의 현물가격 발견기능과 이를 이용한 차익거래에 관한 연구가 주류를 이루고 있다. 그러나, 앞서 기술한

* 단국대학교 경상대학 경상학부 강사.

바와 같이 금융시장의 변동성 증대와 기관투자자들의 선물시장의 참여가 증가함에 따라 선물을 이용한 헤지거래의 중요성이 부각되어지고 있다. 따라서, 주가지수선물을 이용한 헤지에 관한 연구는 기관투자자들의 선물시장의 참여증대와 선물시장 도입의 목적인 선물거래를 통한 현물시장의 가격안정화를 달성하는 데 기여하는 계기를 마련할 수 있을 것이다.

이에 본 연구에 주가지수 선물을 이용하여 헤지하고자 할 때 사용할 수 있는 최소분산 모형과 벡터오차수정(vector error correction : VEC)모형을 이용하여 헤지성과를 비교하고자 한다. 이를 위하여, 최소분산모형의 경우 가격변화량을 이용한 경우와 가격변화율을 이용한 경우를 구분하여 분석하며, 헤지모형별 성과의 차이가 헤지기간의 차이에 따라 다르게 나타나는 것을 검증하기 위하여 헤지기간을 1일, 1주, 2주, 4주로 구분하여 헤지성과를 비교하고자 한다. 헤지성과에 대한 비교는 헤지하지 않은 경우의 현물가격의 변화량의 분산과 헤지된 포트폴리오의 분산과의 차이를 통하여 헤지모형별, 헤지기간별 헤지성과에 대한 비교를 실시하고 한다.

본 논문의 구성은 I 장 서론에 이어 II장에서는 선행연구들의 결과를 살펴보고, III장에서는 본 논문의 연구모형과 연구방법을 설정하고, IV장에서는 헤지모형별 성과와 헤지기간별 성과에 대한 실증분석을 다르며, V장에서는 본 논문의 결론을 내린다.

II. 선행연구

선물을 이용한 헤지에 관한 국내외의 선행연구들을 살펴보면 다음과 같다. 우선 외국의 선행연구에서는 Johnson(1960)은 선물을 이용한 헤지의 목적은 현물시장에서의 위험을 최소화하기 위한 최적조합이라는 가정하에, 헤지의 효율성은 현물과 선물의 가격간 상관관계의 정도에 따라 결정된다고 주장하였다. Johnson은 헤지포지션의 수익률의 분산을 최소화시키는 최소분산헤지비용을 현물시장의 포지션에 대한 선물시장의 포지션의 비율로 산출하였으며, 이때의 헤지성과는 현물시장에서 가격변동위험의 감소비율로 측정된다.

Ederington(1979)¹⁾은 90일 T-bill선물과 GNMA선물시장에서 포트폴리오헤징이론을 이용하여 헤지성과에 대한 분석을 시시한 결과, GNMA선물의 헤지효과가 T-bill선물보다 크게 나타났으며, 만기와 헤지기간이 길어질수록 헤지성과가 큰 것으로 나타났다. Ederington은 GNMA선

1) Ederington, L. H., "The Hedging Performance of the New Futures Markets", *Journal of Finance*, Vol. 34, 1979, pp. 157-170

물의 헤지효과가 T-bill선물보다 크게 나타난 이유를 T-bill수익률의 연방기금 수익률과의 밀접한 관계로 설명하였으며, 그의 연구결과를 통하여 헤징기간 및 만기일이 헤징효과에 유의적인 영향을 미칠 것이라는 가설을 증명할 수 있었다.

한편, Figlewski²⁾(1985)는 NYSE, S&P500, Value Line 주가지수선물을 이용하여 1982년 6월부터 1982년 12월까지의 7개월 동안 헤징기간을 1일, 2일, 3일, 1주, 2주, 주간의 기간으로 구분하여 사후적 헤지의 성과를 분석하였다. 이를 위하여 1981년 1월부터 1982년 3월까지의 주간 자료를 이용한 회귀분석을 통해 산출한 베타헤지비율과 선물의 수익률에 대한 현물 수익률의 회귀계수를 사용한 최소분산헤지비율을 산출하여 헤징성과를 비교하였다. 그 결과, 대형주를 이용한 포트폴리오의 헤지효과가 소형주로 구성된 포트폴리오의 헤지효과보다 높게 나타났으며, 베이스스 위험으로 인해 최소분산헤지비율을 이용한 헤징성과가 베타헤지비율 이용한 헤징성과 보다 높게 나타났으나 헤지모형별 차이는 크지 않은 것으로 나타났다.

Junkus & Lee³⁾(1985)는 전통적인 헤징모형과 베이스스 고정거래 모형, 최소분산모형, Rutledge에 의한 효용극대화 헤징모형을 이용해 단기, 중기, 장기의 3가지 만기별 헤징효과를 분석한 결과, 전통적 모형과 나머지 세모형의 헤지비율은 상당한 차이가 있는 것으로 나타났다. 그러나 헤지모형에 따른 성과의 차이는 뚜렷이 나타나지 않았다.

오히려 각각의 헤지모형의 최적 헤지비율에서의 성과가 우수한 것으로 나타났다. 또한 선물시장에 따라 최적 헤지모형이 다르게 나타났다. 이러한 결과는 헤징성과는 각 모형의 기준에 따라 다르며, 어떤 모형을 이용할 것인가는 헤징모형의 가정 및 기준과 헤지가 실제 처한 상황에 따라 결정되어야 한다는 것을 의미한다.

Crain-Lee(1997)⁴⁾는 유로달러선물(Eurodollar futures)을 이용하여 유로달러선물옵션 포지션을 헤지하는 경우의 헤징성과 분석에서 델타(delta)헤지, 최소분산헤지, 이변량 GARCH, 이변량 EGARCH헤지 모형을 이용한 헤징성과를 비교한 결과, 시간가변성(time-varying) 헤지비율을 사용하는 GARCH모형이나 EGARCH모형이 헤지비율을 일정하게 유지하는 최소분산모형에 의한 경우보다 헤징성과가 높은 것으로 나타났다.

한편, 주가지수선물을 이용한 헤징성과에 관한 국내연구들을 살펴보면, 장경천⁵⁾(1990)은 주가지수 선물시장이 개설되기 이전에 한경지수를 이용하여, 종합주가지수와의 헤징성과에

2) Figlewski, S., "Hedging with Stock Index Futures : Theory and Application in a New Market", *Journal of Futures Markets*, Vol. 5, 1985, pp. 183-199.

3) Junkus, J. C. and C. F. Lee, "Use of Three Stock Index Futures in Hedging Decisions", *Journal of Futures Markets*, Vol. 5, 1985, pp. 201-222.

4) Crain, S. and J. Lee, "Hedging in Interest Rate Markets : Options on Futures versus Futures," Proceedings of the 1997 Annual Meeting of the Korean Finance Association.

5) 장경천, "한국증권시장에서 주가지수선물거래의 헤징효과에 관한 모의분석", 『증권학회지』 제12권, 1990, pp. 199-227.

대한 분석을 통해 헤지의 가능성에 대한 분석을 실시하였다. 이를 위하여 현물포트폴리오의 고전적 헤징, 베타헤징 및 최소분산헤징을 실시하였으며, 헤지기간은 1주일로 설정하였으며, 만기는 4가지로 분류하였다. 환경지수와 종합주가지수를 대상으로 한 가상 헤지에 대한 성과분석에서 헤지모형별 성과의 차이는 나타나지 않았다.

정한규(1999)⁶⁾는 1996. 5. 3.부터 1997. 5. 24.까지의 KOSPI 200 현물과 선물자료를 이용하여 오차수정모형을 통해 추정된 헤지비율과 전통적 회귀분석모형에 의해 추정된 헤지비율을 이용하여 모형별 헤지성과에 대한 분석을 실시하였다. 그 결과 주가지수 현물가격과 선물가격간에는 공적분관계가 존재하며, 오차수정모형을 이용한 헤지비율과 전통적 회귀분석모형을 이용한 헤지비율간에는 차이가 있으며, 오차수정모형을 이용해 추정된 헤지비율을 통한 헤지가 성과가 높다는 결론을 내렸다.

이재하, 장광렬 (2001)⁷⁾은 1996. 5. 3.부터 1998. 12. 5. 까지 KOSPI 200 현물과 선물자료를 이용하여, 최소분산모형, 벡터오차수정(VEC)모형, 이변량 GARCH(1,1)모형, 이변량 EGARCH(1,1)모형을 설정한후 각각의 모형을 이용하여 산출한 헤지비율을 이용하여 헤지모형별 헤지성과의 차이에 대한 분석을 실시하였다.

그 결과 최소분산모형의 헤지성과가 선물과 현물간의 공적분관계를 고려한 VEC모형의 헤지성과에 비해 뒤지지 않으며, 이변량 GARCH모형을 통해 추정된 시간 가변적인 헤지비율을 이용한 경우와 변동성에 대한 비대칭적 정보효과까지 고려한 이변량 EGARCH모형에 비해서도 헤지성과가 뒤지지 않는 것으로 나타났다. 오히려, 헤지성과는 헤지모형별 차이에 기인하기보다는 헤지기간이 길어짐에 따라 성과가 향상되는 것으로 나타났다.

III. 분석기간 및 헤지모형

1. 분석기간 및 자료선정

본 논문의 목적은 주가지수 선물을 이용한 헤지성과가 헤지모형별, 헤지기간별 차이가 있는가에 대한 검증을 실시하는 것이 그 목적이다. 이를 위하여 최소분산모형을 이용한 헤지

6) 정한규, "KOSPI 200 현 · 선물간 최적헤지비율의 추정," 재무관리연구 제16권 제1호, 1999.6., pp. 223-243.

7) 이재하, 장광렬 "KOSPI200 선물 이용한 헤지전략," 증권학회지 제28집, 2001, pp. 379-417.

비율과 벡터오차수정모형을 통한 헤지비율을 추정하여 각각의 헤지성과를 비교하고자 한다. 특히, 최소분산모형의 경우 가격변화량과 가격변화비율의 두 가지 방법으로 헤지비율을 산출하여 분석을 실시한다. 또한 각각의 헤지모형을 통해 산출한 헤지비율을 이용하여 헤지를 한 경우 헤지기간에 따른 헤지성과의 차이가 존재하는가에 대한 검증을 실시하기 위하여, 헤지기간을 1일, 1주 2주, 4주로 구분하여 분석을 실시하고자 한다.

분석에 사용된 주가지수 선물과 현물의 가격자료는 증권거래소에서 제공받았으며, 본 논문의 분석 대상기간은 2001년 1월 2일부터 2003년 12월 30일까지의 기간을 대상으로 한다. 본 논문의 분석에 사용된 선물의 가격은 근월물 자료를 이용하였다. 선물은 근월물을 포함하여 4개월물이 거래되고 있으나, 근월물을 제외한 대부분은 거의 거래가 이루어지고 있지 않고 있다. 이러한 이유로 선행연구들도 연구 대상을 근월물로 한정하고 있으며, 따라서 본 연구에서도 이러한 점들을 고려하여 근월물을 연구 대상으로 하였으며, 계속적인 만기이전(roll over)을 가정하였다. 또한 주가지수 선물시장의 경우 현물시장이 종료된 15시 이후에도 15분간 거래가 더 지속되므로 현물과 선물간의 거래시간이 불일치하게 된다. 따라서 현물과 거래시간을 일치시키기 위해 주가지수 현물의 장이 종료되는 시점인 15시의 선물가격을 기준으로 하여 헤지를 하는 것을 가정하였다.

2. 최소분산 헤지모형을 통한 헤지비율의 추정

(1) 가격변화량을 이용한 헤지비율의 추정

Ederington(1979)에 따르면 현물가격의 변화량과 선물가격변화량간의 회귀식의 추정을 통해 추정된 회귀계수 β 를 최적헤지비율로 추정할 수 있게 된다.

이를 이용한 헤지의 경우 헤지는 현물 1단위를 매입함과 동시에 선물 β 단위를 매도함으로써 포트폴리오의 분산을 최소화시키는 헤지를 할 수 있게 되며, 현물과 선물간 순포지션의 분산을 최소화시킨다는 의미에서 이것을 최소분산헤지라고 한다.

$$S_t - S_{t-1} = \alpha + \beta(F_t - F_{t-1}) + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

여기서 $S_t - S_{t-1}$ 은 t-1시점에서 t시점까지의 현물가격변화량이고, $F_t - F_{t-1}$ 은 t-1시점에서 t시점까지의 선물가격변화량이다.

(2) 가격변화율을 이용한 헤지비율의 추정

가격변화량보다는 가격변화율이 OLS(Ordinary Least Squares)조건을 더 만족시킬 수 있는 경우가 있다. 특히 주식이나 채권과 같은 금융증권의 가격은 일반적으로 불안정하지만 그 가격 변화율은 오히려 안정적일 수 있다. 따라서 가격변화율을 이용하여 최소분산헤지 비율을 추정할 수 있으며, 이는 위의 식(1)을 아래의 식으로 변환시켜 사용할 수 있다.

$$\frac{\Delta S_t}{S_{t-1}} = \alpha + \beta \left(\frac{\Delta F_t}{F_{t-1}} \right) + \varepsilon_t \dots\dots\dots (2)$$

3. 벡터오차수정(VEC)모형을 이용한 헤지비율의 추정

최소분산 모형을 통한 β 를 헤지비율로 사용하는 경우, KOSPI 200 현물과 선물가격이 공적분되어 있다면 최소분산헤지모형은 데이터를 과도하게 차분하는 것이 되어 현물가격과 선물가격간의 장기적 관계를 불분명하게 만들어, β 의 하향편의(downward bias)를 가져오게 된다.⁸⁾ 그러므로 우선적으로 주가지수 현물과 선물의 가격에 대한 안정성의 검증과 두변수간의 공적분관계 여부에 대한 분석을 실시하여야 한다. 그 결과 주가지수 현물과 선물가격 모두 I(1)변수이고, 주가지수 현물과 선물가격간에 공적분이 성립되는 경우, 공적분방정식(cointegration equation)을 오차수정항(error correction term : ECT)으로 포함하는 벡터오차수정(vector error correction : VEC)모형을 다음과 같이 구성할 수 있다.⁹⁾

$$s_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s}(S_{t-1} - \delta F_{t-1} - C) + \sum_{i=1}^m \gamma_{is} s_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_{js} f_{t-j} + \varepsilon_{st} \dots\dots\dots (3)$$

$$f_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \delta F_{t-1} - C) + \sum_{i=1}^m \gamma_{if} s_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_{jf} f_{t-j} + \varepsilon_{ft} \dots\dots\dots (4)$$

$$e_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix} \sim N(0, H_t) \dots\dots\dots (5)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{fs,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} \dots\dots\dots (6)$$

8) 참고문헌으로 Engle-Granger(1987)를 들 수 있다.
 9) Engle-Granger(1987)는 두변수가 공적분되어 있으면 이변량 시계열모형은 오차수정을 포함하여야 함을 보이고 있다.

여기서,

s_t, f_t : 현물과 선물의 가격변화량

$\alpha_{0s}, \alpha_{1s}, \alpha_{0f}, \alpha_{1f}, \gamma_{is}, \gamma_{if}, \theta_{js}, \theta_{jf}$: 추정할 모수(parameters)

e_t : (2×1) 잔차의 벡터

H_t : 잔차의 분산 - 공분산행렬

$h_{ss,t}, h_{ff,t}, h_{sf,t}, h_{fs,t}$: 잔차의 분산-공분산

$S_{t-1} - \delta F_{t-1} - C$: 오차수정항

공적분방정식에서 S_{t-1}, F_{t-1} 은 각각 t-1기의 현물과 선물가격이고, δ 는 공적분계수, C 는 상수가 된다. 이 벡터오차수정모형은 현물과 선물가격간에 장기적으로 평균에 수렴하는 공적분 관계를 가질 경우, 장기적 균형관계를 보장하기 위해 오차수정항을 모형에 포함한 것이다. 이때의 헤지비율은 선물과 현물간의 공적분을 선물의 분산으로 나눈 비율을 헤지비율로 사용한다.

IV. 실증분석 결과

1. 기초통계량

〈표 1〉에는 주가지수 현물과 선물의 가격변화량에 대한 기초통계량이 정리되어져 있다. 표의 내용들을 보면, 주가지수 현물가격변화량과 선물가격변화량 모두 정규분포의 형태가 아님을 확인할 수 있다.

1일과 2주, 4주의 가격변화량의 경우 첨예분포의 형태와 왼쪽꼬리가 두터운 형태이며, 1주간격의 현물가격과 선물가격의 변화량만 오른 쪽 꼬리가 두터운 형태를 나타내고 있다. 표본기간에 대한 정규성 검정에서도 모든 구간에서 주가지수 현물의 가격변화량과 선물가격변화량 모두 1% 유의수준에서 정규분포를 기각하고 있다. 따라서, 분석기간동안의 현물가격변화량과 선물가격변화량은 모든 구간에서 정규분포가 아님을 확인할 수 있었다.

<표 1> 주가지수 현물가격변화량과 선물가격변화량의 기초통계량

	1 일		1 주		2 주		4 주	
	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물
Mean	0.0542	0.0558	0.2695	0.2777	0.5391	0.5554	1.0781	1.1108
Median	0.0800	0.1000	0.5050	0.3800	0.7250	0.7500	0.0400	0.2000
Maximum	7.730	6.700	12.030	13.0500	10.7500	11.1000	12.7900	13.4000
Minimum	-7.960	-7.350	-10.270	-10.950	-9.150	-9.650	-16.630	-17.300
Std. Dev.	1.6760	1.7586	3.4856	3.6487	4.8812	5.0400	7.1735	7.2783
Skewness	-0.1859	-0.1893	0.0767	0.1169	-0.1456	-0.0746	-0.3111	-0.2963
Kurtosis	4.5746	4.1936	3.3123	3.4789	2.4513	2.4480	2.4574	2.4951
J-Bera	80.2761	48.0885	0.7468	1.7513	1.1895	1.0082	1.0507	0.9343
sample	736	736	148	148	74	74	37	37

한편, 현물가격변화량과 선물가격변화량의 표준편차를 비교해 보면, 전 구간에서 주가지수 선물가격변화량의 표준편차가 현물가격변화량의 표준편차보다 크게 나타나고 있으며, 헤지기간이 길어질 수 록 현물과 선물 모두 가격 변화량의 표준편차가 증가하는 것으로 나타났다. 이는 선물의 가격변동폭이 현물에 비해 크며, 기간이 길어질 수 록 가격변동폭이 커진다는 것을 의미한다.

2. 단위근과 공적분

만일 현물의 가격과 선물의 가격이 모두 I(1)변수이고 주가지수 현물과 선물가격간에 공적분 관계가 성립하는 경우 현물가격변화량과 선물가격변화량을 이용한 최소분산헤지모형을 통한 헤지비율의 추정은 현물과 선물의 가격에 대하여 과도하게 차별하게 되어 정보의 손실을 초래하게 된다. 이러한 문제의 해결을 위해서는 만일 현물의 가격과 선물의 가격이 모두 I(1)변수이고 공적분방정식을 오차수정항으로 포함하는 오차수정모형을 적용하여 해결할 수 있다. 따라서 적절한 헤지비율의 추정을 위하여 우선적으로 주가지수 현물과 선물의 시계열의 안정성 여부와 공적분관계에 대한 검증이 필요하다.

<표 2> 주가지수 현물가격과 선물가격의 단위근 검증결과

		현 물	선 물	Critical Value		
				10%	5%	1%
1 일	level	-1.3050	-1.3448	-2.5691	-2.8659	-3.4418
	1st diff.	-12.8196**	-12.6405**	-2.5691	-2.8659	-3.4418
1 주	level	-1.4508	-1.4088	-2.5773	-2.8815	-3.4767
	1st diff.	-4.7578**	-4.7923**	-2.5773	-2.8815	-3.4767
2 주	level	-1.3337	-1.2960	-2.5879	-2.9017	-3.5226
	1st diff.	-4.1334**	-4.1733**	-2.5879	-2.9017	-3.5226
4 주	level	-1.2954	-1.2788	-2.6105	-2.9446	-3.6228
	1st diff.	-3.3247**	-3.3652**	-2.6105	-2.9446	-3.6228

** , * 각각 1% 및 5% 유의수준에서 유의함.

<표 2>에는 각 헤지기간별 선물가격변화량과 현물가격변화량에 대한 단위근 검정결과가 요약되어져 있다. 단위근 검정은 ADF검증과 PP검증이 있는데 본 연구에서는 (식7)에 의한 ADF검증 방법을 사용하여 단위근 검증을 실시하였다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (식7)$$

여기서 y_t 는 거래량 변화율과 선물수익률의 시계열 자료, t 는 선형시간추세, ε_t 는 백색 오차(white noise)이다. 단위근 검정은 거래량 변화율과 선물수익률의 시계열 자료에 대해 (식7)처럼 절편과 선형시간추세를 갖는 모형을 구성한 후, 시계열이 불안정적이라는 단위근 귀무가설을 검정함으로써 이루어진다. 단위근 귀무가설에 대한 유의성 검정은 MacKinnon(1991)이 제시하고 있는 유한 표본크기에서의 임계치를 이용하였는데, ADF검정 통계량의 값이 임계치보다 크면 시계열이 안정적(I(0))이고, 작으면 시계열이 불안정적(I(1))임을 의미하게 된다. 시계열이 단위근을 갖는다는 의미는 시계열이 확률적 추세를 내포하여 차분에 의하여 안정성을 회복시켜야 하는 것을 뜻한다.

단위근 검증 결과 모든 기간에서 주가지수 현물과 주가지수 선물 모두 단위근이 존재하지 않는다는 가설은 기각되지 못했다. 반면, 주가지수 현물과 주가지수 선물 모두 1차 차분된 경우 모든 헤지기간에서 단위근이 존재한다는 가설을 기각하는 것으로 나타나, 주가지수 현물과 주가지수 선물 모두 I(1)변수임을 확인할 수 있었다.

<표 3>에서는 주가지수 현물과 주가지수 선물에 대한 공적분검증 결과가 나타나 있다.

〈표 3〉의 결과를 보면, 헤지기간이 4주인 경우를 제외한 모든 헤지기간에서 공적분결과 공적분이 존재하지 않는다는 가설을 기각하지 못하고 있다. 공적분이 존재하지 않는다는 가설은 모두 1% 유의수준에서 기각되었다. 이러한 결과는 주가지수 현물과 주가지수 선물이 장기적 균형관계에 있다는 것을 의미하며, 이는 주가지수 현물과 주가지수 선물간의 관계를 분석에 오차수정모형이 적정하다는 것을 의미한다. 따라서 현물과 선물가격 시계열간의 공적분방정식을 오차수정항으로 회귀식에 포함시킨 모형을 사용하여 헤지성과를 분석하기로 한다.

〈표 3〉 주가지수 현물가격과 선물가격의 공적분 검증결과

	Eigenvalue	Likelihood	5 Percent	1 Percent
1 일	0.045734	35.96239**	15.41	20.04
	0.002313	1.695416	3.76	6.65
1 주	0.125614	21.89816**	15.41	20.04
	0.016648	2.434305	3.76	6.65
2 주	0.176473	16.16151**	15.41	20.04
	0.029851	2.182038	3.76	6.65
4 주	0.17252	8.486127	15.41	20.04
	0.045297	1.668781	3.76	6.65

** , * 각각 1% 및 5% 유의수준에서 유의함.

3. 헤지비율의 추정과 헤지성과

헤지모형별 추정결과는 〈표 4〉, 〈표 5〉에 나타나 있다. 최소분산헤지모형의 추정결과인 〈표 4〉에서 가격변화량을 이용한 경우와 가격변화율을 이용한 경우 모두 β 은 모든 헤지기간에서 1% 수준에 유의하다. 이때 β 가 최소분산헤지비율이 되는데 가격변화량을 이용한 경우 가격변화율을 이용한 헤지비율간에 차이가 거의 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 두 시계열의 수익률의 크기가 비슷할 경우에는 가격변화량과 수익률중 어느 것을 사용해도 결과에 별 차이가 발생하지 않는다는 선행연구들의 결과와 일치하는 것이다.

한편 가격변화량과 가격변화율을 이용한 헤지비율의 추정결과 두 모형 모두 헤지비율이 헤지기간이 길수록 커지고 있다. 이는 헤지기간이 짧은 경우 선물가격변화량이 현물가격변화량보다 현저히 크지만, 헤지기간이 충분히 길어지면 가격변화량간의 차이가 줄어들기 때

문인 것으로 이해되어 진다. 또한 헤지비율은 모두 1보다 작아 1대1의 단순헤지는 적절하지 않은 것을 알 수 있다. Ederington(1979)에서 보인 바와 같이 R^2 는 헤지성과를 나타내며, 헤지기간이 길어질수록 헤지성과가 향상됨을 알 수 있다.¹⁰⁾

<표 4> 최소분산헤지모형 추정결과

		α	t-value	β	t-value	R^2
1 일	가격변화량	0.002308	0.167939	0.929229**	118.8838	0.95063
	가격변화율	2.60E-05	0.15399	0.936555**	116.4992	0.948693
1 주	가격변화량	0.005707	0.188736	0.95001**	114.5858	0.989003
	가격변화율	0.000103	0.292037	0.951128**	117.5116	0.989538
2 주	가격변화량	-0.01458	-0.19403	0.983687**	95.08834	0.996144
	가격변화율	-0.00015	-0.1572	0.985675**	90.3144	0.995727
4 주	가격변화량	-0.01458	-0.19403	0.983687**	95.08834	0.996144
	가격변화율	-0.00015	-0.1572	0.985675**	90.3144	0.995727

** , * 각각 1% 및 5% 유의수준에서 유의함.

벡터오차수정모형의 추정결과는 <표 5>에 나타나 있으며, 헤지비율은 현물과 선물의 공분산을 선물의 분산으로 나눈 비율로 계산되는데, <표 6>에 나타나 있듯이 모든 헤지기간에서 선물의 분산이 현물의 분산 보다 크게 나타나고 있다.

<표 5> VECM 모형 추정결과

		1 일	1 주	2 주	4 주
α_{1f}	상관계수	-0.4212**	1.2297	-1.7050	2.1431
	t-value	-2.6135	1.4537	-0.9641	0.4651
α_{1s}	상관계수	-0.1587	0.7605	-0.9587	2.6719
	t-value	-1.0287	0.9313	-0.5528	0.5884
Θ_{-1f}	상관계수	-0.0429	-1.6149*	-1.2137	-1.7015
	t-value	-0.2330	-1.7540	-0.7685	-0.4676
γ_{-1f}	상관계수	0.0430	1.6566*	1.3696	1.6690
	t-value	0.2241	1.7324	0.8457	0.4546

10) $R^2 = \frac{\text{variance}(\text{헤지안된 포트폴리오}) - \text{variance}(\text{헤지된 포트폴리오})}{\text{variance}(\text{헤지안된 포트폴리오})}$

		1 일	1 주	2 주	4 주
Θ_{-1s}	상관계수	0.2692	-1.5194*	-1.1498	-1.4352
	t-value	1.5260	-1.7095	-0.7425	-0.4002
γ_{-1s}	상관계수	-0.2639	1.5575*	1.2902	1.3955
	t-value	-1.4353	1.6873	0.8123	0.3858
α_{0f}	상관계수	0.0565	0.2009	0.3166	0.9786
	t-value	0.8733	0.6938	0.5525	0.7668
α_{0s}	상관계수	0.0535	0.1970	0.3138	0.9567
	t-value	0.8644	0.7047	0.5584	0.7607
Log Likelihood		-1654.5523	-434.1198	-251.5805	-134.2831

** , * 각각 1% 및 5% 유의수준에서 유의함.

$$s_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s}(S_{t-1} - \delta F_{t-1} - C) + \sum_{i=1}^m \gamma_{is} s_{t-i} + \sum_{j=1}^n \Theta_{js} f_{t-j} + \varepsilon_{st} \dots\dots\dots (3)$$

$$f_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \delta F_{t-1} - C) + \sum_{i=1}^m \gamma_{if} s_{t-i} + \sum_{j=1}^n \Theta_{jf} f_{t-j} + \varepsilon_{ft} \dots\dots\dots (4)$$

<표 6> 주가지수 현물과 선물의 분산 및 공분산

	1 일	1 주	2 주	4 주
현 물	2.799119	11.09539	21.45203	49.30518
선 물	3.053829	11.90547	22.30512	50.7795
공분산	2.870326	11.43837	21.7971	49.97736

<표 7>에는 각각의 모형을 이용하여 추정한 헤지비율을 정리한 것이다. 표에서 나타나듯이 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 추정한 헤지비율과 최소분산헤지모형을 이용하여 추정한 헤지비율을 비교해 보면 헤지기간 1일과 1주에서는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 추정한 헤지비율 약간 높게 나타나고 있으며, 2주와 4주에서는 최소분산헤지모형을 이용하여 추정한 헤지비율이 약간 높게 나타나고 있으나 통계적으로 유의미한 수준의 차이는 아니다. 따라서 각각의 모형별 헤지비율의 유의미한 차이는 발견할 수 없었으며, 헤지기간이 길어짐에 따라 모든 모형에서 헤지비율이 높아지는 것을 확인 할 수 있었다.

<표 7> 모형별 헤지비율

모형	1 일	1 주	2 주	4 주
가격변화량	0.929229	0.95001	0.983687	0.983687
가격변화율	0.936555	0.951128	0.985675	0.985675
VECM	0.93991	0.960766	0.977224	0.984203

<표 8> 헤지성과

	1 일	1 주	2 주	4 주
단순헤지	0.945116	0.986264	0.988652	0.99587
가격변화량	0.95063	0.989003	0.989631	0.996144
가격변화율	0.950571	0.989001	0.989542	0.99614
VECM	0.950505	0.988876	0.989863	0.996101

이러한 결과는 헤지성과에서도 유사하게 나타나고 있다. <표 8>에서는 각각의 모형에서의 헤지성과와 단순헤지(현물과 선물에 대하여 1:1 헤지)한 경우의 성과를 요약해 놓은 것이다. 헤지성과는 헤지된 포지션과 헤지되지않은 포지션간 분산의 비율을 1에서 차감한 분산의 감소비율(percent reduction in variation)로 측정하였다. 그 결과 최소분산모형과 VECM을 이용한 모형간의 헤지성과에 차이가 거의 없었으며, 최소분산모형의 경우 가격변화량을 이용한 경우와 가격변화율을 이용한 경우의 성과가 유사하게 나타났다. 그러나 헤지기간별 헤지성과에서는 헤지기간이 길어짐에 따라 모든 모형에서의 헤지성과가 높아지는 것을 확인할 수 있었다. 특히, 단순헤지를 한 경우와 비교해 봐도 헤지기간이 1일인 경우 단순헤지를 한 경우보다 최소분산헤지나 VECM을 이용한 헤지성과가 약간 높게 나타났으나, 헤지기간이 1주이상 되는 경우 헤지성과의 차이가 매우 미비해지는 것을 확인할 수 있었다. 즉 헤지기간이 길어질수록 헤지성과가 높아졌는데, 이 결과는 헤지기간이 길어질수록 현물가격변화량이 커지고, 선물가격이 충분한 시간을 가지고 현물가격변화에 대응하여 헤지할 수 있기때문이라는 가설을 지지한다고 볼 수 있다.

V. 결 론

본 논문에서는 2001년 1월 2일부터 2003년 12월 30일까지의 주가지수선물과 현물자료를 이용하여, 주가지수 선물을 이용한 헤지성과에 대한 분석을 실시하였다. 이를 위하여 최소분산모형과 VECM을 이용하여 헤지비율을 추정하였으며, 최소분산모형의 경우 가격변화량을 이용한 추정방법과 가격변화율을 이용한 추정방법을 동시에 사용하였다. 아울러 헤지기간별 헤지성과의 차이를 분석하기 위하여 헤지기간을 1일, 1주, 2주, 4주로 선정하고 헤지기간별 헤지성과의 차이에 대한 분석을 같이 실시하였다.

본 논문의 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 주가지수 선물과 현물가격은 모두 단위근이 존재하는 불안정한 상태였으며, 1차 차분한 경우 안정적이 되는 $I(1)$ 계열이었으며, 주가지수 선물과 현물가격은 공적분관계가 존재하였다.

둘째, 최소분산모형과 VECM을 이용한 경우 모두 최적헤지비율이 1보다 낮게 나타났으며, 헤지비율은 모형별 차이가 크지 않은 것으로 나타났다. 또한, 헤지비율은 헤지기간이 길어짐에 따라 커지는 것으로 나타났으며, 이는 헤지기간이 길어짐에 따라 현물가격변화량이 커지고 이에 대응하기 위한 선물의 헤지비율 역시 커지는 것으로 이해되어진다.

셋째, 헤지모형별 헤지성과의 차이는 유의적이지 않았으나, 헤지기간이 길어짐에 따라 모든 모형에서 헤지성과가 유의적으로 높아지는 것으로 나타났다. 이는 주가지수 선물을 헤지하는 경우, 주가지수 선물과 현물의 공적분관계를 고려하지 않고, 최소분산헤지비율을 이용한 헤지를 해도 무방하다는 것을 의미한다. 또한, 헤지성과는 헤지모형보다는 헤지기간이 길어질수록 높아진다는 것을 의미한다.

결론적으로, 주가지수 선물을 이용하여 헤지를 하는 경우, 시계열의 특성을 살린 정교한 모델을 통한 헤지비율의 추정보다는, 선물가격이 현물가격의 변화에 대응할 수 있는 정도의 충분한 헤지기간의 설정이 중요하다는 것을 의미한다. 한편, 본 논문에서는 만기의 자유로운 이전과 거래비용이 존재하지 않는다는 가정을 함에 따라 실제 시장에 대한 정확한 분석이 이루어지지 않고 있으며, 분석기간동안 동일한 헤지비율을 적용시키고 있어서, 시간에 따라 현물과 선물간의 관계의 변화에 따른 적절한 헤지비율의 변경을 못한 점등이 본 논문의 한계점이라 할 수 있겠다.

참고문헌

- 이상빈, “한국증권시장에서 주가지수선물을 이용한 헤지 가능성 분석,” 한국과학기술원, 1989.
- 장경천, “한국증권시장에서 주가지수선물의 헤징효과에 관한 의태분석,” 증권학회지 제12권, 1990.
- 이재하, 장광열 “KOSPI200 선물 이용한 헤지전략,” 증권학회지 제28집, 2001, pp. 379-417.
- 정한규, “KOSPI 200 현·선물간 최적헤지비율의 추정,” 재무관리연구 제16권 제1호, 1999.6., pp. 223-243.
- 정한규, 임병진, “Error Correction Model에 의한 현·선물간 헷징,” 산업경제연구 제11권 제5호, 1998. 11., pp. 117-133.
- Castelino, Mark G. (1990) “Minimum-Variance Hedging with Futures Re visited,” *Journal of Portfolio Management*, (Spring), Vol. 16 No. 3, pp. 74-80.
- Crain, S. and J. Lee, “Hedging in Interest Rate Markets : Options on Futures versus Futures,” Proceedings of the 1997 Annual Meeting of the Korean Finance Association.
- Ederington, L.H. (1979) “The Hedging Performance of the New Futures Markets,” *The Journal of Finance*, (March), Vol. 34 No. 1, pp. 157-170.
- Falkenstein, Eric and Jerry Hanweck (1996) “Minimizing Basis Risk from Non-Parallel Shifts in the Yield Curve,” *Journal of Fixed Income*, (June), Vol. 6 No. 1, pp. 60-68.
- Grammatikos, T. and Saunders, A.(1986) “Futures Price Variability : A Test of Maturity and Volume Effects.” *Journal of Business*, 59, pp. 319-330.
- Ghosh, Asim and Ronnie Clayton (1996) “Hedging with International Stock Index Futures : An Intertemporal Error Correction Model,” *Journal of Financial Research*, (Winter), Vol. 19 No. 4, pp. 477-492.
- Howard, Charles T. and Louis J. D’Antonio (1984) “Risk-Return Measure of Hedging Effectiveness,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (March), Vol. 19 No. 1, pp. 101-112.
- Kroner, Kenneth F. (1993) “Optimal Dynamic Futures Hedging — A New Model,” Working Paper, The University of Arizona.
- Mackinnon, J., Critical Value for Cointegration Tests for in R.F. Engle and C.W.J. Granger, Long-run Economic Relationships, Oxford University Press, 1991.

産業研究

Myers, Robert J. (1991) "Estimating Time-Varying Optimal Hedge Ratios on Futures Markets,"
The Journal of Futures Markets, (February), Vol. 11 No. 1, pp. 39-54.

<ABSTRACT>

A Study of Hedging Performance with the KOSPI 200 Futures

Sung-Soo Hwang *

This study explores Hedging Performance with the KOSPI 200 futures. Specifically, the study establishes the risk-minimization(divided into two sub-models depending on price change, price change ratio), vector error correction (VEC)models as hedging models, and analyzes their hedging performances. The sample period covers from Jan 2, 2001 to December 30, 2003. In order to compare the hedging performance by period, Daily, weekly, 2 weekly and monthly prices of the KOSPI 200 futures and cash were used in the analysis.

The results of this study can be summarized as follows:

First, unit roots are found in KOSPI 200 Futures and Spot price, and there exists at least one cointegrating relationship.

Second, there are no significant differences between hedge ratios estimated from VECM, and risk-minimization model(using price change, price change ratio). And there are no significant difference in hedging performance.

Third, Hedging performance of each model was also analyzed with respect to hedging period in the range of 1 day through 1 month, and the hedging effectiveness appears to be greater over long than over short periods.

* Instructor, School of Commerce & Economics, Dankook University.