

## 지수옵션의 변동성 스프레드가 갖는 정보효과\*

김 솔\*\*  
이 글\*\*\*

### < 초 록 >

본 연구에서는 동일 행사가격, 동일 만기를 갖는 KOSPI200 등가격(at-the-money) 콜옵션과 풋옵션 사이의 내재변동성 스프레드가 기초자산인 KOSPI200 지수수익률에 대한 정보효과를 가짐을 밝힌다. KOSPI200 지수 및 지수옵션의 2007년 1월부터 2009년 9월까지의 1분 간격 가격자료를 이용하여 VAR 모형을 추정한 결과, 전체 표본에 대해서 변동성 스프레드가 KOSPI200 지수수익률을 약 30분 가량 선도하는 것으로 나타났다. 다음으로는 Corrado and Su(1996) 모형의 내재위험중립분포 왜도모수  $\mu_3$ 를 고려대상에 포함하여 VAR 모형을 추정하였으며, 그 결과 변동성 스프레드가 왜도의 정보효과와 구별되는 별도의 정보효과를 가질 뿐만 아니라 왜도모수에 비해 지수를 더욱 앞서 선도하는 것으로 나타났다. 또한 VAR 모형을 통한 충격반응분석과 분산분해분석을 통해서도 변동성 스프레드가 다른 변수들에 비해 보다 더 큰 영향력 및 설명력을 갖는다는 것을 확인할 수 있었다. 다음으로는 금융위기 전후 구간을 비교하여 금융위기가 정보효과에 미치는 영향을 분석하였으며, 분석 결과 금융위기 이후 변동성 스프레드의 정보효과가 감소하는 것으로 나타났다. 마지막으로는 특이한 장세에서 정보효과가 다른 양상으로 나타나는가를 알아보기 위해 KOSPI200 시간별 수익률을 이용해 강세장과 약세장을 정의한 후 더미변수가 추가된 VAR 모형을 추정하였으며, 그 결과 강세장이나 약세장에서는 정보효과가 감소하는 것으로 나타났다.

**주제어** : 변동성 스프레드, 풋-콜 패리티, KOSPI 200, KOSPI 200 옵션

논문접수일 : 2011년 01월 11일, 수정일 : 2011년 02월 06일, 게재확정일 : 2011년 02월 08일

\* 2010년도 한국과생상품학회 추계학술대회에서 본 논문에 대한 유익한 논평을 해 주신 송수영 교수님과 세심한 심사평으로 논문의 질을 크게 향상시켜주신 두 분 익명의 심사자 분들께 깊이 감사를 드리며, 본 논문에 남아있는 오류는 오직 저자들의 책임임을 밝힙니다. 이 연구는 2010년도 한국외국어대학교 교내학술연구비의 지원에 의하여 이루어진 것입니다.

\*\* 한국외국어대학교 글로벌경영대학 부교수, solkim@hufs.ac.kr.

\*\*\* **교신저자**: 주소 : 130-791 서울시 동대문구 이문동 270 한국외국어대학교, E-mail : glee@hufs.ac.k, 전화 : 02-847-3397.

## I. 서 론

자산의 변동성을 측정하는 기준에는 여러 가지가 있으며, 일반적으로 시장에서는 여러 가지 이유로 인해 각각의 측정 기준이 나타내는 변동성의 크기 사이에 괴리가 발생하게 된다. Bakshi and Madan(2006), Bali and Hovakimian(2009), Cremers and Weinbaum(2010) 등은 이러한 측정 기준간에 나타나는 변동성 크기의 괴리를 변동성 스프레드(volatility spread)라고 정의하였으나, 각 논문이 구체적으로 제시한 변동성 스프레드의 개념에는 다소 차이가 있다. Bakshi and Madan(2006)은 기초자산의 실현변동성과 옵션의 내재변동성 사이의 괴리를 변동성 스프레드라고 정의한 반면, Cremers and Weinbaum(2010)은 동일 자산, 동일 만기, 동일 행사가격을 갖는 풋옵션과 콜옵션의 내재변동성 사이의 괴리를 변동성 스프레드라고 정의하였다. 한편 Bali and Hovakimian(2009)은 변동성 스프레드를 조금 더 넓은 범주로 인식하고, 두 가지 형태의 변동성 괴리가 모두 변동성 스프레드에 포함되는 것으로 보았다. 이렇게 같은 용어를 정의하는 방식에 있어서 차이가 나는 이유는, 그만큼 변동성을 측정하는 기준이 다양하여 여러 가지 측면에서 괴리가 발생하기 때문이라고 볼 수 있다.

본 연구에서는 이러한 변동성 스프레드 중에서 동일만기, 동일자산, 동일 행사가격을 갖는 콜옵션과 풋옵션 사이의 내재변동성 스프레드, 즉 풋-콜 패리티로부터의 괴리가 갖는 정보효과에 대해 분석한다. 다양한 형태의 변동성 스프레드 중에서 풋-콜 내재변동성 스프레드를 연구대상으로 정한 이유는, 풋-콜 내재변동성 스프레드가 점프 위험(jump risk)의 대용치(proxy) 역할을 수행할 수 있을 뿐만 아니라 기초자산 수익률에 대한 정보효과 역시 뛰어난 것으로 보고되고 있기 때문이다. Pan(2002)은 Bates(2000)의 점프를 고려한 추계적 변동성(stochastic volatility-jump-diffusion) 모형을 사용하여 시장에 매우 유의한 크기의 점프 위험 프리미엄(jump risk premium)이 존재한다는 사실을 밝혀냈으며, Yan(2011)은 변동성 스마일을 사용하여 미국 개별주식옵션시장에서 나타나는 점프 위험 프리미엄(jump risk premium)이 미래 추가수익률에 대해 우수한 예측력을 가진다는 사실을 보였다. 또한 Bali and Hovakimian(2009)은 점프 위험(jump risk)에 대한 대용치(proxy)로서 미국 개별주식옵션을 이용하여 실제로 본 연구에서 사용한 것과 거의 동일한 형태의 풋-콜 내재변동성 스프레드를 기준으로 하는 포트폴리오를 구성하는 투자전략을 실시하였으며, 그 결과 실현변동성-내재변동성 스프레드를 기준으로 한 포트폴리오의 월간수익률은 0.60~0.73%인 반면 풋-콜 내재변동성 스프레드를 기준으로 한 포트폴리오의 월간수익률은 1.05~1.49%인 것으

로 나타났다.

변동성 스프레드<sup>1)</sup>가 발생하는 원인에 대해서는 다양한 가설이 제시되었다. Ofek and Richardson(2003), Ofek et al.(2004) 등은 공매도가 제한될 때 변동성 스프레드가 발생한다고 보았다. 만약 풋옵션의 가격이 기초자산 가격 또는 콜옵션 가격에 비해 상대적으로 높다면 기초자산 공매도를 통해 차익거래를 실현할 수 있기 때문이다. 만약 풋옵션의 내재변동성이 콜옵션의 내재변동성보다 지속적으로 높게 나타나는 경향이 있다면, 공매도 제한을 변동성 스프레드의 발생원인으로 보는 의견이 더욱 설득력을 가질 수 있을 것이다. 또한 Bali and Hovakimian(2009), Cremers and Weinbaum(2010), Doran and Krieger(2010)는 기초자산에 대한 미공개 정보를 가진 투자자들이 레버리지 활용 등을 위해 옵션시장에 먼저 참여할 경우에도 풋-콜 패리티가 위반될 수 있다고 보았다. 이는 곧 옵션시장이 기초자산시장에 비해 더 높은 효율성을 갖는다고 가정하는 것이기 때문에, 실제로 변동성 스프레드가 기초자산시장에 대한 정보효과를 가지는 것으로 나타난다면 이러한 주장이 더욱 설득력을 가질 수 있을 것이다. 한편 Ofek et al.(2004), Cremers and Weinbaum(2010) 등은 풋-콜 패리티로부터의 괴리가 단순히 비이성적 투자자들로 인해 발생하는 노이즈일 가능성도 배제하지 않았다. 만약 변동성 스프레드가 아무런 정보효과도 갖고 있지 않다면 변동성 스프레드를 단순 노이즈로 보는 의견이 더욱 설득력을 가질 수 있을 것이다.

국내의 경우 윤창현 외, 2인(2004)이 KOSPI200 지수 및 지수옵션의 10분 간격 자료를 대상으로 GARCH(1, 1) 모형을 이용한 분석을 실시하였으며, 이를 통해 현물, 선물, 콜옵션, 풋옵션 가격 및 가격변화량이 변동성 스프레드와 어떤 관계를 가지고 있는지에 대해 알아보았다. 연구 결과 변동성 스프레드가 균형상태로 회귀하려는 성향을 가지며 현물시장의 향후 가격변동에 60분 가량 영향을 미치나 선물시장에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 본 연구는 이를 기반으로 하여 KOSPI200 지수 및 지수옵션을 대상으로 하여 변동성 스프레드의 발생 양상을 분석하고, 변동성 스프레드가 지수수익률 및 기타 시장정보에 대한 예측력을 가지며 이러한 예측력이 내재위험중립분포의 왜도와 같은 다른 요소들이 가진 예측력으로 설명할수 없는 독자적인 요소인지에 대해 알아보으로써 변동성 스프레드의 발생 원인 및 그 의미를 파악하는 데 기여하고자 한다. 변동성 스프레드를 계산하기 위해서는 KOSPI200 지수옵션 중 유동성이 가장 풍부하고 상대적으로 변동성 미소의 영향을 적게 받는 등가격(이하 ATM) 옵션의 1분 단위 가격자료를 사용하였으며, 변동성 스프레드와 KOSPI200 지수

1) 이하에서 변동성 스프레드는 풋-콜 내재변동성 스프레드를 의미한다.

수익률을 변수로 고려하여 VAR 모형을 추정함으로써 변동성 스프레드가 지수수익률에 대한 정보효과를 갖는지에 대해 알아보았다. 또한 지수수익률에 대한 정보효과를 가진 것으로 알려진 내재위험중립분포의 왜도를 고려대상에 포함하여 변동성 스프레드가 갖는 정보효과와 독립성에 대한 분석을 실시하였으며, 금융위기 전후 구간이나 상승장 또는 하락장 구간에서 정보효과와 유의성이 변화하는지에 대해서도 살펴보았다. 내재위험중립분포의 왜도를 고려하기 위해서는 Corrado and Su(1996) 모형의 왜도모수인  $\mu_3$ 를 사용하였다.

이러한 분석을 실시함으로써, 본 연구는 변동성 스프레드를 분석한 기존 연구와 비교했을 때 다음과 같은 차별성을 갖는다. 첫째, Bali and Hovakimian(2009), Cremers and Weinbaum(2010), Doran and Krieger(2010) 등이 모두 개별주식과 이를 기초자산으로 하는 옵션을 분석대상으로 삼은 반면, 본 연구는 종합주가지수인 KOSPI200과 이를 기초자산으로 하는 지수옵션을 분석대상으로 하였다. 기존 연구들이 미공개 정보를 가진 투자자들이 상대적으로 큰 영향을 미칠 수 있는 개별주식 및 개별주식옵션시장에서 변동성 스프레드가 큰 정보효과를 가진다는 결과를 보였다고 하더라도, 개별 투자자들이 미치는 영향력이 상대적으로 작은 종합지수를 기초자산으로 하는 지수옵션시장에서는 그 정보효과가 상대적으로 덜하거나 존재하지 않을 수도 있다. 따라서 개별주식 및 개별주식옵션 시장과는 별도로 지수옵션시장에서 나타나는 정보효과를 분석해야 할 필요성이 존재한다. 둘째, Finucane(1991) 역시 OEX 지수옵션 시장을 대상으로 분석을 실시하였으나, 본 연구는 Finucane(1991)이 사용한 표본기간으로부터 20년 이상이 지난 기간을 대상으로 한 최신자료를 사용하였기 때문에 분석대상으로 삼은 시장의 효율성 및 시장간 연결성 측면에서 큰 차이를 갖는다. 윤창현 외, 2인(2004)은 시간이 지날수록 변동성 스프레드가 시장가격에 미치는 영향력이 점점 줄어들어온다는 사실을 지적하였으며, 그렇기 때문에 최신자료를 이용하여 분석할 경우 기존 연구와 다른 결과가 나타날 가능성이 있다. 셋째, Bali and Hovakimian(2009), Cremers and Weinbaum(2010)가 일별자료, Doran and Krieger(2010)가 월별자료를 사용한 반면 본 연구는 1분 단위 일중자료를 사용하여 결과의 정확성을 높이고자 하였다. 투자수단이 현대화되고 시장간의 긴밀성이 강화되면서 전체적인 시장의 효율성이 갈수록 높아지고 있기 때문에 정보효과가 발생하더라도 매우 짧은 시간 내에 소멸하는 경우가 많으며, 따라서 일중자료를 사용함으로써 변동성 스프레드가 갖는 정보효과를 더욱 자세하게 살펴볼 수 있다. 넷째, 윤창현 외, 2인(2004)이 변동성 스프레드만 살펴본 반면 본 연구는 이와 함께 내재위험중립분포의 왜도를 함께 살펴봄으로써 현물시장에 대해 옵션시장이 갖는 정보효과를 보다 총체적으로 파악하고자 하

였다. Cremers and Weinbaum(2010)은 변동성 스프레드가 옵션 내재위험중립분포의 특성, 특히 왜도와 체계적으로 연결되어 있을 수 있다는 가능성을 제시하였으며, 따라서 본 연구에서는 Corrado and Su(1996) 모형의 모수 중 내재위험중립분포의 왜도를 나타내는 모수인  $\mu_3$ 를 이용하여 변동성 스프레드와 왜도모수가 갖는 정보효과가 개별적인지에 대해 알아보았다. 다섯째, 본 연구는 금융위기 전후 및 강세장과 약세장 구간을 설정하여 각 구간에 대한 개별적인 분석을 실시함으로써 특수한 시장상황이 변동성 스프레드가 가진 정보효과에 어떤 식으로 영향을 미치는지에 대해 알아보았다.

연구 결과, 전체 표본에 대해서 변동성 스프레드가 매우 유의한 정보효과를 가지며 KOSPI200 지수수익률을 약 28~29분 가량 선도하는 것으로 나타났다. 또한 Corrado and Su(1996) 모형의 모수 중 내재위험중립분포의 왜도를 나타내는 모수인  $\mu_3$ 를 고려대상에 포함하여 VAR 모형을 추정한 결과, 변동성 스프레드가 왜도의 정보효과와는 구별되는 별도의 정보효과를 가질 뿐만 아니라 KOSPI200 지수수익률을 약 8분 가량 선도하는 왜도모수에 비해 지수를 더욱 앞서 선도하는 것으로 나타났다. 단, 금융위기 이후 구간이나 강세장 및 약세장에서는 정보효과가 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 따라서, 비록 시장 효율성 개선으로 인해 윤창현 외, 2인(2004)의 연구 결과보다 선도시간이 30분 가량 감소하기는 하였으나 시장이 안정적인 경우 변동성 스프레드가 여전히 유의한 정보효과를 가지며 지수를 비교적 큰 시간차를 두고 선도한다는 결론을 내릴 수 있었다.

본 논문의 이후 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 풋-콜 패리티와 변동성 스프레드의 기본개념에 대해 설명한다. 제 III장에서는 본 연구에서 사용하는 표본자료에 대해 설명한다. 제 IV장에서는 KOSPI200 지수수익률과 지수옵션의 변동성 스프레드, 내재위험중립분포의 왜도 등을 고려한 VAR 모형 추정 결과를 살펴보고 그 의미를 분석한다. 마지막으로 제 V장에서는 본 연구의 결론을 제시하고 추후 연구 방향을 모색한다.

## II. 풋-콜 패리티와 변동성 스프레드

### 1. 정의

Stoll(1969)은 완전시장에서 배당을 지급하지 않는 주식을 기초자산으로 하는 유러피안 옵션에 대하여 다음과 같은 풋-콜 패리티 등식이 반드시 성립해야 함을 증명하였다.

$$C - P = S - PV(K) \tag{1}$$

$S$  : 주가,  $C$  : 콜옵션 가격,  $P$  : 풋옵션 가격,  $PV(K)$  : 행사가격  $K$ 의 현재가치

또한 Black and Scholes(1973)의 정리는 항상 식 (2)를 만족하며, 따라서 다음과 같은 식이 성립한다.

$$\forall \sigma, C_{BS}(\sigma) + PV(K) = P_{BS}(\sigma) + S \tag{2}$$

$C_{BS}$  : Black-Scholes 콜옵션 가격,  $P_{BS}$  : Black-Scholes 풋옵션 가격,  $\sigma$  : 변동성

한편, 콜옵션의 내재변동성  $IV^{call}$ 은 콜옵션에 대해 다음 식을 만족시키는 수치를 의미한다.

$$C_{BS}(IV^{call}) = C \tag{3}$$

그리고 여기에 식 (3)을 대입하면 다음과 같은 식 역시 성립한다.

$$P_{BS}(IV^{call}) = P \tag{4}$$

따라서, Black-Scholes 모형 하에서 풋-콜 패리티가 성립한다면 다음 식 역시 성립하여야 한다는 것을 알 수 있다.

$$IV^{call} = IV^{put} \tag{5}$$

즉, 유틸리티안 옵션의 경우 풋-콜 패리티의 성립은 결국 동일자산, 동일만기, 동일행사가격을 갖는 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성이 같아야 함을 의미한다.

콜옵션의 내재변동성이 풋옵션의 내재변동성에 비해 높다는 것은 콜옵션이 풋옵션보다 더 비싸게 거래되고 있다는 것을 의미하며, 반대의 경우는 풋옵션이 콜옵션보다 더 비싸게 거래되고 있다는 것을 의미한다. 따라서 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성 차이를 계산함으로써 상대적인 가격수준을 비교할 수 있으며, 본 연구에서는 이를 변동성 스프레드로 정의한다. 변동성 스프레드는 다음과 같은 식으로 나타낼

수 있다.

$$VS_{i,t} = IV_{i,t}^{call} - IV_{i,t}^{put} \quad (6)$$

$VS$  : 변동성 스프레드,  $i$  : 행사가격,  $t$  : 시점

변동성 스프레드가 정보효과를 가질 수 있는 근거 중의 하나는, 변동성 스프레드가 점프 위험(jump risk)의 대용치(proxy) 역할을 수행할 수 있다는 점이다. Yan(2011)은 미국 개별주식옵션시장에서 나타나는 점프 위험 프리미엄(jump risk premium)이 미래 추가수익률에 대해 우수한 예측력을 가진다는 사실을 보였으며, 점프 모수(jump parameter)를 이용하여 기초자산의 기대수익률과 j점프 위험(ump risk) 사이의 관계를 다음과 같이 정리하였다.

$$\mu_i - r_f = -\rho_i \sigma_M \sigma_i - \eta_i \sqrt{\lambda_M \lambda_i} [(1 + \mu_{J_M})(1 + \mu_{J_i}) e^{\psi_i \sigma_{J_M} \sigma_{J_i}} - \mu_{J_M} - \mu_{J_i} - 1] \quad (7)$$

$\mu_i$  : 기초자산  $i$ 의 기대수익률,  $r_f$  : 무위험수익률,  
 $\rho_i$  : Stochastic Discount Factor(SDF)  $M$ 과  $i$ 의 diffusion process 간의 상관계수,  
 $\sigma_M, \sigma_i$  :  $M$ 과  $i$ 의 변동성,  $\eta_i$  :  $M$ 과  $i$ 의 jump Poisson process 간의 상관계수,  
 $\lambda_M, \lambda_i$  :  $M$ 과  $i$ 의 jump Poisson process 강도,  $J_M, J_i$  :  $M$ 과  $i$ 의 점프(jump) 크기,  
 $\psi_i$  :  $\ln(1 + J_M)$ 과  $\ln(1 + J_i)$  간의 상관계수,  $\mu_{J_M}, \mu_{J_i}$  :  $M$ 과  $i$ 의 기대 점프(jump) 크기

국내에서는 윤창현 외, 2인(2004)이 변동성 스프레드가 정보변수로서의 역할을 수행할 수 있다는 것을 보였다. 즉, 변동성 스프레드에는 기초자산의 가격, 이자율, 콜옵션 프리미엄, 풋옵션 프리미엄 등의 상대적 크기가 반영될 뿐만 아니라 스프레드가 커질 경우 이를 이용한 차익거래 또는 스프레드 거래도 가능해지며, 따라서 변동성 스프레드가 시장에서 신호효과를 갖고 시장의 움직임을 유발할 수 있다는 것이다. 따라서 본 연구에서는 이를 근거로 하여 KOSPI200 지수옵션의 변동성 스프레드가 기초자산인 지수의 수익률에 대한 정보효과를 가지고 있다고 가정하고, VAR 모형을 추정해 변수들간의 선-후행관계를 분석하였다.

## 2. 변동성 스프레드와 내재위험중립분포의 왜도

Cremers and Weinbaum(2010)은 변동성 스프레드가 옵션 내재위험중립분포의 특

성, 특히 왜도와 체계적으로 연결되어 있을 수 있다는 가능성을 제시하였다. 즉, 콜옵션의 내재변동성이 풋옵션의 내재변동성에 비해 상대적으로 높을(낮을) 경우 내재위험중립분포가 양(음)의 방향으로 기울어진 것으로 추측할 수 있다는 것이다. 따라서 Cremers and Weinbaum(2010)은 Rubinstein(1998)의 방법을 이용하여 기초자산가격 확률분포의 왜도가 0이 아닌 경우의 아메리칸 옵션이 갖는 가격을 도출하였으며, 그 결과 왜도가 0이 아닐 경우 변동성 스프레드가 발생할 수 있다는 결과를 도출하였다. 하지만 옵션의 가격도 및 잔여만기에 따라 내재위험중립분포의 왜도가 각 옵션 시리즈에 서로 다른 방향으로 영향을 미칠 수 있으며, Cremers and Weinbaum(2010) 역시 왜도에 변화를 줬을 때 나타나는 변동성 스프레드의 움직임에서 일정한 패턴을 찾아볼 수 없었다는 결과를 제시하면서 이러한 점을 지적하였다.

또한 Kim and Lee(2010)는 KOSPI200 옵션시장의 OTM 옵션이 나타내는 변동성 스쿠와 현물수익률에 대해 Granger 인과관계검정을 실시하여 내재위험중립분포의 왜도가 현물시장에 대한 정보효과를 갖는다는 것을 보였으며, 따라서 만약 변동성 스프레드가 정보효과를 갖는다고 하더라도 이것이 내재위험중립분포의 왜도가 갖는 정보효과로부터 연유된 것이라면 변동성 스프레드의 정보효과를 별도로 고려할 필요가 없다. 그러므로 변동성 스프레드가 가진 정보효과를 보다 정확히 알아보기 위해서는 반드시 내재위험중립분포의 왜도를 고려대상에 포함시키고, 변동성 스프레드와 왜도가 각각 갖는 정보효과가 서로 별개의 것인지를 파악하여야 할 필요가 있다.

본 연구에서는 변동성 스프레드와는 별도로 내재위험중립분포의 왜도가 갖는 정보효과를 고려하기 위하여 Corrado and Su(1996) 모형의 왜도변수인  $\mu_3$ 를 사용하였다. Corrado and Su(1996) 모형은 Black-Scholes 옵션가격에 왜도와 첨도가 갖는 효과를 추가적으로 반영한 모형으로, 콜옵션 가격이 다음과 같이 결정된다고 가정한다.

$$C = C_{BS} + \mu_3 Q_3 + (\mu_4 - 3) Q_4 \tag{8}$$

$C_{BS}$  : Black-Scholes 콜옵션 가격

여기서,

$$Q_3 = \frac{1}{3!} S\sigma \sqrt{\tau} [(2\sigma \sqrt{\tau} - d)n(d) + \sigma^2 \tau N(d)],$$

$$Q_4 = \frac{1}{4!} S\sigma\sqrt{\tau}[(d^2 - 1 - 3\sigma\sqrt{\tau}(d - \sigma\sqrt{\tau}))n(d) + \sigma^3\tau^{3/2}N(d)],$$

$$d = \frac{\ln(S/K) + (r + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}}$$

이며, 위 콜옵션 가격 모형을 바탕으로 풋-콜 패리티를 이용해 풋옵션 가격을 도출한다. 본 모형에서  $Q_3$ 와  $Q_4$ 는 옵션가격에 내재위험중립분포의 왜도와 첨도가 미치는 영향을 측정하는 변수이며,  $\mu_3$ 와  $\mu_4$ 는 각각 왜도모수와 첨도모수이다. 따라서 변동성 스프레드와 함께 왜도모수  $\mu_3$ 를 고려함으로써 변동성 스프레드와 내재위험중립분포의 왜도가 갖는 정보효과를 동시에 살펴볼 수 있으며, 각각이 갖는 정보효과가 서로 개별적인지 아니면 동질적인지에 대해서도 알아볼 수 있을 것이다.<sup>2)</sup> 본 연구에서는 왜도모수  $\mu_3$ 와 첨도모수  $\mu_4$ 를 추정하기 위해 모형가격과 실제 시장옵션가격 차의 제곱을 최소화하는 값을 모수값으로 채택하는 방법을 사용하였으며, 다음과 같이 가격 비율오차의 제곱을 최소화하였다.

$$\min_{\phi_t} \sum_{i=1}^N \left[ \frac{O_i(t, \tau; K) - O_i^*(t, \tau; K)}{O_i(t, \tau; K)} \right]^2 \quad (t=1, \dots, T) \quad (9)$$

$\phi_t$  : 시점  $t$ 의 각 모형의 모수,  $N$  : 시점  $t$ 에 거래된 옵션의 수,  $O_i(t, \tau; K)$  : 시점  $t$ 의 옵션  $i$ 의 시장가격,  $O_i^*(t, \tau; K)$  : 시점  $t$ 의 옵션  $i$ 의 모형가격

### III. 자 료

본 연구는 2007년 1월 3일부터 2009년 9월 30일까지의 KOSPI200 지수 및 지수옵션가격 1분 간격 체결 자료를 분석하였다. KOSPI200 지수옵션시장은 1997년 개장 이후 짧은 역사에도 불구하고 빠르게 성장하여 단일 종목 거래량 기준으로 세계 1위를 점하고 있으며, 특히 최근의 경우 거래량이 지속적으로 풍부하게 유지되어 1분 간격 자료를 사용하더라도 비동시적 거래에 따른 문제가 발생할 확률이 낮다. 또한 전체 가격자료 중 기초 자산인 주식시장에서 동시호가 진행되는 오후 2시 50분 이

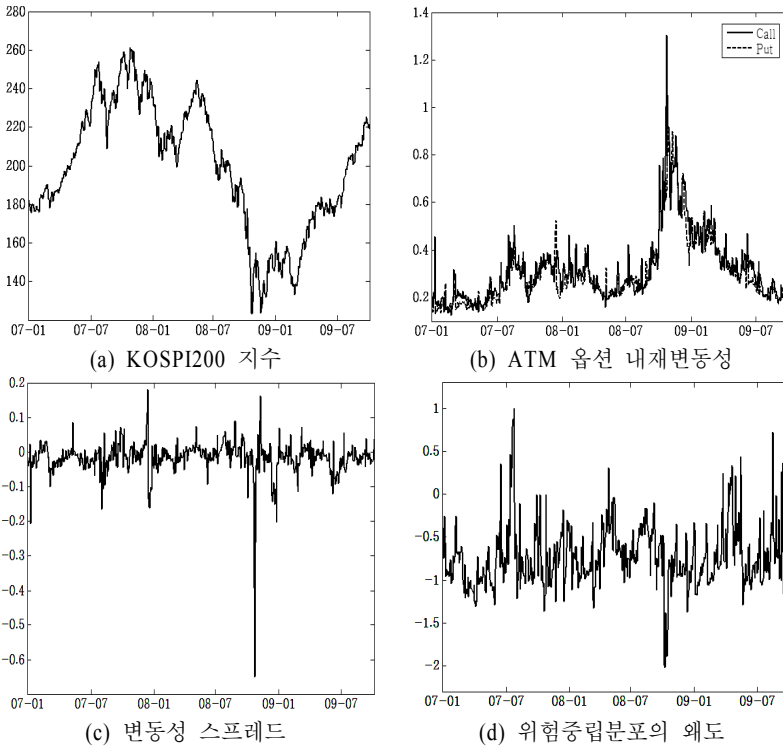
2) 김술(2006)은 내재위험중립분포의 왜도가 옵션가격오차에 대한 강한 설명력을 보이는 반면 첨도의 경우에는 그 설명력이 일관되지 않으며 유의성 역시 상대적으로 낮다는 것을 보였으며, 따라서 본 연구에서도 모수추정 단계에서는 왜도모수와 첨도모수를 모두 추정하였으나 실증분석 단계에서는 왜도모수  $\mu_3$ 만을 고려하였다.

전에 체결된 특정 만기와 행사 가격을 지닌 옵션만을 추출하여, 주식시장과 옵션시장의 장 종료 시간 차이로 인하여 발생할 수 있는 시장간 비동시적 거래 가능성 역시 사전에 제거하였다. 무위험이자율로는 단기 금리 지표로 흔히 사용되는 91일물 CD금리를 사용하였다.

변동성 스프레드 계산을 위해서는 시간대별로 기초자산인 KOSPI200 지수와 가장 가까운 행사가격을 지닌 최근월물 ATM 콜옵션 및 풋옵션만을 이용하였다.<sup>3)</sup> Finucane(1991)은 여러 옵션들 중에서도 잔여만기가 짧은 ATM 옵션이 가장 유동성이 뛰어나기 때문에 변동성 스프레드를 보다 정확하게 측정할 수 있는 기준이 된다고 보았다. 또한

<그림 1> 주요 변수의 표본구간 내 일별증가 추이

본 그래프는 2007년 1월부터 2009년 9월까지의 일별증가를 사용하여 주요 변수의 추이를 나타내었다. 그래프로 나타낸 변수는 KOSPI200 지수, KOSPI200 ATM 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성, 이 두 옵션의 내재변동성 차이를 나타내는 변동성 스프레드, 그리고 Corrado and Su(1996) 모형의 모수 중 위험중립분포의 왜도를 나타내는 모수인  $\mu_3$ 이다.



3) 단, 옵션만기일에는 차근월물로의 roll-over로 인한 유동성 저하 위험이 있으므로 옵션만기 당일에는 최근월물이 아닌 차근월물 자료를 사용하였다. 왜도모수 추정시에도 동일한 기준을 적용하였다.

Cremers and Weinbaum(2010)가 지적한 것처럼 내재위험중립분포의 왜도가 각 옵션 시리즈에 서로 다른 방향으로 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려했을 때, 상대적으로 변동성 미소의 영향을 많이 받는 외가격(이하 OTM) 옵션과 내가격(이하 ITM) 옵션을 변동성 스프레드 계산에 이용할 경우 결과가 왜곡될 가능성이 높다.<sup>4)</sup> 따라서 본 연구에서는 ATM 옵션만을 이용하여 변동성 스프레드를 계산하였다. ATM 옵션 자료로는 해당 시점에서 거래되고 있는 옵션들 중 행사가격이 기초자산인 KOSPI200 지수에 가장 가까운 옵션을 사용하였다.

왜도모수 추정을 위해서는 OTM 콜옵션 및 풋옵션을 이용하였다. 김술(2006; 2008)은 OTM 옵션에 거래량의 대부분이 집중되어 있으며 ITM 옵션과 OTM 옵션을 모두 표본에 넣고 모수를 추정할 경우 자료가 중복된다는 점을 지적하였다. 따라서 본 연구에서는 유동성이 풍부하면서 서로 중복되지 않는 OTM 콜옵션 및 풋옵션만을 이용하여 모수를 추정하였으며, 또한 이를 통해 콜옵션과 풋옵션에 포함된 정보를 모두 모수추정에 이용하고자 하였다.

<그림 1>은 분석기간인 2007년 1월부터 2009년 9월까지의 KOSPI200 지수, ATM 옵션 내재변동성, 변동성 스프레드, 왜도모수의 일별증가 추이를 나타내고 있다. <그림 1>에서 나타나는 가장 뚜렷한 특징은 2008년 금융위기 때의 큰 움직임이다. 금융위기가 발발하였던 2008년 하반기에 KOSPI200 지수는 큰 폭으로 하락한 반면, 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성은 모두 크게 증가하였다. 특히 <그림 1-(c)>에서 볼 수 있듯이 콜옵션에 비해 풋옵션 내재변동성이 순간적으로 크게 증가하는 순간이 존재하였으며, 이는 주가폭락으로 인해 시장에 형성된 추가하락에 대한 공포심을 반영한 현상이라고 볼 수 있다. <그림 1-(d)>에서도 비슷한 시점에 왜도가 보다 더 큰 음의 값을 갖는 것을 확인할 수 있는데, 변동성 스프레드의 변화에 비하면 상대적으로 그 크기가 덜하다. 따라서, 주가가 급격하게 변화하는 구간에서는 변동성 스프레드가 왜도에 비해 더욱 민감하게 반응하는 성향을 가지고 있다고 추측해 볼 수 있다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 기초통계량

분석을 실시하기에 앞서 우선 주요 변수들의 기초통계량을 분석하였으며, <표 1>

4) 또한 변동성 스프레드 자체에 내재위험중립분포의 왜도가 반영될 경우, 왜도모수인  $\mu_3$ 를 추가적으로 고려하였을 때 왜도요소가 중복 반영되는 문제 역시 고려하였다.

은 각 변수들의 기초통계량을 나타내고 있다. 표본구간 동안의 KOSPI200 지수 및 로그수익률, 변동성 스프레드, 위험중립분포 왜도모수가 나타내는 1분 단위 값 및 그 변화량에 대하여 각각의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 등을 표시하였으며, 또한 각 시계열 변수에 단위근이 존재하는지를 알아보기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근검정을 실시한 결과 역시 표시하였다. 표본구간 내에 금융위기가 포함되어 해당 시점에서 폭락이 있었으나, 이후 지속적인 주가회복이 이루어졌기 때문에 결과적으로 KOSPI200 지수수익률 평균은 0에 가깝다는 것을 알 수 있다. 하지만 KOSPI200 지수수익률의 왜도와 첨도를 보면 비교적 큰 음의 왜도를 가진 꼬리가 두터운 분포를 가지고 있으며, 변동성 스프레드와 왜도모수가 대부분의 구간에서 음의 값을 가지고 있는 것도 이러한 기초자산 확률분포의 모양을 반영한 것으로 보인다. 단위근 검정에서는 KOSPI200 지수를 제외한 모든 변수에 대한 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되었으며, 따라서 이들 변수를 이용한 시계열 분석 실시가 가능한 것으로 판명되었다.

<표 1> 각 변수별 기초통계량

본 표는 2007년 1월부터 2009년 9월까지의 1분 간격 자료를 표본으로 한 변수별 기초통계량을 나타내고 있다. 표에서  $KP200$ 은 KOSPI200 지수,  $R$ 은 KOSPI200 지수로그수익률,  $VS$ 는 변동성 스프레드,  $\mu_3$ 는 Corrado and Su(1996) 모형의 왜도모수이다. ADF 검정의 경우 MacKinnon(1996) 임계치를 이용하였다.

	$KP200$	$R$	$VS$	$\Delta VS$	$\mu_3$	$\Delta \mu_3$
평균	198.8051	0.0000	-0.0100	0.0000	-0.7154	0.0000
최대값	263.8600	0.0647	0.2599	0.2754	1.1329	1.1776
최소값	117.9800	-0.0675	-0.7654	-0.2982	-2.4183	-1.2939
표준편차	32.8812	0.0010	0.0393	0.0115	0.3526	0.0375
왜도	-0.2297	-2.2354	-1.5774	-0.1802	0.9576	-0.6313
첨도	2.2024	624.5498	18.2488	30.8478	6.0746	61.4335
표본수	221356	221356	221356	221356	221356	221356
ADF 검정						
t-통계량	-1.3985	-215.3512	-14.7161	-64.5456	-10.9672	-56.8025
p값	0.5848	0	0	0	0	0

## 2. 변동성 스프레드의 지수에 대한 정보효과

다음으로는 변동성 스프레드가 지수에 대한 정보효과를 갖는지에 대해 알아보기

<표 2> 변동성 스프레드의 지수에 대한 정보효과

본 표는 KOSPI200 ATM 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성 차이인 변동성 스프레드가 KOSPI200 지수에 대한 정보 효과를 갖는지 알아보기 위해 VAR 모형을 추정한 결과이다. 모형에서 독립변수는 BIC 값을 고려하여 지수수익률과 변동성 스프레드 변화량의 33차 시차, 즉 33분 전까지의 값을 사용하였으며, 종속변수는  $t$  시점의 지수수익률이다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^{33} \beta_i \cdot R_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_j \cdot \Delta VS_{t-j} + \epsilon_t$$

( $R_t$  :  $t$  시점의 KOSPI200 지수수익률,  $\Delta VS_t$  :  $t$  시점의 스프레드 변화량)

본 표는 위 모형의 추정결과 및 그 유의수준을 나타내는  $t$  통계량을 표시하고 있다.

변수명	계수	t	변수명	계수	t
$\alpha$	0.000	0.421			
$\beta(-1)$	0.148**	68.584	$\gamma(-1)$	0.016**	77.244
$\beta(-2)$	0.019**	8.537	$\gamma(-2)$	0.010**	46.343
$\beta(-3)$	-0.009**	-4.233	$\gamma(-3)$	0.008**	35.626
$\beta(-4)$	-0.012**	-5.332	$\gamma(-4)$	0.007**	31.020
$\beta(-5)$	-0.021**	-9.430	$\gamma(-5)$	0.006**	25.839
$\beta(-6)$	-0.004	-1.608	$\gamma(-6)$	0.005**	22.877
$\beta(-7)$	-0.004	-1.828	$\gamma(-7)$	0.005**	19.113
$\beta(-8)$	-0.009**	-4.277	$\gamma(-8)$	0.004**	16.238
$\beta(-9)$	-0.003	-1.399	$\gamma(-9)$	0.004**	15.741
$\beta(-10)$	-0.002	-0.971	$\gamma(-10)$	0.003**	13.527
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
$\beta(-24)$	-0.003	-1.454	$\gamma(-24)$	0.001**	4.495
$\beta(-25)$	-0.002	-0.939	$\gamma(-25)$	0.001**	4.174
$\beta(-26)$	0.003	1.491	$\gamma(-26)$	0.002**	7.998
$\beta(-27)$	-0.004*	-1.978	$\gamma(-27)$	0.001**	5.542
$\beta(-28)$	0.006**	2.778	$\gamma(-28)$	0.002**	8.535
$\beta(-29)$	0.003	1.147	$\gamma(-29)$	0.001**	3.101
$\beta(-30)$	0.008**	3.581	$\gamma(-30)$	0.000	0.991
$\beta(-31)$	-0.007**	-3.025	$\gamma(-31)$	0.000	1.366
$\beta(-32)$	-0.004	-1.793	$\gamma(-32)$	0.000	1.668
$\beta(-33)$	0.001	0.428	$\gamma(-33)$	0.000	1.225

주 : \*\*(\*)는 유의수준 1%(5%) 하에서 통계량이 유의함을 의미한다.

위해 VAR 모형을 추정하였다. 모형에 포함된 변수는 지수수익률과 변동성 스프레드 변화량이며, 33차 시차까지의 값을 고려하였다.5) 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

5) 김솔, 김동석(2000), Wahab and Lashgari(1993)는 시계열 변수의 1차 차분 대신 수익률을 사용하더라도 인과관계에 변화가 일어나지 않는다고 보았으며, 따라서 본 연구에서도 더 큰 시사점을 갖기 위해

<표 3> 지수의 변동성 스프레드에 대한 정보효과

본 표는 KOSPI200 지수가 KOSPI200 ATM 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성 차이인 변동성 스프레드에 대한 정보 효과를 갖는지 알아보기 위해 VAR 모형을 추정한 결과이다. 모형에서 독립변수는 BIC 값을 고려하여 지수수익률과 변동성 스프레드 변화량의 33차 시차, 즉 33분 전까지의 값을 사용하였으며, 종속변수는 현재의 변동성 스프레드 변화량이다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\Delta VS_t = \alpha + \sum_{i=1}^{33} \beta_i \cdot \Delta VS_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_j \cdot R_{t-j} + \epsilon_t$$

( $\Delta VS_t$  : t시점의 변동성 스프레드 변화량,  $R_t$  : t시점의 지수수익률)

본 표는 위 모형의 추정결과 및 그 유의수준을 나타내는 t통계량을 표시하고 있다.

변수명	계수	t	변수명	계수	t
$\alpha$	0.000	-0.311			
$\beta(-1)$	-0.390**	-179.914	$\gamma(-1)$	-0.641**	-28.250
$\beta(-2)$	-0.268**	-115.210	$\gamma(-2)$	-0.462**	-20.150
$\beta(-3)$	-0.213**	-88.712	$\gamma(-3)$	-0.046*	-1.985
$\beta(-4)$	-0.196**	-80.301	$\gamma(-4)$	0.018	0.804
$\beta(-5)$	-0.175**	-70.695	$\gamma(-5)$	0.075**	3.268
$\beta(-6)$	-0.154**	-61.598	$\gamma(-6)$	0.154**	6.711
$\beta(-7)$	-0.134**	-52.877	$\gamma(-7)$	0.132**	5.734
$\beta(-8)$	-0.114**	-44.820	$\gamma(-8)$	0.148**	6.441
$\beta(-9)$	-0.104**	-40.657	$\gamma(-9)$	0.113**	4.926
$\beta(-10)$	-0.090**	-35.083	$\gamma(-10)$	0.150**	6.516
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
$\beta(-24)$	-0.641**	-13.509	$\gamma(-24)$	0.020	0.881
$\beta(-25)$	-0.462**	-12.599	$\gamma(-25)$	0.055*	2.409
$\beta(-26)$	-0.046**	-12.388	$\gamma(-26)$	0.024	1.036
$\beta(-27)$	0.018**	-10.407	$\gamma(-27)$	0.083**	3.593
$\beta(-28)$	0.075**	-9.489	$\gamma(-28)$	0.018	0.805
$\beta(-29)$	0.154**	-8.691	$\gamma(-29)$	0.070**	3.052
$\beta(-30)$	0.132**	-3.171	$\gamma(-30)$	0.041	1.764
$\beta(-31)$	0.148**	-6.856	$\gamma(-31)$	0.048*	2.093
$\beta(-32)$	0.113**	-5.445	$\gamma(-32)$	0.045	1.940
$\beta(-33)$	0.150**	-4.351	$\gamma(-33)$	0.107**	4.682

주 : \*\*\*)는 유의수준 1%(5%) 하에서 통계량이 유의함을 의미한다.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^{33} \beta_i \cdot R_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_j \cdot \Delta VS_{t-j} + \epsilon_t \tag{10}$$

KOSPI200 지수의 1차 차분이 아닌 로그수익률을 사용하였다. 적정차수를 결정하기 위해서는 BIC(Bayesian Information Criterion) 값을 사용하였다.

$$\Delta VS_t = \alpha + \sum_{i=1}^{33} \beta_i \cdot \Delta VS_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_j \cdot R_{t-j} + \epsilon_t \quad (11)$$

$R_t$  :  $t$ 시점의 KOSPI200 지수수익률,  $\Delta VS_t$  :  $t$ 시점의 변동성 스프레드 변화량

<표 2>는 식 (10)의 추정결과를 나타낸 것이다. <표 2>를 보면  $\gamma$ 항의 계수가 29차 항까지 일률적으로 양의 방향으로 유의한 값을 가짐을 확인할 수 있으며, 따라서 변동성 스프레드가 지수에 대한 정보효과를 가지며 지수를 약 29분 가량 선도한다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 윤창현 외, 2인(2004)이 제시한 변동성 스프레드가 지수를 60분 가량 선도한다는 결과보다는 약 30분 가량 약하게 나타난 것이나, 본 연구에서 사용한 표본이 윤창현 외, 2인(2004)이 사용한 표본보다 약 7년 정도 이후의 것이며 그 동안 전산화 등으로 인해 시장 효율성이 매우 높아졌음을 감안할 때 자연스러운 변화인 것으로 판단된다.

<표 3>은 식 (11)의 추정결과를 나타낸 것이다. <표 3>을 보면 <표 2>와는 달리  $\gamma$ 항의 계수가 3차 항까지만 꾸준히 유의한 값을 가지는 것을 확인할 수 있으며, 따라서 지수 역시 3분 가량 변동성 스프레드를 선도하지만 지수에 대한 변동성 스프레드의 정보효과가 훨씬 더 강하게 나타난다는 것을 확인할 수 있다.

### 3. 변동성 스프레드와 내재위험중립분포 왜도의 정보효과

다음으로는 옵션 내재위험중립분포의 왜도가 갖는 정보효과와는 별도로 변동성 스프레드가 개별적인 정보효과를 갖는지 알아보기 위해 분석을 실시하였다. 이를 위해 독립변수로 지수와 변동성 스프레드 이외에 Corrado and Su(1996) 모형의 모수 중 옵션 내재위험중립분포의 왜도를 나타내는 모수인  $\mu_3$ 의 33차 시차, 즉 33분 전까지의 변화량을 추가하였으며, 식 (8)과 동일하게  $t$ 시점의 지수수익률을 종속변수로 설정하였다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^{33} \beta_i \cdot R_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_j \cdot \Delta VS_{t-j} + \sum_{k=1}^{33} \delta_k \cdot \Delta \mu_{3,t-k} + \epsilon_t \quad (12)$$

$R_t$  :  $t$ 시점의 KOSPI200 지수수익률,  $\Delta VS_t$  :  $t$ 시점의 변동성 스프레드 변화량,  
 $\Delta \mu_{3,t}$  :  $t$ 시점의 왜도모수  $\mu_3$  변화량

<표 4> 변동성 스프레드와 내재위험중립분포 왜도의 정보효과

본 표는 옵션 내재위험중립분포의 왜도가 갖는 정보효과와는 별도로 KOSPI200 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성 차이인 변동성 스프레드가 개별적인 정보효과를 갖는지 알아보기 위해 VAR 모형을 추정한 결과이다. 모형에서 독립변수는 BIC 값을 고려하여 지수수익률과 변동성 스프레드 변화량, 그리고 Corrado and Su(1996) 모형의 모수 중 옵션 내재위험중립분포의 왜도를 나타내는 모수인  $\mu_3$ 의 변화량의 33차 시차, 즉 33분 전까지의 자료를 사용하였으며, 종속변수는  $t$ 시점의 지수수익률이다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^{33} \beta_i \cdot R_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_j \cdot \Delta VS_{t-j} + \sum_{k=1}^{33} \delta_k \cdot \Delta \mu_{3,t-k} + \epsilon_t$$

$R_t$  :  $t$ 시점의 지수수익률,  $\Delta VS_t$  :  $t$ 시점의 스프레드 변화량,  $\Delta \mu_{3,t}$  :  $t$ 시점의 왜도모수  $\mu_3$  변화량

본 표는 위 모형 추정결과 및 그 유의수준을 나타내는  $t$ 통계량을 표시하고 있다.

변수명	계수	t	변수명	계수	t	변수명	계수	t
$\alpha$	0.000	0.430						
$\beta(-1)$	0.147**	67.586	$\gamma(-1)$	0.014**	59.410	$\delta(-1)$	0.001**	12.559
$\beta(-2)$	0.017**	7.645	$\gamma(-2)$	0.009**	34.706	$\delta(-2)$	0.001**	9.933
$\beta(-3)$	-0.011**	-4.840	$\gamma(-3)$	0.007**	26.784	$\delta(-3)$	0.001**	8.037
$\beta(-4)$	-0.012**	-5.630	$\gamma(-4)$	0.006**	23.518	$\delta(-4)$	0.001**	7.087
$\beta(-5)$	-0.021**	-9.517	$\gamma(-5)$	0.006**	21.370	$\delta(-5)$	0.000*	2.504
$\beta(-6)$	-0.004	-1.780	$\gamma(-6)$	0.005**	18.176	$\delta(-6)$	0.000**	4.014
$\beta(-7)$	-0.004*	-2.009	$\gamma(-7)$	0.004**	15.433	$\delta(-7)$	0.000**	2.876
$\beta(-8)$	-0.010**	-4.366	$\gamma(-8)$	0.004**	13.454	$\delta(-8)$	0.000*	2.044
$\beta(-9)$	-0.003	-1.531	$\gamma(-9)$	0.004**	13.047	$\delta(-9)$	0.000	1.955
$\beta(-10)$	-0.002	-1.094	$\gamma(-10)$	0.003**	10.717	$\delta(-10)$	0.000**	2.628
$\beta(-11)$	-0.001	-0.262	$\gamma(-11)$	0.002**	7.638	$\delta(-11)$	0.000**	3.275
$\beta(-12)$	-0.009**	-4.278	$\gamma(-12)$	0.002**	8.673	$\delta(-12)$	0.000	1.659
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
$\beta(-26)$	0.004	1.629	$\gamma(-26)$	0.002**	8.053	$\delta(-26)$	0.000*	-2.268
$\beta(-27)$	-0.004	-1.758	$\gamma(-27)$	0.002**	5.741	$\delta(-27)$	0.000	-1.689
$\beta(-28)$	0.007**	2.971	$\gamma(-28)$	0.002**	8.923	$\delta(-28)$	0.000**	-2.823
$\beta(-29)$	0.002	1.137	$\gamma(-29)$	0.001**	3.244	$\delta(-29)$	0.000	-1.011
$\beta(-30)$	0.008**	3.461	$\gamma(-30)$	0.000	0.110	$\delta(-30)$	0.000	1.618
$\beta(-31)$	-0.007**	-3.077	$\gamma(-31)$	0.000	1.033	$\delta(-31)$	0.000	0.403
$\beta(-32)$	-0.004	-1.817	$\gamma(-32)$	0.000	1.730	$\delta(-32)$	0.000	-0.471
$\beta(-33)$	0.001	0.383	$\gamma(-33)$	0.000	0.253	$\delta(-33)$	0.000	1.539

주 : \*\*(\*)는 유의수준 1%(5%) 하에서 통계량이 유의함을 의미한다.

<표 4>는 식 (12)의 추정결과를 나타낸 것이다. <표 4>를 보면 우선  $\gamma$ 항과  $\delta$ 항이 모두 지속적으로 양의 방향으로 유의한 값을 가지는 것을 확인할 수 있으며, 이는 변동성 스프레드와 내재위험중립분포의 왜도가 둘 다 상대방을 가지고 설명할 수 없는 독자적인 정보효과를 가지고 있다는 것을 의미한다. 또한  $\gamma$ 항이 29차 항까지 지

속적으로 유의한 값을 가지나  $\delta$ 항은 8차 항까지만 유의한 값을 가지며 1차항의  $t$ 통계량 역시  $\gamma$ 항이  $\delta$ 항보다 세 배 이상 큰 것을 확인할 수 있으며, 이는 변동성 스프레드가 가진 정보효과가 내재위험중립분포의 왜도가 가진 정보효과보다 더욱 강하다는 것을 의미한다. 따라서 결과적으로 같은 옵션시장 안에서도 변동성 스프레드와 내재위험중립분포의 왜도라는 서로 다른 요소에 각각 개별적인 정보효과가 존재하며, 이들을 같이 고려할 때 현물시장에 대한 더 정확한 예측력을 확보할 수 있다는 결론을 내릴 수 있다.

#### 4. 충격반응분석 및 분산분해분석

다음으로는 지수수익률과 변동성 스프레드, 위험중립분포의 왜도 사이에 나타나는 동태적인 상호작용을 좀 더 자세히 알아보기 위해 충격반응분석 및 분산분해분석을 실시하였다. 충격반응분석은 VAR 모형 내의 각 회귀식의 오차항을 개별적인 이동평균(MA) 프로세스로 분해한 후 각 프로세스의 계수들을 추정하여 충격반응의 형태를 구하는 분석 방법이다. 어떤 특정 내생변수에 전달된 충격은 VAR 모형의 동적 구조를 통해 해당 변수 뿐만이 아니라 다른 모든 내생변수들로 전이되며, 따라서 한 변수에 가해진 충격은 다른 변수의 현재 및 미래 변화에도 영향을 미치게 된다. 이 과정에서 VAR 모형 내의 각 오차항은 서로 상관관계를 갖게 되는데, 오차항을 출레스키 분해하여 이러한 상관관계를 소거하는 과정에서 각 이동평균 프로세스의 계수를 추정함으로써 충격이 변수간에 전달되는 형태를 구할 수 있다.

충격반응분석이 VAR 모형 내에서 내생변수 간에 발생하는 충격의 흐름을 추적하는 형태인 반면, 분산분해분석은 특정 내생변수의 변동성을 VAR 모형 내의 각 오차항으로부터 전달된 충격들로 분해하는 형태로 이루어진다. 따라서 분산분해분석을 통해 특정 내생변수의 변화에 가장 큰 영향을 미치는 오차항이 어떤 것인지를 알아볼 수 있다. 본 연구에서는 충격반응분석 및 분산분해분석 과정에서 모두 출레스키 분해를 이용하였으며, 따라서 변수의 순서를 어떻게 정하느냐에 따라 분석결과가 크게 달라질 수 있다. 그러므로 앞서 실시한 분석결과를 기준으로 하여 변수의 순서를 정하였으며, 변동성 스프레드 변화량-왜도모수 변화량-지수수익률의 순서를 적용하였다.

ADF 단위근검정 실시 결과 지수수익률과 변동성 스프레드 및 왜도모수  $\mu_3$ 의 변화량 모두 단위근을 갖는다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각할 수 있었으며, 이를 통해 이 세 변수가 모두 안정적(stationary) 시계열임을 확인하였다. 따라서 본 연구에서는 벡터자기회귀(VAR) 모형을 이용하여 변수간의 동태적 상호작용을 추정

<표 5> VAR 모형 추정 결과

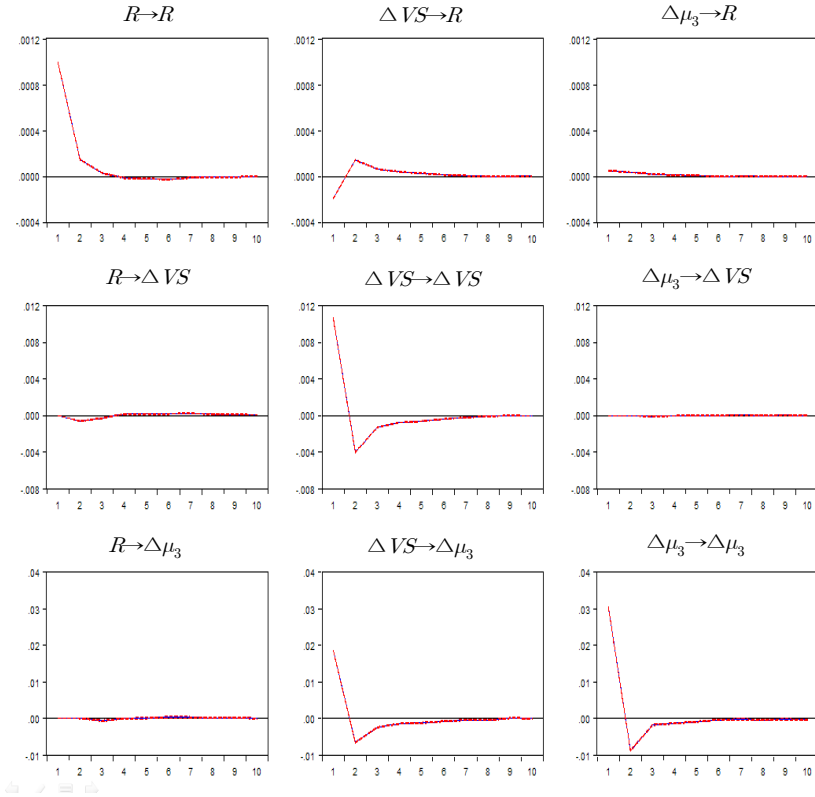
본 표는 KOSPI200 지수수익률, KOSPI200 ATM 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성 차이인 변동성 스프레드의 변화량, Corrado and Su(1996) 모형의 모수 중 옵션 내재위험중립분포의 왜도를 나타내는 모수인  $\mu_3$ 의 변화량의 세 시계열변수로 VAR 모형을 추정한 결과이다. 적정시차 설정을 위해 BIC 값을 고려하였으며, 각 시계열변수의 33차 시차, 즉 33분 전까지의 자료를 사용하였다. 표에서  $R$ 은 지수수익률,  $\Delta VS$ 는 변동성 스프레드의 변화량,  $\Delta\mu_3$ 는 왜도모수의 변화량을 나타낸다.

	$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$		$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$		$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$	
	$R$	0.15**	-0.64**	0.10	$\Delta VS$	0.01**	-0.39**	-0.11**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00	-0.29**
(-1)	(67.59)	(-27.98)	(1.35)	(-1)	(59.41)	(-153.12)	(-13.05)	(-1)	(12.56)	(-0.71)	(-115.47)	
	$R$	0.02**	-0.45**	-0.67**	$\Delta VS$	0.01**	-0.26**	-0.21**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00**	-0.14**
(-2)	(7.65)	(-19.77)	(-8.68)	(-2)	(34.71)	(-96.90)	(-23.47)	(-2)	(9.93)	(-4.32)	(-53.57)	
	$R$	-0.01**	-0.04	-0.22**	$\Delta VS$	0.01**	-0.21**	-0.20**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00**	-0.10**
(-3)	(-4.84)	(-1.61)	(-2.84)	(-3)	(26.78)	(-74.74)	(-21.59)	(-3)	(8.04)	(-4.18)	(-37.41)	
	$R$	-0.01**	0.02	-0.07	$\Delta VS$	0.01**	-0.19**	-0.21**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00**	-0.08**
(-4)	(-5.63)	(1.08)	(-0.90)	(-4)	(23.52)	(-68.17)	(-21.76)	(-4)	(7.09)	(-3.45)	(-29.48)	
	$R$	-0.02**	0.08**	0.27**	$\Delta VS$	0.01**	-0.17**	-0.21**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00**	-0.05**
(-5)	(-9.52)	(3.45)	(3.52)	(-5)	(21.37)	(-59.96)	(-22.07)	(-5)	(2.50)	(-3.74)	(-20.68)	
	$R$	0.00	0.16**	0.33**	$\Delta VS$	0.00**	-0.15**	-0.20**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00	-0.04**
(-6)	(-1.78)	(6.85)	(4.23)	(-6)	(18.18)	(-53.43)	(-20.94)	(-6)	(4.01)	(-1.14)	(-14.89)	
	$R$	0.00*	0.13**	0.13	$\Delta VS$	0.00**	-0.13**	-0.20**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00**	-0.04**
(-7)	(-2.01)	(5.85)	(1.70)	(-7)	(15.43)	(-45.29)	(-20.23)	(-7)	(2.88)	(-2.51)	(-15.13)	
	$R$	-0.01**	0.15**	0.30**	$\Delta VS$	0.00**	-0.11**	-0.14**	$\Delta\mu_3$	0.00*	0.00	-0.03**
(-8)	(-4.37)	(6.54)	(3.83)	(-8)	(13.45)	(-38.77)	(-14.85)	(-8)	(2.04)	(-1.52)	(-12.19)	
		∴			∴				∴			
	$R$	0.00	0.02	0.01	$\Delta VS$	0.00**	-0.03**	-0.06**	$\Delta\mu_3$	0.00*	0.00	0.00
(-26)	(1.63)	(1.07)	(0.17)	(-26)	(8.05)	(-10.38)	(-6.23)	(-26)	(-2.27)	(-1.19)	(-1.61)	
	$R$	0.00	0.08**	0.10	$\Delta VS$	0.00**	-0.02**	-0.03**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.01**
(-27)	(-1.76)	(3.68)	(1.33)	(-27)	(5.74)	(-8.68)	(-3.12)	(-27)	(-1.69)	(-0.94)	(-3.70)	
	$R$	0.01**	0.02	0.14	$\Delta VS$	0.00**	-0.02**	-0.03**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00	-0.01*
(-28)	(2.97)	(0.87)	(1.87)	(-28)	(8.92)	(-7.81)	(-3.07)	(-28)	(-2.82)	(-1.11)	(-2.12)	
	$R$	0.00	0.07**	0.19**	$\Delta VS$	0.00**	-0.02**	-0.04**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	0.00
(-29)	(1.14)	(3.15)	(2.45)	(-29)	(3.24)	(-6.71)	(-4.35)	(-29)	(-1.01)	(-1.81)	(-1.15)	
	$R$	0.01**	0.04	0.05	$\Delta VS$	0.00	-0.01**	-0.03**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	0.00
(-30)	(3.46)	(1.77)	(0.64)	(-30)	(0.11)	(-2.54)	(-2.93)	(-30)	(1.62)	(-0.49)	(0.08)	
	$R$	-0.01**	0.05*	0.04	$\Delta VS$	0.00	-0.01**	-0.02*	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.01**
(-31)	(-3.08)	(2.09)	(0.56)	(-31)	(1.03)	(-5.33)	(-2.22)	(-31)	(0.40)	(-1.35)	(-4.28)	
	$R$	0.00	0.04	0.10	$\Delta VS$	0.00	-0.02**	-0.01	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00*	0.00
(-32)	(-1.82)	(1.89)	(1.30)	(-32)	(1.73)	(-5.84)	(-1.38)	(-32)	(-0.47)	(2.24)	(-0.91)	
	$R$	0.00	0.11**	0.03	$\Delta VS$	0.00	-0.01**	-0.01	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.01*
(-33)	(0.38)	(4.65)	(0.44)	(-33)	(0.25)	(-3.22)	(-1.49)	(-33)	(1.54)	(-1.16)	(-2.09)	
	Adjusted R <sup>2</sup>			$R : 0.0489, \Delta VS : 0.1493, \Delta\mu_3 : 0.0973$								

주 : \*\*(\*)는 유의수준 1%(5%) 하에서 통계량이 유의함을 의미한다.

<그림 2> 충격반응분석 결과

본 그림은 <표 7>의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 각 그래프의 x축은 충격이 발생한 후 몇 분이 경과하였는지를 표시한다.  $R$ 은 지수수익률,  $\Delta VS$ 는 변동성 스프레드의 변화량,  $\Delta\mu_3$ 는 왜도 모수의 변화량을 나타내며, 각 그래프의 제목에서 화살표 왼쪽에 위치한 변수는 충격이 발생한 변수, 화살표 오른쪽에 위치한 변수는 충격에 반응하는 변수를 나타낸다.  $\Delta VS \rightarrow R$



하였으며, 앞서 실시한 분석들과 동일하게 각 시계열의 33차 항까지의 값을 고려하였다. VAR 모형 추정식은 다음과 같다.

$$R_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{33} \beta_{1i} \cdot R_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_{1j} \cdot \Delta VS_{t-j} + \sum_{k=1}^{33} \delta_{1k} \cdot \Delta\mu_{3,t-k} + \epsilon_t \quad (13)$$

$$\Delta VS_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{33} \beta_{2i} \cdot R_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_{2j} \cdot \Delta VS_{t-j} + \sum_{k=1}^{33} \delta_{2k} \cdot \Delta\mu_{3,t-k} + \epsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta\mu_{3,t} = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{33} \beta_{3i} \cdot R_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_{3j} \cdot \Delta VS_{t-j} + \sum_{k=1}^{33} \delta_{3k} \cdot \Delta\mu_{3,t-k} + \epsilon_t \quad (15)$$

$R_t$  :  $t$ 시점의 KOSPI200 지수수익률,  $\Delta VS_t$  :  $t$ 시점의 변동성 스프레드 변화량,  
 $\Delta \mu_{3,t}$  :  $t$ 시점의 왜도모수  $\mu_3$  변화량

<표 5>는 VAR 모형 추정 결과를 정리한 것이다. 각 항들을 살펴보면 앞서 제 IV 장 제 3절의 분석결과와 유사한 점을 발견할 수 있다. 즉, 변동성 스프레드 변화량이나 왜도모수 변화량의 과거값이 지수수익률에 미치는 영향력과 관련된 계수가 지수수익률의 과거값이 나머지 두 변수에 미치는 영향력과 관련된 계수에 비해 더욱 유의하게 나타났으며, 그 중에서도 변동성 스프레드 변화량의 과거값이 더욱 유의한 값을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 이 결과를 통해 변동성 스프레드와 위험중립분포의 왜도가 주가수익률에 대해 별도의 정보효과를 가지며, 특히 변동성 스프레드가 더 큰 정보효과를 갖는다는 점을 다시 한 번 확인할 수 있다.

<그림 2>는 충격반응분석 결과를 나타낸 그래프이다. 우선 자기 자신의 충격에 대한 반응을 살펴보면, 대부분의 경우 5분 이내에 충격이 거의 모두 완화되는 것을 알 수 있으며 변동성 스프레드 및 왜도모수 변화량의 경우 완만하게 안정되는 주식수익률과는 달리 다소 과대반응을 보인 후 조정과정을 거치는 것을 확인할 수 있다. 다음으로 변수간 충격반응을 살펴보면, 변동성 스프레드 변화량에 발생한 충격이 다른 변수에 상대적으로 가장 큰 반응을 일으키는 것을 확인할 수 있다. 반면 지수수익률이나 왜도모수 변화량의 경우 충격이 발생하더라도 다른 변수에는 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 충격반응분석을 통해서도 역시 변동성 스프레드가 다른 변수에 비해 상대적으로 큰 정보효과를 갖고 있음을 알 수 있다.

<표 6>은 분산분해분석 결과를 나타내고 있다. 분석 결과 종속변수가 지수수익률인 경우에는 다른 두 변수인 변동성 스프레드 및 왜도모수 변화량이 전체 예측오차 분산의 약 4~6% 가량을 설명하는 반면, 종속변수가 변동성 스프레드 변화량인 경우에는 다른 두 변수가 설명할 수 있는 예측오차 분산이 전체의 0.3~0.5% 정도에 불과했다. 또한 종속변수가 왜도모수 변화량인 경우에는 변동성 스프레드 변화량이 전체 예측오차 분산의 28% 가량을 설명하였으나, 지수수익률이 설명할 수 있는 부분은 0.1% 미만이었다. 따라서 분산분해분석을 통해서도 변동성 스프레드가 가진 설명력이 가장 뛰어나다는 사실을 확인할 수 있었으며, 내재위험중립분포의 왜도 역시 다소의 설명력을 가지고 있으나 변동성 스프레드에 비해서는 그 유의성이 상대적으로 떨어진다는 결과가 도출되었다.

결과적으로, VAR 모형 및 이를 기반으로 한 충격반응분석과 분산분해분석을 통해 앞서 실시한 분석결과들의 유의성을 재입증할 수 있었다. 즉, 변동성 스프레드와 내

재위험중립분포의 왜도가 모두 지수수익률에 대한 정보효과를 가지고 있으며, 그 중에서도 변동성 스프레드가 상대적으로 더 큰 정보효과를 가지고 있다는 것이 확인되었다.

<표 6> 분산분해분석 결과

본 표는 <표 7>의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 분산분해분석 결과를 나타낸 것으로, 각 시계열변수가 예측오차의 분산을 설명하는 비율을 변수별로 예측 기간에 따라 표시하고 있다. 표에서  $R$ 은 지수수익률,  $\Delta VS$ 는 변동성 스프레드의 변화량,  $\Delta\mu_3$ 는 왜도모수의 변화량을 나타낸다.

Decomposition of $R$ :				Decomposition of $\Delta VS$ :				Decomposition of $\Delta\mu_3$ :			
Period	$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$	Period	$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$	Period	$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$
1	96.18	3.58	0.235	1	0.00	100.0	0.00	1	0.00	27.28	72.71
2	94.35	5.30	0.335	2	0.30	99.69	0.00	2	0.00	28.03	71.96
3	93.98	5.64	0.370	3	0.37	99.61	0.01	3	0.02	28.25	71.71
4	93.84	5.77	0.380	4	0.39	99.59	0.01	4	0.02	28.32	71.64
5	93.78	5.83	0.385	5	0.40	99.57	0.01	5	0.02	28.37	71.59
6	93.76	5.84	0.386	6	0.43	99.55	0.01	6	0.04	28.40	71.55
7	93.76	5.84	0.386	7	0.46	99.51	0.01	7	0.05	28.40	71.54
8	93.76	5.84	0.386	8	0.48	99.50	0.01	8	0.05	28.41	71.53
9	93.76	5.84	0.386	9	0.48	99.49	0.01	9	0.05	28.41	71.53
10	93.76	5.84	0.386	10	0.49	99.49	0.01	10	0.05	28.41	71.53

5. 금융위기 전후의 정보효과

Cheng et al.(2000)은 1998년 아시아 금융위기 전후의 항생지수선물 및 옵션시장을 비교 분석하였으며, 금융위기 발생 후 선물과 옵션으로 구성된 포트폴리오를 이용한 차익거래 수익의 크기 및 변동성이 유의하게 증가하였다는 것을 보였다. 또한 Lee and Nayar(1993)는 동일 기초자산을 바탕으로 한 선물과 옵션 사이에 다음 등식이 성립하지 않을 때 차익거래 기회가 발생한다고 설명하였다.

$$C_0 - P_0 = (F_0 - K) \left(1 + \frac{r}{365}\right)^{-(t_1 - t_0)} \quad (16)$$

$C_0$  :  $t_0$ 시점의 콜옵션 가격,  $P_0$  :  $t_0$ 시점의 풋옵션 가격,

$F_0$  :  $t_0$ 시점의 선물 가격,  $K$  : 콜옵션과 풋옵션의 공통된 행사가격,  
 $r$  : 무위험이자율,  $t_1$  : 옵션과 선물의 공통된 만기

식 (16)의 성립 여부는 옵션의 풋-콜 패리티와 밀접한 관련이 있으며, 따라서 차익 거래의 발생률 및 변동성이 증가한 것이 풋-콜 패리티가 불안정해졌기 때문일 가능성이 있다. 또한 본 연구에서 사용한 자료에도 2008년에 발생한 금융위기의 영향을 받는 구간이 포함되어 있다는 점을 고려했을 때, 금융위기 이후 구간을 별도로 살펴볼 경우 금융위기로 인한 풋-콜 패리티의 불안정화로 인해 변동성 스프레드의 정보효과가 보여주는 양상에 차이가 나타날 가능성 역시 존재한다. 그러므로 본 연구에서는 금융위기로 인한 추가폭락을 기준으로 그 이전과 이후 구간에 대해 별도로 VAR 모형을 추정함으로써 정보효과에 차이가 발생하였는지를 알아보고자 하였다. 금융위기 구간 설정을 위해서는 페니매, 프레디맥이 미국 정부에 인수되고 리먼브라더스, AIG 등 주요 금융기관의 부도가 발생하면서 추가폭락이 본격화되는 시점인 2008년 9월을 기준으로 하였으며, 2007년 1월부터 2008년 8월까지를 금융위기 이전 구간, 2008년 9월부터 2009년 9월까지를 금융위기 이후 구간으로 설정하고 각 구간에 대해 식 (13)~식 (15)를 이용하여 VAR 모형을 추정하였다.<sup>6)</sup>

<표 7>과 <표 8>은 각각 금융위기 이전과 이후 구간에 대한 VAR 모형 추정 결과를 정리한 것이다. 우선 <표 7>에 나타난 금융위기 이전 구간에 대한 추정 결과를 보면, 앞서 실시한 전체 구간에 대한 분석결과들과 대체적으로 유사함을 확인할 수 있다. 변동성 스프레드 변화량이나 왜도모수 변화량이 상대적으로 지수수익률을 더 크게 선도하는 것으로 나타났으며, 그 중에서도 변동성 스프레드 변화량이 다른 변수들을 더 크게 선도하는 것으로 나타났다. 반면, <표 8>에 나타난 금융위기 이후 구간에 대한 추정 결과를 보면 앞의 분석결과들과는 다른 형태의 결과를 확인할 수 있다. 즉, 변동성 스프레드 변화량이나 왜도모수 변화량의 지수수익률에 대한 선도효과가 눈에 띄게 감소하였으며 오히려 다른 변수들에 대한 지수수익률의 선도효과를 나타내는 계수들이 증가하였고, 변동성 스프레드나 왜도가 지수수익률을 선도한다고 말할 수 있을 만큼의 충분한 근거를 보여주지 못하고 있다. 따라서 Cheng et al.(2000)의 결과와 같이 금융위기가 풋-콜 패리티 등 차익거래조건에 영향을 미친다고 볼 수

6) 금융위기의 시작 시점을 미국 서브프라임 모기지 시장의 불안정이 가속화되는 2007년 또는 그 이전으로 볼 수도 있으나, 본 연구에서는 앞서 <그림 1>에서 살펴보았던 KOSPI200 지수 및 관련지표의 급격한 움직임을 보다 협의적인 개념의 금융위기로 인식하고 이를 바탕으로 금융위기 발생 시점의 기준을 설정하였다.

<표 7> 금융위기 발생 이전 구간의 VAR 모형 추정 결과

본 표는 금융위기 발생 이전 구간(2007년 1월~2008년 8월)의 KOSPI200 지수수익률, KOSPI200 ATM 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성 차이인 변동성 스프레드의 변화량, Corrado and Su(1996) 모형의 모수 중 옵션 내재위험중립분포의 왜도를 나타내는 모수인  $\mu_3$ 의 변화량의 세 시계열변수로 VAR 모형을 추정한 결과이다. 적정시차 설정을 위해 BIC 값을 고려하였으며, 각 시계열변수의 33차 시차, 즉 33분 전까지의 자료를 사용하였다. 표에서  $R$ 은 지수수익률,  $\Delta VS$ 는 변동성 스프레드의 변화량,  $\Delta\mu_3$ 는 왜도모수의 변화량을 나타낸다.

	$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$		$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$		$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$
$R$	0.11**	-1.15**	-1.30**	$\Delta VS$	0.01**	-0.42**	-0.04**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00**	-0.35**
(-1)	(40.98)	(-32.76)	(-10.11)	(-1)	(50.02)	(-120.02)	(-2.82)	(-1)	(13.86)	(2.80)	(-100.34)
$R$	0.05**	-0.92**	-1.81**	$\Delta VS$	0.01**	-0.29**	-0.17**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00	-0.18**
(-2)	(18.42)	(-25.96)	(-13.99)	(-2)	(33.08)	(-74.98)	(-12.10)	(-2)	(8.19)	(1.07)	(-49.28)
$R$	0.01**	-0.42**	-0.81**	$\Delta VS$	0.01**	-0.22**	-0.17**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00	-0.12**
(-3)	(4.40)	(-11.82)	(-6.26)	(-3)	(25.29)	(-56.87)	(-12.06)	(-3)	(6.63)	(0.35)	(-33.09)
$R$	0.00	-0.17**	-0.37**	$\Delta VS$	0.01**	-0.22**	-0.24**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00	-0.09**
(-4)	(-1.41)	(-4.89)	(-2.87)	(-4)	(22.73)	(-54.58)	(-16.20)	(-4)	(5.60)	(1.45)	(-22.69)
$R$	-0.01**	-0.05	-0.12	$\Delta VS$	0.01**	-0.19**	-0.23**	$\Delta\mu_3$	0.00*	0.00	-0.06**
(-5)	(-2.98)	(-1.31)	(-0.94)	(-5)	(22.05)	(-47.04)	(-15.24)	(-5)	(2.13)	(0.98)	(-16.97)
$R$	0.00	0.00	0.19	$\Delta VS$	0.01**	-0.17**	-0.26**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00	-0.04**
(-6)	(1.55)	(0.02)	(1.46)	(-6)	(18.16)	(-42.91)	(-17.17)	(-6)	(3.38)	(1.77)	(-11.19)
$R$	-0.01*	-0.02	-0.09	$\Delta VS$	0.01**	-0.16**	-0.27**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.04**
(-7)	(-2.10)	(-0.48)	(-0.65)	(-7)	(16.26)	(-38.81)	(-18.10)	(-7)	(1.49)	(1.53)	(-10.39)
$R$	-0.01**	0.05	0.18	$\Delta VS$	0.00**	-0.15**	-0.23**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00**	-0.03**
(-8)	(-5.20)	(1.41)	(1.38)	(-8)	(14.36)	(-35.53)	(-15.50)	(-8)	(0.55)	(2.41)	(-7.58)
		⋮				⋮				⋮	
$R$	0.00	0.06	0.16	$\Delta VS$	0.00**	-0.04**	-0.07**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.01
(-25)	(1.14)	(1.59)	(1.26)	(-25)	(4.45)	(-8.68)	(-4.56)	(-25)	(-1.48)	(0.35)	(-1.73)
$R$	0.00	0.03	0.06	$\Delta VS$	0.00**	-0.05**	-0.10**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.01
(-26)	(-0.87)	(0.74)	(0.44)	(-26)	(4.68)	(-11.51)	(-6.71)	(-26)	(-0.12)	(0.97)	(-1.72)
$R$	0.00	0.10**	0.11	$\Delta VS$	0.00	-0.04**	-0.06**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.01**
(-27)	(-1.13)	(2.80)	(0.86)	(-27)	(1.87)	(-8.65)	(-4.28)	(-27)	(0.44)	(0.15)	(-2.60)
$R$	0.00	0.08**	0.20	$\Delta VS$	0.00**	-0.03**	-0.06**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	0.00
(-28)	(0.35)	(2.34)	(1.57)	(-28)	(3.83)	(-8.00)	(-4.07)	(-28)	(-0.37)	(0.16)	(-0.86)
$R$	0.00	0.02	0.08	$\Delta VS$	0.00*	-0.03**	-0.07**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	0.00
(-29)	(0.84)	(0.62)	(0.65)	(-29)	(2.07)	(-6.52)	(-4.47)	(-29)	(-1.37)	(-0.49)	(-1.22)
$R$	0.01	0.07*	0.19	$\Delta VS$	0.00**	-0.02**	-0.06**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	0.00
(-30)	(1.86)	(2.11)	(1.43)	(-30)	(2.73)	(-4.57)	(-3.99)	(-30)	(-0.56)	(0.52)	(0.94)
$R$	-0.01**	0.01	-0.07	$\Delta VS$	0.00**	-0.03**	-0.07**	$\Delta\mu_3$	0.00*	0.00	0.00
(-31)	(-2.46)	(0.33)	(-0.53)	(-31)	(3.22)	(-7.66)	(-5.15)	(-31)	(-2.11)	(0.06)	(-0.87)
$R$	0.00	-0.03	-0.08	$\Delta VS$	0.00**	-0.03**	-0.06**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00	0.00
(-32)	(0.28)	(-0.97)	(-0.62)	(-32)	(3.63)	(-6.91)	(-4.00)	(-32)	(-3.44)	(2.94)	(1.35)
$R$	0.00	0.03	-0.03	$\Delta VS$	0.00**	-0.02**	-0.04**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	0.00
(-33)	(-0.75)	(0.76)	(-0.21)	(-33)	(3.78)	(-5.68)	(-3.42)	(-33)	(-1.86)	(1.33)	(-1.09)
Adjusted R <sup>2</sup> $R$ : 0.0599, $\Delta VS$ : 0.1673, $\Delta\mu_3$ : 0.1244											

주 : \*\*(\*)는 유의수준 1%(5%) 하에서 통계량이 유의함을 의미한다.

<표 8> 금융위기 발생 이후 구간의 VAR 모형 추정 결과

본 표는 금융위기 발생 이후 구간(2008년 9월~2009년 9월)의 KOSPI200 지수수익률, KOSPI200 ATM 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성 차이인 변동성 스프레드의 변화량, Corrado and Su(1996) 모형의 모수 중 옵션 내재위험중립분포의 왜도를 나타내는 모수인  $\mu_3$ 의 변화량의 세 시계열변수로 VAR 모형을 추정된 결과이다. 적정시차 설정을 위해 BIC 값을 고려하였으며, 각 시계열변수의 33차 시차, 즉 33분 전까지의 자료를 사용하였다. 표에서  $R$ 은 지수수익률,  $\Delta VS$ 는 변동성 스프레드의 변화량,  $\Delta\mu_3$ 는 왜도모수의 변화량을 나타낸다.

	$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$		$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$		$R$	$\Delta VS$	$\Delta\mu_3$
$R$	0.16**	-0.34**	0.84**	$\Delta VS$	0.02**	-0.37**	-0.15**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00*	-0.22**
(-1)	(47.75)	(-10.72)	(8.95)	(-1)	(36.43)	(-97.50)	(-13.63)	(-1)	(5.20)	(-2.26)	(-59.70)
$R$	0.00	-0.22**	-0.13	$\Delta VS$	0.01**	-0.25**	-0.22**	$\Delta\mu_3$	0.00**	-0.01**	-0.10**
(-2)	(-0.96)	(-6.98)	(-1.41)	(-2)	(19.36)	(-62.92)	(-18.58)	(-2)	(6.97)	(-5.91)	(-25.79)
$R$	-0.02**	0.17**	0.05	$\Delta VS$	0.01**	-0.20**	-0.20**	$\Delta\mu_3$	0.00**	-0.01**	-0.08**
(-3)	(-6.18)	(5.34)	(0.49)	(-3)	(14.98)	(-49.02)	(-16.11)	(-3)	(4.92)	(-4.97)	(-19.91)
$R$	-0.02**	0.15**	0.14	$\Delta VS$	0.01**	-0.17**	-0.16**	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00**	-0.07**
(-4)	(-4.70)	(4.68)	(1.45)	(-4)	(12.63)	(-42.16)	(-12.61)	(-4)	(4.02)	(-3.37)	(-18.43)
$R$	-0.03**	0.16**	0.49**	$\Delta VS$	0.00**	-0.16**	-0.18**	$\Delta\mu_3$	0.00	-0.01**	-0.04**
(-5)	(-7.99)	(4.94)	(5.08)	(-5)	(10.46)	(-37.91)	(-14.61)	(-5)	(0.47)	(-4.35)	(-11.41)
$R$	-0.01*	0.25**	0.41**	$\Delta VS$	0.00**	-0.14**	-0.14**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.03**
(-6)	(-2.20)	(7.94)	(4.26)	(-6)	(9.07)	(-32.62)	(-10.92)	(-6)	(1.57)	(-0.99)	(-7.88)
$R$	0.00	0.22**	0.26**	$\Delta VS$	0.00**	-0.11**	-0.12**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00*	-0.03**
(-7)	(-1.12)	(7.07)	(2.74)	(-7)	(7.07)	(-25.55)	(-9.59)	(-7)	(1.31)	(-2.22)	(-8.66)
$R$	-0.01*	0.20**	0.32**	$\Delta VS$	0.00**	-0.08**	-0.06**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.03**
(-8)	(-2.10)	(6.33)	(3.38)	(-8)	(6.05)	(-19.87)	(-4.69)	(-8)	(1.17)	(-1.52)	(-8.02)
$R$	0.00	0.15**	0.16	$\Delta VS$	0.00**	-0.08**	-0.08**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.02**
(-9)	(-0.49)	(4.71)	(1.68)	(-9)	(6.32)	(-19.28)	(-6.29)	(-9)	(0.35)	(-0.48)	(-5.54)
$R$	0.00	0.13**	0.23**	$\Delta VS$	0.00**	-0.07**	-0.06**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.01**
(-10)	(-0.22)	(4.00)	(2.45)	(-10)	(4.30)	(-16.85)	(-4.43)	(-10)	(1.26)	(0.33)	(-3.69)
$R$	0.00	0.10**	0.35**	$\Delta VS$	0.00	-0.07**	-0.05**	$\Delta\mu_3$	0.00*	0.00	-0.01*
(-11)	(0.85)	(3.07)	(3.70)	(-11)	(1.92)	(-15.96)	(-4.25)	(-11)	(1.97)	(-0.43)	(-2.11)
$R$	-0.01**	0.15**	0.43**	$\Delta VS$	0.00**	-0.05**	-0.01	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.02**
(-12)	(-3.35)	(4.77)	(4.54)	(-12)	(2.52)	(-11.93)	(-0.53)	(-12)	(1.64)	(-1.67)	(-5.40)
		⋮				⋮				⋮	
$R$	0.01**	-0.02	0.07	$\Delta VS$	0.00**	-0.02**	-0.01	$\Delta\mu_3$	0.00**	0.00	-0.01
(-28)	(2.82)	(-0.56)	(0.75)	(-28)	(7.32)	(-4.43)	(-1.12)	(-28)	(-2.42)	(-0.84)	(-1.95)
$R$	0.00	0.10**	0.23**	$\Delta VS$	0.00**	-0.02**	-0.03**	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	0.00
(-29)	(0.43)	(3.06)	(2.36)	(-29)	(2.39)	(-4.29)	(-2.44)	(-29)	(0.00)	(-1.76)	(0.41)
$R$	0.01*	0.02	-0.06	$\Delta VS$	0.00	0.00	-0.01	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	0.00
(-30)	(2.29)	(0.63)	(-0.63)	(-30)	(-1.08)	(-0.72)	(-1.21)	(-30)	(1.35)	(-0.29)	(-0.46)
$R$	-0.01	0.07*	0.11	$\Delta VS$	0.00	-0.01	0.01	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.02**
(-31)	(-1.87)	(2.21)	(1.15)	(-31)	(0.01)	(-1.57)	(1.03)	(-31)	(1.17)	(-0.79)	(-4.46)
$R$	-0.01	0.07**	0.17	$\Delta VS$	0.00	-0.01**	0.01	$\Delta\mu_3$	0.00	0.00	-0.01*
(-32)	(-1.93)	(2.36)	(1.83)	(-32)	(0.43)	(-2.76)	(0.86)	(-32)	(1.24)	(0.74)	(-2.02)
$R$	0.00	0.14**	0.04	$\Delta VS$	0.00	0.00	0.01	$\Delta\mu_3$	0.00*	0.00**	0.00
(-33)	(0.64)	(4.55)	(0.42)	(-33)	(-1.52)	(0.08)	(0.63)	(-33)	(2.11)	(-2.40)	(-0.63)
Adjusted R <sup>2</sup> $R$ : 0.0460, $\Delta VS$ : 0.1406, $\Delta\mu_3$ : 0.0695											

주 : \*\*(\*)는 유의수준 1%(5%) 하에서 통계량이 유의함을 의미한다.

있으며, 이로 인해 풋-콜 패리티를 기반으로 하는 변동성 스프레드가 가진 정보효과 역시 감소한다는 사실을 확인할 수 있다.

## 6. 강세장과 약세장에서의 정보효과

마지막으로는 변동성 스프레드가 지수에 대해 갖는 정보효과가 강세장 또는 약세장에서 다른 양상을 보이는지 알아보기 위해 VAR 모형을 이용한 분석을 실시하였다. 지수가 강하게 움직인다는 것은 시장에 새로운 정보가 공개된다는 것을 의미하므로, 만약 미공개 정보를 가진 시장참여자들이 옵션시장에 먼저 참여한 후 정보가 현물시장으로 전이될 경우 변동성 스프레드가 더욱 큰 정보효과를 가질 수 있다. 하지만 한편으로는 현물가격이 활발히 움직인다는 것은 그만큼 현물시장의 유동성이 뛰어나다는 것을 의미할 수도 있으며, Cremers and Weinbaum(2010)이 지적한 것처럼 현물시장의 유동성이 옵션시장의 유동성에 비해 높을수록 변동성 스프레드의 정보효과가 약해질 수 있다. 따라서 강세장과 약세장에서 정보효과가 어떤 식으로 나타나는지를 알아봄으로써 이러한 복합적인 효과가 어떤 식으로 작용하는지에 대해 알아볼 수 있을 것이다.

모형 독립변수로는 지수와 변동성 스프레드, 그리고 강세장 및 약세장을 나타내는 더미변수를 이용한 변동성 스프레드의 강세장 및 약세장에서의 영향력을 나타내는 항을 설정하였으며  $t$ 시점의 지수수익률을 종속변수로 하여 분석을 실시하였다. 강세를 정의하기 위해서는 시간별 KOSPI200 지수수익률을 사용하였으며, 지수수익률 상위 10%인 시간대와 하위 10%인 시간대를 각각 강세장과 약세장으로 정의하였다. 강세장에 대한 모형과 약세장에 대한 모형은 각각 식 (17), 식 (18)과 같이 나타낼 수 있다.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^{33} \beta_i \cdot R_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_j \cdot \Delta VS_{t-j} + \sum_{k=1}^{33} \delta_k \cdot D_{BULL} \Delta VS_{t-k} + \epsilon_t \quad (17)$$

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^{33} \beta_i \cdot R_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_j \cdot \Delta VS_{t-j} + \sum_{k=1}^{33} \delta_k \cdot D_{BEAR} \Delta VS_{t-k} + \epsilon_t \quad (18)$$

$r_t$  :  $t$ 시점의 KOSPI200 지수수익률,  $\Delta VS_t$  :  $t$ 시점의 스프레드 변화량,

$D_{BULL}$  : 강세장을 나타내는 더미변수,  $D_{BEAR}$  : 약세장을 나타내는 더미변수

<표 9>와 <표 10>은 각각 식 (17)과 식 (18)의 추정결과를 나타낸 것이다. <표 9>를 보면 통계적으로 유의한 값을 가진 항이 모두 음의 계수를 갖고 있다는 것을 알

<표 9> 강세장에서의 변동성 스프레드의 지수에 대한 정보효과

본 표는 KOSPI200 ATM 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성 차이인 변동성 스프레드가 KOSPI200 지수에 대해 갖는 정보효과가 강세장에서 다른 양상을 보이는지 알아보기 위해 실시한 VAR 모형을 추정한 결과이다. 강세를 정의하기 위해서는 시간별 KOSPI200 지수수익률을 사용하였으며, 지수수익률 상위 10%인 시간대와 하위 10%인 시간대를 각각 강세장과 약세장으로 정의하였다. 모형에서 독립변수는 BIC 값을 고려하여 지수수익률과 변동성 스프레드 변화량의 33차 시차, 즉 33분 전까지의 자료를 사용하였으며, 강세장을 나타내는 더미변수를 이용하여 변동성 스프레드의 강세장에서의 영향력을 나타내는 항을 추가하였다. 종속변수는  $t$  시점의 지수수익률이며, 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^{33} \beta_i \cdot R_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_j \cdot \Delta VS_{t-j} + \sum_{k=1}^{33} \delta_k \cdot D_{BULL} \Delta VS_{t-k} + \epsilon_t$$

$R_t$  :  $t$  시점의 KOSPI200 지수수익률,  $\Delta VS_t$  :  $t$  시점의 변동성 스프레드 변화량,  
 $D_{BULL}$  : 강세장을 나타내는 더미변수

본 표는 위 모형의 추정결과 및 그 유의수준을 나타내는  $t$  통계량을 표시하고 있다.

변수명	계수	t	변수명	계수	t	변수명	계수	t
$\alpha$	0.000	0.572						
$\beta(-1)$	0.148**	68.490	$\gamma(-1)$	0.016**	72.884	$\delta(-1)$	-0.003**	-4.982
$\beta(-2)$	0.019**	8.499	$\gamma(-2)$	0.010**	42.691	$\delta(-2)$	0.000	-0.228
$\beta(-3)$	-0.009**	-4.190	$\gamma(-3)$	0.008**	32.631	$\delta(-3)$	0.000	0.330
$\beta(-4)$	-0.012**	-5.249	$\gamma(-4)$	0.008**	29.736	$\delta(-4)$	-0.002**	-3.108
$\beta(-5)$	-0.021**	-9.405	$\gamma(-5)$	0.006**	24.488	$\delta(-5)$	-0.001	-1.786
$\beta(-6)$	-0.003	-1.583	$\gamma(-6)$	0.005**	21.008	$\delta(-6)$	0.000	0.093
$\beta(-7)$	-0.004	-1.805	$\gamma(-7)$	0.005**	18.296	$\delta(-7)$	-0.001*	-2.142
$\beta(-8)$	-0.010**	-4.377	$\gamma(-8)$	0.004**	15.388	$\delta(-8)$	-0.001	-1.266
$\beta(-9)$	-0.003	-1.382	$\gamma(-9)$	0.004**	15.615	$\delta(-9)$	-0.002**	-2.974
$\beta(-10)$	-0.002	-0.948	$\gamma(-10)$	0.004**	13.962	$\delta(-10)$	-0.002**	-3.928
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
$\beta(-24)$	-0.003	-1.384	$\gamma(-24)$	0.001**	4.256	$\delta(-24)$	0.000	-0.428
$\beta(-25)$	-0.002	-0.957	$\gamma(-25)$	0.001**	4.498	$\delta(-25)$	-0.001	-1.877
$\beta(-26)$	0.003	1.489	$\gamma(-26)$	0.002**	8.737	$\delta(-26)$	-0.002**	-3.435
$\beta(-27)$	-0.004*	-1.997	$\gamma(-27)$	0.002**	6.262	$\delta(-27)$	-0.002**	-2.959
$\beta(-28)$	0.006**	2.775	$\gamma(-28)$	0.002**	8.383	$\delta(-28)$	-0.001	-1.432
$\beta(-29)$	0.003	1.274	$\gamma(-29)$	0.001**	3.428	$\delta(-29)$	-0.001	-1.383
$\beta(-30)$	0.008**	3.633	$\gamma(-30)$	0.000	1.382	$\delta(-30)$	-0.001	-1.270
$\beta(-31)$	-0.006**	-2.963	$\gamma(-31)$	0.000	0.655	$\delta(-31)$	0.001	1.454
$\beta(-32)$	-0.004	-1.647	$\gamma(-32)$	0.000	1.350	$\delta(-32)$	0.000	0.438
$\beta(-33)$	0.001	0.399	$\gamma(-33)$	0.000	1.222	$\delta(-33)$	0.000	-0.356

주 : \*\*(\*)는 유의수준 1%(5%) 하에서 통계량이 유의함을 의미한다.

수 있으며, <표 10>에서도 이와 유사한 결과가 나타나고 있다. 따라서 강세장이나 약세장에서는 변동성 스프레드가 갖는 정보효과가 일반적 장세일 때에 비해 다소 줄어

든다는 결론을 내릴 수 있으며, 그 원인으로서 앞서 언급했던 시장간의 상대적 유동성의 차이를 언급할 수도 있겠으나 이를 위해서는 추후 변동성 스프레드 계산 과정에 서 시장별 유동성을 더욱 직접적으로 측정하는 형태의 연구가 진행되어야 할 것이다.

<표 10> 약세장에서의 변동성 스프레드의 지수에 대한 정보효과

본 표는 KOSPI200 ATM 콜옵션과 풋옵션의 내재변동성 차이인 변동성 스프레드가 KOSPI200 지수에 대해 갖는 정보효과가 약세장에서 다른 양상을 보이는지 알아보기 위해 실시한 VAR 모형을 추정한 결과이다. 장세를 정의하기 위해서는 시간별 KOSPI200 지수수익률을 사용하였으며, 지수수익률 상위 10%인 시간대와 하위 10%인 시간대를 각각 강세장과 약세장으로 정의하였다. 모형에서 독립변수는 BIC 값을 고려하여 지수수익률과 변동성 스프레드 변화량의 33차 시차, 즉 33분 전까지의 자료를 사용하였으며, 약세장을 나타내는 더미변수를 이용하여 변동성 스프레드의 약세장에서의 영향력을 나타내는 항을 추가하였다. 종속변수는  $t$ 시점의 지수수익률이며, 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^{33} \beta_i \cdot R_{t-i} + \sum_{j=1}^{33} \gamma_j \cdot \Delta VS_{t-j} + \sum_{k=1}^{33} \delta_k \cdot D_{BEAR} \Delta VS_{t-j} + \epsilon_t$$

$R_t$  :  $t$ 시점의 KOSPI200 지수수익률,  $\Delta VS_t$  :  $t$ 시점의 변동성 스프레드 변화량,  
 $D_{BEAR}$  : 약세장을 나타내는 더미변수

본 표는 위 모형의 추정결과 및 그 유의수준을 나타내는  $t$ 통계량을 표시하고 있다. \*, \*\*는 유의수준 1%(5%) 하에서 통계량이 유의함을 의미한다.

변수명	계수	t	변수명	계수	t	변수명	계수	t
$\alpha$	0.000	0.319						
$\beta(-1)$	0.148**	68.410	$\gamma(-1)$	0.016**	69.321	$\delta(-1)$	0.001	1.269
$\beta(-2)$	0.019**	8.558	$\gamma(-2)$	0.011**	42.689	$\delta(-2)$	-0.001	-1.428
$\beta(-3)$	-0.009**	-4.299	$\gamma(-3)$	0.008**	33.106	$\delta(-3)$	-0.001	-1.668
$\beta(-4)$	-0.012**	-5.337	$\gamma(-4)$	0.008**	29.245	$\delta(-4)$	-0.001*	-2.312
$\beta(-5)$	-0.021**	-9.373	$\gamma(-5)$	0.007**	25.570	$\delta(-5)$	-0.003**	-4.793
$\beta(-6)$	-0.004	-1.691	$\gamma(-6)$	0.006**	23.385	$\delta(-6)$	-0.003**	-6.195
$\beta(-7)$	-0.004	-1.967	$\gamma(-7)$	0.005**	20.112	$\delta(-7)$	-0.004**	-6.351
$\beta(-8)$	-0.010**	-4.389	$\gamma(-8)$	0.005**	17.036	$\delta(-8)$	-0.003**	-4.995
$\beta(-9)$	-0.003	-1.402	$\gamma(-9)$	0.005**	17.051	$\delta(-9)$	-0.004**	-6.272
$\beta(-10)$	-0.002	-1.039	$\gamma(-10)$	0.004**	13.930	$\delta(-10)$	-0.002**	-3.214
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
$\beta(-24)$	-0.003	-1.417	$\gamma(-24)$	0.001**	3.411	$\delta(-24)$	0.001*	2.283
$\beta(-25)$	-0.002	-0.863	$\gamma(-25)$	0.001**	3.271	$\delta(-25)$	0.001	1.714
$\beta(-26)$	0.003**	1.542	$\gamma(-26)$	0.002**	6.446	$\delta(-26)$	0.001*	2.302
$\beta(-27)$	-0.004	-1.943	$\gamma(-27)$	0.001**	4.088	$\delta(-27)$	0.001*	2.498
$\beta(-28)$	0.006	2.785	$\gamma(-28)$	0.002**	7.383	$\delta(-28)$	0.000	0.705
$\beta(-29)$	0.002	1.040	$\gamma(-29)$	0.001*	2.152	$\delta(-29)$	0.001	1.652
$\beta(-30)$	0.008	3.493	$\gamma(-30)$	0.000	-0.210	$\delta(-30)$	0.002**	2.804
$\beta(-31)$	-0.007**	-3.028	$\gamma(-31)$	0.000	0.705	$\delta(-31)$	0.001	1.236
$\beta(-32)$	-0.004	-1.895	$\gamma(-32)$	0.000	-0.530	$\delta(-32)$	0.003**	4.973
$\beta(-33)$	0.001**	0.531	$\gamma(-33)$	0.000	0.277	$\delta(-33)$	0.001	2.007

## V. 결 론

본 연구는 KOSPI200 ATM 콜옵션과 풋옵션이 나타내는 변동성 스프레드가 지수에 대한 정보효과를 가지며, 이 정보효과가 내재위험중립분포의 왜도가 가지고 있는 정보효과와 구별되는지에 대해 알아보려고 하였다. 만약 변동성 스프레드가 내재위험중립분포의 왜도가 가진 것과는 다른 별도의 정보효과를 가지고 있는 것으로 나타난다면, 이는 KOSPI200 지수옵션시장이 갖는 현물시장에 대한 가격발견기능이 기존에 밝혀진 것보다 더 강하다는 것을 의미하며 따라서 전체 시장 내에서 옵션시장이 갖는 상대적 시장 효율성을 더욱 높게 볼 수 있을 것이다.

본 연구에서는 우선 변동성 스프레드가 지수에 대한 정보효과를 갖는지에 대해 알아보기 위해 지수수익률과 변동성 스프레드 변화량의 33차 시차, 즉 33분 전까지의 값을 독립변수로,  $t$ 시점의 지수수익률을 종속변수로 하여 VAR 모형을 이용한 분석을 실시하였으며, 반대 방향으로도 정보효과가 존재하는지에 대해 알아보기 위해 독립변수와 종속변수를 서로 바꾸어 동일한 분석을 실시하였다. 다음으로는 변동성 스프레드가 갖는 정보효과가 옵션 내재위험중립분포의 왜도가 갖는 정보효과와는 별도로 개별적인 정보효과를 갖는지 알아보기 위해 독립변수는 지수수익률과 변동성 스프레드의 변화량, 그리고 Corrado and Su(1996) 모형의 모수 중 옵션 내재위험중립분포의 왜도를 나타내는 모수인  $\mu_3$ 의 변화량을 독립변수로,  $t$ 시점의 지수수익률을 종속변수로 하여 VAR 모형을 이용한 분석을 실시하였으며, 충격반응분석 및 분산분해 분석을 통해 변수간의 동태적 관계를 더욱 자세히 살펴보고자 하였다. 또한 금융위기 전후 구간을 비교하여 금융위기가 정보효과에 미치는 영향을 분석하고자 하였으며, 이를 위해 각 구간에 대해 개별적으로 VAR 모형을 추정하였다. 마지막으로는 변동성 스프레드가 지수에 대해 갖는 정보효과가 강세장 또는 약세장에서 다른 양상을 보이는지 알아보기 위해 지수수익률과 변동성 스프레드의 변화량, 그리고 강세장을 나타내는 더미변수를 이용한 영향력 변수를 독립변수로,  $t$ 시점의 지수수익률을 종속변수로 하여 VAR 모형을 이용한 분석을 실시하였다. 장세를 정의하기 위해서는 시간별 KOSPI200 지수수익률을 사용하였으며, 지수수익률 상위 10%인 시간대와 하위 10%인 시간대를 각각 강세장과 약세장으로 정의하였다.

분석 결과, 전체 표본에 대해서 변동성 스프레드의 변화량이 매우 유의한 정보효과를 가지며 KOSPI200 지수수익률을 약 30분 가량 선도하는 것으로 나타난 반면 지수수익률은 변동성 스프레드의 변화량에 대해 상대적으로 큰 정보효과를 갖지 않는

것으로 나타났다. 또한 변동성 스프레드가 내재위험중립분포 왜도의 정보효과와는 구별되는 별도의 정보효과를 가질 뿐만 아니라, KOSPI200 지수수익률을 약 8분 가량 선도하는 왜도모수 변화량에 비해 지수를 더욱 앞서 선도하는 것으로 나타났다. 충격반응분석 및 분산분해분석을 통해서도 변동성 스프레드가 다른 변수에 비해 보다 더 큰 영향력과 설명력을 가지는 것으로 나타났으며, 내재위험중립분포는 이에 비해 상대적으로 정보효과가 미미한 것으로 나타났다. 다만, 금융위기 전후 구간을 별도로 분석하고 강세장과 약세장의 경우를 살펴본 결과 금융위기 이후 및 강세장, 약세장 구간에서는 변동성 스프레드가 가진 정보효과가 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 결과적으로, 비록 시장 효율성 개선으로 인해 윤창현 외, 2인(2004)의 연구 결과보다 선도시간이 30분 가량 감소하기는 하였으나, 시장이 안정적인 경우 변동성 스프레드가 여전히 유의한 정보효과를 가지며 지수를 비교적 큰 시간차를 두고 선도한다는 결론을 내릴 수 있었다.

본 연구결과를 바탕으로 추후 추가적인 연구를 진행할 수 있는 부분은 다음과 같다. 첫째, 옵션시장이 갖는 정보효과는 여러 군데에 분산되어 있으며 분산된 요소들을 함께 고려할 때 현물시장에 대해 더욱 큰 예측력을 가질 수 있다는 점을 고려했을 때, 변동성 스프레드나 내재위험중립분포의 왜도 이외에도 정보효과를 갖는 다른 요소 역시 고려대상으로 하여 분석을 실시할 경우 의미가 있을 것으로 예상된다. 예를 들어, 김솔(2007)은 KOSPI200 단기 외가격 풋-콜옵션의 거래금액 비율이 지수에 대한 정보효과를 가짐을 보였는데 이러한 결과를 반영하여 변동성 스프레드나 왜도와 함께 거래금액비율을 추가적으로 고려할 경우 유의한 결과를 도출해 낼 수 있을 것이다. 둘째, Cremers and Weinbaum(2010)은 옵션시장의 유동성이 현물시장의 유동성보다 상대적으로 더 높을 때 변동성 스프레드가 갖는 정보효과가 더 커지며, 반대의 경우 정보효과가 더 작아진다는 결론을 제시하였다. 앞서 실증분석 단계에서 강세장과 약세장의 경우를 별도로 분석하면서 유동성이 미치는 영향에 대해 간접적으로 알아볼 수 있었지만, 이 결과만 가지고 유동성의 영향을 단정짓기에는 근거가 부족하며 추가적으로 유동성 수준을 구체화한 후 고려해야 할 필요성이 있다. 따라서 변동성 스프레드의 정보효과를 측정하는 과정에서 두 시장의 유동성 수준을 측정하여 별도의 변수로 고려한다면 보다 의미 있는 결론을 얻을 수 있을 것으로 예상된다.

## 참 고 문 헌

- 김 술, “위험중립분포 왜도, 첩도의 옵션가격결정에 대한 영향력,” 『선물연구』, 14, 2006, 31-56.
- 김 술, “콜/풋옵션 거래금액 비율의 정보효과,” 『선물연구』, 15, 2007, 31-53.
- 김 술, “위험중립분포 왜도 · 첩도의 상대적 중요성 : Corrado and Su(1996) 모형을 이용한 옵션가격 예측,” 『선물연구』, 16, 2008, 1-20.
- 김 술, 김동석, “주가지수선물과 주가지수의 가격발견기능에 관한 실증연구 : 공적분과 오차수정모형,” 『선물연구』, 7, 2000, 87-115.
- 윤창현, 이성구, 이종혁, “풋-콜 패리티 괴리율과 주식, 선물, 옵션시장의 가격변동,” 『재무관리연구』, 21, 2004, 205-229.
- Bakshi, G. and D. Madan, “A Theory of Volatility Spreads,” *Management Science*, 52, 2006, 1945-1956.
- Bali, T. G. and A. Hovakimian, “Volatility Spreads and Expected Stock Returns,” *Management Science*, 55, 2009, 1797-1812.
- Bates, D., “Post-’87 Crash Fears in S&P 500 Futures Options,” *Journal of Econometrics*, 94, 2000, 181-238.
- Cheng, L. T. W., Fung, J. K. W., and K. C. Chan, “Pricing Dynamics of Index Options and Index Futures in Hong Kong before and during the Asian Financial Crisis,” *Journal of Futures Markets*, 20, 2000, 145-166.
- Corrado, C. J. and T. Su, “Skewness and Kurtosis in S&P 500 Index Returns Implied by Option Prices,” *Journal of Financial Research*, 19, 1996, 175-192.
- Cremers, M. and D. Weinbaum, “Deviations from Put-Call Parity and Stock Return Predictability,” *Journal Of Financial And Quantitative Analysis*, 45, 2010, 335-367.
- Doran, J. S. and K. Krieger, “Implications for Asset Returns in the Implied Volatility Skew,” *Financial Analysts Journal*, 66, 2010, 65-76.
- Finucane, T. J., “Put-Call Parity and Expected Returns,” *Journal Of Financial And Quantitative Analysis*, 26, 1991, 445-457.
- Kim, S. and G. Lee, “Lead-Lag Relationship Between Volatility Skew And Returns : Evidence From KOSPI200 Intraday Options Data,” *Working paper*, 2010.
- Lee, J. H. and N. Nayar, “A Transactions Data Analysis of Arbitrage between Index Options and Index Futures,” *Journal of Futures Markets*, 13, 889-902.
- Ofek, E. and Richardson, M., “DotCom Mania : The Rise and Fall of Internet Stock Prices,”

- Journal of Finance*, 58, 2003, 1113-1137.
- Ofek, E., M. Richardson, and R. Whitelaw, "Limited Arbitrage and Short Sales Restrictions : Evidence from the Options Markets," *Journal of Financial Economics*, 74, 2004, 305-342.
- Pan, J., "The Jump-risk Premia Implicit in Options : Evidence from an Integrated Time-series Study," *Journal of Financial Economics*, 63, 2002, 3-50.
- Rubinstein, M., "Edgeworth Binomial Trees," *Journal of Derivatives*, 5, 1998, 20-27.
- Stoll, H. R., "The Relationship between Put and Call Option Prices," *Journal of Finance*, 24, 1969, 801-824.
- Wahab, M. and M. Lashgari, "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets : A Cointegration Approach," *Journal of Futures Markets*, 13, 1993, 711-742.
- Yan, S., "Jump Risk, Stock Returns, and Slope of Implied Volatility Smile," *Journal of Financial Economics*, 99, 2011, 216-233.

## Information Contents in the Volatility Spread of Index Options

Sol Kim

Geul Lee\*

< Abstract >

This article examines the information contents in the implied volatility spread between the KOSPI200 at-the-money puts and calls with the same strike price and maturity. Using 1-minute KOSPI200 index and options data, our study shows that the volatility spread leads KOSPI200 index return for about 30 minutes during the entire sample period. Moreover, our study reveals that the volatility spread is an independent information source even after using the implied skewness parameter as an additional controlled variable, and that the volatility spread leads the index much more than the skewness parameter does. We also conduct impulse response tests and variance decomposition based on the VAR model, and the results also show that the volatility spread has the most significant influence on the other variables. Finally, we conduct regression analysis to find whether the extremely bullish or bearish markets affect the informativity of volatility spread, and the results show that the information contents decrease when the market is in an extreme condition.

*JEL classification* : G11, G13.

*Keywords* : Volatility spread, Put-call Parity, Information Contents, KOSPI200, KOSPI200 Index Options

Received : 11 Jan. 2011; Revised : 06 Feb. 2011; Accepted : 08 Feb. 2011

\* **Corresponding Author. Address** : Hankuk University of Foreign Studies, 270 Imun-dong, Dongdaemun-gu, Seoul 130-791, Korea; **E-mail** : glee@hufs.ac.kr; **Tel** : 82-11-847-3397