

스타지수현물시장 위험관리에 관한 연구

: KOSPI200선물의 교차헤지 vs 스타지수선물의 직접헤지 성과

문 규현(경기대학교 경영학부 교수)

홍 정효(경남대학교 경영학부 교수)

한 덕희(동아대학교 금융학과 교수)

< 요약 >

본 연구는 KOSPI200지수선물과 스타지수선물의 각 현물시장에 대한 직접헤지(direct hedge) 뿐만 아니라 교차헤지(cross hedge)의 유용성에 대한 실증분석을 실시하였다. 이를 위하여 2005년 11월 7일부터 2009년 8월말까지 코스닥시장을 대표하는 스타지수와 거래소시장을 대표하는 KOSPI200지수의 현물가격과 최근월물 선물시장자료를 이용하여 시간변동에 관계없이 헤지비율이 일정한 최소분산과 단순헤지모형, 시간이 경과함에 따라 헤지비율도 변하게 되는 이변량 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)와 E(exponential)-GARCH 등의 헤지모형을 도입하였다.

실증분석 결과 먼저 파생상품시장별 헤지성과를 비교해 보면, KOSPI200지수선물이 스타지수선물 시장보다 각 현물시장에 대한 직접헤지와 교차헤지 모두 헤지성과가 더 나은 것으로 나타났다.

다음으로 헤지모형별 헤지성과를 비교해 보면, 단순헤지모형의 헤지성과가 매우 저조한 것으로 나타났으나 전통적인 최소분산헤지모형, 시간변동 이변량 GARCH 또는 EGARCH 모형사이에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 이는 Miffre(2004), Holmes(1996), Figlewski(1984), Lien and Tse(1999)의 연구와 일맥상통하는 것으로 나타났다.

이러한 실증분석결과로부터 스타지수 현물시장에 대한 위험관리수단으로 스타지수선물시장보다는 KOSPI200지수선물시장을 이용하는 것이 더 타당함을 추론해 볼 수 있으며 스타지수 및 KOSPI200지수의 현물포지션 보유에 따른 가격하락위험을 커버하기 위하여 복잡한 헤지모형 뿐만 아니라 단순헤지모형도 적절한 헤지수단으로 사용하여도 무난하다는 것을 보여주고 있다.

핵심 단어 : 단순헤지모형, 최소분산헤지모형, GARCH모형, EGARCH모형, 헤지성과

I. 서론

2007년 하반기 미국 서브프라임모기지(sub-prime mortgage) 사태로 촉발된 국제금융위기로 인하여 파생금융상품에 대한 관심이 매우 높아지고 있다. 일반적으로 주식, 금리, 외환 또는 상품을 기초자산으로 하는 파생금융상품의 주요 경제적 기능으로는 헤지(hedging), 미래가격발견(price discovery), 새로운 금융상품개발, 금융시장의 유동성제고 등이 있으며 이 중에서 헤지기능이 파생금융상품 도입의 가장 주요한 기능으로 볼 수 있다.

헤지의 종류는 선물시장의 포지션에 따라 매입헤지(long hedge)와 매도헤지(short hedge)로 나누어 볼 수 있으며 매입헤지는 현물매도와 선물매입, 매도헤지는 현물매입과 선물매도 포지션으로 이루어진다. 1980년대 이후 각국의 자본 및 금융시장개방 등으로 국제금융시장에서 외환, 주식 및 금리와 같은 기초자산들의 변동성이 점진적으로 높아졌다. 이러한 시장 리스크(market risk)를 관리할 수 있는 수단에 대한 관심이 매우 높아짐에 따라 재무금융분야에서 선물시장의 현물시장에 대한 헤지성과에 대한 실증분석은 주요 연구주제로 다루어져 왔다. 또한 선물시장의 기초자산과 보유하고 있는 현물포지션이 동일한지에 따라 직접헤지(direct hedge)와 교차헤지(cross hedge), 즉 간접헤지(indirect hedge)로 구분해 볼 수 있다.

먼저 외환시장(foreign exchange market)관련 기존 선행연구 중에서 Brealey & Kaplanis(1995)는 선물환(forwards)의 현물환시장(spot market)에 대한 직접헤지효과를 분석한 후 시간변동 헤지모형이 더 적절함을 주장하였다. Kroner-Sultan(1993)도 영국, 캐나다, 독일, 일본, 스위스 등 5개국 통화선물시장의 각 현물시장에 대한 직접적인 헤지성과를 분석한 결과 시간변동 GARCH모형의 헤지성과가 단순 및 최소분산헤지보다 더 나은 것으로 주장하였다.

Eun & Resnick(1988)은 캐나다, 영국 등 주요 통화선물환을 이용하여 국제포트폴리오의 수익성을 분석한 결과 각국 선물환시장의 직접헤지가 선물환계약으로 헤지하지 않는 경우보다 더 나은 것으로 보고하였다. Crain & Lee(1997)는 유로달러선물의 헤지성과를 분석한 결과 GARCH 및 EGARCH모형의 헤지성과가 델타헤지, 최소분산헤지모형의 더 나은 것으로 제시하였다. Lien and Tse(2001)는 파운드, 마르크 및 엔화 통화선물시장의 헤지성과가 옵션시장보다 더 나은 것으로 보고하였다.

Eaker and Grant(1987)는 파운드, 캐나다달러, 마르크, 엔, 스위스 프랑 통화선물시장의 각 현물시장 및 이탈리아리라, 그리스 드라크마, 스페인 페스타, 남아프리카 렌트 현물시장

에 대한 직접 및 교차헤지성과를 분석한 결과 직접헤지의 결과가 나은 것으로 나타났다. 홍정효와 문규현(2003)은 원달러 선물환시장의 현물시장에 대한 직접헤지성과를 분석한 결과 이변량 ECT-ARCH모형보다 최소분산헤지모형의 헤지성과가 더 나은 것으로 제시하였다.

또한 금리를 기초자산으로 하는 파생상품의 헤지성과를 분석한 기존 연구 중에서 Koutmos and Pericli(1998)는 미국 T-bill선물시장의 현물시장에 대한 직접헤지성과를 분석한 결과 정보의 비대칭성을 반영하는 EGARCH모형의 헤지성과가 GARCH 또는 최소분산헤지모형보다 더 나은 것으로 보고하였다. Cecchetti et al.(1988)은 ARCH모형을 이용하여 미재무성선물시장의 적정헤지비율을 분석하였으며, 시간이 경과함에 따라 최적헤지비율이 변하게 된다고 주장하였다.

Ederington(1979)은 T-bill과 GNMA의 현물시장에 대한 T-bill 선물과 GNMA선물시장의 헤지성과를 비교분석하였다. 이재하·한덕희(2002)는 국제선물시장의 국제현물 및 회사채현물시장에 대한 직접 또는 교차적인 헤지성과를 분석한 결과 최소분산헤지모형의 헤지성과가 GARCH모형에 뒤지지 않는다고 제시하였다. 홍정효(2007)는 통안증권금리선물의 통안증권금리현물시장에 대한 직접헤지성과를 분석한 결과 최소분산헤지모형의 헤지성과가 VECM(vector error correction model)보다 나은 것으로 제시하였다.

금리 및 통화선물시장의 헤지성과에 대한 실증분석 외에도 주가지수선물시장에 대한 연구들이 있다. Miffre(2004)는 미국 S&P500지수와 NYSE지수선물시장의 헤지효과를 실증분석한 결과 최소분산헤지모형이 시간변동 이변량 GARCH모형이 더 나은 헤지성과를 보이는 것으로 제시하였다. Figlewski(1984)는 S&P500, NYSE, AMEX, NASDAQ 및 다우존스산업평균지수에 대한 S&P500지수선물의 직접 또는 교차적인 헤지성과를 분석한 결과 직접헤지효과가 교차헤지효과보다 더 나은 것으로 제시하였다. Ghosh(1993)는 S&P500지수선물의 S&P500지수, 다우존스산업평균지수 및 NYSE지수에 대한 헤지성과를 분석한 결과 직접헤지보다 교차헤지가 더 나은 것으로 주장하였다.

또한 Holmes(1996)는 영국 FTSE100지수선물시장의 헤지성과를 분석한 결과 최소분산헤지모형이 VECM 또는 GARCH 모형보다 더 나은 것으로 제시하였다. Lien and Tse(1999)는 일본 Nikkei 지수선물에 대한 헤지성과 분석결과 VAR(vector auto-regressive) 또는 ECM(error correction model)보다 최소분산헤지모형의 헤지성과가 더 낮은 것으로 제시하였다. Low et al.(2002)은 Nikkei225지수선물의 Nikkei225지수현물과 유황오일(high sulphur fuel oil)에 대한 헤지성과를 분석한 결과 헤지기간이 길수록 교차헤지에 대한 유용성이 높

아지고 있음을 주장하였다.

이와 같이 주식, 통화 및 금리관련 파생상품의 헤지성과에 대한 실증분석결과는 파생상품시장별 또는 헤지모형별 일관성 있는 결과를 보여주고 있지 못하고 있으며, 대체적으로는 직접헤지성과가 우수하나 교차헤지의 유용성에 대하여 주장한 연구들도 있다. 또한 해외의 연구들은 시간변동 GARCH 모형이 최소분산헤지모형보다 다소 나은 것으로 보여지나 국내의 경우 대체적으로 헤지모형별 큰 차이는 없는 것으로 나타났다.

따라서 동 연구는 기존 연구를 확장하여 한국 거래소에 상장되어있는 스타지수선물과 현물시장사이의 직접헤지성과 뿐만 아니라 KOSPI200지수선물의 스타지수현물시장에 대한 교차헤지 가능성에 대해서도 분석하고자 하였다. 이를 위하여 시간변동에 관계없이 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 단순헤지모형(*naive hedge model*) 및 최소분산헤지모형(*minimum variance hedge model*)과 시간이 경과함에 따라 헤지비율도 변하게 되는 GARCH(*generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*)와 E(*exponential*)-GARCH 모형을 도입하였다.

본 연구는 제 I 장의 서론에 이어 제 II 장에서는 본 연구에서 사용될 분석자료에 대한 설명을 제시하였고, 제 III 장에서는 연구방법론을 제시하였다. 제 IV 장에서는 각 파생상품시장별 또는 헤지모형별 적정헤지비율과 헤지성과 결과를 제시하였으며 마지막으로 제 V 장에서는 본 연구결과 및 시사점을 제시하였다.

II. 분석자료

본 연구의 목적은 한국거래소에 상장된 스타지수선물과 KOSPI200지수선물시장의 각 현물시장에 대한 직접헤지와 교차헤지성과를 분석하는데 있다. 이를 위하여 2005년 11월 7일부터 2009년 8월 31일까지의 일별 KOSPI200지수와 스타지수 시계열자료와 최근월물 선물시장 자료를 이용하였다. 이들 자료는 한국증권전산으로부터 구하였다. 스타지수선물은 코스닥에 상장되어 있는 거래량 및 시가총액 등을 고려하여 우량한 30개 종목으로 구성된 스타지수를 기초자산으로 하는 주가지수선물을 의미한다. 스타지수선물은 선물시장의 활성화를 위하여 기존의 코스닥50주가지수선물을 대체한 상품으로 2005년 11월 7일 처음으로 상장되었다.

각 주가지수선물시장의 현물시장에 대한 헤지성과를 분석하기 전에 각 자료들의 기본

적인 특징을 살펴보기 위하여 기초통계량 분석을 실시하였다. <표 1>의 각 시계열자료에 대한 기초통계량분석결과에 의하면 KOSPI200지수와 스타지수현물의 평균수익률은 플러스(+)로 표본기간동안 국내 증시는 전반적으로 상승하였음을 알 수 있다.

KOSPI200선물 평균가격은 KOSPI200지수현물의 평균가격보다 상대적으로 높은 콘탱고상태이나 스타지수선물 평균가격은 스타지수 현물시장 평균가격보다 상대적으로 낮은 백워드이션 상태인 것으로 나타났다. 변동성을 나타내는 표준편차는 예상한 대로 레버리지효과(leverage effect)가 존재하는 스타지수선물과 KOSPI200지수선물 모두 각 현물시장보다 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다.

KOSPI200지수선물 일평균 미결제약정은 97,102계약이나 스타지수선물의 일평균미결제약정(outstanding interest)수는 271계약 수준인 것으로 나타났다. KOSPI 200지수선물시장의 거래는 매우 활발하게 이루어지고 있어 선물시장이 제대로 작동하고 있으나 스타지수선물시장은 거래량 부진 등으로 투자자들로부터 관심을 많이 받고 있지 않고 있음을 보여주고 있다. 이러한 거래량정보로부터 스타지수선물시장의 현물시장에 대한 위험관리수단으로 적절하게 사용되고 있지 않음을 추론해 볼 수 있다.

스타지수와 KOSPI200지수 현·선물시장 수익률의 왜도(skewness)는 모두 음(-)으로 꼬리부분이 왼쪽으로 길어진(skewed to the left) 형태를 보이고 있으며 첨도 값과 Bera-Jacque 값으로부터 각 시계열은 정규분포라는 가설을 기각하는 것으로 나타났다. 이는 각 시계열을 이용한 추정식의 잔차항에 이분산성(heteroskedasticity)이 높다는 것을 나타낸다. 이러한 시계열의 비정규성과 추정잔차의 이분산성 문제는 GARCH 또는 EGARCH모형을 도입함으로써 모형의 강건성을 제고시킬 수 있다.

또한 스타지수와 KOSPI200지수 현·선물시장 헤지비율 및 헤지성과분석에 앞서 각 시계열자료의 안정성(stationarity)을 검정하기 위하여 단위근 검정(unit root)을 실시하였다. Granger와 Newbold(1974)는 분석자료에 단위근이 존재할 경우 가성회귀문제가 발생할 수 있다고 주장하였다. ADF(Augmented Dickey Fullers)와 PP(Phillips and Perron)모형을 도입하여 각 시계열에 대한 단위근을 추정한 결과 스타지수와 KOSPI200지수 현·선물의 수준변수는 불안정한 것으로 나타났으나 수익률자료들은 모두 단위근이 존재하지 않는 안정적인 것으로 나타났다. 따라서 스타지수와 KOSPI200지수선물의 헤지비율 및 헤지성과 분석 시 안정적인 수익률자료를 사용하여 추정하였다. 각 시계열의 수익률은 로그 값을 취한 당일종가에서 로그 값을 취한 전일종가의 차이로 계산하였다.

<표 1> 기초통계량분석

구 분	KOSPI200지수 현물		KOSPI200지수 선물		KOSPI200지수선물 미결제약정	
	수준변수	가격변화량	수준변수	가격변화량	수준변수	가격변화량
평 균	191.05	0.00029	191.66	0.00029	97102.31	0.000149
중간값	183.53	0.00136	183.80	0.00138	96057.00	0.000918
최대값	261.82	0.11539	265.00	0.09531	134758.0	0.693706
최소값	123.27	-0.10902	123.30	-0.10536	0.000000	-0.318078
표준편차	30.1125	0.01776	30.396	0.01884	12737.19	0.069764
왜 도	0.3799	-0.41796	0.3776	-0.43436	-0.565068	2.943128
첨 도	2.4233	8.90574	2.4316	7.74193	7.108754	34.22477
B-J	35.8992***	1403.79***	35.2576***	917.034***	716.5266***	39754.34***
LB(12)	10574.0***	10.741	10545.0***	14.671	3937.8	44.791***
ADF(1)	-1.7274	-14.8018***	-1.7755	-14.6385***	-5.3163***	-18.3787***
ADF(2)	-1.7203	-14.7957***	-1.7672	-14.6330***	-5.8536***	-18.3723***
PP(1)	-1.7609	-30.7726***	-1.8003	-32.4688***	-7.9910***	-35.4026***
PP(2)	-1.7499	-30.7585***	-1.7883	-32.4544***	-8.71053***	-35.3807***
N	947	947	947	947	947	947

구 분	스타지수 현물		스타지수 선물		스타지수선물 미결제약정	
	수준변수	가격변화량	수준변수	가격변화량	수준변수	가격변화량
평 균	1309.897	0.000009	1305.361	0.000009	270.8532	-0.002377
중간값	1280.810	0.001565	1275.500	0.000000	112.0000	0.000000
최대값	1941.250	0.113994	1935.000	0.095310	1720.000	1.098612
최소값	628.2300	-0.126826	662.0000	-0.105291	3.000000	-2.730029
표준편차	246.0589	0.021784	246.5248	0.022990	367.7779	0.195702
왜 도	-0.034317	-0.632325	0.025872	-0.333779	2.116404	-5.444137
첨 도	3.091926	8.766546	2.960123	6.802850	6.929202	74.40215
B-J	0.519311	1375.217***	0.168397	588.2173***	1316.144***	205847.1***
LB(12)	10600.0***	19.680	10581.0***	17.239	10486.0***	32.059***
ADF(1)	-1.7314	-15.0905***	-1.7715	-14.6516***	-1.70424	-16.2741***
ADF(2)	-1.8682	-15.0870***	-1.8952	-14.6483***	-3.04598	-16.2916***
PP(1)	-1.7443	-29.0952***	-1.7608	-30.8404***	-1.72534	-36.7587***
PP(2)	-1.9022	-29.0846***	-1.9030	-30.8290***	-3.19634	-36.7865***
N	947	947	947	947	947	947

- ① 분석기간은 2005년 11월 7일부터 2009년 8월말까지 이다.
 ② ***, ** 는 1%, 5% 유의수준을 의미한다.
 ③ B-J(Bera-Jarque)는 분석 자료의 정규성(normality)을 검정하는 것으로 통계량은 다음과 같으며, 귀무가설 정규성 하에서 χ^2 분포를 따르다
- $$B-J = T \left(-\frac{Skewness^2}{6} + \frac{(Kurtosis-3)^2}{24} \right)$$
- ④ ADF 검정과 PP검정의 단위근(unit root) 가설을 기각하기 위한 MacKinnon 임계치(critical value)는 1% -3.9810, 5% -3.4209, 10% -3.1329이며 ADF(1)과 PP(1)은 모형에 상수항만 포함하는 경우이며, ADF(2)와 PP(2)는 상수항과 추세선을 모두 포함하는 경우이다.

또한 스타지수와 KOSPI200지수선물시장 수준변수사이에 공적분관계가 존재하는지 분석하기 요한센 공적분 검증을 실시하였다. <표 2>의 분석결과에 의하면 스타지수와 KOSPI200지수 현·선물의 수준변수사이에는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났으

나 KOSPI200(스타)지수선물과 스타(KOSPI200)지수 사이에는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 스타지수와 KOSPI200지수선물시장의 각 현물시장에 대한 헤지비율과 직접헤지성과 분석 시에는 GARCH 및 EGARCH 모형에 오차수정항(error correction term)을 포함시켜 추정하였다.

<표 2> 공적분검정

구 분		Eigenvalue (고유값)	Likelihood Ratio (우도비통계량)	5 % 임계치	1 % 임계치	Hypothesized No. of CE(s)
KOSPI200 지수선물/ KOSPI200 지수현물	시차(lag)가 4인 경우	0.044072	45.4585	+15.41	+20.04	None
	시차(lag)가 10인 경우	0.003180	3.00033	+3.76	+ 6.65	At most 1
스타지수 선물/ 스타지수 현물	시차(lag)가 4인 경우	0.027017	28.68297	+15.41	+20.04	None
	시차(lag)가 10인 경우	0.003250	3.047302	+3.76	+ 6.65	At most 1
스타지수 선물/ 스타지수 현물	시차(lag)가 4인 경우	0.062050	63.38781	+15.41	+20.04	None
	시차(lag)가 10인 경우	0.003227	3.044800	+3.76	+ 6.65	At most 1
KOSPI200 지수 선물/ 스타지수 현물	시차(lag)가 4인 경우	0.026974	28.47440	+15.41	+20.04	None
	시차(lag)가 10인 경우	0.003072	2.879878	+3.76	+ 6.65	At most 1
KOSPI200 지수 선물/ 스타지수 현물	시차(lag)가 4인 경우	0.007278	10.40402	+15.41	+20.04	None
	시차(lag)가 10인 경우	0.003733	3.522989	+3.76	+ 6.65	At most 1
스타지수 선물/ KOSPI200지수 현물	시차(lag)가 4인 경우	0.006632	9.768564	+15.41	+20.04	None
	시차(lag)가 10인 경우	0.003775	3.540154	+3.76	+ 6.65	At most 1
스타지수 선물/ KOSPI200지수 현물	시차(lag)가 4인 경우	0.008912	11.86953	+15.41	+20.04	None
	시차(lag)가 10인 경우	0.003642	3.436815	+3.76	+ 6.65	At most 1
스타지수 선물/ KOSPI200지수 현물	시차(lag)가 4인 경우	0.007712	10.58094	+15.41	+20.04	None
	시차(lag)가 10인 경우	0.003556	3.334192	+3.76	+ 6.65	At most 1

① ***, ** 는 1%, 5% 유의수준.

Ⅲ. 연구방법론

현물시장의 가격하락위험을 방지하기 위한 헤지성과를 분석하기 위한 모형은 크게 시간변동에 관계없이 헤지비율이 일정한 정태적인모형(static hedge model)과 시간변동에 따라 헤지비율이 변하는 동태적인모형(dynamic hedge model)으로 구분해 볼 수 있다. 정태적인 모형은 단순헤지모형(naive hedge model), 최소분산헤지모형(minimum variance hedge model)과 VAR(vector auto regressive) 또는 VEC(vecot error correction term) 모형이 있다. 동태적인 헤지모형으로는 Engle(1982)이 제시한 ARCH모형, Bollerslev(1986)의 GARCH

모형, 또는 Nelson(1991)의 EGARCH 모형이 포함될 수 있다.

단순헤지모형은 헤지비율이 1, 즉 현물포지션 보유금액만큼 선물시장에서 반대포지션을 취하게 되는 헤지전략을 의미한다. 그러나 이 경우 과도헤지문제가 발생할 수 있으므로 과도한 헤지비용 문제가 발생 할 수 있다. 단순헤지모형외에 정태적인 적정헤지비율 추정모형으로 Ederington(1979)은 최소분산헤지모형을 제시하였으며 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$SR_t = \alpha + \beta FR_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

위 식(1)에서 SR은 스타지수와 KOSPI200지수현물의 수익률, FR은 스타지수와 KOSPI200지수선물의 수익률을 각각 의미한다. 회귀식에서 회귀계수 β 는 스타지수와 KOSPI200지수 현물포지션대비 매도하여야하는 스타지수선물 또는 KOSPI200지수선물의 계약수(금액)을 의미한다. 스타지수 또는 KOSPI200지수 현물과 선물로 구성된 결합포지션의 분산을 최소화시킨다는 의미에서 최소분산헤지라고도 불리어진다. 이러한 최소분산헤지비율은 단순헤지모형과 마찬가지로 헤지시작 시점부터 헤지가 만료되는 시점까지 시간변동에 관계없이 헤지비율은 변하지 않고 일정한 것으로 가정한다.

그러나 최소분산헤지모형은 기본적으로 각 시계열 자료가 정규분포인 것으로 가정하고 있으나 앞의 기초통계량분석에서 제시된 바와 같이 각 자료들은 정규분포가 아닌 것으로 나타났다. 또한 각 현·선물시장사이에 장기적인 균형관계가 관계가 존재하는 경우 과도차분문제가 발생할 수 있으며 헤지비율이 일정하다는 가정은 시장변동에 따라 현물과 선물가격이 변하는 현실세계를 제대로 반영하지 못하는 문제가 발생할 수 있다. 이러한 최소분산헤지모형의 한계를 보완할 수 있는 모형이 Bollerslev(1986)가 제시한 GARCH모형이다. 각 수준변수사이에 공적분 관계가 존재하는 경우 오차수정항(ECM: error correction term)을 포함시켰으며 추정하였다. 시간변동 이변량 ECT-GARCH(1,1)모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$SR_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s} + e_{st} \quad (2)$$

$$FR_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f} + e_{ft} \quad (3)$$

$$SR_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C) + e_{ft} \quad (4)$$

$$FR_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C) + e_{ft} \quad (5)$$

$$\text{단, } \begin{bmatrix} e_{s,t} \\ e_{f,t} \end{bmatrix} | \Psi \sim N(0, H_t), \quad (6)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$\text{Vech}(H_t) =$$

$$\begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1}^2 \\ \varepsilon_{s,t-1} \varepsilon_{f,t-1} \\ \varepsilon_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} \quad (8)$$

위 식(2)~식(8)에서 SR_t, FR_t 은 스타지수와 KOSPI200지수 현물과 선물시장 수익률, Ψ_{t-1} 는 t-1시점까지 정보집합. $h_{ss,t}, h_{ff,t}, h_{sf,t}$ 는 ε_{st} 의 분산, ε_{ft} 의 분산, ε_{st} 와 ε_{ft} 의 공분산을 각각 의미한다. $\text{Vec}(\cdot)$ 는 $N \times N$ 행렬의 하방삼각형을 $\{N(N+1)/2\} \times 1$ 벡터로 차례로 쌓아 표시하는 연산자, $S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C$ 는 오차수정항을 의미한다.

식(8)의 조건부분산방정식을 이용하여 스타지수와 KOSPI200지수선물의 적정헤지비율을 계산하기 위하여 추정해야 할 모수의 수는 모두 21개이나, b 와 c 를 대각행렬(diagonal matrix)로 가정하면 식(8)에서 추정모수의 수는 9개로 줄게 된다.[Bollerslev et al.(1988)] 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\text{Vech}(H_t)$$

$$\begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ 0 & c_{22} & 0 \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1}^2 \\ \varepsilon_{s,t-1} \varepsilon_{f,t-1} \\ \varepsilon_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} \quad (9)$$

따라서 ECT-GARCH(1,1)모형에서 스타지수와 KOSPI200지수선물의 적정헤지비율을 추정하는데 필요한 모수의 수는 평균방정식에서 4개와 식(8)의 조건부분산방정식에서의 9개로 모두 13개이다. 이변량 GARCH와 ECT-GARCH모형에서 스타지수와 KOSPI200지수선물의 적정헤지비율은 스타지수와 KOSPI200지수 현물과 선물 수익률사이의 공분산을 각 지수선물의 분산으로 나눈 비율, 즉 $h_{sf,t} / h_{ff,t}$ 로 계산되며 단순헤지와 최소분산헤지모형과는 달리 동 비율은 헤지기간이 경과함에 따라 시장상황을 반영하여 변하게 된다.

이러한 GARCH 모형은 정보의 관점에서 대칭적인 모형으로 정보의 비대칭성, 즉 호재(good news)와 악재(bad news)를 구분하지 못하는 한계점이 있다. 금융시계열자료에 대한 정보의 비대칭성은 Black(1976)에 의해 처음으로 제기되었다. 이러한 정보의 비대칭적인 특성을 잘 반영할 수 있는 모형이 Nelson(1991)의 E(exponential)-GARCH모형이다. 따라서 본 연구에서는 스타지수와 KOSPI200지수선물의 적정헤지비율과 헤지효과의 비대칭적인 효과를 분석하기 위하여 ECT-EGARCH(1,1)모형을 아래와 같이 도입하였다.

$$SR_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s} + e_{st} \quad (10)$$

$$FR_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f} + e_{ft} \quad (11)$$

$$SR_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - O) + e_{ft} \quad (12)$$

$$FR_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - O) + e_{ft} \quad (13)$$

$$\text{단, } \begin{bmatrix} e_{s,t} \\ e_{f,t} \end{bmatrix} | \Psi \sim N(0, H_t), \quad (14)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ss} & h_{sf} \\ h_{sf} & h_{ff} \end{bmatrix} \quad (15)$$

$$\text{Vech}(H_t) = \quad (16)$$

$$\begin{bmatrix} h_{ss} \\ h_{sf} \\ h_{ff} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \log \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix}$$

$$\left(\text{abs} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1} / \sqrt{h_{ss,t-1}} \\ \varepsilon_{s,t-1} \varepsilon_{f,t-1} / \sqrt{h_{sf,t-1}} \\ \varepsilon_{f,t-1} / \sqrt{h_{ff,t-1}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} E | z_x | \\ E | z_s | \\ E | z_f | \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1} / \sqrt{h_{ss,t-1}} \\ \varepsilon_{s,t-1} \varepsilon_{f,t-1} / \sqrt{h_{sf,t-1}} \\ \varepsilon_{f,t-1} / \sqrt{h_{ff,t-1}} \end{bmatrix} \right)$$

위 식(16)에서 $E | z_s |$ 와 $E | z_f |$ 는 표준화된 잔차 절대값의 기대값, c_{11} , c_{22} , c_{33} 는 변동성에 대한 정보의 규모효과, d_{11} , d_{22} , d_{33} 는 변동성에 대한 부호효과를 각각 나타낸다. 규모효과와 부호효과를 나타내는 계수들이 양(+)의 값을 가진다면, 표준화된 잔차가 양(+)의 값을 가질 때 같은 규모의 음(-)의 값을 가질 때보다 더 높은 변동성을 낳게 된다. 그러나 규모효과의 계수 값이 양(+)의 값을 가지는 반면 부호효과를 나타내는 계수들이 음(-)의 값을 갖게 된다면 이는 같은 크기의 음(-)의 환율변동 충격에 의해 변동성이 더 높아지게 된다. [홍정효, 문규현(2006)참조] GARCH 모형과 마찬가지로 EGARCH 모형에서 조건부분산식을 대각행렬로 가정하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Vech(H_t) = \tag{17}$$

$$\begin{bmatrix} h_{ss} \\ h_{sf} \\ h_{ff} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \log \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ 0 & c_{22} & 0 \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix}$$

$$\left(abs \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1} \sqrt{h_{ss,t-1}} \\ \varepsilon_{s,t-1} \varepsilon_{f,t-1} / \sqrt{h_{sf,t-1}} \\ \varepsilon_{f,t-1} \sqrt{h_{ff,t-1}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} E | z_x | \\ E | z_s | \\ E | z_x | \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} d_{11} & 0 & 0 \\ 0 & d_{22} & 0 \\ 0 & 0 & d_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1} \sqrt{h_{ss,t-1}} \\ \varepsilon_{s,t-1} \varepsilon_{f,t-1} / \sqrt{h_{sf,t-1}} \\ \varepsilon_{f,t-1} \sqrt{h_{ff,t-1}} \end{bmatrix} \right)$$

위 식(17)에서 스타지수선물과 KOSPI200지수선물의 헤지비율 및 헤지성과를 추정하기 위하여 계산하여야하는 모수의 수는 30개이나 b , c , d 를 대각행렬로 가정하는 경우 12개로 줄어들게 된다. 따라서 ECT-EGARCH모형의 추정모수는 모두 16개이나 EGARCH인 경우 오차수정항을 포함시키지 않으면 14개가 된다.

스타지수선물과 KOSPI200지수선물의 직접헤지 및 교차헤지를 위한 적정헤지비율을 추정한 후 각 파생상품시장별 또는 헤지모형별 헤지성과를 분석하였다. 각 헤지성과를 보다 효과적으로 분석하기 위하여 전체분석기간을 내표본(within-sample)과 외표본(out-of-sample)으로 나누어 추정하였다. 헤지성과는 스타지수선물과 KOSPI200지수선물로 헤지된 포트폴리오(HP : hedged portfolio)의 분산을 헤지되지 않은 포트폴리오(UP : unhedged portfolio) 분산으로 나눈 비율을 1에서 차감한 값으로 계산하였으며 이를 식으로 나타내면 아래와 같다.

$$\text{헤지성과(hedge performance: } R^2) = 1 - \frac{Var(HP)}{Var(UP)} \tag{18}$$

위 식(18)에서 $Var(HP)$ 는 스타지수선물과 KOSPI200지수선물로 헤지된 포트폴리오의 분산, $Var(UP)$ 는 각 주가지수선물로 헤지되지 않은 포트폴리오의 분산을 의미한다. GARCH 모형과 EGARCH모형의 모든 모수는 Berndt et al. (1974)에 의해 제시된 BHHH 알고리즘을 도입하였다.

IV. 실증분석결과

1. 정태적인 헤지모형을 이용한 적정헤지비율 추정

먼저 Ederington(1979)이 제시한 최소분산헤지모형을 이용하여 스타지수선물과 KOSPI200지수선물의 적정헤지비율을 추정하였으며, 그 분석결과가 <표 3>에 제시되어 있다. <표 3>에 의하면 $\hat{\beta}$ 은 앞의 식(1)의 최소분산헤지모형을 스타지수선물과 KOSPI200지수선물에 적용하여 추정한 값으로 현물과 선물시장사이의 공분산을 선물시장의 분산으로 나누어 계산된다.

먼저 KOSPI200지수선물의 KOSPI200지수 현물시장에 대한 직접헤지를 위한 적정헤지비율($\hat{\beta}$)은 0.91130으로 스타지수선물의 스타지수 현물시장에 대한 직접헤지관련 적정헤지비율 0.735775보다 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다. 다음으로 KOSPI200지수선물의 스타지수현물에 대한 교차적인 헤지비율 추정값은 0.943665로 스타지수선물시장의 KOSPI200지수현물에 대한 교차적인 헤지비율 추정값 0.476156보다 더 높은 것으로 나타났다.

전반적으로 KOSPI200지수선물의 각 현물시장에 대한 적정헤지비율이 스타지수선물의 적정헤지비율보다 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다. 일반적으로 헤지비율은 [현·선물시장사이의 상관계수 x (현물시장 표준편차/선물시장 표준편차)]로 나타낼 수 있으므로 스타지수 또는 KOSPI200지수 현·선물시장사이의 상관관계가 높아 질 수록 헤지비율도 높아짐을 알 수 있다. 따라서 최소분산헤지비율 추정결과로부터 KOSPI200지수와 각 현물시장사이의 상관관계가 스타지수선물의 각 현물시장사이의 상관관계가 상대적으로 더 높다는 것을 추론해 볼 수 있다.

<표 3> 전통적 최소분산헤지모형을 이용한 헤지비율 추정

구 분	KOSPI200지수 선물		스타지수 선물	
	KOSPI200 지수 현물	스타지수 현물	KOSPI200지수현물	스타지수현물
$\hat{\alpha}$	+0.000003 (0.000148) [0.203435]	-0.000179 (0.000409) [-0.437454]	0.000252 (0.000455) [0.554105]	0.000002 (0.000446) [0.06398]
$\hat{\beta}$	+0.91130*** (0.007845) [116.1591]	+0.94366*** (0.021720) [43.44732]	+0.47615*** (0.019796) [24.05304]	+0.73577*** (0.019422) [37.88316]
R^2 (헤지효율성)	+0.934547	+0.666392	+0.379738	+0.602963
F	+13492.94***	+1887.669***	+578.5487***	+1435.134*****

① ***, ** 는 1%, 50% 유의수준을 나타내며, ()와 []는 표준오차와 t 값을 의미한다.

2. 동태적인 헤지모형을 이용한 헤지비율 추정결과

동 연구에서는 시간변동에 따라 헤지비율이 변하게 되는 동태적인 GARCH와 EGARCH 모형을 이용하여 헤지비율을 추정하였다. 먼저 정보의 대칭적인 특성을 반영하는 GARCH 모형과 ECT-GARCH 모형을 이용하여 스타지수와 KOSPI200지수선물시장의 각 현물시장에 대한 적정헤지비율을 추정하였으며 그 결과가 <표 4>의 panel a와 panel b에 제시되어 있다.

스타지수 현·선물시장과 KOSPI200지수 현·선물시장 사이에 존재하는 장기적인 균형관계를 고려하여 오차수정항을 GARCH모형에 포함시켜 직접헤지비율을 추정하였으며 스타지수와 KOSPI200지수선물의 교차헤지비율 추정시에는 오차수정항을 제외한 단순 GARCH 모형을 도입하였다.

먼저 panel a의 GARCH모형을 이용한 적정헤지비율 추정결과에 의하면, KOSPI200지수선물의 KOSPI200지수현물시장에 대한 적정헤지비율은 0.91393, KOSPI200지수선물의 스타지수현물시장에 대한 교차적인 적정헤지비율은 0.87221로 나타났다. 스타지수선물의 스타지수현물시장에 대한 적정헤지비율은 0.42065, 스타지수선물의 KOSPI200지수현물에 대한 교차적인 헤지비율은 0.50759로 나타났다. 이러한 GARCH 및 ECT-GARCH모형을 이용한 적정헤지비율과 최소분산헤지비율의 적정헤지비율을 비교해 보면 최소분산헤지모형이 시간변동이변량 GARCH모형의 적정헤지비율보다 대체적으로 높은 것으로 나타났다. 그리고 최소분산헤지모형 뿐만 아니라 GARCH모형 모두 KOSPI200지수선물의 헤지비율이 스타지수선물의 헤지비율보다 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다.

다음으로 panel b의 EGARCH모형을 이용하여 스타지수선물과 KOSPI200지수선물의 헤지비율 추정결과에 의하면 KOSPI200지수선물의 KOSPI200지수현물에 대한 적정헤지비율은 0.86267, KOSPI200지수선물의 스타지수현물에 대한 교차적인 헤지비율은 0.87243으로 스타지수선물의 스타지수현물에 대한 헤지비율 0.75057과 스타지수선물의 KOSPI200지수현물에 대한 교차적인 적정헤지비율 0.50742보다 더 높은 것으로 나타났다.

최소분산헤지모형, GARCH모형과 EGARCH 모형사이의 적정헤지비율을 비교해 보면 KOSPI200지수선물시장의 경우 최소분산헤지모형이, 스타지수선물시장의 경우 EGARCH 모형의 헤지비율이 다른 모형의 헤지비율보다 상대적으로 더 높게 나타났다. 3가지 헤지모형 모두 KOSPI200지수선물의 헤지비율이 스타지수선물보다 높은 것으로 나타났다.

<표 4> 이변량 GARCH와 EGARCH모형을 이용한 적정헤지비율 추정결과

panel a: 이변량 GARCH와 ECT-GARCH 모형을 이용한 헤지비율 추정결과

구 분	KOSPI200지수선물		스타지수선물	
	KOSPI200 지수현물 (ECT-GARCH)	스타지수 현물 (GARCH)	스타지수현물 (ECT-EGARCH)	KOSPI200지수현물 (GARCH)
α_{0s}	-0.29303***	+0.00125**	+0.26707	+0.00010**
α_{0f}	+0.15831*	+0.00109**	+0.25472***	+0.00007
α_{1s}	-0.23094***	-	+0.02610	-
α_{1f}	+0.12411*	-	+0.41816***	-
α_{11}	+0.00018***	+0.00001***	+0.00043***	+0.00003***
α_{22}	+0.00019***	+0.00007***	+0.00040***	+0.00008***
α_{33}	+0.00020***	+0.00005***	+0.00045***	+0.00003***
b_{11}	+0.19931***	+0.82539***	+0.38529***	+0.91538***
b_{22}	+0.19691**	+0.87835***	+0.00196	+0.89199***
b_{33}	+0.23062**	+0.90621***	+0.46495***	+0.82743***
c_{11}	+0.16565***	+0.12261***	+0.49060***	+0.07606***
c_{22}	+0.16501**	+0.08590***	+0.32079*	+0.07760***
c_{33}	+0.17452**	+0.07531***	+0.48382**	+0.11448***
Log-L	8206.20	7175.46	6296.02	6998.48
\overline{HR}	+0.91393***	+0.87221***	+0.42065***	+0.50759***

주1: KOSPI200(스타)지수선물의 KOSPI200(스타)지수 현물시장에 대한 직접헤지를 위한 적정헤지비율을 추정할 경우 두 시장 수준변수사이의 공적분관계를 고려하여 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)모형에 오차 수정항(ECT: error correction term)을 모형에 포함시켜 추정하였다.

2: \overline{HR} 은 KOSPI200(스타)지수선물의 각 현물시장에 대한 직접 또는 간접 헤지비율의 평균치를 나타낸다.

3: 표본기간은 2005년 11월 7일부터 2009년 8월말까지이다.

4: ***, **, *은 1%, 5% 또는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

panel b: 이변량 EGARCH(1,1)와 ECT-EGARCH(1,1)모형을 적정헤지비율추정

구 분	KOSPI200지수선물		스타지수선물	
	KOSPI200 지수현물 (ECT-EGARCH)	스타지수 현물 (EGARCH)	스타지수현물 (ECT-EGARCH)	KOSPI200지수현물 (EGARCH)
α_{0s}	+0.33025	+0.00012**	+0.26868	+0.00097**
α_{0f}	+0.87251***	+0.00010**	+0.25649***	+0.00079
α_{1s}	+0.25863	-	+0.02632	-
α_{1f}	+0.68425***	-	+0.41776***	-
α_1	+0.00030***	+0.00002***	+0.00038***	+0.00003***
α_2	+0.00034***	+0.00007***	+0.00041***	+0.00007***
α_3	+0.00033***	+0.00004***	+0.00045***	+0.00002***
b_{11}	+0.29175***	+0.82630***	+0.28600***	+0.91610***
b_{22}	+0.20384**	+0.87910***	+0.21225**	+0.89300***
b_{33}	+0.29331**	+0.90680***	+0.28960***	+0.82890***
c_{11}	+0.29885***	+0.12190***	+0.30325***	+0.07550***
c_{22}	+0.20384**	+0.0854***	+0.21225***	+0.0770***
c_{33}	+0.29799**	+0.07480***	+0.29285***	+0.11350***
d_{11}	+0.10010***	+0.03533***	+0.10214***	+0.29760***
d_{22}	+0.09421***	+0.35680***	+0.08425***	+0.72140***
d_{33}	+0.10192***	+0.02070***	+0.10612***	+0.95730***
Log-L	7617.87	+7175.46	6818.86	6998.49
\overline{HR}	+0.86267***	+0.87243***	+0.75057***	+0.50742***

주1: KOSPI200(스타)지수선물의 KOSPI200(스타)지수 현물시장에 대한 직접헤지를 위한 적정헤지비율을 추정할 경우 두 시장 수준변수사이의 공적분관계를 고려하여 EGARCH(Exponential GRACH)모형에 오차수정항(ECT: error correction term)을 포함시켜 추정하였다.

2: \overline{HR} 은 KOSPI200(스타)지수선물의 각 현물시장에 대한 직접 또는 간접 헤지비율의 평균치를 나타낸다.

3: 표본기간은 2005년 11월부터 2009년 8월말까지이다.

4: ***, **, *은 1%, 5% 또는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

3. 헤지성과(hedge performance) 비교분석

마지막으로 본 연구에서는 스타지수선물과 KOSPI200지수선물의 헤지성과분석 뿐만 아니라 정태적인 헤지모형과 동태적인 헤지모형사이의 헤지성과를 보다 효과적으로 분석하기 위하여 전체분석기간을 내표본기간(2005.11.7~2009.5.31)과 외표본기간(2009.6.1~2009.8.31)으로 나누어 비교분석하였다.

일반적으로 내표본방식에 의한 헤지성과 분석은 헤지모형의 추정과 헤지성과의 측정이 함께 이루어지며 헤지모형을 구축할 때 스타지수와 KOSPI200지수 현·선물시장의 가격 및 수익률 변화에 대한 완전예측을 가정하게 된다. 그러나 분석자료에서 얻어진 과거정보를 이용하여 헤지비율을 추정한 후 동 헤지비율을 미래 예측에 사용하는 외표본기간의 헤지성과가 더 현실적이면서 중요하다.

스타지수선물과 KOSPI200지수선물의 각 현물시장에 대한 직접헤지 및 교차적인 헤지효과는 1-(헤지포지션분산/무헤지포지션분산), 즉 선물시장으로 헤지한 결과 헤지 포트폴리오의 분산이 헤지않은 포지션 대비 어느정도 줄어 들었는지를 통하여 분석하게 된다. 내표본기간과 외표본기간동안 스타지수와 KOSPI200지수선물의 직접헤지 및 교차헤지분석결과가 <표 5>의 panel a와 panel b에 제시되어 있다.

먼저 <표5> panel a의 내표본기간동안 직접헤지성과 분석결과, KOSPI200지수선물의 KOSPI200지수현물에 대한 직접헤지성과는 최소분산헤지모형, 단순헤지모형, GARCH 및 EGARCH모형의 순으로 높게 나타났다. 각 모형의 헤지성과는 큰 차이는 없는 것으로 나타났다으나 모두 90%이상의 높은 헤지성과를 가지고 있는 것으로 나타났다. 전반적으로 정태적인 헤지모형이 동태적인 헤지모형보다 헤지성과가 상대적으로 더 우수한 것으로 나타났다.

스타지수선물의 스타지수현물시장에 대한 직접헤지성과는 GARCH모형, 최소분산헤지모형, EGARCH모형 및 단순헤지모형의 순으로 헤지성과가 높은 것으로 나타났다. 전반적으로는 동태적인 헤지모형의 헤지성과가 정태적인 헤지모형의 헤지성과보다 다소 높은 것으로 나타났다으나 큰 차이는 없는 것으로 나타났다.

또한 교차적인 헤지성과 분석결과에 의하면, KOSPI200지수선물의 스타지수현물시장에 대한 헤지성과는 4가지 헤지모형 모두 67%이상의 분산을 축소시키는 헤지효과를 보이고 있으나 스타지수선물의 KOSPI200지수현물에 대한 헤지성과는 최소분산헤지모형, GARCH 및 EGARCH모형은 40%수준의 헤지효과를 보이나 단순헤지성과의 경우 헤지성과가 마이너

스(-)로 나타났다.

내표본기간동안 헤지성과 분석결과로부터 직접헤지가 간접헤지보다 헤지성과가 더 우수하며 KOSPI200지수선물의 스타지수현물시장의 가격변동위험에 대한 위험관리수단으로서의 유용성이 존재하고 있으나, 스타지수의 헤지성과는 전반적으로 낮은 것으로 나타났다.

다음으로 <표5> panel b의 외표본기간 동안의 직접헤지성과 분석결과, 먼저 KOSPI200지수선물의 KOSPI200지수현물에 대한 직접헤지성과는 GARCH 및 EGARCH모형, 최소분산헤지모형 및 단순헤지모형의 순서로 헤지성과가 높은 것으로 나타났다. 각 모형의 헤지성과는 큰 차이는 없는 것으로 나타났으나 모두 90%이상의 높은 헤지성과를 가지고 있는 것으로 나타났다. 전반적으로 동태적인 헤지모형이 정태적인 헤지모형보다 헤지성과가 상대적으로 더 우수한 것으로 나타났다. 이는 기존의 미국 지수선물시장에 대한 헤지성과가 일맥상통하고 있음을 보여주고 있다. 스타지수선물의 스타지수현물시장에 대한 직접헤지성과는 매우 낮거나 없는 것으로 나타났다.

또한 교차적인 헤지성과 분석결과에 의하면, KOSPI200지수선물의 스타지수현물시장에 대한 헤지성과는 4가지 헤지모형 모두 37%~42%수준의 분산을 축소시키는 헤지효과를 보이고 있으나, 스타지수선물의 KOSPI200지수현물에 대한 헤지성과는 최소분산헤지모형을 제외하고는 모두 마이너스(-)로 나타났다.

외표본기간 동안의 헤지성과 분석결과로부터 직접헤지(direct hedge)가 교차헤지(cross hedge)보다 헤지성과가 더 우수하며 KOSPI200지수선물의 스타지수현물시장의 가격변동위험에 대한 위험관리수단으로서의 유용성이 존재하고 있으나 스타지수선물을 헤지모형을 도입하는 데는 한계가 있는 것으로 나타났다. 이는 거래량부족 등으로 인하여 스타지수선물시장이 선물시장의 경제적인 기능을 제대로 수행하고 있지 못한 데서 기인하는 것으로 보인다.

<표 5> 헤지성과 분석결과

panel a: 내표본(within-sample)에서의 헤지성과 분석

구 분	KOSPI200지수선물		스타지수선물	
	KOSPI200지수현물	스타지수 현물	KOSPI200지수 현물	스타지수현물
전통적인 최소분산 헤지모형	+0.93463	+0.67739	+0.401867	+0.629610
단순(Naive) 헤지모형	+0.92556	+0.67618	-0.01304	+0.56784
시간변동 이변량 GARCH(1,1) /ECT-GARCH(1,1) 헤지모형	+0.91161	+0.68230	+0.43749	+0.63297
시간변동 이변량 EGARCH(1,1) /ECT-EGARCH(1,1) 헤지모형	+0.91053	+0.68250	+0.43754	+0.62646

panel b: 외표본(out-of-sample)에서의 헤지성과 분석 결과

구 분	KOSPI200지수선물		스타지수선물	
	KOSPI200지수현물	스타지수 현물	KOSPI200지수 현물	스타지수현물
전통적인 최소분산 헤지모형	+0.93208	+0.41522	+0.07854	+0.19389
단순(Naive) 헤지모형	+0.92870	+0.37214	-1.88480	-0.71672
시간변동 이변량 GARCH(1,1) /ECT-GARCH(1,1) 헤지모형	+0.93484	+0.37843	-0.13177	-0.10969
시간변동 이변량 EGARCH(1,1) /ECT-EGARCH(1,1) 헤지모형	+0.93458	+0.37831	+0.71945	-0.06699

V. 결론 및 시사점

본 연구는 한국거래소에 상장된 스타지수선물시장과 KOSPI200지수선물시장의 각 현물시장에 대한 직접헤지와 교차헤지 성과를 비교분석하고자 하였다. 이를 위하여 스타지수선물이 상장된 2005년 11월 7일부터 2009년 8월 말까지 스타지수와 KOSPI200지수의 일별 가격과 각 최근월물 선물가격자료를 사용하였다. 헤지모형으로는 정태적인 헤지모형으로 단순헤지모형과 최소분산헤지모형, 동태적인 헤지모형으로 이변량 GARCH 및 EGARCH모형을 사용하였으며 주요 실증분석결과는 다음과 같다.

첫째, 스타지수와 KOSPI200지수 현·선물시장 수준변수사이에는 공적분 관계가 존재하였으므로 GARCH(1,1)모형과 EGARCH모형을 이용한 직접헤지 헤지비용 및 헤지성과 추정 시 오차수정항을 포함시켰다.

둘째, 내표본기간동안 스타지수와 KOSPI200지수선물의 각 현물에 대한 직접헤지성과가 교차헤지성과보다 더 우수한 것으로 나타났으며 KOSPI200지수선물의 스타지수현물시장의 가격변동위험에 대한 위험관리수단으로서의 유용성이 존재하고 있으나 스타지수의 헤지 성과는 전반적으로 낮은 것으로 나타났다. 헤지모형사이의 헤지성과는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

셋째, 외표본기간 동안의 헤지성과는 스타지수와 KOSPI200지수선물의 각 현물시장에 대한 직접헤지(direct hedge)가 교차헤지(cross hedge)보다 헤지성과가 더 나은 것으로 나타났다. 헤지모형별로는 KOSPI200지수선물의 경우 동태적인 모형이 정태적인 모형보다 헤지 성과가 다소 나은 것으로 보였으나 KOSPI200의 스타지수현물에 대한 교차적인 헤지성과는 정태적인 모형이 동태적인 모형보다 헤지성과가 더 나은 것으로 나타났다.

이러한 실증분석결과로부터 KOSPI200지수선물의 스타지수현물시장의 가격변동위험에 대한 위험관리수단으로서의 유용성이 존재하고 있으나 스타지수선물을 헤지모형을 도입하는 데는 한계가 있는 것으로 나타났다. 이는 거래량부족 등으로 인하여 스타지수선물시장이 선물시장의 경제적인 기능을 제대로 수행하고 있지 못한데서 기인하는 것으로 보인다.

전반적으로 국내 주식현물시장에서 발생하는 가격변동위험을 효과적으로 관리하기 위해서는 KOSPI200지수선물시장을 사용하는 것이 적정한 것으로 보여지며, 또한 헤지모형은 정태적인 헤지모형과 동태적인 헤지모형 중 어느 모형을 사용하여도 큰 차이가 없을 것으로 보여진다.

<참고문헌>

- 곽수중, “KOSPI 200 선물의 최적헤지비율 및 헤지효과 분석,” 「선물연구」, 제5호, 1997, 1-30.
- 김병직, 장국현, *금융시계열분석*, 경문사, 1998, 164.
- 이상빈, “한국증권시장에서 주가지수선물을 이용한 헤지 가능성 분석,” 한국과학기술원, 1989.
- 이재하, 장광열, “KOSPI 200 선물을 이용한 헤지전략,” 「증권학회지」, 제28집, 2001, 379-417.
- 이재하, 한덕희, “국채선물을 이용한 헤지전략,” 「선물연구」, 제2호, 2002, 25-56.
- 옥기율, “Nikkei 225 선물과 최적헤지,” 「재무연구」, 제15호, 1998, 101-122.
- 장경천, “한국증권시장에서 주가지수선물의 헤징효과에 관한 의태분석,” 「증권학회지」, 제12편, 1990.
- 정진호, 임병진, 원종현, “국채선물을 이용한 적정 헤지비율 추정에 관한 연구,” 「증권학회지」, 제30집, 2002, 163-188.
- 정한규, “KOSPI200 현/선물간 최적 헤지비율의 추정,” 「재무관리연구」, 제16집, 1999, 223-243.
- 홍정호, “통안증권 현물시장의 위험관리에 관한 실증적 연구,” 「금융공학연구」, 제6권, 제2호, 2007, pp. 59-77.
- 홍정호, 문규현, “선물환시장을 이용한 환위험관리-이변량 ECT-ARCH(1)모형을 중심으로,” 「금융학회지」, 제8권 2호, 2003, pp. 41-71.
- Berndt, E. K., Hall, B. H., Hall, R. E. and Hausman, J. A. C., “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” *Journal of Economic and Social Measurement*, 1974, 653-665.
- 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., Engle, R. F. and Wooldridge, J. M., “A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances,” *Journal of Political Economy*, 1998, 116-131.

- Brealey, R. and Kaplanis, E., "Discrete exchange rate hedging strategies", *Journal of Banking and Finance*, 19, 1995, 765-784.
- Cecchetti, S. G., Cumby, R. E., and Figlewski, S., "Estimation of the Optimal Futures Hedges," *Review of Economics and Statistics*, 4, 1988, 623-630.
- Chang, C. W., Chang, J. S. K. and Fang, H., "Optimum futures hedges with jump risk and stochastic basis," *The Journal of Futures Markets*, 16, 1996, 441-458.
- Crain, S. and Lee, J., "Hedging Effectiveness of T-bill Futures and Eurodollar Futures," *Advances in Investment Analysis and Portfolio Management*, 2002, forthcoming.
- Dicky, D. A. and Fuller, W. A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, 74, 1979, 427~431.
- Eaker, M. R. and Grant, D. M., "Cross-Hedging Foreign Currency Risk," *Journal of International Money and Finance*, 6, 1987, 85-105.
- Ederington, L. H., "The Hedging Performance of the New Futures Markets," *The Journal of Finance*, 34, 1979, 157-170.
- Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation," *Econometrica*, 1982, 987-1008.
- Engle, R. F. and Granger, C., "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, 251~1008.
- Eun, C. and Resnick, B., "Exchange Rate Uncertainty, Forward Contracts, and International Portfolio Selection," *The Journal of Finance*, Vol. XLIII. No. 1, 1988, 197-215.
- Figlewski, S., "Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures," *The Journal of Finance*, July, 1984, 657~669.
- Gagnon, L. and Lypny, G., " Hedging short-term interest risk under time-varying distributions," *The Journal of Futures Markets*, 15, 1995, 767-783.
- Ghosh, A., Hedging with stock index futures: Estimation and forecasting with error correction model," *The Journal of Futures Markets*, 13, 1993, 743-752.
- Ghosh, A. and Clayton, R., "Hedging with International Stock Index Futures: An

- Intertemporal Error Correction Model," *Journal of Financial Research*, 19, 1996, 477-492.
- Granger, C. and Newbold, P., "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 1974, 111~20.
- Holmes, P., "Stock-index futures hedging, duration effects, expiration effects and hedge ratio stability," *Journal of Business Finance and Accounting* 23(1), 1996, 63-77.
- Howard, C. T., and D'Antonio, L. J., "Multiperiod hedging using futures: A risk minimization approach in the presence of autocorrelation," *The Journal of Futures Markets*, 11, 1991, 697-710.
- Koutmos, G. and Pericli, A., "Dynamic hedging of commercial paper with T-bill futures," *Journal of Futures Markets* 18(8), 1998, 925-938.
- Kroner, K. F. and Sultan, J., "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 1993, 535-551.
- Laws J. and Thompson J., "Hedging effectiveness of stock index futures," *European Journal of Operational Research* 163, 2005, 177-191.
- Lien, D., and TSE Y. K., "Fractional Cointegration and Futures Hedging," *Journal of Futures Markets*, Vol. 19, No. 4, 1999, 457-474.
- Lien, D., and TSE, Y. K., "Hedging Downside Risk: Futures vs. Options," *International Review of Economics & Finance*, 2001, 159-169.
- 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.
- Maness(1981), T. S., *Optimal Versus Naive Buy-Hedging with T-bill Futures*, *The Journal of Futures Markets*, Vol. I, 1981, 393~403.
- McNew, K. P. and Fackler, P. L., "Nonconstant optimal hedge ratio estimation and nested hypothesis tests," *The Journal of Futures Markets*, 14, 1994, 619-635.
- Miffre, J., "Conditional OLS Minimum Variance Hedge Ratios," *Journal of Futures Markets*, Vol. 24, No. 10, 2004, 945-964.

- Myers, R., "Estimating Time-Varying Optimal Hedge Ratios on Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, 11, 1991, 39-54.
- Park, T. H. and Switzer, L. N., "Bivariate GARCH estimation of optimal hedge ratios for stock index futures: A note," *The Journal of Futures Markets*, 15, 1995, 61-67.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1988, 335-346.
- Working, H., "Futures Trading and Hedging," *American Economic Review*, 43, June