

# 주가지수 파생상품 만기가 기초자산 수익률 변동성에 미치는 영향에 대한 연구\*

유 진\*\* · 정성원\*\*\* · 권순채\*\*\*\*

## 〈요 약〉

본 연구는 KOSPI 200 선물 및 옵션의 만기일을 포함한 일정 기간의 주가지수 변동성이 이를 제외한 다른 거래일들의 변동성과 유의한 차이를 보이는지를 F-test 및 EGARCH 모형을 통해 실증분석하며, 또한 만기일을 전후하여 가격 역전 현상이 있는지를 Stoll and Whaley(1987)의 방법론을 이용하여 분석한다. 분석 결과 선물 만기일까지의 1주의 변동성, 그리고 선물 만기일 익일인 금요일까지 포함된 1주의 변동성이 이를 제외한 거래일들의 변동성보다 공히 1% 유의수준 하에서 더 크다고 추정되었다. 또 수익률의 조건부 변동성에 대한 EGARCH 모형을 통한 실증 분석 결과, 만기일 4일 전부터 만기일 익일까지 최장 6거래일간을 포함하여 5, 4, 3, 2일간의 각 기간에 걸쳐 유의수준 5% 하에서 높은 변동성이 확인되었다. 또한 선물 및 옵션의 만기일에 유의수준 10% 하에서 가격역전현상이 나타나는 것을 발견하였다. 본 연구는 14년 8월 동안의 장기 자료 및 최근 자료를 사용하여 검증의 신뢰성을 높였고, F-test와 EGARCH 모형을 사용하여 변동성과 조건부 변동성 검증을 모두 실행하였으며, 옵션 만기일과 선물 만기일이 겹치는 3, 6, 9, 12월을 제외한 옵션 만기(일)만의 효과를 추가적으로 분석하였고, 만기일 뿐 아니라 만기일 1주 전부터 만기일 익일까지를 포함하여 분석하는 등 실제 투자자와 시장의 행태를 반영하여 검증하였고 검증 결과 이러한 추가 분석의 필요성이 입증되었다는 점에서 연구의 의의를 찾을 수 있다.

주제어 : 파생상품, 만기일 효과, 만기 현상, 변동성, 가격 역전 현상

논문접수일 : 2014년 06월 02일    논문수정일 : 2014년 12월 13일    논문게재확정일 : 2014년 12월 15일

\* 심사해 주신 두 분의 심사위원과 논문 작업을 도와준 대학원 수석 학생에게 고마움을 표합니다. 이 논문은 한양대학교 교내연구지원사업으로 연구되었습니다(HY-2013년도-G).

\*\* 교신저자, 한양대학교 경제금융대학, E-mail: jyoo@hanyang.ac.kr

\*\*\* 한양대학교 대학원 경제금융학과, E-mail: fectkai@naver.com

\*\*\*\* 한양대학교 대학원 경제금융학과, E-mail: foodstar1@naver.com

## I. 서 론

2010년 11월의 둘째 목요일인 11일에 대한민국 증권 시장에서 다소 충격적인 사건이 발생하였다. 1일 전 1967.85포인트로 마감 후 이날 오후 2시 50분까지 1,963.03포인트로 약보합을 유지하던 KOSPI(Korea Stock Price Index, KOSPI)가 마감 동시호가에 무려 53.12포인트(2.70%) 급락한 1,914.74로 마감하였다. 한 외국계 증권사의 차익거래와 연계된 2조원 이상의 대량 매도 주문으로 인하여 주가가 폭락하였던 것이다. 이는 선물컨버전 등으로 대규모의 KOSPI 200 풋옵션 매수 포지션을 취하고 있었던 모 외국계 기관투자자가 자신의 합성선물 매수차익거래를 청산하기 위하여 대규모 주식 매도를 실행하였기 때문 이었고, 결과적으로 이들은 풋옵션 매수 포지션으로 인하여 큰 폭의 이익을 실현하였다. 구체적으로는, 마감 직전의 KOSPI 200 지수는 254.62이었고 행사가격 250인 KOSPI 200 풋옵션은 최저가인 0.01을 기록하고 있었는데 10분 뒤 KOSPI 200 지수가 7.11포인트 급락한 247.51로 마감함으로 당 풋옵션 매수자는 최대 248배의 순이익을 실현하였다. 한편 이로 인해 주식시장에서는 시가총액 약 28조 8천억 원이 증발되어 일반 주식 투자자들은 거액의 손실을 입었다.

이 사태 이외에도 2002년 2월 옵션 만기일의 KOSPI 200 지수 8.05% 급등 등 만기일 급등락 현상이 끊이지 않았다(<표 1> 참조). 뿐만 아니라 향후에도 이러한 선물·옵션 만기일에 주가 급락이 발생할 소지가 여전히 존재한다.

<표 1> 선물옵션 만기일 KOSPI 200 등락

파생상품 만기일	지수 급등률	파생상품 만기일	지수 급락률
2002년 2월 옵션 만기일	8.05%	2005년 11월 옵션 만기일	-8.29%
2001년 9월 선물옵션 만기일	4.98%	2006년 6월 선물옵션 만기일	-3.76%
2009년 4월 옵션 만기일	4.09%	2009년 5월 옵션 만기일	-2.37%
2008년 2월 옵션 만기일	4.08%	2010년 11월 옵션 만기일	-3.00%

KOSPI 200 지수선물이나 지수옵션 포지션을 만기일까지 유지하는 투자자는 가능하면 만기일에 손실보다는 이익 실현을 선호하는 것은 자명하다. 이러한 이해관계로 인해 만기일에 그 기초자산인 KOSPI 200 지수에 영향을 미치고자 하는 유인(incentives)이 상존한다. 실제로도 이러한 이유 등으로 옵션이나 선물의 만기일인 매달 혹은 3, 6, 9, 12월의 둘째 목요일 혹은 이 날을 포함하는 1주 전체에 걸쳐 주가의 등락이 가속화되는 성향이 있으며, 그 이유로는 주가 교란 및 주가지수 차익거래가 자주 거론된다(Stoll and Whaley, 1997;

Hsieh and Ma, 2009; and Hsieh, 2009).

국내 시장에 대한 선행연구도 이를 대체적으로 지지하고 있다. 최종범, 류혁선(2006)은 1997년 1월부터 2004년 7월까지의 KOSPI 200 지수의 수익률 및 거래량을 분석한 결과 KOSPI 200 선물 및 옵션의 만기일 종가 무렵 30분 동안 지수에 포함된 종목들의 거래량 및 수익률의 변동성이 유의하게 증가되었음을 발견하였다. 또 만기일 익일에는 이러한 이례적 주가의 변동이 다시 이전의 주가로 회귀하는 가격회귀 현상이 나타난다고 주장하였다. 하준영(2003)은 1996년 5월부터 2002년 10월까지의 KOSPI 200 선물 및 옵션 자료를 분석하여, 만기일에 수익률과 수익률 변동성 및 거래량에 유의하게 영향을 미치는 만기일 효과는 만기일 전부터 나타남을 확인하였다. 최혁, 엄운성(2007)은 KOSPI 200 선물 만기일 효과는 나타나지만, 옵션 만기일 효과는 뚜렷하지 않은 것으로 주장하였다. 선물 만기일에 KOSPI 200 지수와 개별 종목은 가격상승 압력이 존재하고 변동성과 거래량이 증가하며, 만기일 다음날 수익률은 반전하는 경향이 나타난다고 주장하였다. 한편 남길만, 이호섭(2012)은 KOSPI 200 옵션의 경우 만기일 효과가 나타나며, 이러한 만기일 효과를 효과적으로 개선하기 위하여 만기일의 시초가, 일중 평균가, 장중단일가, 익일시 초가 등을 결제가격으로 하는 방식을 고려할 수 있다고 주장하였다. 박창균, 임경묵(2003)은 1997년 6월부터 2002년 12월의 KOSPI 200 지수의 고빈도 자료를 사용하여 분석한 결과 KOSPI 200 지수관련 파생상품의 만기일에 이 지수의 비정상적인 수익률, 수익률 변동성, 거래량 및 가격회귀 현상이 강하게 존재하였다고 주장하였다. 이들은 또 이러한 결과는 우리나라의 만기일 종가를 결제가격으로 하는 방식으로 인하여 나타났을 가능성이 있다고 추론하였다. 이상의 연구의 특징은 만기일만을 중심으로 시장의 특이 현상을 살펴본 것이고, 만기일의 특정 시간대 중심으로 분석한 것이므로 고빈도 자료를 많이 사용하였다는 점이다. 반면 본 연구는 만기일뿐만 아니라 만기일이 포함된 주의 첫 거래일(통상 월요일)부터 만기일의 익일(통상 금요일)까지 단계적으로 1주 전체에 걸쳐 “만기” 현상을 분석했다는 점에서 차이가 있으며, 또한 특정일 특정 시간대의 자료가 아니라 1주일에 걸친 자료를 분석하기 위해서 일별 자료를 사용하였다는 점이 기존 연구가 주로 만기일의 고빈도 자료를 사용하였다는 점과 차이가 있다. 한편 Yoo(2014)는 만기일 현상 혹은 의도적 주가 교란을 예방하기 위하여 평균가격선물의 사용을 제시하였다.

해외시장에 관한 연구로 Stoll and Whaley(1987)는 1982년부터 1985년까지 시카고상업 거래소(CME)에서 거래되는 S&P 500 지수선물 및 S&P 100 지수옵션을 이용하여 만기일에서의 가격효과 및 거래량효과에 관한 실증적 연구를 하였다. 분석 결과에 의하면 주가지수 선물, 주가지수옵션, 그리고 개별주식옵션의 만기가 일치하는 금요일 마지막 1시간 동안

현물의 거래량이 비정상적으로 증가하는 것을 보였다. 또한 지수 비편입 종목의 경우 만기일에도 별다른 가격효과를 보이고 있지 않으나, 지수편입종목의 가격변동성은 비정상적으로 큰 것으로 나타났으며, 특히 마지막 1시간 동안에 그러한 경향이 더 심화되는 것으로 나타났다. Stoll and Whaley(1990)는 1982년부터 1986년의 기간 동안 S&P 500 지수에 포함되는 주식들 중 뉴욕증권거래소(NYSE)에 거래되는 주식의 만기일에서의 가격 및 거래량의 변동성을 분석하였다. 분석 결과에 의하면 만기일에서의 거래량은 비만기일에 비해 현저하게 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 프로그램매매의 대상이 되는 주식과 그렇지 않은 주식의 가격 움직임은 상당히 유사함과 동시에 만기일 마지막 1시간 동안 주식가격이 전반적으로 하향하는 것으로 나타났으나 다음 거래일의 개장시점에서 회복되는 경향을 보였다. 미국시장 이외에도 캐나다의 TSE300 지수 선물과 옵션(Camberlain et al., 1989), 독일 DAX 지수 선물과 옵션(Schlag, 1996), 홍콩 HSI 지수 선물과 옵션(Chow et al., 2003), 인도의 25개 주가(지수) 파생상품의 기초자산인 14개 주식(Vipul, 2005), 스페인의 Ibex35 파생상품과 4개의 개별주식 옵션(Corredor et al., 2001), 대만의 TX 지수선물과 MSCI-TW 지수선물(Chung and Hseu, 2008) 등의 해외 시장에 연구에서는 만기일 효과에 대하여 혼재된(mixed) 결과가 보고되었다. 그런데 본 연구는 우리나라 파생상품 시장에 대한 연구로 해외 시장의 연구 결과와 반드시 유사할 이유는 없다. 또한 해외 시장 연구는 대부분 만기일에 국한된 연구로, 만기일이 포함될 일주일 및 만기일 익일까지 포함하는 본 연구와는 일정한 차이가 있다.

국내 시장에 대한 선행 실증연구들은, 남길남, 이호섭(2012)을 제외하고는, 2000년대 초중반까지의(2014년 현재 시점에서 볼 때) 비교적 오래된 과거 자료를 사용하였고 또 표본의 크기도 대부분 7년 미만으로, 본고의 2012년 8월 31일까지의 14년 8개월간의 자료와는 일정한 차이가 있다. 예로서 선행연구들은 KOSPI 200 지수선물과 옵션이 거래된 1996년과 1997년의 자료부터 포함하는 경우가 많았으나, 본 연구의 경우 1997년 하반기의 “아시아 통화위기” 이후인 1998년 1월부터 최근까지의 자료를 대상으로 하였다는 점에서도 차이가 있다. “아시아 통화위기” 이전 우리나라의 외환, 주식 시장 등의 금융시장의 전반적 효율성이 위기 이후의 그것보다 낮았다면, 본 연구는 상대적으로 효율적인 시장의 자료를 사용하여 이루어졌다는 점에서도 비교가 된다. 두 번째 차이로는, 전술했듯이 본 연구에서는 단순히 만기일이나 만기일 익일만을 대상으로 한 것이 아니라, 만기일이 포함되는 주의 월요일부터(F-test) 혹은 전주의 마지막 금요일부터(EGARCH 모형) 그 대상으로 하였다는 점을 들 수 있다. 그리고 검증 결과 이러한 시도의 의미를 발견하였는데, 특히 변동성 유의성을 검증한 F-test 검증의 경우는 만기일만을 대상으로 한 경우의 유의성보다 만기일이 포함된 전체 1주를 대상으로 한 경우의 유의성이 훨씬 더 높게 나타났다. 본 연구가 이처럼(만기일이 포함된) 특정 기간을 1일씩 순차적으로

줄여 나가며 최종적으로는 만기일만을 대상으로 하였으므로, 이전 선행연구들이 “만기일 효과”에만 집중했던 것에 비해 “만기 효과”를 보다 포괄적이고 다양하게 분석했다는 점이 하나의 차이점 혹은 기여라고 할 수 있다. 또 보다 엄밀한 분석을 위하여 옵션 만기일이 선물 만기일이 겹치는 경우를 제외한 후 옵션 만기일만의 효과를 추가적으로 분석하였다. 그 결과 옵션 만기일의 경우 새로운 결과가 도출되었다. 전반적으로는 이 기간의 변동성(F-test)과 조건부 변동성(EGARCH) 모두에 대해 유의하게 높은 수치가 산출됨으로써 사후적으로도 가치있는 시도였다고 할 수 있다.

제 II장에서는 만기일 및 만기일을 포함한 특정 기간의 변동성의 유의성을 F-test로 검증하며 그 결과를 해석한다. 제 III장에서는 조건부 변동성의 유의성을 EGARCH 모형으로 검증하며 또한 가격역전에 관한 검증을 실행한다. 제 IV장에서는 본 연구를 요약, 논의하며 마친다.

## II. 만기 변동성의 유의성 검정: F-test

KOSPI 200은 그 시가총액이 전체 주식 시가총액의 70% 이상을 차지하도록 선정된 200개 기업의 시가총액 기준 주가지수이다. 본 연구에서 만기일 변동성의 실증분석을 위한 전체 기간은 1997년 12월 31일부터 2012년 8월 31일까지이고, 실증분석을 위해 KOSPI 200의 일별수익률은  $R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ 을 사용하였다. 분석자료에 대한 기초통계량은 <표 2>와 같다.

<표 2> KOSPI 200 일별 수익률 기초통계량

	일별 수익률
관측수	3677
평균	0.000484
표준편차	0.020088
왜도	-0.201281
첨도	6.282784
Jarque-Bera (Prob)	1675.904 (0.0000)

<표 2>에서 Jarque-Bera 검정은 수익률과 거래량에 대한 왜도와 첨도를 이용하여 정규 분포와 얼마나 다른가를 검정하는 방법으로 일별 수익률은 음(-)왜도와 3보다 큰 첨도를 갖고 있으므로 정규분포를 따르지 않는다는 것을 알 수 있다. 실증분석시 만기일 효과를

측정하기 위해 더미변수 ( $d_o, d_f$ )를 도입했는데, 이는 각각 주가지수 선물과 옵션의 만기일에는 1, 이 만기일이 아닌 일반 거래일에는 0의 값을 갖는다. 이 중 옵션 만기일은 176일, 옵션·선물 동시 만기일은 58일이 있다. 각각의 평균은 0.0011451, 0.0048693이다.

한편 본 장에서는 선물·옵션의 만기일 및 만기일 포함 특정 기간에 주가의 변동성이 이를 제외한 다른 거래일들의 그것과 유의적 차이가 있는지를 파악하기 위해 F-test를 실행한다. 먼저 “IMF 외환위기”로 불리는 “아시아외환위기” 직후인 1997년 12월 27일부터 2012년 8월 31일까지의 3,677개의 KOSPI 200 지수의 1일 수익률 자료를 수집하여 그 수익률의 변동성 즉 그 표준편차를 산출하였다. 그리고 이 중에서 선물이나 옵션 만기일만의 자료를 추출하여 혹은 만기일을 포함한 1주의 자료를 추출하여 이들만의 1일 수익률 표준편차를 구하여 보았다. 여기서 만기일을 포함한(월요일부터 목요일 혹은 금요일까지의) 1주의 자료를 추출한 이유는, 선물·옵션의 만기일에 특정 세력이 주가의 등락을 유도하기 위해서 만기일이 포함된 주 초반부터 주가 교란이 시작될 수 있기 때문이다. 또한 목요일이 만기일에도 불구하고 만기일이 지난 금요일까지의 자료를 포함하는 이유는, 만기일인 목요일에 인위적인 주가 교란으로 인해 주가가 등락하였다면, 만기일이 지나면 더 이상 그러한 유인이 존재하지 않아 시장이 다시 정상 가격을 회복할 가능성이 있기 때문이다.

<표 3> 1일 수익률 산출

일자	KOSPI 200	ln(KOSPI 200)	1일 수익률
1997년 12월 27일	42.34	3.74573	
1998년 01월 03일	43.59	3.77483	0.02910
1998년 01월 05일	44.77	3.80154	0.02671
1998년 01월 06일	45.77	3.82363	0.02209
1998년 01월 07일	45.75	3.82319	-0.00044

즉 만기일인 목요일이나 그 이전에 의도적인 주가 교란에 의해 주가가 상승(하락)하여 그 본질적 가치로부터 이탈하였다면, 만기일이 지나면 주가가 하락(상승)그 본질적 가치를 다시 회복할 개연성이 있기 때문이다. 이러한 만기일 전후의 변동은(이러한 주가교란이 없는 경우에 비해) 방향성과 상관 없이 1일 수익률 변동성을 상승시키는 결과를 가져온다.

이제 이 과정을 구체적으로 설명해 보자. 전술한 바, 1997년 12월 27일부터 2012년 8월 31일까지의 3,678개의 KOSPI 200 지수의 증가 자료를 수집하여 이들의 자연로그(ln(KOSPI 200)) 값을 산출하였다. 재무·금융분야에서 수익률 자료로 일반적으로 사용되는 연속복리 수익률을 산출하기 위하여 이 로그 값들을 차분하여 3,677개의 1일 수익률을 산출하였다.

이 과정은 <표 3>과 같다. 이 1일 수익률 자료들을 모아 전체 표본의 표준편차를 산출하면 KOSPI 200 지수(1일 수익률의) 변동성이 파악된다.

이제 이 전체 표본에서 하위표본(subsample data)을 달리함에 따라 다양한 변동성 수치를 비교할 수 있다. 즉 다음의 각각의 표본에 대해 1일 수익률의 표준편차를 계산해 볼 수 있다.

- (1) 모든 일별 수익률 자료
- (2) 모든 선물 만기일의 일별 수익률 자료
- (3) 모든 선물 혹은 옵션 만기일의 일별 수익률 자료
- (4) 선물 만기일이 포함된, 목요일까지의 1주 동안의 일별 수익률 자료
- (5) 선물 만기일이 포함된, 금요일까지의 1주 동안의 일별 수익률 자료
- (6) 선물 혹은 옵션 만기일이 포함된, 목요일까지의 1주 동안의 일별 수익률 자료
- (7) 선물 혹은 옵션 만기일이 포함된, 금요일까지의 1주 동안의 일별 수익률 자료
- (8) 자료 (1)에서 자료 (2)를 제외한 일별 수익률 자료
- (9) 자료 (1)에서 자료 (3)를 제외한 일별 수익률 자료
- (10) 자료 (1)에서 자료 (4)를 제외한 일별 수익률 자료
- (11) 자료 (1)에서 자료 (5)를 제외한 일별 수익률 자료
- (12) 자료 (1)에서 자료 (6)를 제외한 일별 수익률 자료
- (13) 자료 (1)에서 자료 (7)를 제외한 일별 수익률 자료

자료 (1)로부터 전체 표본의 변동성이 산출된다. 자료 (2)로부터 매 3개월마다의 선물 만기일의 변동성이, 자료 (3)으로부터 매월의 옵션(혹은 옵션·선물) 만기일의 변동성이 파악된다. 한편 자료 (4)는 자료 (2)를 확대한 것으로 선물 만기일인 목요일뿐 아니라 그 주(week)의 월, 화, 수요일까지 포함하는 것으로, 선물 만기일이 포함된 주(week)의 만기일까지의 수익률의 변동성이 산출된다. 자료 (5)는 자료 (4)에 더해 만기일의 익일인 금요일까지의 1일 수익률 자료를 포함한 것으로, 선물 만기일이 포함된 1주의 1일 수익률 표준편차가 구하여진다. 자료 (6), (7)은 자료 (5), (6)과 동일한 방식으로 매달 옵션 만기일이 포함된 주(week)의 만기일까지 및 그 익일인 금요일까지의 1주의 1일 수익률 변동성을 구하는 것이다. 한편 자료 (8)은 전체 자료에서 자료 (2)를 제외한 자료로, 자료 (2)의 변동성이 유의하게 다른가를 검정하기 위하여 사용된다. 자료 (9), (10), ..., (13)도 마찬가지이다. 먼저 자료 (1)을 완성한 후 나머지 자료 (2)~자료 (13)은 각 조건에 맞는 1일 수익률 값들만을 모아 각 하위표본의 변동성을 구할 수 있다. 예로서 <표 4>는 자료 (3)의 생성 과정을

보여 준다.<sup>1)</sup>

<표 4> 선물·옵션 만기일의 수익률: 자료 (3)

일자	KOSPI 200	1일 수익률
1997년 01월 08일	47.49	0.03733
1998년 02월 12일	58.38	-0.01209
1998년 03월 12일	62.57	0.00513
1998년 04월 09일	53.88	0.02919
1998년 05월 14일	42.84	0.02219

이렇게 생성한 각 자료에서 구한 각 하위표본의 1일 수익률 변동성은 <표 5>의 “1일 수익률 분산” 열(column)에 나와 있다. 특정한 두 모집단의 수익률 변동성이 유의하게 다른가를 검정할 때 일반적으로 사용되는 F-검정은 표본 표준편차 값을 비교하는 것이 아니라 표본 분산 값을 비교하기 때문에 <표 5>에서는 표본 분산 수치를 산출하였다. 예로서 자료 (4)의 경우, 선물 만기일이 포함된 주의 월요일부터 목요일까지의 자료를 표본으로

<표 5> 1일 수익률 변동성의 비교(분산)

지수파생상품 만기일이 포함된 주와 그렇지 않은 거래일의 가격 변동성 차이를 양 집단의 1일 수익률 표본 분산을 사용하여 F-test 시행한 결과이다. 예로써, 옵션 만기일의 F-value는 1.2, p-value는 0.041은, 두 표본 분산의 비율이 1.2이며 자유도를 고려했을 때 옵션 만기일 모집단의 변동성(분산)이 그렇지 않은 거래일의 변동성보다 더 크다고 유의수준 4.1%에서 추정할 수 있다는 의미이다. <표 6>도 동일한 방식으로 해석할 수 있다.

자료내용	구 분	data point	1일 수익률 분산	F 값	P-value
전체 거래일	(1)	3,677	0.000404		
선물 만기일	(2)	58	0.000493	1.227	0.119
옵션 만기일	(3)	176	0.000477	1.200	0.041
선물 만기까지 포함한 1주	(4)	225	0.000526	1.331	0.001
선물 만기+금요일까지 1주	(5)	283	0.000543	1.386	0.000
옵션 만기일까지 1주	(6)	686	0.00415	1.043	0.246
옵션 만기+금요일까지 1주	(7)	862	0.000423	1.052	0.130
(2) 제외	(8)	3,619	0.000402		
(3) 제외	(9)	3,501	0.000398		
(4) 제외	(10)	3,452	0.000395		
(5) 제외	(11)	3,394	0.000392		
(6) 제외	(12)	2,991	0.000398		
(7) 제외	(13)	2,815	0.000398		

1) 1998년 1월의 첫째 목요일은 1월 1일로서 공휴일이지만, 옵션·선물의 결제일은 “calendar day” 상의 둘째 목요일로 결정되기 때문에 그 다음 주 목요일인 1월 8일이 옵션 결제일이 된다. 한편 둘째 목요일이 공휴일인 경우에는 전(前)거래일인 수요일이 결제일이 된다.

한 1일 수익률 분산이 그렇지 않은 거래일의 그것과 같다는 귀무가설을 전자가 후자보다 크다는 대립 가설로 단측검정(one-tailed test)을 수행하였다. 두 표본 분산의 F 값( $=0.000526/0.000395 = 1.331$ )을 구하고 각각의 자유도인  $225-1 = 224$ 와  $3,452-1 = 3,451$ 을 사용하여 F 값의 p-value를 구한 결과  $0.001 = 0.1\%$ 이 산출되었다. 그러므로 선물 만기일이 포함된 주의 월요일부터 목요일까지의 수익률 변동성이 그렇지 않은 거래일의 그것보다 더 크다고 유의수준 0.1% 하에서 추정할 수 있다. 이러한 검정을 각 하위표본별로 수행한 결과 옵션 만기일, 선물 만기일(= 목요일)까지 포함하는 1주, 그리고 선물 만기일 익일(금요일)까지 포함하는 1주의 변동성이 이를 제외한 거래일들의 변동성보다 각각 크다고 유의수준 5%하에서 추정할 수 있다.

이 결과 중에서 특히 유의할 사항은 선물 만기일까지 포함된 1주 혹은 금요일까지 포함된 1주의 변동성의 크기 및 F-test 값의 p-value이다(표본 (4)와 표본 (5)). 먼저 이 두 표본의 변동성은 0.000526 및 0.000543으로 다른 모든 표본의 변동성보다 크며, 선물이나 옵션 만기일만으로 이루어진 표본의 변동성 0.000493 및 0.000477보다도 크다. 또 F-test 결과 표본 (4)와 표본 (5)의 변동성 수치는 이를 각각 제외한 표본 (10)과 표본 (11)의 그것들보다 유의수준 1%에서 더 크다는 것이 입증되었다.<sup>2)</sup> 이 두 사실을 종합하면, 수익률의 변동성에 관한 한 만기일 자체보다도 만기일을 포함한 1주(만기일까지 혹은 그 익일까지)의 변동성이 더 클 수 있고 이 추정에 대한 신뢰도 또한 더 높을 수 있다는 것이다. 즉, 이 결과만을 보면 “만기일 효과(expiration day effect)”보다 “만기주 효과(expiration week effect)”가 더 크다고도 할 수 있다. 이것이 향후 만기일 효과와 관련된 연구에 시사하는 바는, 만기일에만 초점을 맞추기 보다는 보다 넓은 시각에서 만기일을 포함한 기간(예로서 만기주)을 분석할 때 보다 정치(精緻)한 “만기 효과(expiry effect)”가 파악될 수 있다는 것이다.

한편 매월 도래하는 옵션 만기일은 3개월마다 도래하는 선물 만기일을 포함하고 있다. 즉 옵션 만기일(만기주)의 수익률 자료에는 선물 만기일(만기주)의 그것이 부분적으로 포함되어 있다. 그러므로 엄밀한 의미에서 옵션 만기(일)만의 만기 변동성의 유의한 증대 여부를 검증하려면 여기에 포함되어 있는 선물 만기일(만기주) 자료를 제외하고 1, 2, 4, 5, 7, 8, 10, 11월의 만기일 자료만으로 실험군(test group)을 형성하여야 한다.<sup>3)</sup> 또 이와

2) 엄밀하게는 0.1% 및 0.0% 유의수준에서도 더 크다고 도출되었다.

3) 한편 동일한 의미로 선물 만기일도 옵션 만기일과 겹친다. 즉 엄밀한 의미에서 선물 만기일의 변동성은 “선물+옵션” 만기일의 변동성이라 할 수 있다. 그런데 이 경우 선물 만기일 자료에서 옵션 만기일 자료를 제외하면 아무 자료도 남지 않으므로, 편의상 선물 만기일 자료는 그대로 사용하기로 한다. 하지만 나중에 알 수 있듯이, 옵션 만기(일)만의 효과는 존재하지 않는 것으로 나타나므로, “선물+옵션” 만기일 혹은 만기주의 변동성이 일반 거래일의 변동성보다 유의하게 크다면(옵션이 아닌) 선물 거래에 기인한 것으로 추정할 수 있다.

대비되는 비만기일 즉 대조군(control group)의 선택에도 유의할 필요가 있다. <표 5>에서는 단순히 옵션 혹은 선물 만기일이 아닌 다른 모든 거래일을 대조군으로 하여 옵션 혹은 선물 만기일 변동성의 유의성을 파악하였다. 예로써, 옵션 만기일 변동성의 유의성을 검정한다고 하자. 이때 실험군에는 1, 2, 4, 5, 7, 8, 10, 11월의 옵션 만기일 수익률 자료를 포함된다. 한편 대조군에는 전체 거래일 자료에서 이 실험군 자료를 제외할 뿐 아니라 아니라 3, 6, 9, 12월의 선물 만기일 수익률 자료도 제외할 필요가 있다. 선물 만기일은 일반적인 거래일이 아닌, 또 다른 파생상품의 만기일이기 때문이다. 더욱이 우리나라의 경우 선물 만기일은 옵션 만기일이기까지 하다. 동일한 이유로, 선물 만기일 변동성의 유의성을 검정할 때에도, 대조군에는 선물 만기일은 물론 옵션 만기일도 제외될 필요가 있다. 이렇게 대조군을 엄밀히 선택하면, 실험군이 선물 만기일이거나 옵션 만기일이거나 대조군은 항상 동일한 자료로 구성된다. 동일한 이유로, 실험군이 선물 만기일을 포함한 1주이거나 옵션 만기일을 포함한 1주이거나 대조군은 항상 동일한 자료 즉 선물 만기일을 포함한 1주 혹은 옵션 만기일을 포함한 1주를 제외한 모든 다른 거래일로 구성된다. 실험군이 선물 만기일과 익일을 포함한 1주이거나 옵션 만기일과 익일을 포함한 1주인 경우에도 마찬가지이다. <표 6>은 그 결과이다. 여기서 모든 대조군은 (1-1), (2-1) 등으로 표시하였다.

<표 6> 1일 수익률 변동성의 비교(분산)

자료내용	구 분	data point	1일 수익률 분산	F 값	P-value
선물 만기일	(1)	58	0.000493	1.233	0.113
옵션 만기일	(2)	118	0.000463	1.157	0.122
선물 만기까지의 1주	(3)	225	0.000526	1.311	0.0018
선물 만기+금요일까지 1주	(4)	283	0.000543	1.369	0.000
옵션 만기일까지 1주	(5)	462	0.000356	0.887	0.949
옵션 만기+금요일까지 1주	(6)	578	0.000365	0.919	0.898
선물(옵션) 만기일 제외	(1-1)	3,501	0.0004		
옵션(선물) 만기일 제외	(2-1)	3,501	0.0004		
선물(옵션) 만기까지의 1주 제외	(3-1)	2,987	0.000401		
선물(옵션)만기+금요일까지의 1주 제외	(4-1)	2,814	0.000397		
옵션(선물) 만기일까지 1주 제외	(5-1)	2,987	0.000401		
옵션(선물)만기+금요일까지의 1주 제외	(6-1)	2,814	0.000397		

이렇게 실험군과 대조군을 보다 엄밀히 설정하여 검정한 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 변동성이 유의한 것으로 추정되었는지를 중점으로 파악해 본다면, 선물의 경우 <표 5>의 결과와 다르지 않다. 즉 선물 만기까지 포함한 1주의 변동성과 선물 만기 익일까지

포함한 1주의 변동성이 1% 유의수준 하에서 타 거래일의 그것보다 더 크다고 추정되었다. 둘째로 옵션의 경우 <표 5>의 결과와는 다르다고 할 수 있다. <표 5>에서는 유의수준 5%에서 옵션 만기일 변동성이 타거래일 그것보다 더 크다고 판명된 반면 <표 6>에서는 유의수준 10%에서도 이 가설이 기각되었다. 그 중요한 이유는 <표 5>와 <표 6>의 실험군의 차이로 설명할 수 있다. 선물은 <표 5>와 <표 6>에서 실험군이 전혀 변하지 않았다. 반면 옵션의 경우 <표 5>와 <표 6>에서 실험군이 상당히 변하였다. 즉 전자는 매월 옵션 만기일을 포함한 반면 후자는 이중에서 선물 만기일과 겹치는 3, 6, 9, 12월의 자료는 제외함으로써, 전자의 자료의 33%가 제외되었다.<sup>4)</sup>

### Ⅲ. 만기 변동성의 유의성 검정: EGARCH

금융시장의 주가수익률, 이자율, 환율과 같은 시계열 자료가 갖는 특징 중 하나로 변동성 군집현상이 있다. 이는 데이터의 변동성이 시간가변적임(time varying)을 의미한다. 이러한 이유로 금융변수의 변동성을 분석할 때 조건부 이분산성(conditional heteroskedasticity)을 고려할 필요가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 시계열 데이터에서 나타나는 ARCH 효과의 유무를 확인하고 그에 따라 모형을 설정하여 만기일의 변동성의 유의성을 검정하고자 한다. 먼저 평균방정식 모형은 t기의 일일수익률이 t-1기와 t-2기에 영향을 받는 AR(2) 모형을 가정하며, 오차항  $\varepsilon_t$ 는 평균이 0이고, 분산이  $\sigma_t^2$ 인 정규분포를 따른다고 가정한다.

$$R_t = \theta_0 + \theta_1 R_{t-1} + \theta_2 R_{t-2} + \phi_1 d_o + \phi_2 d_f + \varepsilon_t \tag{1}$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \cdot \xi_t, \quad \xi_t \sim i.i.d. N(0,1),$$

$R_t$  : 일일 수익률

$d_o$  : 옵션 만기일 더미변수

$d_f$  : 선물 만기일 더미변수

조건부 분산 방정식 설정 이전에 ARCH 효과의 유무를 검정하였다.  $T \cdot R^2$ -통계량은 372.3037으로 점근적으로  $\chi^2(9)$  분포를 따르며, 유의수준 0.000으로 ARCH 효과가 나타났음을 확인할 수 있었다. 따라서 조건부 분산에는 Nelson(1991)이 제안한, GARCH(1, 1) 모형보다는

4) 한편 대조군의 경우 선물, 옵션을 막론하고 모두 축소되었는데 최대로 축소된 경우인 (3-1)의 경우 약 13%(= 1-2987/3452)로서 옵션 실험군의 33%에 비해서는 상대적으로 작게 축소되었다.

덜 제약적이고 충격의 부호에 따라 변동성이 비대칭적으로 반응하며, 적은 수의 파라미터를 사용함에도 불구하고 긴 래그의 ARCH 모형을 추정할 수 있는 EGARCH(1, 1) 모형을 적용한다.

$$\ln\sigma_t^2 = \alpha + \beta \ln\sigma_{t-1}^2 + \gamma(|\xi_{t-1}| + \omega \xi_{t-1}) + k_1 d_o + k_2 d_f \quad (2)$$

$d_o$  : 옵션 만기일 더미변수

$d_f$  : 선물 만기일 더미변수

이제 KOSPI 200 선물과 옵션의 만기(일)가 기초자산의 수익률에 미치는 효과에 대해 살펴보자. KOSPI 200의 일별 수익률 자료의 정상성(stationary) 여부를 판단하기 위하여 단위근 검정(unit root test)을 실시한 결과, ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정통계량 -57.89003으로 1% 유의수준하에서 일별 수익률의 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하므로 KOSPI 200 일별 수익률의 시계열은 안정적인 시계열임을 알 수 있다. 한편 식 (1) 추정 결과인 <표 7>에서 선물(및 옵션) 만기일 더미변수가 양(+의 값을 갖는 것을 볼 때, 이 만기일의 수익률이 비만기일에서의 수익률보다 높은 것으로 추정된다. 반면 옵션 만기일 더미변수는 음(-)의 값을 가지므로, 이 만기일의 수익률은 비만기일에서의 수익률 보다는 약간 낮은 것으로 추정되나 통계적으로 유의하지는 않았다. 그러므로 선물 만기일의 수익률만이 비만기일의 그것보다 유의하게 높은 것으로 판단된다.

<표 7> 수익률에 대한 만기일 효과 추정결과

괄호 안의 수치는 standard error 값이고, \*, \*\*은 각각 1%, 5% 유의수준에서 유의함을 의미한다. 또 E는 지수표기법을 의미함(즉 E-05는  $10^{-5}$ ).

	AR(2)
$\theta_0$	0.000534 (0.000248)*
$\theta_1$	0.024763 (0.016963)
$\theta_2$	-0.007958 (0.015701)
$\phi_1$	-7.95E-05 (0.001223)
$\phi_2$	0.004847 (0.00649)**

한편 만기일 혹은 비만기일 여부가 기초자산 수익률의 조건부 변동성에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보자. 수익률의 오차항에 ARCH 효과가 있으므로, KOSPI 200 수익률의 변동성의 만기효과 분석에도 EGARCH(1, 1) 모형을 사용하였다. 또한 분산방정식에  $d_o$ (옵션 만기일),  $d_f$ (선물 만기일) 더미변수를 추가하여 만기일에 변동성이 증가하는지 여부를 파악하였다. <표 8>에서 옵션, 선물 만기일 더미변수가 공히 양(+)의 값을 갖으므로, 선물, 옵션 만기일에 조건부 변동성은 증가하는 것으로 보인다. 또한 EGARCH 모형의  $\omega$ 의 값이 유의함으로 “레버리지효과”(leverage effect)가 있음을 알 수 있다.<sup>5)</sup>

<표 8> 수익률의 조건부 변동성에 대한 만기일 효과 추정결과(만기일만)

괄호 안의 수치는 standard error 값이며, \*, \*\*\*은 각각 1%, 10% 유의수준에서 유의함을 의미.

	EGARCH
$\alpha$	-0.211804 (0.021471)*
$\beta$	0.990369 (0.001962)*
$\gamma$	0.154841 (0.012377)*
$\omega$	-0.046107 (0.005610)*
$\kappa_1$	0.376850 (0.065739)*
$\kappa_2$	0.155995 (0.077904)***

이제 만기일을 포함한 일정 기간의 조건부 변동성의 유의성을 파악해 보자. <표 9>는 만기일 4일 전부터 만기일까지, 만기일 3일 전부터 만기일까지, 만기일 2일 전부터 만기일까지, 만기일 1일 전부터 만기일까지를 EGARCH(1, 1) 모형에 옵션, 선물 더미변수를 추가하여 나온 결과값이다. 옵션, 선물 만기일 더미변수가 모두 양(+)의 값을 가지므로 옵션 및 선물 만기일 전부터 조건부 변동성이 증가하는 것으로 보인다.

한편 <표 10>은 기간을 1일 연장하여, 만기일 4일 전부터 만기일 익일(다음거래일)까지, 만기일 3일 전부터 만기일 익일까지, 만기일 2일 전부터 만기일 익일까지, 만기일 1일 전부터 만기일 익일까지를 EGARCH(1, 1) 모형에 옵션·선물 더미변수를 추가하여 나온 결과이다. 옵션, 선물 만기일 더미변수가 모두 양(+)의 값을 가지므로, 수익률의 조건부 변동성이

5) 시장이 참가자들의 기대 밖으로 하락세에 있을 때(음의 충격의 경우) 같은 크기의 양의 충격에 비하여 변동성에 훨씬 더 큰 영향을 미치는 비대칭적 정보효과를 보통 레버리지효과라고 한다.

선물, 옵션 만기일 다음 거래일까지의 기간에서도 이를 제외한 기간보다 유의하게 큰 것으로 보인다.

<표 9> 수익률의 조건부 변동성에 대한 만기 효과 추정결과(최장 만기일 4일 전부터)

괄호 안의 수치는 standard error 값이고, \*은 각각 1% 유의수준에서 유의함을 의미.

	-4~0	-3~0	-2~0	-1~0
$\alpha$	-0.216886 (0.020864)*	-0.216679 (0.020969)*	-0.213867 (0.020971)*	-0.215263 (0.020952)*
$\beta$	0.990366 (0.001933)*	0.990256 (0.001938)*	0.990285 (0.001940)*	0.990288 (0.001930)*
$\gamma$	0.154672 (0.012161)*	0.154619 (0.012163)*	0.154491 (0.012170)*	0.154314 (0.012191)*
$\omega$	-0.045127 (0.005920)*	-0.045275 (0.005863)*	-0.045839 (0.005811)*	-0.045862 (0.005801)*
$\kappa_1$	0.087279 (0.018048)*	0.105748 (0.021502)*	0.127128 (0.085329)*	0.207731 (0.038091)*
$\kappa_2$	0.073483 (0.017371)*	0.082211 (0.021429)*	0.085329 (0.027150)*	0.143392 (0.042925)*

<표 10> 수익률의 조건부 변동성에 대한 만기일 효과 추정결과

(최장 만기일 4일 전부터 만기일 익일까지)

괄호 안의 수치는 standard error 값이고, \*, \*\*은 각각 1%, 5% 유의수준에서 유의함을 의미.

	-4~+1	-3~+1	-2~+1	-1~+1
$\alpha$	-0.218867 (0.021045)*	-0.217785 (0.021193)*	-0.214144 (0.021259)*	-0.214654 (0.021304)*
$\beta$	0.990189 (0.001940)*	0.990101 (0.001946)*	0.990108 (0.001949)*	0.990078 (0.001942)*
$\gamma$	0.155103 (0.012148)*	0.155042 (0.012173)*	0.154422 (0.012192)*	0.154678 (0.012232)*
$\omega$	-0.045582 (0.005853)*	-0.045624 (0.005776)*	-0.045794 (0.005691)*	-0.045776 (0.005662)*
$\kappa_1$	0.074744 (0.016104)*	0.083908 (0.018397)*	0.091239 (0.021504)*	0.123085 (0.027076)*
$\kappa_2$	0.059778 (0.017371)*	0.061418 (0.019607)*	0.055883 (0.023642)**	0.072536 (0.032202)**

한편 Stoll and Whaley(1987)는 기초자산 시장의 수익률에 대한 파생상품의 만기일 효과를 입증하기 위해, 만약 만기일의 가격변화가 비정상적인 것이라면 가격은 만기일 다음날에

다시 균형수준으로 돌아올 것이라는 “가격역전(price reversals)”의 개념을 소개하고, 이를 사용하여 만기일에 발생하는 가격효과를 분석하였다. 이는 만기일이 지났는데도 시장가격이 회복되지 않으면 만기일의 가격변화는 새로운 정보 유입 때문이며, 다음날 가격이 역전된다면, 즉 가격이 회복된다면, 만기일에 정보와 관계없는 비정상적 움직임이 존재하였던 것으로 추정할 수 있다는 것이다. 여기서 가격역전(price reversals)  $REV_t$ 는 다음과 같이 산출한다.

$$REV_t = R_{t+1} \quad \text{if } R_t < 0 \tag{3}$$

$$-R_{t+1} \quad \text{if } R_t \geq 0$$

$$R_t = \frac{P_{close,t} - P_{open,t}}{P_{open,t}}$$

$$R_{t+1} = \frac{P_{close,t+1} - P_{open,t+1}}{P_{open,t+1}}$$

단  $R_t$  = 만기일 수익률,  $R_{t+1}$  = 만기일 익일 수익률

이러한 설정은 가격역전 존재 여부를  $REV_t$ 의 부호를 체크함으로써 쉽게 판정하려는 것이다. 즉 위와 같이  $REV_t$ 를 설정하면  $R_{t+1} > 0$ 이면 가격역전의 존재가 입증된다. 이를 보다 자세히 파악해 보자. 예로서  $R_t < 0$ 인 경우  $R_{t+1} > 0$ 이면 가격역전이 존재한다고 할 수 있다. 이때 식 (3)과 같이 설정된  $REV_t$ 의 부호는  $REV_t = R_{t+1} > 0$ 이 된다. 또  $R_t \geq 0$ 인 경우  $R_{t+1} < 0$ 이면 가격역전이 존재한다고 할 수 있는데, 이때  $REV_t$ 의 부호는  $REV_t = -R_{t+1} > 0$ 이 된다. 결론적으로,  $REV_t$ 이 양(+)의 값을 가지면 수익률 역전현상이 있고 음(-)의 값을 가지면 수익률 역전현상이 없음을 의미한다. <표 11>은 옵션과 선물의 만기일인 목요일과 비만기일인 목요일에 대해 각각의 수익률 역전현상을 살펴본 것이다. 가격역전 검정 결과, 옵션과 선물 만기일의 Reversal 값이 공히 양(+)의 값을 나타내고 또한 이를 제외한 다른 목요일의 Reversal 값과 비교했을 때 통계적으로 유의하였다. 따라서 만기일과 만기일 다음 날간에 가격역전현상이 발생하였다고 추정할 수 있다.

<표 11> 만기일의 가격역전 검정

Reversal 값은 평균값이며, t-ratio는 만기인 목요일의 역전현상의 평균과 비만기일인 목요일의 역전현상의 평균이 같다는 귀무가설을 검정했을 때 산출한 값임.

	옵션 만기일	선물 만기일	비만기일
Reversal	0.3091411	0.222437	-0.53753
t-ratio	1.713117	1.816995	
(p-value)	(0.087)***	(0.070)***	

## IV. 결 론

파생상품은 “hedgers”에게는 효율적 위험관리 수단을, “speculators”에게는 자신의 정보 및 전망에 의거한 투자 기회를 제공하고, 전체적으로 기초자산 시장의 유동성을 증대시키는 효과도 가지고 있지만, 그 반면 파생상품 시장의 움직임이 기초자산 시장의 가격과 변동성 등을 교란하기도 한다. 특히 (주가지수)선물과 옵션의 만기일에 파생상품 가격이나 기초자산 가격에 비정상적인 변화가 발생하는 “만기일 효과”는 학계와 실무분야에서 관심의 대상이 되어 왔다. 본 논문에서는 선물과 옵션의 만기가 그 기초자산 수익률에 미치는 영향을 살펴보기 위해 1997년 12월 27일부터 2012년 8월 31일까지 KOSPI 200의 일별 수익률을 사용하여 KOSPI 200의 수익률과 수익률의 변동성에 미치는 영향력을 F-test 및 EGARCH 모형을 통하여 실증분석해 보았으며 그 결과는 다음과 같다.

첫째, 수익률에 대한 만기일 효과는 선물 만기일인 경우 유의하게 수익률이 상승하였고, 옵션 만기일인 경우에는 하락하였지만 유의한 수준은 아니었다. 둘째, F-test 결과 선물 만기일까지 포함된 1주, 그리고 선물 만기일의 익일까지 포함된 1주의 변동성이 이를 제외한 기간의 변동성보다 유의하게 큼을 알 수 있었다. 옵션 만기일의 경우는 완전히 일치하지는 않는 결과가 도출되었다. 먼저 선물 만기일과 겹치는 3, 6, 9, 12월을 포함하는 경우에는 5% 유의수준에서도 옵션 만기일의 변동성이 크게 나타났다. 반면 선물 만기일과 겹치는 옵션 만기일을 제외하고 옵션만의 만기일의 경우 10% 유의수준에서도 변동성이 더 크다는 가설을 기각할 수 있었다. 셋째, 수익률의 조건부 변동성에 대한 만기일 효과는 선물, 옵션 만기일 모두 발견할 수 있었고, 가장 길게는 만기일 이전 4일부터 변동성이 증가함을 알 수 있었다. 또한 만기일 익일을 포함하는 경우에도 변동성이 유의하게 증대됨을 발견하였다. 넷째, 만기일 다음 날의 가격역전 현상을 살펴본 결과, 선물, 옵션 만기일 모두 비만기일 목요일과 비교했을 때 유의한 가격역전 현상이 있었다.

본 연구의 특징은 먼저 1997년 12월 27일부터 2012년 8월 31일까지의 14년 8월간의 장기간 및 최신 자료를 활용하여 실증분석함으로써 검증의 신뢰성을 높였다는 점을 들 수 있다. 또한 옵션 만기일과 선물 만기일이 겹치는 3, 6, 9, 12월의 만기일에 대해서는 별도로 취급하여 옵션 만기일 효과를 정확히 파악하려 시도한 점을 들 수 있다. 두 번째 특징으로, 옵션이나 선물의 만기일에만 국한하지 않고 최장 만기일 4일 전부터 만기일 익일까지의 6거래일 기간의 변동성의 유의성을 실증분석함으로써 보다 입체적으로 만기 효과를 고찰했다는 점을 들 수 있다. 두 번째 특징과 관련하여 만기일 4일 이전까지만 분석한 것은 만기 효과가 대략 1주일 전부터 시작될 수 있을 것이라는 경험적 추정에 근거한 것이다. 또한 만기일

다음 거래일까지만으로 확대한 것도, 시장이 효율적이라면 만기로 인한 가격 교란은 만기가 지나면 즉각적으로 해소될 것이라는 논리에 근거한 것이다. 하지만 이러한 경험적, 논리적 근거와 실제 시장의 움직임이 정확히 일치하지 않는 경우에는 본 연구에서보다 더 확대된 기간으로 “만기 효과”를 검증할 필요가 있다. 이에 대해서는 향후의 연구를 기대한다. 한편 본 논문의 한계로는 만기일이 포함된 1주의 자료를 분석하기 위하여 일별 자료를 사용하였고 고빈도 자료를 사용하지는 못하였다는 점이다. 1주일을 대상으로 하더라도 매 거래일의 고빈도 자료를 사용한다면 본 연구의 일별 자료에서 찾아내기 어려운 사실을 찾아낼 개연성이 있는데 이에 대해서도 향후의 연구를 기대하는 바이다.

## 참 고 문 헌

- 남길남, 이효섭, “주가지수 파생상품의 만기일 효과에 관한 연구”, 자본시장연구원, 연구 보고서, 2012.
- 박창균, 임경목, “한국주식시장에서의 만기일효과: Wag the Dog?”, 한국개발연구, 제25권 제2호, 2003, 137-170.
- 최종범, 류혁선, “KOSPI 200 선물 및 옵션의 만기일 효과”, 한국증권학회지, 제35권 제1호, 2006, 69-101.
- 최 혁, 엄윤성, “주가지수 선물과 옵션의 만기일이 주식시장에 미치는 영향: 개별종목 분석을 중심으로”, 재무관리연구, 제24권 제2호, 2007, 41-79.
- 하준영, “주가지수 선물과 옵션의 만기일이 주식시장에 미치는 영향 분석”, 한국과학기술원 석사학위논문, 2003.
- Chen, K. C. and L. Wu, “Introduction and Expiration Effects of Derivative Equity Warrants in Hong Kong,” *International Review of Financial Analysis*, 10, (2001), 37-52.
- Camberlain, T. W., C. S. Cheung, and C. C. Kwan, “Expiration-day effects of index futures and options: Some Canadian evidence,” *Financial Analyst Journal*, 45, (1989), 67-71.
- Chen, K. C. and L. Wu, “Introduction and Expiration Effects of Derivative Equity Warrants in Hong Kong,” *International Review of Financial Analysis*, 10, (2001), 37-52.
- Chow, Y., H. M. Yung, and H. Zang, “Expiration day effects: The case of Hong Kong,” *Journal of Futures Markets*, 23, (2003), 67-86.
- Chung, H. and M. Hseu, “Expiration day effects of Taiwan index futures: The case of the Singapore and Taiwan Futures Exchanges,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18, (2008), 107-120.
- Corredor, P., P. Lechon, and R. Santamaria, “Option-Expiration Effects in Small Markets: The Spanish Stock Exchange,” *Journal of Futures Markets*, 21, (2001), 905-928.
- Hsieh, W. L., “Expiration-day effects on individual stocks and the overall market: Evidence from Taiwan,” *The Journal of Futures Markets*, 29, (2009), 920-945.
- Hsieh, S. F. and T. Ma, “Expiration-day effects: Does settlement price matter?,”

- International Review of Economics and Finance*, 18, (2009), 290-300.
- Karolyi, G. A., "Stock Market Volatility around Expiration Days in Japan," *Journal of Derivatives*, 4, (1996), 23-43.
- Lee, S. B. and K. Y. Ohk, "Stock Index Futures Listing and Structural Change in Time-Varying Volatility," *Journal of Futures Markets*, 12, (1992), 493-509.
- Nelson, D. B., "Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach," *Econometrica*, 59, (1991), 347-370.
- Schlag, C., "Expiration day effects of stock index derivatives in Germany," *European Financial Management*, 2, (1996), 69-95.
- Stoll, H. and R. Whaley, "Program Trading and Expiration Day Effects," *Financial Analyst Journal*, 43, (1987), 16-28.
- Stoll, H. and R. Whaley, "Program Trading and Individual Stock Returns: Ingredients of the Triple Witching Brew," *Journal of Business*, 63(1), (1990), S165-S192.
- Stoll, H. and R. Whaley, "Expiration Day Effects: What Has Changed?," *Financial Analyst Journal*, 47, (1991), 58-71.
- Vipul, "Futures and options expiration-day effects: The Indian evidence," *Journal of Futures Markets*, 25, (2005), 1045-1065.
- Yoo, J., "Arithmetic Average Futures Contracts as a Hedge against Expiration Day Effects," *The 10th Conference of Asia-Pacific Association of Derivatives*, 2014.

# Studies on the Effects of KOSPI 200 Derivatives' Expiry on the Volatilities of their Underlying Asset Prices

Jin Yoo\* · Sungwon Chung\*\* · Soonchae Kwon\*\*\*

## 〈Abstract〉

We examine whether the volatilities of the KOSPI 200 during a few subsets of days in the expiry week differ from those of their complementary sets, using both F-tests and EGARCH model. Our findings from the F-tests are as follows. First, the volatility of the index from Monday to Thursday, the expiration day, of the KOSPI 200 futures' and options' expiration week was higher than that on other days in the 1% and 5% significance level, respectively. Second, the volatility of the index from Monday to Friday, the next trading day of the expiration day, of the KOSPI 200 futures' expiration week was higher than that on other trading days in the 1% significance level. Meanwhile, our findings from the EGARCH (1, 1) model is that the volatilities of the index during the consecutive two, three, four, five, and six days in the expiration week and the previous week were higher than those of other trading days in the 5% significance level. Also, the price reversal around expiration days was verified in the 10% significance level when the methodology from Stoll and Whaley (1987) was used. This implies that research on expiration day effects needs to be extended to a period such as one week containing an expiration day since traders can move before the expiration day is reached.

Keywords : Index Derivatives, Expiration Day Effect, Expiration Week Effect, Volatility, Price Reversals

\* Hanyang University, College of Economics and Finance, E-mail: jyoo@hanyang.ac.kr

\*\* Hanyang University, Graduate School, E-mail: fectkai@naver.com

\*\*\* Hanyang University, Graduate School, E-mail: foodstar1@naver.com