

## 옵션의 위험중립 왜도와 주가 수익률왜도 간의 정보효과 검증\*

김 술\*\*  
박혜현\*\*\*  
엄기중\*\*\*\*

### < 초 록 >

본 연구는 옵션의 위험중립분포 왜도가 주가지수 점프와 주가 급등락의 중요한 정보가 될 수 있는 주가지수 수익률 분포의 고차 적률, 특히 3차 적률인 왜도에 대한 정보를 지니는지를 규명하고자 하였다. 2002년 1월부터 2006년 7월까지의 KOSPI200 주가지수옵션 자료로 Bakshi et al.(2003)의 비모수적 추정방법과 Corrado and Su(1996)의 모수적 추정방법을 이용하여 옵션의 위험중립분포 왜도를 구하고, KOSPI200 주가지수 수익률 분포의 왜도는 Chen et al.(2001)이 제시한 방법과 과거 1달 동안의 주가지수 수익률로부터 추정한 왜도로 구하였으며 VAR(Vector Autoregressive) 모형과 Granger 인과관계 검정(Granger causality test), 충격반응함수(impulse responses) 및 분산분해 분석(variance decomposition)을 이용하여 검증하였다. 분석결과 모수적으로 추정한 Corrado and Su(1996)의 왜도는 미래 주가지수수익률 분포에 대한 정보를 지니지 못하는 반면 비모수적으로 추정한 Bakshi et al.(2003)의 왜도는 미래 주가지수 수익률 분포에 영향을 미치며 KOSPI200 주가지수 수익률 분포의 왜도를 선도(lead)한다는 결론을 내릴 수 있다.

**주제어** : 옵션의 변동성 왜도, 위험중립분포, VAR모형, 정보효과, 선·후행 관계

논문접수일 : 2012년 06월 14일, 수정일 : 2013년 01월 17일, 게재확정일 : 2013년 02월 07일

\* 이 연구는 2012학년도 한국외국어대학교 교내학술연구비의 지원에 의하여 이루어진 것임.

\*\* 한국외국어대학교 경영학부 부교수, E-mail : solkim@hufs.ac.kr

\*\*\* **교신저자**, 고려대학교 경영대학 박사과정, 주소 : 136-701 서울시 성북구 안암동 고려대학교 경영분관 418호, E-mail : shuangel@naver.com, 전화 : 02-3290-2602

\*\*\*\* 한국외국어대학교 박사과정, E-mail : kjeom@hufs.ac.kr

## I. 서 론

옵션시장에서 추정된 기초자산 수익률의 위험중립분포는 Black and Scholes(1973) 모형에서 가정한 정규 분포에 비해 두꺼운 꼬리를 가지는 3보다 큰 첨도(Kurtosis)와 왼쪽으로 긴꼬리를 갖는 음의 왜도(skewness)를 보이는 것으로 나타난다. 이는 변동성이 변하지 않고 일정하다는 가정과 수익률이 정규분포(normal distribution)를 따른다는 가정 등을 비롯한 Black and Scholes(1973)의 단순한 가정에 기인한다. 그러나 Black and Scholes(1973) 모형에서 내재 변동성이 상수라는 가정과는 달리 실제 옵션시장의 내재 변동성은 일정한 상수가 아닌 행사가격에 따라 그 값이 웃는 모양, 또는 기울어진 모양으로 다르게 나타나는 변동성 스마일(volatility smile) 또는 변동성 왜도(volatility skew) 현상이 나타난다. 이를 설명하기 위해 Black and Scholes(1973)의 가정을 완화하여, 추계적 변동성(stochastic volatility), 수익률 또는 변동성의 점프(jump) 등 현실적 가정을 적용한 다양한 연구들이 진행되고 있다. 실증분석 결과 추계적 변동성 모형과 점프 모형이 변동성 왜도 현상을 완벽히 설명하지는 못하지만 부분적으로 설명력이 있음이 나타났고, 변동성 왜도 현상을 정확하게 설명하기 위해 왜도와 첨도를 적용한 모형들이 개발되어 왔다.

주가지수 옵션시장에서 관찰되고 있는 변동성 왜도 현상이 일어나는 원인에 대하여 많은 연구들이 진행되어 왔고 다양한 가설들이 제시되었다. Garleanu et al.(2009)은 옵션 매수자의 매수압력이 옵션가격결정에 미치는 영향을 보고하였고, Evans, Geczy, Musto, and Reed(2005)는 공매를 함에 있어서 비용상의 제약이 옵션 가격에 영향을 미치고 있다고 결론지었다. 또한 Bollen and Whaley(2004)는 순매수압력(net buying pressure)이 내재 변동성에 영향력을 나타낸다고 보았다. 이와 같은 연구들을 통해 변동성 왜도가 미래 주가에 대한 투자자들의 예상, 심리, 선호, 그리고 매매성향 등을 반영하고 있다는 것으로 볼 수 있다. 이처럼 옵션의 변동성 왜도가 다양한 정보를 반영하고 있음이 증명됨에 따라 변동성 왜도의 중요성이 부각되고, 변동성 왜도에 관한 다양한 연구가 이루어지고 있다.

Doran et al.(2007)은 옵션의 변동성 왜도가 주가지수점프 가능성에 대한 예측력을 지닌다고 결론 내렸으며, Doran and Kreiger(2010)는 옵션의 변동성 왜도가 미래 주가 수익률에 영향을 미침을 보였다. Yan(2011)은 변동성 스마일을 사용하여 점프 위험 프리미엄(jump risk premium)이 미래 주가 수익률에 대한 예측력을 지님을 보고 하였다. Kim and Lee(2010)는 옵션의 변동성 왜도와 주가지수수익률간의 선·후행관계(lead-lag

relationship)를 검증하여 옵션의 위험중립분포 왜도가 그 기초자산의 수익률에 대한 정보효과를 갖는다는 결론을 제시하였다. 또한 Cremers and Weinbaum(2010)은 콜옵션과 풋옵션의 변동성 크기 차이에 따른 스프레드가 미래 주가에 대한 정보가 있음을 보고하였으며, Xing et al.(2010)은 외가격(out-of-the-money)과 등가격(at-the-money) 옵션의 내재 변동성 크기 차를 이용한 스프레드를 통해 변동성 스프레드가 미래 주가 수익률에 대한 가격발견 기능을 갖고 있음을 제시하였다. 이러한 연구 결과 등을 통해 옵션의 위험중립분포의 왜도가 갖는 정보효과의 중요성을 인식해 볼 수 있다. 이와 같이 옵션의 위험중립분포 왜도가 주식시장 분석의 효율성을 갖고 있는데 반해, 첩도가 갖고 있는 영향력은 일관되지 못하고, 영향력이 작은 것으로 보고되고 있다. 김솔(2006, 2008)은 주가지수 옵션의 경우 첩도에 대한 영향력보다 왜도에 대한 영향력이 훨씬 크고 일관된다는 점을 밝혔다. 따라서 옵션의 위험중립분포 첩도를 이용한 분석보다, 옵션의 변동성 왜도를 이용해 주식시장과 옵션시장간의 상호관계를 분석하는 것이 효율적이라고 볼 수 있다.

옵션시장에서 관찰되는 왜도 이외에도 주식시장에서 관찰된 왜도 역시 투자자들에게 중요한 정보가 될 수 있다. Scott and Horvath(1980)은 주식시장에 대한 고차 적률에 대한 투자자들의 선호에 대해 분석한 결과 위험 회피형 투자자는 양의 왜도에 대해서 양의 선호를 가지고, 음의 왜도에 대해 음의 선호를 갖는다고 보고 하였다. 이와 반대로 첩도에 대해서는 음의 선호를 가진다는 것을 밝혔다. 또한 주식시장에서 관찰된 왜도는 향후 주식시장의 상승과 하락 확률을 나타낸다. 그렇기 때문에, 옵션의 위험중립분포 왜도가 주가지수 수익률 분포의 왜도에 대한 예측 가능성이 존재한다면, 투자자들에게 옵션의 위험중립분포 왜도가 투자사결정에 중요한 정보가 될 것이다. 즉, 옵션의 위험중립분포 왜도가 KOSPI200 주가지수 수익률 분포에 대해 선행한다면, 투자자들은 옵션의 위험중립분포 왜도를 통해 주가의 급등락에 대한 움직임을 예측할 수 있으며, 주가지수 수익률 분포를 예상함으로써 향후 주식시장의 투자자들의 기대에 따른 상승과 하락에 대한 정보를 알 수 있을 것이다. 이러한 연구의 일환으로 본 연구에서는 KOSPI200 주가지수옵션 자료를 이용하여 옵션의 위험중립분포왜도를 추정하고, 이를 통해서 옵션의 위험중립분포 왜도와 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도간의 선·후행 관계(lead-lag relationship) 및 두 시장 간의 정보효과가 존재하는지를 규명하여 옵션의 위험중립분포 왜도가 주가지수 수익률 분포, 특히 3차 적률인 왜도에 대한 정보를 담고 있는지 검증해 보고자 한다.

본 연구는 기존 연구와 다음과 같은 차별성을 갖는다. 첫째, 본 연구에서는 옵션의 변동성 왜도에 대해 집중적으로 살펴본다. 대부분의 기존 연구들은 옵션의 특성을 통한 미래 주가 수익률 예측 또는 주가 변동성간의 관계에만 초점이 맞추어져 있다. 주식

참가자들의 주된 관심사가 주가 수익률과 주가 변동에 대한 예측이라는 측면에서 보면 기존의 연구들이 왜 주가 수익률과 주가 변동성과의 관계에만 비중 있게 이루어졌는지 이해가 된다. 하지만 주가 수익률 분포의 특성을 보고자 함에 있어서 평균 수익률(1차 적률), 변동성(2차 적률)뿐만이 아니라 왜도(3차 적률) 또한 중요한 특성 중 하나로 여겨진다. Doran et al.(2007)과 김술, 박혜현(2012)의 연구 결과에 따르면 옵션의 변동성 왜도는 그 기초자산인 주가지수의 점프에 영향을 준다고 결론 내리고 있으며, 특히 옵션의 위험중립분포 왜도 값이 음의 값을 가질수록 향후 음의 주가지수점프가 나타날 가능성이 큼을 보였다. 다시 말해, 주가지수의 평균적인 추이뿐만이 아니라 주가지수의 점프 및 급등락에도 관심을 가지고 있는 투자자 입장에서는 평균 주가지수 수익률과 변동성뿐만 아니라 주가지수 수익률의 고차 적률인 왜도 또한 중요한 투자지표가 될 수 있다. 둘째, Cremers and Weinbaum(2010), Doran and Kreiger(2010), Xing et al.(2010) 등은 옵션의 분석대상을 개별주식을 기초자산으로 하는 옵션을 이용하였다. 하지만 본 연구에서는 종합주가지수를 기초자산으로 하는 KOSPI200 주가지수옵션을 분석대상으로 이용한다. 기존 연구들이 개별주식 및 개별주식옵션시장에서 옵션의 위험중립분포 왜도가 많은 정보를 갖고 있다는 결과를 제시했다 하더라도, 개별투자자들이 미치는 영향력이 상대적으로 작은 종합주가지수를 기초자산으로 하는 주가지수옵션시장에서는 그 정보효과가 상대적으로 덜하거나 존재하지 않을 수도 있다. 따라서 개별주식을 기초자산으로 하는 개별주식 옵션시장과는 별도로 종합주가지수를 기초자산으로 하는 주가지수옵션시장에서 나타나는 정보효과를 분석해야 할 필요성이 존재한다. 셋째, 옵션시장과 주식시장의 선·후행 관계를 검증하는데 있어서 대부분의 기존 연구들이 종속변수로 주가지수의 1차 적률인 수익률 내지는 2차 적률인 변동성을 대상으로 삼았다. 하지만 본 연구에서는 종속변수로 주가지수의 3차 적률인 왜도와의 관계를 살펴본다. 주가지수의 3차 적률인 왜도는 주식시장의 수익률 분포의 상승과 하락에 대한 정보를 담고 있다. 따라서 주가지수의 왜도를 선행할 수 있는 지표가 존재한다면 수익률 분포와 마찬가지로 투자자들에게 유의한 정보가 될 수 있음을 의미한다. 넷째, 위험중립분포 왜도는 Bakshi et al.(2003) 모형을 이용한 비모수적(nonparametric) 방법과 Corrado and Su(1996) 모형을 이용한 모수적(parametric) 방법 모두를 사용하여 논문의 강건성을 확보하고 두 방법 간 결과의 차이를 비교 분석하였다. 또한 실제 주가지수 수익률의 왜도 추정 방법도 Chen et al.(2001) 모형과 과거 1달 동안의 주가지수 수익률로부터 추정하는 방법을 비교하여 결과를 비교하였다.

본 연구의 결론은 다음과 같다. 모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도는 KOSPI200 주가지수 수익률 분포에 대한 선도 효과가 존재하지 않음을 확인할 수 있었다.

반면, 비모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도는 KOSPI200 주가지수 수익률 분포에 대해 설명력을 지니고 있음을 알 수 있었다. 이는 비모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도는 주가의 급등락과 향후 움직임에 대한 정보를 담고 있다는 결론을 내릴 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 변수 추정 방법 및 모형을 측정하기 위해 본 연구에서 사용되는 BKM skew, C&S skew, CHS skew, P skew에 대해서 소개하고 제 III장에서는 본 연구에서 사용한 표본으로 사용하는 KOSPI200 주가지수옵션의 일별 자료 및 통제변수들의 자료 추출법에 대해 설명한다. 제 IV장에서는 본 연구에서 검증하고자 하는 연구 가설 및 연구의 결과에 대한 실증 분석 및 결과를 제시한다. 마지막으로 제 V장에서는 연구결과에 대한 결론을 요약하고, 본 연구의 한계점 및 향후의 연구 방향을 모색한다.

## II. 변수 추정 방법 및 모형

### 1. 변수 추정 방법

본 절에서는 연구에서 사용하는 변수들과, 옵션으로부터 추정하는 위험중립분포 왜도와 주가지수 수익률의 왜도 추정 모형을 소개한다. 우선 옵션의 왜도는 Bakshi et al.(2003) 모형을 이용한 비모수적(nonparametric) 방법과 Corrado and Su(1996) 모형을 이용한 모수적(parametric) 방법으로 구하며, KOSPI200 주가지수 수익률 분포의 왜도는 Chen et al.(2001) 모형과 과거 1달 동안의 주가지수 수익률 분포로부터 추정한 왜도로 구한다.

#### 1.1 옵션의 위험중립분포 왜도 추정

옵션의 위험중립분포 왜도는 비모수적 방법(non-parametric approach)인 Bakshi et al. (2003) 모형과 모수적 방법(parametric approach)인 Corrado and Su(1996) 모형을 이용하여 구한다. 첫째, Bakshi et al.(2003) 모형을 이용하여 비모수적 방법(nonparametric approach)으로 왜도를 추정할 수 있다. Bakshi et al.(2003)모형은 모수적 가정 및 모형에 의존하지 않고 Carr and Madan(2001)의 연구에서 보인 유계인(bounded) 기대 값을 갖는 임의의 손익함수(payload function)는 연속적인 OTM 유럽형 콜옵션과 풋옵션으로 확장(span) 될 수 있다는 점을 적용시켜 OTM 옵션가격의 선형결합으로 구한 2차(quadratic), 3차(cubic), 4차(quartic) 비중심적률을 통해 왜도를 구하였다.

Bakshi et al.(2003) 왜도는 다음과 같이 구해진다.

$$\text{Skew}(t, \tau) = \frac{E_t^q[(R_{t,t+\tau} - \mu(t, \tau))^3]}{\{E_t^q[(R_{t,t+\tau} - \mu(t, \tau))^2]\}^{3/2}} = \frac{e^{\gamma}W(t, \tau) - 3\mu(t, \tau)e^{\gamma}v(t, \tau) + 2\mu(t, \tau)^3}{(e^{\gamma}v(t, \tau) - \mu(t, \tau)^2)^{3/2}} \quad (1)$$

여기서  $R(t, \tau) \equiv \ln[S(t+\tau)/S(t)]$ 는 기초자산가격의  $\tau$ 기간까지의 연속 수익률이며  $q$ 는 위험중립하의 확률을 의미한다. 2차(quadratic), 3차(cubic), 4차(quartic) 비중심적률은 외가격(out-of-the-money) 콜옵션과 풋옵션 데이터를 통해 위험중립가정하의 현가할인을 함으로서 구해진다.

먼저 2차 비중심적률은

$$V(t, \tau) \equiv E_t^q\{e^{-r\tau}R(t, \tau)^2\} \\ = \int_{S(t)}^{\infty} \frac{2(1 - \ln[k/S(t)])}{K^2} C(t, \tau; K) dK + \int_0^{S(t)} \frac{2(1 - \ln[S(t)/K])}{K^2} P(t, \tau; K) dK \quad (2)$$

식 (2)와 같이 구하며 3차 비중심적률은

$$W(t, \tau) \equiv E_t^q\{e^{-r\tau}R(t, \tau)^3\} \\ = \int_{S(t)}^{\infty} \frac{6\ln[K/S(t)] - 3(\ln[K/S(t)])^2}{K^2} C(t, \tau; K) dK \\ - \int_0^{S(t)} \frac{6\ln[S(t)/K] + 3(\ln[S(t)/K])^2}{K^2} P(t, \tau; K) dK \quad (3)$$

4차 비중심적률은

$$X(t, \tau) \equiv E_t^q\{e^{-r\tau}R(t, \tau)^4\} \\ = \int_{S(t)}^{\infty} \frac{12(\ln[K/S(t)])^2 - 4(\ln[K/S(t)])^3}{K^2} C(t, \tau; K) dK \\ + \int_0^{S(t)} \frac{12(\ln[S(t)/K])^2 + 4(\ln[S(t)/K])^3}{K^2} P(t, \tau; K) dK \quad (4)$$

그리고 위험중립 로그수익률의 기대치는 다음 식 (5)를 이용하여 계산한다.

$$M(t, \tau) \equiv E_t^q \ln \left[ \frac{S_{t+\tau}}{S_t} \right] \approx e^{rt} - 1 - \frac{e^{rt}}{2} V(t, \tau) - \frac{e^{rt}}{6} W(t, \tau) - \frac{e^{rt}}{24} X(t, \tau) \quad (5)$$

Bakshi et al.(2003) 왜도는 모형에 구애 받지 않는(model-free) 적률(moment)이라는 장점이 있긴 하지만 실제 옵션데이터의 경우 행사가격이 연속적이 아닌 이산적이며 적분계산 과정에서의 콜옵션과 풋옵션의 비대칭적 관측수로 인하여 Bakshi et al.(2003) 왜도가 왜곡될 수 있다. 본 연구에서는 옵션 데이터의 이산성(discreteness)으로 인한 왜곡을 완화시키고자 2차(quadratic), 3차(cubic), 4차(quartic) 비중심적률의 적분 계산시, Jiang and Tian(2007)이 제시한 보간-외삽법(interpolation-extrapolation method)을 이용하여 연속적인 내재변동성을 추정한 후, 이를 Black and Scholes(1973) 모형을 통해 다시 연속적인 행사가격에서의 옵션가격을 구하였다. 그리고 이렇게 구해진 연속적인 옵션가격을 이용하여 트라페조달 방식(trapezoidal rule)으로 적분계산함으로써 Bakshi et al.(2003) 왜도를 구하였다.

두 번째로 Corrado and Su(1996)<sup>1)</sup> 모형을 이용하여 모수적 방법(parametric approach)으로 왜도를 추정할 수 있다. Corrado and Su(1996) 모형은 Black and Scholes(1973) 옵션가격 결정 모형에 왜도와 첨도를 추가한 모형이다.

$$C = C_{BS} + \mu_3 Q_3 + (\mu_4 - 3) Q_4 \quad (6)$$

$C_{BS}$  : Black and Scholes(1973) 모형으로부터 도출된 옵션가격

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

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

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

이 모형을 바탕으로 풋-콜패리티(put-call parity)를 통해 풋옵션 가격을 구한다. 모형에서  $\mu_3 Q_3$ 와  $(\mu_4 - 3) Q_4$ 는 위험중립분포에서 왜도와 첨도가 옵션가격결정모형에서 미치는 영향력을 나타낸다. Corrado and Su(1996)의 모형에서 왜도인  $\mu_3$  값을 추정하기 위해 본 연구에서는 Bakshi et al.(1997; 2000), Bates(2000), Kim and Kim(2003; 2004; 2005) 등이 옵션가격결정모형에서 변동성과 모수들을 추정하기 위해 사용한 방법을 이용할 것이다.

1) Corrado et al.(1996) 모형에서 오류가 발견되어 이를 수정한 Brown and Robinson(2002) 모형을 사용한다.

이 방법은 모형가격과 실제 시장옵션가격간의 비율 차이의 제곱을 최소화시키는 모수를 추정하는 것으로 다음 식 (7)과 같이 구한다.

$$\min_{\varnothing_i} \sum_{i=1}^N \left[ \frac{O_i(t, \tau; K) - O_i^*(t, \tau; K)}{O_i(t, \tau; K)} \right]^2 \quad (t=1, \dots, T) \quad (7)$$

$\varnothing_i$  : 시점 t의 각 모형의 모수, N : 시점 t의 거래된 옵션의 수,

$O_i(t, \tau, K)$  : 시점 t의 옵션 i의 시장가격,  $O_i^*(t, \tau, K)$  : 시점 t의 옵션 i의 모형가격

### 1.2 주가지수 수익률분포의 왜도 추정

KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도는 Chen et al.(2001)이 제시한 방법과 과거 1달 동안의 주가지수 수익률로부터 추정된 왜도인 P skew로 구한다. 첫째, Chen et al. (2001) 모형을 이용하여 왜도(이하, CHS skew)를 구한다. CHS skew는 음의 계수(negative coefficient of skewness)를 갖는 왜도를 뜻한다. 이 모형은 음의 일별 로그수익률의 3차 적률을 일별 로그수익률 표준편차의 세제곱을 나누어서 구한다.

$$\text{CHS skew}_{it} = - \left( n(n-1)^{3/2} \sum R_{it}^3 / ((n-1)(n-2)(\sum R_{it}^2)^{3/2}) \right) \quad (8)$$

$R_{it}$  = 주식 i의 t기간 동안의 일별 로그수익률,

$n$  = t기간 동안 관측된 일별 로그수익률의 수

본 모형에서는 일별 로그수익률이 사용된다. 일반적인 일별 수익률을 사용할 경우 왜도 값이 평균적으로 양의 값을 갖게 되는 반면 일별 로그수익률을 사용할 경우 수익률은 평균이 0인 대수정규분포를 따르게 되기 때문에 정확한 왜도를 측정할 수 있다. 또한 모형의 앞에 음의 부호를 붙임으로써 CHS skew가 증가하는 경우 음의 왜도를 갖는 것을 방지할 수 있다.

두 번째로 과거 1달 동안의 주가지수 수익률로부터 추정된 왜도(이하, P skew)를 Mitton and Vorkink(2007), Kumar(2009), Goetzmann and Kumar(2008) 등에서 사용한 방법으로 구한다. P skew는 다음과 같이 구한다.

$$\hat{\mu}^3 = \frac{\frac{1}{30} \sum_{t=1}^{30} (r_t - \mu)^2}{\hat{\sigma}^3} \quad (9)$$

$\hat{\sigma}^3$  = 추정된 일별 수익률 표준편차의 세제곱



P skew는 과거 1달 동안 관찰된 일별 수익률로 구한다. 본 모형은 수익률의 분산으로 왜도를 측정하는 방법이다. 이 모형은 분산과 왜도가 양의 상관관계를 갖는다는 점을 반영하고 있다. 다시 말해 수익률의 분산의 수준(level)에 기초하여 기대되는 왜도의 증가분을 측정한다.

## 2. 분석 모형

본 연구는 2002년 1월부터 2006년 7월까지의 KOSPI200 주가지수옵션 자료를 이용해 옵션의 위험중립분포 왜도를 구하고, 이를 통해 옵션의 위험중립분포 왜도와 주가지수 수익률분포의 왜도 간 선·후행 관계(lead-lag relationship) 및 두 시장 간의 정보효과가 존재하는지를 검증한다. 실증분석을 위해 VAR(Vector Autoregressive)모형과 Granger 인과 관계 검정(Granger causality test), 충격반응함수(impulse responses) 및 분산분해 분석(variance decomposition)을 실시하였다.

먼저, 본 연구에서 사용하는 VAR 모형은 다음과 같다.

$$\text{옵션 skew}_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \text{ 옵션 skew}_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \text{ 주가지수수익률 skew}_{t-j} + \epsilon_t \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{주가지수수익률 skew}_t = & \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \text{ 주가지수수익률 skew}_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \\ & \text{옵션 skew}_{t-j} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

여기서, 옵션 skew<sub>t</sub>는 t시점의 옵션의 위험중립분포 왜도로 Bakshi et al.(2003) 모형과 Corrado and Su(1996) 모형으로 추정된 왜도인 BKM skew와 CS skew를 이용하였고, 주가지수수익률 skew<sub>t</sub>는 t시점의 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도로 Chen et al. (2001)이 제시한 CHS skew와 과거 1달 동안의 주가지수 수익률로부터 추정된 왜도인 P skew를 이용한다.

식 (10)은 과거 주가지수 수익률분포의 왜도가 t시점의 옵션의 위험중립분포 왜도를 설명하는지를 검증한다. 이를 통해 기초자산인 주가지수 수익률의 분포의 3차 적률인 왜도가 옵션의 위험중립분포로부터 추정된 왜도에 대한 선도효과를 갖는지 추정할 수 있다. 식 (11)은 과거 옵션의 위험중립분포 왜도가 t시점의 주가지수 수익률분포의 왜도에 대한 예측력이 있는지를 검증하여 이를 통해 옵션시장의 주식시장에 대한 선도효과를 검증하고자 한다. 본 연구에서는 이와 더불어 VAR 모형에 기초한 Granger 인과관계를 검증한다. 만약 옵션의 변동성 왜도가 주가 수익률에 대한 예측력을 지닌다고 주장한

Doran et al.(2007, 2010), Kim and Lee(2010)의 연구결과와 같이 옵션의 변동성 왜도가 미래 주가지수 수익률분포에 영향을 미친다면 식 (10)에서의  $\sum_{j=1}^n \gamma_j$  값들이 유의한 값을 가질 것이다. 반면, 주가지수 수익률 분포의 왜도가 옵션의 위험중립분포 왜도에 영향을 미친다면 식 (11)에서의  $\sum_{j=1}^n \gamma_j$  값들이 유의한 값을 나타낼 것이다.

다음으로 옵션의 위험중립분포 왜도가 주가지수 수익률분포의 왜도에 대한 예측력을 가지고 있다면 어느 정도의 시차를 두고 영향을 미치는지를 검증하기 위해 충격반응함수 분석을 실시하였다. 마지막으로 옵션의 위험중립분포 왜도의 한 단위 변화에 대하여 주가지수 수익률분포의 왜도의 상대적인 영향력의 크기를 검증하기 위해 분산분해 분석을 시행 하였으며 그 모형은 다음 식 (12)와 같다.

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \text{옵션 } skew_t \\ \text{주가지수수익률 } skew_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \alpha_{\text{option}} \\ \alpha_{\text{stock}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_{11,1}, \delta_{12,2}, \delta_{13,3} \\ \delta_{21,1}, \delta_{22,2}, \delta_{23,3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{옵션 } skew_{t-1} \\ \text{주가지수수익률 } skew_{t-1} \end{bmatrix} + \dots \quad (12) \\ &+ \begin{bmatrix} \delta_{1p,p}, \delta_{1p,p}, \delta_{1p,p} \\ \delta_{2p,p}, \delta_{2p,p}, \delta_{2p,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{옵션 } skew_{t-1} \\ \text{주가지수수익률 } skew_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\text{option},t} \\ \varepsilon_{\text{stock},t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

여기서, 옵션  $skew_t$ 는 t시점의 옵션의 위험중립분포 왜도로 Bakshi et al.(2003) 모형과 Corrado and Su(1996) 모형으로 추정된 왜도인 BKM skew와 CS skew를 이용하였고, 주가지수수익률의  $skew_t$ 는 t시점의 주가지수 수익률분포의 왜도로 본 연구에서는 Chen et al.(2001)이 제시한 CHS skew와 과거 1달 동안의 주가지수 수익률로부터 추정된 왜도인 P skew를 사용한다.

### Ⅲ. 자 료

본 연구에 사용되는 데이터 표본기간은 2002년 1월부터 2006년 7월까지의 KOSPI200 주가지수옵션 자료를 이용하였다. 옵션의 변동성 왜도를 구하는데 필요한 KOSPI200 주가지수와 KOSPI200 주가지수 옵션 가격의 데이터는 한국거래소로부터 구하였다. 우리나라의 경우 KOSPI200 현물의 경우 오후 3시에 장이 마감되지만, KOSPI200 옵션 시장의 경우 추가로 15분간의 시간이 주어지기 때문에 최종 15분간은 기초자산인 주식의 거래는 배제된 채 옵션만의 거래가 이루어지게 된다. 또한 주식시장의 경우 오후 2시 50분부터 동시호가를 위한 거래가 진행되므로 오후 2시 50분부터 오후 3시까지의 거래

또한 옵션가격과 주가가격이 동시에 대응되지 않는다. 그러므로 본 연구에서는 주식과 옵션의 마감시간의 불일치에서 발생할 수 있는 가격괴리를 제거하기 위해 일별 종가 대신에 거래일별로 오후 2시 50분의 옵션 지수를 추출하되 2시 50분에 거래가 없는 옵션에 대해서는 2시 49분, 2시 48분 등으로 1분씩 거래자료를 확인하여 거래가 있는 경우만을 최종 추출하였다.

Bakshi et al.(2003) 모형과 Corrado and Su(1996) 모형을 이용한 왜도의 경우 일별로 만기가 동일한 최근월물 옵션(nearest-term options)만을 추출하여 이용하며, 내가격, 등가격 옵션을 제외한 외가격 옵션만을 이용하여 구하였다. 이는 대부분의 거래량이 외가격 옵션에 집중되어 있고, 특정 행사가격을 지닌 내가격 콜옵션과 외가격 풋옵션은 풋·콜 패리티(put-call parity)관계에 의해 같은 값을 가지기 때문에 중복자료의 이용을 배제하고 왜도를 구하기 위해 외가격 옵션만을 이용하였다. 가격도는 Bakshi and Kapadia(2003)가 제시한 S/K의 값으로 구분하거나, 옵션의 잔존만기에 대한 영향력까지 고려하는 옵션의 델타로 구분하는 Bollen and Whaley(2004)의 방법이 있다. 본 연구에서는 가격도 구분에 있어 Bakshi and Kapadia(2003)가 제시한 방법을 이용한다. 가격도는 콜옵션의 경우  $S/K < 0.97$ 의 경우 외가격,  $0.97 \leq S/K < 1.03$ 은 등가격,  $S/K \geq 1.03$ 의 경우는 내가격으로 구분하였으며, 풋옵션의 경우  $S/K < 0.97$ 의 경우 내가격,  $0.97 \leq S/K < 1.03$ 은 등가격,  $S/K \geq 1.03$ 의 경우는 외가격으로 구분하였다. 또한 잔존만기가 7일 이하인 옵션인 경우 차기월물로의 만기이동(roll-over)에 의하여 거래량이 급감하여 유동성 위험을 가지고 있기 때문에 왜곡이 나타날 가능성이 있으므로 표본에서 제외하였다. 가격의 이산성(discrete)을 통제하기 위해서 옵션가격이 0.02 보다 작은 옵션의 경우도 표본에서 제외하였으며, 무차익 거래조건(no-arbitrage condition)을 만족시키지 않는 옵션 또한 제외하였다. 그리고 옵션 데이터 처리시 배당에 대한 효과는 고려하지 않았다. 물론 강장구 등(2008)의 연구에서처럼 배당효과를 고려하면 보다 정확한 분석이 가능하겠지만 KOSPI200 지수에 해당하는 종목 대부분이 12월 결산 법인으로 1년에 1회 배당이 지급되기 때문에 지수값 조정시 배당수익률로서의 조정이 쉽지 않다. 그러므로 본 연구에서는 배당에 대한 효과는 고려하지 않았다. 단기 금리로는 CD 91일물 금리를 이용한다. CD 91일물 금리의 경우 10개 증권회사의 대표 수익률로 계산되어지기 때문에 엄밀히 말해서 신용위험이 존재하며, 무위험 이자율이라고 할 수 없지만 우리나라의 경우 CD 91일물 금리가 단기 금리를 대표하는 지표로써 널리 이용되고 있으며, 또한 한국증권협회도 옵션의 이론가격 산출시 무위험 이자율 대용치로 CD 91일물을 이용하고 있기 때문에, 본 연구에서는 단기 금리로 CD 91일물 금리를 이용한다.

## IV. 실증분석

### 1. 기초 통계량

<표 1>은 본 연구에서 사용한 변수들의 기초통계량을 나타낸다. 옵션의 위험중립분포 왜도는 Bakshi et al.(2003) 모형을 이용하여 비모수적으로 추정한 BKM skew et al. (1996)의 모형을 이용해 모수적으로 추정한 CS skew를 사용하였으며, 주가지수 수익률 분포의 왜도는 Chen et al.(2001)의 모형으로 추정한 CHS skew와 과거 1달 동안의 주가지수 수익률 분포로부터 추정한 P skew를 사용한다. 각각의 변수들에 대한 평균값은 BKM skew는 -0.4024, CS skew는 -0.3016, CHS skew는 -0.1196 그리고 P skew는 -0.026으로 나타났다. 또한 주가지수 수익률 분포의 평균값은 0.0008로 나타났으며 왜도가 음의 값을, 첨도가 3보다 큰 급첨(leptokurtic) 분포를 가지는 것으로 나타났다. 즉, KOSPI200 주가지수 수익률의 분포 또한 정규분포를 따르지 않는다고 결론 내릴 수 있다. 또한 옵션 시장에서 관찰되는 위험중립분포 왜도는 실제 주가지수 수익률 분포의 왜도에 비하여 큰 값을 나타내고 있다. Bakshi and Madan(2006)은 옵션으로부터 추정된 위험중립분포가 투자자들의 위험 회피도를 반영하고 있기 때문에 주가지수 수익률 분포의 왜도에 비해 큰 값을 갖는 것으로 결론지었다. 변동성의 경우에서도 Jackwerth and Rubinstein(1996)은 옵션의 내재변동성이 항상 실현변동성 보다 큰 값을 보이고 있다는 점을 밝혔다. 이러한 현상은 Bakshi and Kapadia(2003)가 증명한 음의 변동성 위험 프리미엄(negative volatility risk premium) 현상과 일치하는 결과이다.

<표 1> 기초 통계량

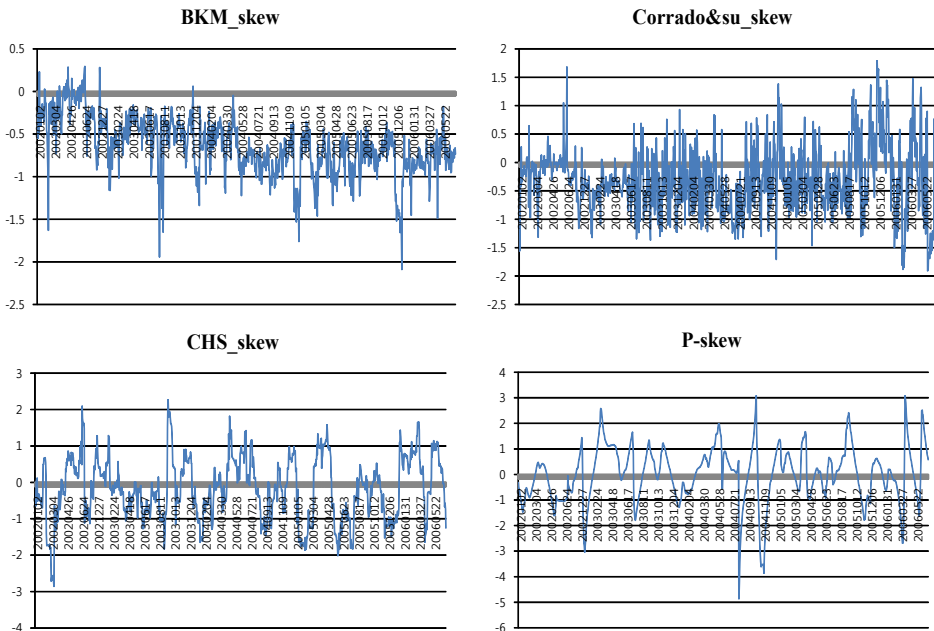
본 표는 변수 별 기초 통계량을 나타낸다. 표본기간은 2002년 1월부터 2006년 7월이며, 옵션의 위험중립분포 왜도인 BKM skew는 Bakshi et al.(2003)이 제시한 비모수적 방법으로 구하였으며, CS skew는 Corrado and Su(1996)이 제시한 모수적 방법으로 추정하였다. KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도인 CHS skew는 Chen et al.(2001)이 제시한 방법으로 구하였으며, P skew는 과거 1달 동안의 주가지수 수익률로부터 추정한 왜도를 의미한다.

변수	평균	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도	관측수
BKM skew	-0.4024	1.2812	-2.4733	0.4317	-0.1210	0.5298	2111
Corrado and Su skew	-0.3016	1.7950	-1.9027	0.5839	0.4039	0.7092	2111
CHS skew	-0.1196	2.9721	-2.8548	0.8767	0.1527	-0.2312	2111
P skew	-0.0260	2.2857	-2.8730	0.5969	-0.2247	1.0887	2111
KOSPI200 주가지수 수익률	0.0008	0.0850	-0.1202	0.0209	-0.0761	5.2662	2111

<그림 1>은 2002년 1월부터 2006년 7월까지의 옵션데이터로부터 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도인 CS skew와 BKM skew 그리고 주가지수 왜도인 CHS skew, P skew의 일별 추이를 나타낸다.

<그림 1> 주요 변수들의 일별 추이

본 그래프는 2002년 1월부터 2006년 7월까지의 일별 증가를 이용하여 구한 변수들의 추이를 나타낸다. 옵션의 위험중립분포 왜도인 BKM skew는 Bakshi et al.(2003)이 제시한 비모수적 방법으로 구하였으며, CS skew는 Corrado and Su(1996)이 제시한 모수적 방법으로 추정하였다. KOSPI200 주가지수 수익률 분포의 왜도인 CHS skew는 Chen et al.(2001)이 제시한 방법으로 구하였으며, P skew는 과거 1달 동안의 주가지수 수익률로부터 추정한 왜도를 의미한다.



<표 2>는 VAR 분석에 앞서 시계열 자료들에 대한 안정성(stationary) 검정을 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법과 PP(Phillips-Perron) 검정법을 이용하여 각각의 변수들에 대한 단위근(unit root) 검정을 실시한 결과를 제시한다. 분석 결과 BKM skew, CS skew, CHS skew, P skew, KOSPI200 수익률 모두 ADF 검정법과 PP 검정에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되어 안정적인(stationary) 시계열로 나타났으며, 따라서 이들 변수를 이용하여 시계열 분석이 가능하다고 볼 수 있다.

<표 2> 단위근 검정

본 표는 각 변수들 간의 단위근 검정(unit-root test) 결과를 나타낸다. 표본기간은 2002년 1월부터 2006년 7월이다. 상수항 (1)은 상수항만을, 추세선 (2)는 상수항과 추세선을 동시에 포함하여 분석한 결과며, 괄호 안은 p값을 나타낸다.

구 분	ADF			PP		
		상수항 (1)	추세선 (2)		상수항 (1)	추세선 (2)
BKM skew	Rho	-236.156** (-0.0001)	-360.888** (-0.0001)	Rho	-293.504** (-0.0001)	-439.407** (-0.0001)
	T	-10.86** (<.0001)	-13.42** (<.0001)	T	-12.72** (<.0001)	-15.87** (<.0001)
	F	59.00** (-0.001)	90.04** (-0.001)			
CS skew	Rho	-259.765** (0.0001)	-260.439** (0.0001)	Rho	-391.545** (0.0001)	-392.826** (0.0001)
	T	-11.39** (<.0001)	-11.39** (<.0001)	T	-16.07** (<.0001)	-16.09** (<.0001)
	F	64.89** (0.001)	64.92** (0.001)			
CHS skew	Rho	-136.091** (-0.0001)	-136.060** (-0.0001)	Rho	-132.071** (-0.0001)	-132.041** (-0.0001)
	T	-8.23** (<.0001)	(-8.22** (<.0001)	T	-8.23** (<.0001)	-8.23** (<.0001)
	F	33.86** (-0.001)	33.85** (-0.001)			
P skew	Rho	-153.442** (-0.0001)	-159.883** (-0.0001)	Rho	-174.474** (-0.0001)	-181.596** (-0.0001)
	T	-8.75** (<.0001)	-8.94** (<.0001)	T	-9.59** (<.0001)	-9.79** (<.0001)
	F	38.32** (-0.001)	39.92** (-0.001)			

## 2. 왜도 간의 정보효과

### 2.1 BKM skew와 CHS skew 간에 정보효과

<표 3>은 BKM skew와 CHS skew 간의 VAR 모형 분석 결과를 나타낸다.<sup>2)</sup> 먼저 KOSPI200 주가지수 수익률 분포의 왜도인 CHS skew가 비모수적으로 추정된 옵션의

2) BKM skew와 CHS skew 간의 VAR 분석을 하기 앞서 적정차수로 시차 8을 적용한다. 본 연구에서는 Killian (2001)의 주장에 의거하여 적정차수를 결정하는데 있어서 가장 정확한 방법인 AIC값이 최소로 나타나는 경우를 적정 차수로 결정하였으며 분석결과 시차 8에서 AIC값이 가장 작은 것으로 나타났다. 따라서 VAR 분석, Granger 인과관계 분석시 시차 8을 적용하였다.

위험중립분포 왜도인 BKM skew를 선행하는 효과가 있는지를 나타내는 계수인  $\gamma_j$ 의 경우 시차 4인 경우를 제외하고 모두 유의하지 않은 결과로 나타났다. 즉, KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도가 비모수적으로 추정된 옵션의 위험중립 분포의 3차 적률인 변동성 왜도에 대한 강한 정보효과를 지니지 않는다는 결론 내릴 수 있다. 반면, 비모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도인 BKM skew가 KOSPI200 주가지수

<표 3> BKM skew와 CHS skew VAR 모형 검증

본 표는 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도와 옵션의 위험중립분포 왜도가 서로에 대한 정보효과를 갖는지 알아보기 위한 VAR(Vector Autoregressive) 모형과 Granger 인과관계 검정의 검증 결과를 나타낸다. VAR 검정과 Granger 인과관계 검정은 AIC의 값을 고려하여 시차 8을 사용한다. 괄호 안의 값은 t-통계량을 의미한다. \*는 5% 유의수준, \*\*는 1% 유의 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

$$BKM\ skew_t = \alpha + \sum_{i=1}^8 \beta_i BKM\ skew_{t-i} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j CHS\ skew_{t-j} + \epsilon_t$$

$$CHS\ skew_t = \alpha + \sum_{i=1}^8 \beta_i^* CHS\ skew_{t-i} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j^* BKM\ skew_{t-j} + \epsilon_t$$

가. VAR 검증

변수	BKM skew <sub>t</sub>		CHS skew <sub>t</sub>	
$\alpha$	-0.03348**	(-4.57)	-0.00205	(-0.21)
BKM skew <sub>t-1</sub>	0.63571**	(29.08)	0.12021**	(4.14)
BKM skew <sub>t-2</sub>	0.09017**	(3.47)	-0.08200**	(-2.38)
BKM skew <sub>t-3</sub>	0.06156**	(2.36)	-0.04149	(-1.20)
BKM skew <sub>t-4</sub>	-0.01204	(-0.46)	0.00906	(0.26)
BKM skew <sub>t-5</sub>	0.02015	(0.78)	0.02994	(0.87)
BKM skew <sub>t-6</sub>	0.04939	(1.90)	-0.06133	(-1.78)
BKM skew <sub>t-7</sub>	0.01701	(0.66)	-0.02685	(-0.78)
BKM skew <sub>t-8</sub>	0.05608**	(2.57)	0.06599**	(2.28)
CHS skew <sub>t-1</sub>	-0.00647	(-0.39)	0.96684**	(44.17)
CHS skew <sub>t-2</sub>	0.00493	(0.21)	-0.02816	(-0.93)
CHS skew <sub>t-3</sub>	0.02066	(0.90)	-0.01959	(-0.64)
CHS skew <sub>t-4</sub>	-0.05212**	(-2.27)	0.04613	(1.52)
CHS skew <sub>t-5</sub>	-0.00331	(-0.14)	-0.02192	(-0.72)
CHS skew <sub>t-6</sub>	0.03163	(1.38)	-0.01135	(-0.37)
CHS skew <sub>t-7</sub>	-0.01366	(-0.60)	-0.00014	(-0.00)
CHS skew <sub>t-8</sub>	0.01253	(0.76)	0.00664	(0.30)

나. Granger 인과관계 검증

귀무가설	관측수	Chi-Square	p-value
CHS skew는 BKM skew에 Granger 인과하지 않는다.	2111	11.13	0.1945
BKM skew는 CHS skew에 Granger 인과하지 않는다.	2111	26.82	0.0008***

수익률 분포의 왜도인 CHS skew를 선행하는 효과가 지니는지를 나타내는 계수인  $\gamma_j^*$ 는 시차 1, 2, 8에서 유의한 값을 나타냈다. 즉, BKM skew는 CHS skew에 대한 정보효과를 가지며 시차 1에서는 양의 방향으로 0.12021만큼 CHS skew에 영향을 미치는 반면 시차 2의 경우는 음의 방향으로 -0.08200만큼 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 통해 비모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도인 BKM skew는 주가지수 수익률분포의 왜도인 CHS skew를 약 2일 정도 선도(lead)하며 직전 2일전에는 음의 방향으로 영향을 미치는 반면 직전 1일전에는 양의 방향으로 미치는 것을 알 수 있다.

이는 옵션의 변동성 왜도가 주가지수 수익률에 대한 예측력을 지닌다고 주장한 Doran et al.(2007, 2010), Kim and Lee(2010)의 연구결과와 유사하게 비모수적으로 추정된 옵션의 변동성 왜도가 미래 주가지수 수익률 분포에 영향을 미치고 있다고 분석할 수 있다. 따라서 옵션의 변동성 왜도가 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도를 선도(lead)한다고 결론지을 수 있다. 또한 Granger 인과관계 검증 결과를 살펴보면, CHS skew는 BKM skew를 Granger 인과하지 않는다는 귀무가설이 기각 되지 못하는 결과로 보아 주가지수 수익률분포의 왜도의 정보는 비모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도에 대한 예측력을 지니지 못한다고 결론 내릴 수 있다. 반면 BKM skew는 CHS skew를 Granger 인과하지 않는다는 귀무가설은 1% 유의수준에서 강하게 기각하는 것으로 나타났다. 따라서 비모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도는 KOSPI200 주가지수 수익률 분포의 왜도에 대한 예측력을 지니는 것으로 추론할 수 있다.

## 2.2 CS skew와 CHS skew 간에 정보효과

<표 4>는 CS skew와 CHS skew 간의 VAR 모형 분석 결과를 나타낸다.<sup>3)</sup> 우선, KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도인 CHS skew가 모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도인 CS skew를 선행하는 효과가 있는지를 나타내는 계수인  $\gamma_j$ 의 경우 모두 유의하지 않은 결과로 나타났다. 즉, KOSPI200 주가지수 수익률 분포의 왜도는 모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포의 3차 적률인 변동성 왜도에 대한 정보효과가 없다는 결론을 내릴 수 있다. 또한 모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도인 CS skew가 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도인 CHS skew를 선행하는 효과가 지니는지를 나타내는 계수인  $\gamma_j^*$  역시 모두 유의하지 않은 결과를 나타냈다. 즉, CS skew는 CHS skew에 대한 정보효과를 가지지 못함을 알 수 있다. 이는 비모수적 방법(nonparametric

3) CS skew와 CHS skew 간의 VAR 분석을 위해서는 AIC값이 최소로 나타나는 시차 5를 적용한다.



<표 4> CS skew와 CHS skew VAR 모형 검증

본 표는 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도와 옵션의 위험중립분포 왜도가 서로에 대한 정보효과를 갖는지 알아보기 위한 VAR(Vector Autoregressive) 모형과 Granger 인과관계 검정의 검증 결과를 나타낸다. VAR검정과 Granger 인과관계 검정은 AIC의 값을 고려하여 시차 5를 사용한다. 괄호 안의 값은 t-통계량을 의미한다. \*는 5% 유의수준, \*\*는 1% 유의 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

$$CS\ skew_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i CS\ skew_{t-i} + \sum_{j=1}^5 \gamma_j CHS\ skew_{t-j} + \epsilon_t$$

$$CHS\ skew_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i^* CHS\ skew_{t-i} + \sum_{j=1}^5 \gamma_j^* CS\ skew_{t-j} + \epsilon_t$$

가. VAR 검정

변수	CS skew <sub>t</sub>		CHS skew <sub>t</sub>	
α	-0.08813	(-4.87)	-0.01464	(-1.27)
CS skew <sub>t-1</sub>	0.39734	(12.67)	-0.00164	(-0.08)
CS skew <sub>t-2</sub>	0.23429	(6.95)	-0.00085	(-0.04)
CS skew <sub>t-3</sub>	0.02442	(0.71)	-0.01378	(-0.62)
CS skew <sub>t-4</sub>	-0.03447	(-1.02)	0.00266	(0.12)
CS skew <sub>t-5</sub>	0.10307	(3.29)	0.00730	(0.36)
CHS skew <sub>t-1</sub>	-0.05939	(-1.20)	0.95916	(30.40)
CHS skew <sub>t-2</sub>	0.09317	(1.36)	-0.01173	(-0.27)
CHS skew <sub>t-3</sub>	-0.01679	(-0.25)	-0.00182	(-0.04)
CHS skew <sub>t-4</sub>	0.01625	(0.24)	0.04449	(1.02)
CHS skew <sub>t-5</sub>	-0.06158	(-1.25)	-0.05588	(-1.77)

나. Granger Causality test

귀무가설	관측수	Chi-Square	p-value
CHS skew는 CS skew에 Granger 인과하지 않는다.	2111	5.64	0.4646
CS skew는 CHS skew에 Granger 인과하지 않는다.	2111	2.50	0.8681

approach)으로 추정한 Bakshi et al.(2003) 모형의 BKM skew와 달리 모수적 방법(parametric approach)으로 추정한 Corrado and Su(1996) 모형의 CS skew의 경우 주가지수 수익률 분포에 대한 예측력을 지닌다는 정보가 없음을 추정 할 수 있다. Granger 인과관계 검증 결과를 살펴보면 CHS skew는 CS skew를 Granger 인과하지 않는다는 귀무가설이 기각 되지 못하는 결과로 보아선 주가지수 수익률분포의 왜도의 정보는 모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도에 대한 예측력을 지니지 못한다고 결론지을 수 있다. 또한 CS skew는 CHS skew를 Granger 인과하지 않는다는 귀무가설 역시 기각 되지 못하는 결과로 보아 모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도는 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도에 대한 예측력을 지니지 못하는 것으로 추론할 수 있다.

### 2.3 BKM skew와 P skew 간의 정보효과

<표 5>는 BKM skew와 P skew 간의 VAR 모형 분석 결과를 나타낸다.<sup>4)</sup> 먼저, KOSPI 200 주가지수 수익률분포의 왜도인 P skew가 비모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도인 BKM skew를 선행하는 효과가 있는지를 나타내는 계수인  $\gamma_j$ 의 경우 모두 유의하지 않은 것을 볼 수 있다. 즉, 과거 한 달 동안의 주가지수 수익률로부터 추정된

#### <표 5> BKM skew와 P skew VAR 모형 검증

본 표는 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도와 옵션의 위험중립분포 왜도가 서로에 대한 정보효과를 갖는지 알아보기 위한 VAR(Vector Autoregressive) 모형과 Granger 인과관계 검정의 검증 결과를 나타낸다. VAR 검증과 Granger 인과관계 검정은 AIC의 값을 고려하여 시차 7을 사용한다. 괄호 안의 값은 t-통계량을 의미한다. \*는 5% 유의수준, \*\*는 1% 유의 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

$$BKM\ skew_t = \alpha + \sum_{i=1}^7 \beta_i BKM\ skew_{t-i} + \sum_{j=1}^7 \gamma_j P\ skew_{t-j} + \epsilon_t$$

$$P\ skew_t = \alpha + \sum_{i=1}^7 \beta_i^* P\ skew_{t-i} + \sum_{j=1}^7 \gamma_j^* BKM\ skew_{t-j} + \epsilon_t$$

#### 가. VAR 검증

변수	BKM skew <sub>t</sub>		P skew <sub>t</sub>	
$\alpha$	-0.03609**	(-4.95)	0.00006	(0.01)
BKM skew <sub>t-1</sub>	0.63772**	(29.22)	0.07368**	(2.16)
BKM skew <sub>t-2</sub>	0.09308**	(3.60)	-0.00377	(-0.09)
BKM skew <sub>t-3</sub>	0.06498**	(2.51)	-0.06773	(-1.67)
BKM skew <sub>t-4</sub>	-0.00924	(-0.36)	-0.02956	(-0.73)
BKM skew <sub>t-5</sub>	0.01691	(0.65)	0.08881**	(2.20)
BKM skew <sub>t-6</sub>	0.04974	(1.93)	-0.01261	(-0.31)
BKM skew <sub>t-7</sub>	0.05848**	(2.69)	-0.03573	(-1.05)
P skew <sub>t-1</sub>	-0.01855	(-1.35)	1.12809	(52.69)
P skew <sub>t-2</sub>	0.01097	(0.53)	-0.18310	(-5.69)
P skew <sub>t-3</sub>	-0.01436	(-0.69)	0.08009	(2.47)
P skew <sub>t-4</sub>	0.03213	(1.55)	-0.05567	(-1.72)
P skew <sub>t-5</sub>	0.00805	(0.39)	0.04015	(1.24)
P skew <sub>t-6</sub>	-0.02323	(-1.13)	-0.25315	(-7.87)
P skew <sub>t-7</sub>	-0.00124	(-0.09)	0.20478	(9.56)

#### 나. Granger Causality test

귀무가설	관측수	Chi-Square	p-value
P skew는 BKM skew에 Granger 인과하지 않는다.	2111	9.47	0.2209
BKM skew는 P skew에 Granger 인과하지 않는다.	2111	12.57	0.0832*

4) BKM skew와 P skew 간의 VAR분석을 위해 AIC값이 최소로 나타나는 시차 8을 적용한다.

P skew는 비모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포의 3차 적률인 변동성 왜도에 대한 강한 정보효과를 지니지 않는다고 결론 내릴 수 있다. 한편, 비모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도인 BKM skew가 KOSPI200 주가지수 수익률 분포의 왜도인 P skew를 선행하는 효과가 지니는지를 나타내는 계수인  $\gamma_j^*$ 는 시차 1, 5에서 유의한 값을 나타냈다. 즉, BKM skew는 P skew에 대한 정보효과를 가지며 시차 1에서는 양의 방향으로 0.07368만큼 그리고 시차 5에서는 양의 방향으로 0.08881만큼 P skew에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 결론적으로 비모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도인 BKM skew가 주가지수 수익률분포의 왜도인 P skew를 약 1일 정도 선도한다고 볼 수 있다. 즉, 비모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포왜도가 과거 1달 동안의 KOSPI200 주가지수 수익률로부터 구한 P skew를 선도한다는 결론을 내릴 수 있다.

이와 같은 결과는 앞에서 언급한 바와 같이 옵션의 변동성 왜도가 주가지수 수익률에 대한 예측력을 지닌다고 주장한 Doran et al.(2007, 2010), Kim and Lee(2010)의 연구 결과와 유사하게 옵션의 변동성 왜도가 미래 주가지수 수익률 분포에 영향을 미치기 때문에 미래 주가지수 수익률분포의 3차 적률인 P skew에도 영향을 미칠 수 있다고 가정한 본 연구의 가설을 지지하는 결과라고 볼 수 있다. Granger 인과관계 검증 결과를 살펴보면 P skew는 BKM skew를 Granger 인과하지 않는다는 귀무가설이 기각 되지 못하는 결과로 보아선 과거 1달간의 주가지수 수익률로 추정된 왜도의 정보는 비모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포왜도에 대한 예측력을 지니지 못한다고 결론지을 수 있다. 반면 BKM skew는 P skew를 Granger 인과하지 않는다는 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각하는 것으로 보아 앞에서의 VAR 분석결과와 일맥상통하게 비모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도는 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도에 대한 예측력을 지닌다고 볼 수 있다.

#### 2.4 CS skew와 P skew 간의 정보효과

<표 6>은 CS skew와 P skew 간의 VAR 모형 분석 결과를 나타낸다.<sup>5)</sup> 우선, KOSPI 200주가지수 수익률분포의 왜도인 P skew가 모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도인 CS skew를 선행하는 효과가 있는지를 나타내는 계수인  $\gamma_j$ 의 경우 모두 유의하지 않은 것을 볼 수 있다. 즉, 과거 한 달 동안의 주가지수 수익률로부터 추정된 P skew는 모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포의 3차 적률인 변동성 왜도에 대한 정보효과가

5) CS skew와 P skew 간의 VAR분석을 위해 AIC값이 최소로 나타나는 시차 5를 적용한다.

존재하지 않는다는 결론 내릴 수 있다. 이와 함께 모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도인 CS skew가 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도인 P skew를 선행하는 효과가 지니는지를 나타내는 계수인  $\gamma_j$  역시 모두 유의하지 못한 값을 나타냈다. 즉, CS skew는 P skew에 대한 정보효과를 가지지 않는 것으로 나타났다. 이 결과는 앞서 검증한 바와 동일하게 비모수적 방법(nonparametric approach)으로 추정된 Bakshi et al.(2003) 모형의 변동성 왜도와 달리 모수적 방법(parametric approach)으로 추정된 Corrado and Su(1996) 모형의 변동성 왜도의 경우 주가지수 수익률 분포에 대한 예측력을 지닌다는 정보가 없음을 추론해 볼 수 있다. Granger 인과관계 검증 결과를 살펴보면 P skew는 CS skew를

<표 6> CS skew와 P skew VAR 모형 검증

본 표는 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도와 옵션의 위험중립분포 왜도가 서로에 대한 정보효과를 갖는지 알아보기 위한 VAR(Vector Autoregressive) 모형과 Granger 인과관계 검정의 검증 결과를 나타낸다. VAR 검정과 Granger 인과관계 검정은 AIC의 값을 고려하여 시차 6을 사용한다. 괄호 안의 값은 t-통계량을 의미한다. \*는 5% 유의수준, \*\*는 1% 유의 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

$$CS\ skew_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \beta_i CS\ skew_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \gamma_j P\ skew_{t-j} + \epsilon_t$$

$$P\ skew_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \beta_i^* P\ skew_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \gamma_j^* CS\ skew_{t-j} + \epsilon_t$$

가. VAR 검증

변수	CS skew <sub>t</sub>		P skew <sub>t</sub>	
$\alpha$				
CS skew <sub>t-1</sub>	-0.08179	(-4.61)	0.00443	(0.48)
CS skew <sub>t-2</sub>	0.39784	(12.60)	0.01248	(0.76)
CS skew <sub>t-3</sub>	0.23248	(6.87)	-0.01171	(-0.66)
CS skew <sub>t-4</sub>	0.02478	(0.72)	0.00556	(0.31)
CS skew <sub>t-5</sub>	-0.02813	(-0.81)	0.00587	(0.32)
CS skew <sub>t-6</sub>	0.10453	(3.10)	0.01070	(0.61)
P skew <sub>t-1</sub>	-0.00185	(-0.06)	-0.01508	(-0.91)
P skew <sub>t-2</sub>	0.03969	(0.66)	1.24497	(39.42)
P skew <sub>t-3</sub>	-0.11100	(-1.15)	-0.17077	(-3.39)
P skew <sub>t-4</sub>	0.00953	(0.10)	-0.06778	(-1.34)
P skew <sub>t-5</sub>	0.07721	(0.80)	-0.01366	(-0.27)
P skew <sub>t-6</sub>	-0.04631	(-0.48)	-0.04090	(-0.81)
P skew <sub>t-6</sub>	0.01172	(0.19)	-0.00363	(-0.11)

나. Granger Causality test

귀무가설	관측수	Chi-Square	p-value
P skew는 CS skew에 Granger 인과하지 않는다.	2111	4.53	0.6053
CS skew는 P skew에 Granger 인과하지 않는다.	2111	1.92	0.9266

Granger 인과하지 않는다는 귀무가설이 기각되지 못하는 결과로 보아선 과거 1달간의 주가지수 수익률로 추정된 왜도의 정보는 모수적으로 추정된 옵션의 위험중립 분포 왜도에 대한 예측력을 지니지 못한다고 결론 지을 수 있다. 또한 CS skew는 P skew를 Granger 인과하지 않는다는 귀무가설 역시 기각 되지 못하는 결과로 보아 모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도는 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도에 대한 예측력을 지니지 못하는 것으로 추론할 수 있다.

### 3. 충격반응분석 및 분산분해 분석

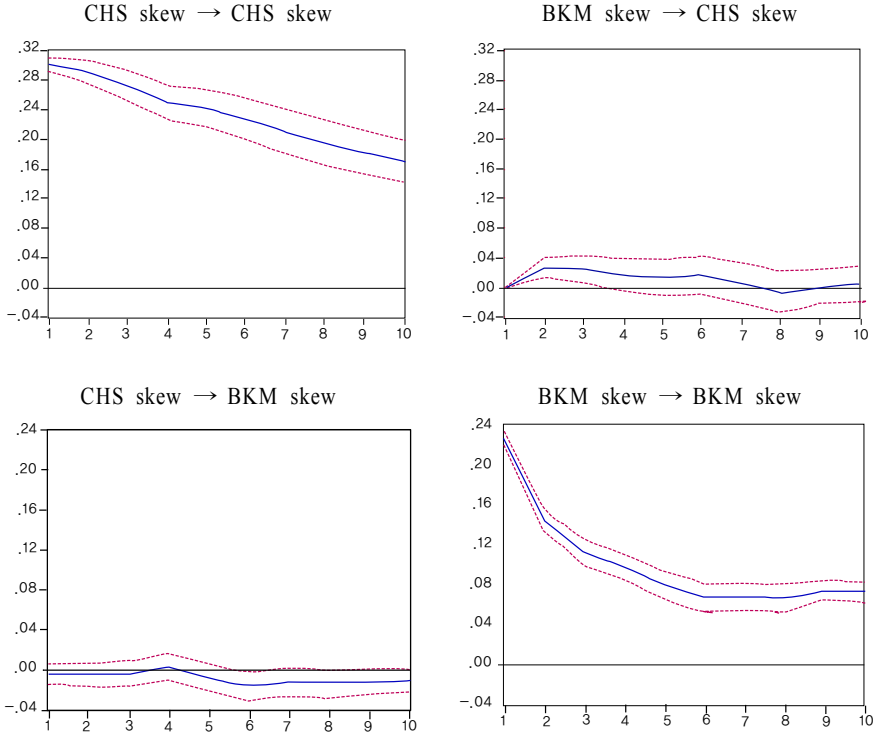
#### 3.1 충격반응분석

본 연구는 옵션의 위험중립분포 왜도(BKM skew, CS skew)와 KOSPI200 주가지수 수익률분포왜도(CHS skew와 P skew)간에 나타나는 동태적인 상호작용을 좀 더 자세히 분석하기 위해 충격반응분석을 실시하였다. 충격반응분석은 VAR 모형 내의 각 회귀식의 오차항을 개별적인 이동평균(MA) 프로세스로 분해한 후 각 프로세스의 계수들을 추정하여 충격반응의 형태를 구하는 분석이다. 즉, 어떤 특정 내생변수에 전달된 충격은 VAR 모형의 동적 구조를 통해 해당 변수뿐만 아니라 다른 모든 내생변수들로 전이되므로 한 변수에 가해진 충격은 다른 변수의 현재와 미래변화에 영향을 미치게 된다. 이 과정에서 VAR 모형 내의 각각의 오차항은 서로 상관관계를 갖게 되는데 이를 콜레스키 분해를 통해서 상관관계를 소거하는 과정에서 각 이동 평균 프로세스의 계수를 추정함으로써 충격이 변수 간에 전달되는 형태를 구할 수 있다.

<그림 2>는 BKM skew와 CHS skew의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. CHS skew의 자신의 충격에 대한 반응을 살펴보면 시차10일 이후에도 지속되고 있으며 양(+)의 방향으로 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이는 주가지수 수익률 분포의 왜도는 한 방향으로 일관되게 긴 시간 동안 지속되기 때문에 이러한 결과가 나온 것이라 추론할 수 있다. 또한 BKM skew의 자신의 충격에 대한 반응 또한 양(+)의 방향으로 시차 10일 이후에도 지속적으로 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 즉, 옵션의 위험중립분포 왜도 또한 한 방향으로 일관되게 긴 시간 동안 지속됨을 알 수 있다. 그리고 CHS skew가 BKM skew에 미치는 영향력은 미비한 반면 BKM skew가 CHS skew에 미치는 영향력은 양(+)의 방향으로 시차 7일에 걸쳐서 지속되고 있음을 알 수 있다. 따라서 충격반응분석을 통해서도 역시 VAR 분석과 대동소이하게 주가지수 수익률 분포의 왜도인 CHS skew는 비모수적 방법으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도인 BKM skew에 대한 예측력을 지니지 못하는 반면 BKM skew는 CHS skew에

<그림 2> BKM skew와 CHS skew의 충격반응분석 결과

본 그림은 BKM skew와 CHS skew의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 각 그래프의 x축은 충격이 발생한 후 며칠이 경과하였는지를 표시한다. 각 그래프의 제목에서 화살표 왼쪽에 위치한 변수는 충격이 발생한 변수, 화살표 오른쪽에 위치한 변수는 충격에 반응하는 변수를 나타낸다.

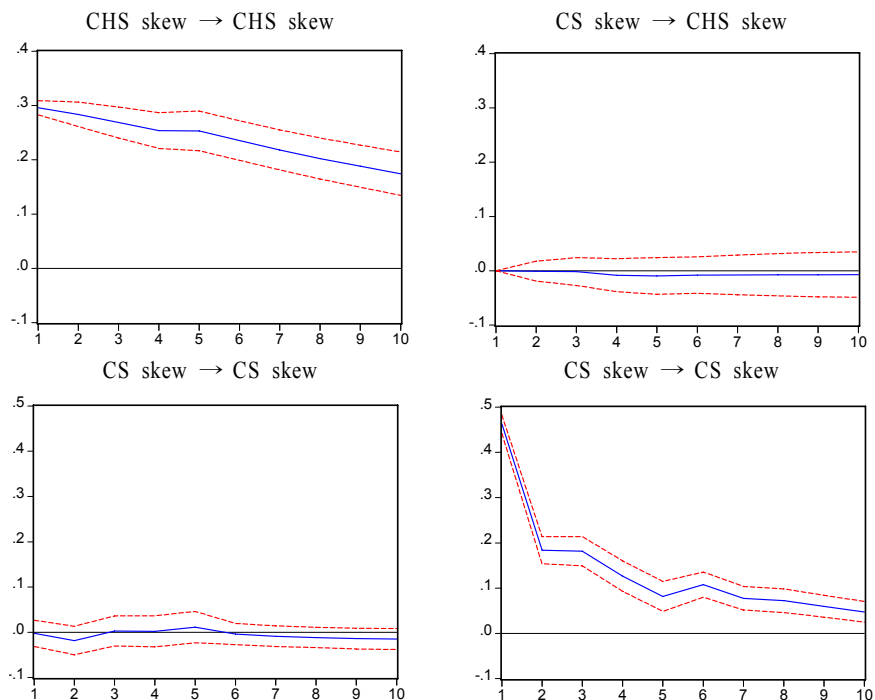


대한 예측기능을 지닌다는 결론을 내릴 수 있다.

<그림 3>은 CS skew와 CHS skew의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. CS skew와 CHS skew의 각각 자신의 충격에 대한 반응을 살펴보면 시차 10일 이후에도 지속되고 있으며 양(+)의 방향으로 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 즉, 옵션의 위험중립분포 왜도와 주가지수 수익률 분포의 왜도 또한 한 방향으로 일관되게 긴 시간 동안 지속됨을 알 수 있다. 그리고 CHS skew가 CS skew에 미치는 영향력을 분석해 본 결과 그 영향력이 미비한 한 것으로 나타났고, 이와 함께 CS skew 역시 CHS skew에 대해 큰 영향을 미치지 못한 것을 알 수 있다. 충격반응분석을 통해서도 역시 VAR 분석과 유사하게 주가지수 수익률 분포의 왜도인 CHS skew는 모수적 방법으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도인 CS skew에 대한 예측력을 지니지 못하고 CS skew 또한 CHS skew에 대한 예측기능을 지니지 않는다는 결론을 내릴 수 있다.

<그림 3> CS skew와 CHS skew의 충격반응분석 결과

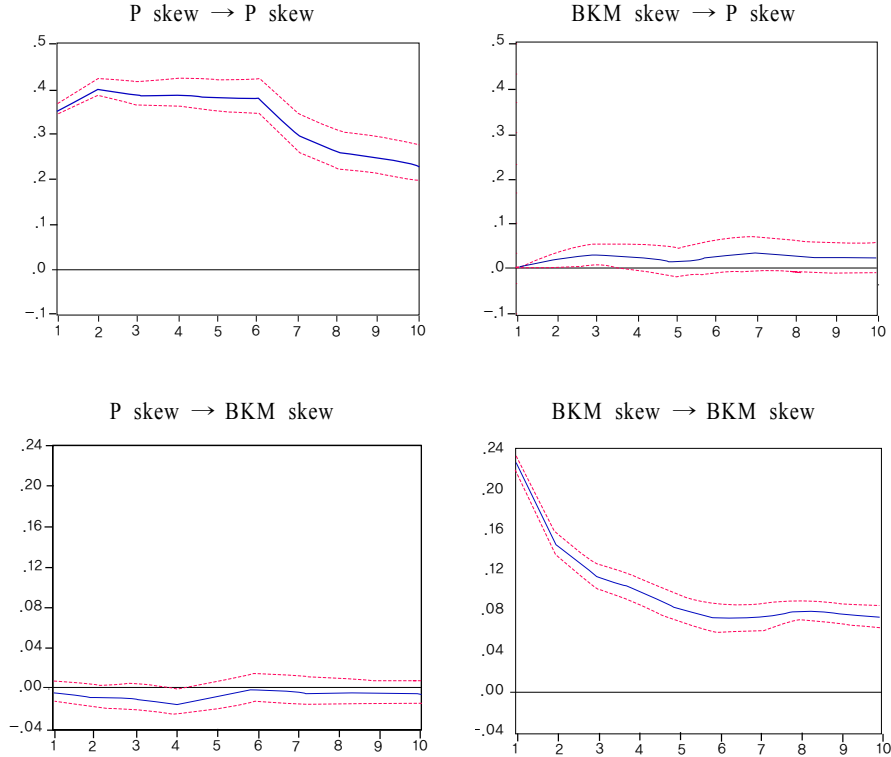
본 그림은 CS skew와 CHS skew의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 각 그래프의 x축은 충격이 발생한 후 며칠이 경과하였는지를 표시한다. 각 그래프의 제목에서 화살표 왼쪽에 위치한 변수는 충격이 발생한 변수, 화살표 오른쪽에 위치한 변수는 충격에 반응하는 변수를 나타낸다.



<그림 4>는 BKM skew와 P skew의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 각각의 왜도가 자신의 충격에 대한 반응을 살펴보면 앞서 언급한 충격반응분석 결과와 비슷하게 양(+)의 방향으로 시차 10일 이후에도 지속적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 주가지수 수익률 분포의 왜도와 옵션의 위험중립분포 왜도는 한 방향으로 일관되게 긴 시간 동안 영향이 지속되는 것이라 추론할 수 있다. 이와 함께 P skew가 BKM skew에 미치는 영향력은 (-)의 방향으로 시차 6일에 걸쳐서 지속되고 있으며 BKM skew가 P skew에 미치는 영향력은 양(+)의 방향으로 시차 10일에 걸쳐서 지속되는 것으로 나타났다. 즉, P skew가 BKM skew에 미치는 영향력보다 BKM skew가 P skew에 미치는 영향력의 지속성이 더 긴 것으로 보여진다. 이는 VAR분석과 충격반응분석이 동일하게 비모수적으로 추정한 옵션의 위험중립분포 왜도인 BKM skew는 주가지수 수익률 분포의 왜도인 P skew에 대한 예측력을 지니고 있음을 살펴볼 수 있다.

<그림 4> BKM skew와 P skew의 충격반응분석 결과

본 그림은 BKM skew와 P skew의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 각 그래프의 x축은 충격이 발생한 후 며칠이 경과하였는지를 표시한다. 각 그래프의 제목에서 화살표 왼쪽에 위치한 변수는 충격이 발생한 변수, 화살표 오른쪽에 위치한 변수는 충격에 반응하는 변수를 나타낸다.

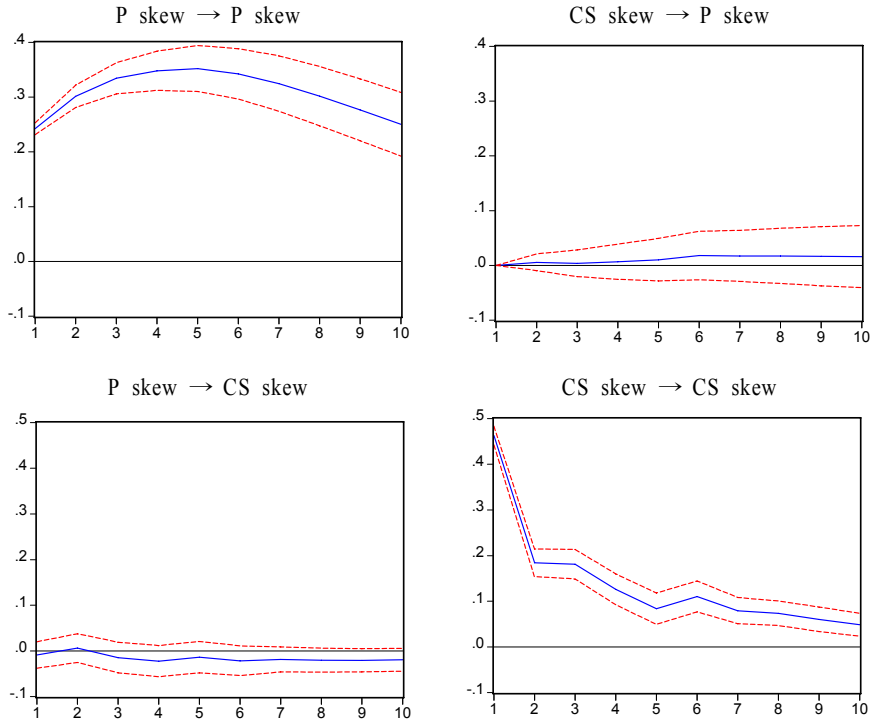


<그림 5>는 CS skew와 P skew의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 각각의 왜도가 자신의 충격에 대한 반응을 살펴보면 CS skew와 CHS skew의 충격반응분석 결과와 비슷하게 양(+)의 방향으로 시차 10일 이후에도 지속적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 주가지수 수익률 분포의 왜도와 옵션의 위험중립분포 왜도는 한 방향으로 일관되게 긴 시간 동안 지속되기 때문이라 추론할 수 있다. 반면 P skew가 CS skew에 미치는 영향력은 미비한 것으로 나타났으며, CS skew가 P skew에 미치는 영향력 역시 거의 없음을 볼 수 있다. 즉, P skew와 CS skew가 서로에게 영향력 미치지 않는 것으로 볼 수 있다. 따라서 VAR 분석과 유사하게 충격반응분석 또한 모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도인 CS skew는 주가지수 수익률분포의 왜도인 P skew에 대한 예측력을 지니지 못하고 P skew 역시 CS skew에 대한 예측기능을 지니지 못하고 있음을 나타낸다.



<그림 5> CS skew와 P skew의 충격반응분석 결과

본 그림은 CS skew와 P skew의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 각 그래프의 x축은 충격이 발생한 후 며칠이 경과하였는지를 표시한다. 각 그래프의 제목에서 화살표 왼쪽에 위치한 변수는 충격이 발생한 변수, 화살표 오른쪽에 위치한 변수는 충격에 반응하는 변수를 나타낸다.



### 3.2 분산분해 분석

본 연구는 옵션의 위험중립분포 왜도와 KOSPI 200 주가지수 수익률분포의 왜도 간에 나타나는 동태적인 상호작용을 좀 더 자세히 분석하기 위해 분산분해 분석을 실시하였다. 분산분해 분석은 특정 내생변수의 변동성을 VAR 모형 내의 각 오차항으로부터 전달된 충격들로 분해하는 형태로 이루어진다. 즉, 분산분해 분석을 통해서 특정 내생변수의 변화에 가장 큰 영향을 미치는 오차항이 어떤 것인지를 알아볼 수 있다. 본 연구에서는 분산분해 분석 시 출레스키 분해 방법을 이용하였다.

<표 7>과 <표 8>은 주가지수 수익률분포와 비모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도의 분산분해 분석 결과를 보여준다. 분석결과 CHS skew는 BKM skew의 전체 예측오차 분산을 약 0.0217~0.5843%정도 설명하는 것으로 나타났으며 BKM skew는

<표 7> 분산분해 분석 결과

본 표는 BKM skew, CS skew, CHS skew, P skew의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 분산분해 분석결과를 나타낸다. 각 시계열변수가 예측오차의 분산을 설명하는 비율을 변수별로 예측기간에 따라 나타내고 있으며, 표에서 BKM skew는 Bakshi, Kapadia, and Madan(2003) 모형의 모수중 비모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포왜도를, CHS skew는 Chen et al.(2001)이 제시한 KOSPI200 추가지수 수익률분포의 왜도를, P skew는 과거 1달 동안의 추가지수 수익률로부터 추정된 왜도를 나타낸다.

CHS skew				P skew			
Decomposition of BKM skew		Decomposition of CHS skew		Decomposition of BKM skew		Decomposition of P skew	
Period	BKM skew	CHS skew	Period	BKM skew	P skew	Period	P skew
1	99.9783	0.0217	1	100	0	1	0.1159
2	99.9629	0.0371	2	0.4512	99.5488	2	0.0959
3	99.9532	0.0468	3	0.6173	99.3827	3	0.0987
4	99.9484	0.0516	4	0.6124	99.3876	4	0.0976
5	99.8809	0.1191	5	0.5890	99.4110	5	0.1062
6	99.6306	0.3694	6	0.6399	99.3601	6	0.1051
7	99.4960	0.5040	7	0.6197	99.3803	7	0.1290
8	99.4157	0.5843	8	0.6015	99.3985		

<표 8> 분산분해 분석 결과

본 표는 CS skew, CHS skew, P skew의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 분산분해 분석결과를 나타낸다. 각 시계열변수가 예측오차의 분산을 설명하는 비율을 변수별로 예측기간에 따라 나타내고 있으며, 표에서 CS skew는 Corrado and Su(1996) 모형의 모수중 모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도를, CHS skew는 Chen et al.(2001)이 제시한 KOSPI200 추가지수 수익률분포의 왜도를, P skew는 과거 1달 동안의 추가지수 수익률로부터 추정된 왜도를 나타낸다.

CHS skew				P skew			
Decomposition of CS skew		Decomposition of CHS skew		Decomposition of CS skew		Decomposition of P skew	
Period	CS skew	CHS skew	Period	C&S skew	P skew	Period	P skew
1	100	0	1	0.0025	99.9975	1	0.0369
2	99.8757	0.1243	2	0.0041	99.9959	2	0.0145
3	99.8853	0.1147	3	0.0060	99.9940	3	0.0104
4	99.8887	0.1113	4	0.0340	99.9660	4	0.0071
5	99.8470	0.1530	5	0.0595	99.9405	5	0.0082
			6	99.6409	0.3591	6	0.0283

CHS skew의 전체 예측오차 분산을 약 0~0.6015% 정도 설명하는 것으로 나타났다. 미약 하기는 하지만 BKM skew의 CHS skew의 움직임에 대한 영향력은 CHS skew의 BKM skew의 움직임에 대한 영향력보다는 더 큰 것으로 추론해 볼 수 있다. 한편 BKM skew는 P skew의 전체 예측오차 분산을 약 0.1159~0.1290% 정도 설명하는 것으로 나타난 반면 P skew의 경우는 BKM skew의 전체 예측오차 분산을 약 0~0.0491% 정도 밖에 설명하지 못하는 것으로 나타났다. CHS skew는 CS skew의 전체 예측오차 분산을 약 0~0.1530% 정도 설명하는 것으로 나타났으며 CS skew는 CHS skew의 전체 예측오차 분산을 약 0.0025~0.0595% 정도 설명하는 것으로 나타났다. 이는 CS skew의 CHS skew의 움직임에 대한 영향력과 CHS skew의 CS skew의 움직임에 대한 영향력 모두 미비 한 것으로 분석해 볼 수 있다. 또한 CS skew는 P skew의 전체 예측오차 분산을 약 0.0369~ 0.0283% 정도 설명하는 것으로 나타났고, P skew는 CS skew의 전체 예측오차 분산을 약 0~0.3591% 정도 밖에는 설명하지 못하는 것으로 나타났다. 분산분해 분석의 결과를 요약해보면 비모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도가 주가지수 수익률 분포의 왜도에 미치는 영향력과 주가지수 수익률분포의 왜도가 비모수적으로 추정된 옵션의 위험중립 분포 왜도에 대한 영향력은 양방향으로 영향을 미치지만, 비모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도가 주가지수 수익률분포의 왜도에 미치는 영향력이 상대적으로 크다. 이에 반해 모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도는 주가지수 수익률분포의 왜도에 영향력이 없으며, 주가지수 수익률분포의 왜도 또한 모수적으로 추정된 옵션의 위험중립분포 왜도에 대해 영향력이 없는 것으로 결론내릴 수 있다.

#### 4. 공적분 검정

본 연구는 옵션의 위험중립분포 왜도와 KOSPI200 주가지수 수익률 왜도간의 장기 균형관계를 검정하기 위해 Johansen(1988) 공적분 검정을 실시하였다. 공적분 검정 시 상수항과 추세항을 추가하여 검정하였다. <표 9>는 각각의 옵션 왜도와 주가지수 수익률 왜도간의 공적분 관계 검정 결과를 나타낸다. 먼저 BKM skew와 CHS skew, P skew 간의 검정 결과 Trace 통계량과 Maximum eigenvalue 모두 귀무가설  $H_0 : \text{rank} = 0$ 과  $H_0 : \text{rank} = 1$ 를 각각 유의수준 1%하에서 기각되었다. 이는 BKM skew와 CHS skew, p skew 간에는 장기균형을 발견할 수 없으며 이는 단기적 균형관계만을 갖는다고 결론 내릴 수 있을 것이다. 또한 이 결과는 단위근 검정결과와 BKM skew와 CHS skew, p skew가 안정적 (stationary) 시계열 이라는 결론과 일치한다.

CS skew와 CHS skew, P skew 간의 검정 결과 또한 Trace 통계량과 Maximum eigen-

<표 9> 공적분 관계 검정

본 표는 BKM skew와 CHS skew, BKM skew와 P skew, CS skew와 CHS skew, CS skew와 P skew 간의 Johansen(1988) 공적분 관계를 나타낸다. 적정 시차는 AIC에 따라 선택하여 검정하였다.

BKM CHS-skew		Trace statistics			Maximal Eigenvalue		
귀무가설	Eigen value	Trace statistics	critical value	P-value	Maximal Eigenvalue	critical value	P-value
H0: rank=0	0.0399	68.5777	18.3977	0.0001	41.2153	17.1477	0.0000
H0: rank=1	0.0267	27.3624	3.8415	0.0000	27.3624	3.8415	0.0000
BKM P-skew		Trace statistics			Maximal Eigenvalue		
귀무가설	Eigen value	Trace statistics	critical value	P-value	Maximal Eigenvalue	critical value	P-value
H0: rank=0	0.0505	94.2216	18.39771	0.0001	52.5383	17.1477	0.0001
H0: rank=1	0.0403	41.68329	3.84146	0.0001	41.6833	3.8415	0.0001
CS CHS-skew		Trace statistics			Maximal Eigenvalue		
귀무가설	Eigen value	Trace statistics	critical value	P-value	Maximal Eigenvalue	critical value	P-value
H0: rank=0	0.0601	96.8718	18.3977	0.0001	62.9489	17.1477	0.0000
H0: rank=1	0.0329	33.9228	3.8415	0.0000	33.9228	3.8415	0.0000
CS P-skew		Trace statistics			Maximal Eigenvalue		
귀무가설	Eigen value	Trace statistics	critical value	P-value	Maximal Eigenvalue	critical value	P-value
H0: rank=0	0.0549	102.9653	18.3977	0.0001	57.2060	17.1477	0.0000
H0: rank=1	0.0441	45.7593	3.8415	0.0000	45.7593	3.8415	0.0000

value 두 통계량에서 귀무가설  $H_0 : \text{rank} = 0$ 과  $H_0 : \text{rank} = 1$ 를 각각 유의수준 1% 하에서 기각되었다. CS skew의 경우에도 BKM skew에서의 결과처럼 추가수익률 왜도와외의 장기 균형관계를 갖지 않으며 단기적 균형관계를 갖는다고 결론 내릴 수 있을 것이다.

### 5. 강세장과 약세장에서의 정보효과

본 절에서는 옵션의 위험중립분포 왜도가 주가지수 수익률 왜도에 대해 갖는 정보 효과가 주식시장의 상승/하락 국면에 따라 각기 다른 양상을 보이는지 알아보기 위해서 주가지수의 강세장과 약세장을 나타내는 더미변수를 이용하여 추가적으로 VAR 분석을 실시하였다. 본 연구에서는 Chen et al.(2006)의 연구에서처럼 시장 전반의 움직임으로 주가 상승 기간, 하락 기간을 나누어 분석하지 않고, 상세한 분석을 위하여 Chan(1992)의 연구에서 이용한 더미 변수를 이용하였으며, 더미의 설정은 전체 샘플 기간 중 주간 주가 수익률(weekly return)의 상위 10%의 기간과, 하위 10%의 기간의 자료에는 더미변수를 설정하여 분석하였으며, 주간 수익률은 주중 수요일6)을 선택하여 계산하였다. 추가 VAR 분석 모형은 아래와 같다. 먼저, 상승장인 경우에는 아래의 모형을 사용한다.

$$\begin{aligned} \text{BKM skew}_t &= \alpha + \sum_{i=1}^8 \beta_i \text{BKM skew}_{t-i} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j \text{주가수익률 skew}_{t-j} \\ &+ \sum_{j=1}^8 \delta_k \cdot D_{\text{BULL}} \text{주가수익률 skew}_{t-j} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \text{주가수익률 skew}_t &= \alpha + \sum_{i=1}^8 \beta_i^* \text{BKM skew}_{t-i} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j \text{주가수익률 skew}_{t-j} \\ &+ \sum_{j=1}^8 \delta_k \cdot D_{\text{BULL}} \text{BKM skew}_{t-j} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

여기서,  $\text{BKM skew}_t$ 은 t시점의 옵션 위험중립 왜도를,  $\text{주가수익률 skew}_t$ 는 t시점의 주가지수 수익률 왜도를,  $D_{\text{BULL}}$ 은 강세장을 나타내는 더미 변수를 각각 의미한다.

그리고 하락장인 경우에는 아래의 모형을 사용한다.

$$\begin{aligned} \text{BKM skew}_t &= \alpha + \sum_{i=1}^7 \beta_i \text{BKM skew}_{t-i} + \sum_{j=1}^7 \gamma_j \text{P skew}_{t-j} \\ &+ \sum_{j=1}^7 \delta_k \cdot D_{\text{Bear}} \text{P skew}_{t-j} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \text{P skew}_t &= \alpha + \sum_{i=1}^8 \beta_i^* \text{BKM skew}_{t-i} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j^* \text{P skew}_{t-j} \\ &+ \sum_{j=1}^8 \delta_k \cdot D_{\text{Bear}} \text{BKM skew}_{t-j} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (16)$$

<표 10> 강세장에서의 VAR 모형 검증

아래의 표는 주가지수수익률분포 왜도의 옵션 위험중립분포 왜도에 대한 정보효과가 강세장에서 다른 양상을 보이는지를 알아보기 위한 VAR(vector autoregression) 결과치를 나타낸다. 독립변수는 AIC의 값을 고려하여 8시차 전까지의 주가지수수익률 왜도를 CHS skew를 이용하였으며, 종속변수인  $\text{BKM skew}_t$ 은 t시점의 옵션 위험중립 왜도를,  $D_{\text{BULL}}$ 은 전체 샘플 기간 중 주간 주가 수익률(weekly return)의 상위 10%에 해당하는 경우는 1을 그 이외의 기간에는 0을 나타내는 더미변수이다. 괄호 안의 값은 t-통계량을 의미한다. \*는 5% 유의수준, \*\*는 1% 유의수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

$$\text{BKM skew}_t = \alpha + \sum_{i=1}^8 \beta_i \text{BKM skew}_{t-i} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j \text{CHS skew}_{t-j} + \sum_{j=1}^8 \delta_k \cdot D_{\text{BULL}} \text{CHS skew}_{t-j} + \epsilon_t$$

모수	추정치	t	모수	추정치	t	모수	추정치	t
$\alpha$	-0.0352***	-4.81						
$\beta_1$	0.6491***	27.88	$\gamma_1$	-0.0033	-0.2	$\delta_1$	-0.1064**	-2.71
$\beta_2$	0.0906**	3.26	$\gamma_2$	0.0023	0.1	$\delta_2$	-0.0053	-0.12
$\beta_3$	0.0576**	2.07	$\gamma_3$	0.0204	0.89	$\delta_3$	0.0015	0.03
$\beta_4$	-0.0274	-0.98	$\gamma_4$	-0.0515**	-2.25	$\delta_4$	0.0479	1.06
$\beta_5$	0.0341	1.23	$\gamma_5$	-0.0013	-0.06	$\delta_5$	-0.0898*	-1.98
$\beta_6$	0.0701**	2.53	$\gamma_6$	0.0299	1.31	$\delta_6$	-0.1040	-2.29
$\beta_7$	0.0029	0.1	$\gamma_7$	-0.0179	-0.78	$\delta_7$	0.0569	1.25
$\beta_8$	0.0517**	2.23	$\gamma_8$	0.0110	0.67	$\delta_8$	0.0033	0.08

6) 주말 및 월요일의 경우에는 주말 효과 및 월요일효과로 인하여 편의(Bias)가 생길 수 있으므로 본 연구에서는 수요일을 선택하여 주간 수익률을 구하였다.

<표 11> 강세장에서의 VAR 모형 검증

아래의 표는 옵션의 위험중립분포 왜도의 추가지수 수익률분포왜도에 대한 정보효과가 강세장에서 다른 양상을 보이는지를 알아보기 위한 VAR(vector autoregression) 결과치를 나타낸다. 독립변수는 AIC의 값을 고려하여 8차 전까지의 옵션 위험중립왜도인 BKM skew<sub>t</sub>를 이용하였으며, 종속변수인 CHS skew는 t시점의 추가수익률 왜도를 D<sub>BULL</sub>은 전체 샘플 기간 중 주간 추가 수익률(weekly return)의 상위 10%에 해당하는 경우는 1을 그 이외의 기간에는 0을 나타내는 더미변수이다. 괄호 안의 값은 t-통계량을 의미한다. \*는 5% 유의수준, \*\*는 1% 유의수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

$$CHS\ skew_t = \alpha + \sum_{i=1}^8 \beta_i^* BKM\ skew_{t-i} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j^* CHS\ skew_{t-j} + \sum_{k=1}^8 \delta_k \cdot D_{BULL} BMK\ skew_{t-j} + \varepsilon_t$$

모수	추정치	t	모수	추정치	t	모수	추정치	t
$\alpha$	-0.0010	-0.10						
$\beta_1$	0.1030**	3.32	$\gamma_1$	0.9620***	43.78	$\delta_1$	0.1070**	2.04
$\beta_2$	-0.0765**	-2.06	$\gamma_2$	-0.0231	-0.76	$\delta_2$	-0.0006	-0.01
$\beta_3$	-0.0479	-1.29	$\gamma_3$	-0.0193	-0.63	$\delta_3$	0.0241	0.4
$\beta_4$	0.0167	0.45	$\gamma_4$	0.0462	1.51	$\delta_4$	-0.0332	-0.55
$\beta_5$	0.0325	0.88	$\gamma_5$	-0.0196	-0.64	$\delta_5$	0.0029	0.05
$\beta_6$	-0.0451	-1.22	$\gamma_6$	-0.0122	-0.4	$\delta_6$	-0.0670	-1.11
$\beta_7$	-0.0380	-1.03	$\gamma_7$	-0.0044	-0.15	$\delta_7$	0.0559	0.92
$\beta_8$	0.0601*	1.94	$\gamma_8$	0.0118	0.53	$\delta_8$	0.0317	0.6

<표 12> 약세장에서의 VAR 모형 검증

아래의 표는 추가지수수익률분포 왜도의 옵션의 위험중립분포 왜도에 대한 정보효과가 약세장에서 다른 양상을 보이는지를 알아보기 위한 VAR(vector autoregression) 결과치를 나타낸다. 독립변수는 AIC의 값을 고려하여 7차 전까지의 추가지수수익률 왜도인 P skew를 이용하였으며, 종속변수인 BKM skew<sub>t</sub>은 t시점의 옵션 위험중립왜도를 D<sub>Bear</sub>은 전체 샘플 기간 중 주간 추가 수익률(weekly return)의 하위 10%에 해당하는 경우는 1을 그 이외의 기간에는 0을 나타내는 더미변수이다. 괄호 안의 값은 t-통계량을 의미한다. \*는 5% 유의수준, \*\*는 1% 유의수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

$$BKM\ skew_t = \alpha + \sum_{i=1}^7 \beta_i BKM\ skew_{t-i} + \sum_{j=1}^7 \gamma_j P\ skew_{t-j} + \sum_{k=1}^7 \delta_k \cdot D_{Bear} P\ skew_{t-j} + \varepsilon_t$$

모수	추정치	t	모수	추정치	t	모수	추정치	t
$\alpha$	-0.0366	-5.04						
$\beta_1$	0.6504	28	$\gamma_1$	-0.01678	-1.23	$\delta_1$	-0.1034	-2.63
$\beta_2$	0.0949	3.43	$\gamma_2$	0.0054	0.26	$\delta_2$	-0.0077	-0.17
$\beta_3$	0.0591	2.13	$\gamma_3$	-0.0084	-0.4	$\delta_3$	0.0129	0.28
$\beta_4$	-0.0253	-0.91	$\gamma_4$	0.0302	1.45	$\delta_4$	0.0507	1.11
$\beta_5$	0.0328	1.19	$\gamma_5$	0.0114	0.55	$\delta_5$	-0.1002	-2.2
$\beta_6$	0.0698	2.53	$\gamma_6$	-0.0261	-1.26	$\delta_6$	-0.1022	-2.25
$\beta_7$	0.0416	1.8	$\gamma_7$	-0.0010	-0.07	$\delta_7$	0.0582	1.48

<표 13> 약세장에서의 VAR 모형 검증

아래의 표는 옵션의 위험중립분포 왜도의 주가지수 수익률분포 왜도에 대한 정보효과가 약세장에서 다른 양상을 보이는지를 알아보기 위한 VAR(vector autoregression) 결과치를 나타낸다. 독립변수는 AIC의 값을 고려하여 8시차 전까지의 옵션 위험중립왜도인 BKM skew<sub>t</sub>를 이용하였으며, 종속변수인 P skew는 t시점의 주가지수 수익률 왜도를 D<sub>Bear</sub>은 전체 샘플 기간 중 주간 주가 수익률(weekly return)의 하위 10%에 해당하는 경우는 1을 그 이외의 기간에는 0을 나타내는 더미변수이다. 괄호 안의 값은 t-통계량을 의미한다. \*는 5% 유의수준, \*\*는 1% 유의수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

$$P\ skew_t = \alpha + \sum_{i=1}^8 \beta_i^* BKM\ skew_{t-i} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j^* P\ skew_{t-j} + \sum_{k=1}^8 \delta_k \cdot D_{Bear} BKM\ skew_{t-j} + \varepsilon_t$$

모수	추정치	t	모수	추정치	t	모수	추정치	t
$\alpha$	0.0000	0						
$\beta_1$	0.0650*	1.78	$\gamma_1$	1.1297***	52.54	$\delta_1$	0.0412	0.67
$\beta_2$	-0.0104	-0.24	$\gamma_2$	-0.1842***	-5.69	$\delta_2$	0.0315	0.44
$\beta_3$	-0.0602	-1.38	$\gamma_3$	0.0792***	2.42	$\delta_3$	-0.0339	-0.47
$\beta_4$	-0.0039	-0.09	$\gamma_4$	-0.0567	-1.73	$\delta_4$	-0.1029	-1.44
$\beta_5$	0.0502	1.16	$\gamma_5$	0.0390	1.19	$\delta_5$	0.1836***	2.57
$\beta_6$	-0.0004	-0.01	$\gamma_6$	-0.2481***	-7.64	$\delta_6$	-0.0572	-0.8
$\beta_7$	-0.0310	-0.85	$\gamma_7$	0.2020***	9.36	$\delta_7$	-0.0229	-0.37

여기서, D<sub>Bear</sub>은 하락장을 나타내는 더미 변수를 의미한다.

<표 10>~<표 13>은 강(약)세장에서의 옵션의 위험중립왜도인 BKM skew와 KOSPI200 주가지수 수익률 왜도 간의 VAR 모형 분석 결과를 나타낸다. 분석 결과, 강(약)세장에서는 앞선 분석 결과들과 다르게 옵션의 위험중립분포 왜도가 KOSPI200 주가지수 수익률 왜도에 대하여 정보효과를 지니지 못한다는 결론을 내릴 수 있다. 또한 KOSPI200 주가지수 수익률 왜도가 옵션의 위험중립분포 왜도에 대한 움직임을 선도하지 못하는 것을 확인해 볼 수 있다. 이를 강세장과 약세장으로 구분하여 살펴보면 첫 번째로 <표 10>은 강세장에서 주가지수 수익률 왜도가 옵션의 위험중립분포 왜도에 대한 정보효과 나타낸다. 분석 결과 상승장을 나타내는 더미변수의 계수가 시차 1을 제외하고 유의한 값을 보이지 않았다. <표 11>은 강세장에서 옵션의 위험중립분포 왜도가 주가지수 수익률 왜도에 미치는 영향을 나타낸다. 옵션의 위험중립분포가 주가지수수익률 왜도에 대한 정보효과를 갖는다는 분석과 달리 강세장에선 더미변수의 계수가 시차 1을 제외하고 유의한 값이 나타나지 않았다. 두 번째로 <표 12>는 약세장에서 주가지수 수익률 왜도가 옵션의 위험중립분포 왜도에 대한 정보효과 나타낸다. 분석결과 강세장과 동일하게 약세장에서 주가지수 수익률분포 왜도는 옵션의 위험중립분포 왜도에 대한

정보효과를 지니지 못한다는 결론을 내릴 수 있다. <표 13>은 약세장에서 옵션의 위험중립분포 왜도가 주가지수 수익률 왜도에 미치는 영향을 나타낸다. 강세장 분석과 마찬가지로 옵션의 위험중립분포가 주가지수 수익률 왜도에 대한 정보를 지니지 못하고 있음을 확인해 볼 수 있다. 이러한 결과를 종합해 보면 상승/하락장이 옵션의 위험중립분포 왜도의 선도 시차 관계에 특별한 영향을 미치지 않는 것을 확인할 수 있다.

## V. 결 론

본 연구는 옵션의 위험중립분포 왜도의 KOSPI200 주가지수 수익률 분포에 대한 정보효과를 검증하였다. 기존의 주식시장과 파생상품 시장 간의 가격발견기능(price discovery role) 또는 선·후행 관계(lead-lag relationship) 및 정보효과를 규명하려는 연구들의 대부분은 옵션의 특성을 통한 미래 주가 수익률 예측 또는 주가 변동성간의 관계에만 초점이 맞추어져 연구되어 왔다. 하지만 Doran et al.(2007), 김술, 박혜현(2012)은 옵션의 위험중립분포 고차 적률인 왜도가 주가지수점프 가능성에 대한 예측력을 지니고 있다는 결과를 제시했다. 이와 같은 연구결과를 통해 투자자들은 주가지수 수익률과 변동성뿐만 아니라 옵션의 위험중립분포 왜도 또한 투자자들에게 유용한 정보를 제공할 것이라고 예상할 수 있다.

이에 본 연구에서 옵션의 위험중립분포 왜도와 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도간의 선·후행 관계를 분석을 통해 서로 간의 정보효과를 지니는지를 살펴본다. 이를 통해 옵션의 위험중립분포 왜도가 주가지수 수익률 분포, 특히 3차 적률인 왜도에 대한 정보를 담고 있는지를 검증하였다. 만약 옵션의 위험중립분포 왜도가 KOSPI200 주가지수 수익률에 대해 선행한다면, 투자자들은 옵션의 위험중립분포 왜도를 통해 주가의 급등락에 대한 움직임을 예측할 수 있으며, 주식시장의 상승과 하락 확률에 대한 정보를 얻을 수 있을 것이다. 이는 향후 옵션의 변동성 왜도 역시 중요한 투자지표가 될 수 있음을 의미한다. 이러한 결과는 주식시장에 대한 KOSPI200 주가지수 옵션시장의 가격발견기능의 유효성을 더욱 증명할 수 있는 의미를 가질 것이다.

주요 실증분석 결과들은 다음과 같다. 첫째, VAR 모형과 Granger 인과관계를 검증한 결과 옵션의 변동성 왜도가 주가지수 수익률 점프에 대한 예측력을 지닌다고 주장한 Doran et al.(2007, 2010), Kim and Lee(2010)의 연구결과와 유사하게 비모수적으로 추정된 옵션의 변동성 왜도가 미래 주가지수 수익률 분포에 영향을 미치며 옵션의 변동성 왜도가 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도를 선도한다는 결론을 내릴 수



있다. 반면 모수적으로 추정한 옵션의 변동성 왜도는 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도와 선도관계에 대한 정보를 갖고 있지 않는 것으로 분석되었다. 또한 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도는 옵션의 위험중립분포왜도에 대한 정보효과를 지니지 못하는 것으로 나타났다. 둘째, 충격반응함수와 분산분해 분석 결과에서도 VAR 모형 검증 결과와 일관되게 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도인 CHS skew와 P skew는 옵션의 위험중립분포 왜도인 BKM skew와 CS skew에 대한 예측력을 지니지 못하며, 모수적으로 추정한 옵션의 CS skew 역시 주가지수 수익률 분포의 왜도인 CHS skew와 P skew에 대해 예측력이 없는 것으로 분석됐다. 하지만 비모수적으로 추정한 옵션의 BKM skew는 KOSPI200 주가지수 수익률분포의 왜도인 CHS skew와 P skew에 대한 예측 정보를 가지고 있다는 결론을 도출할 수 있었다. 또한, 주가지수 수익률의 분포의 왜도와 옵션의 위험중립분포 왜도는 같은 방향으로 일관되게 긴 시간 동안 영향을 주게 됨을 확인할 수 있다.

한편, 본 연구에서는 옵션의 위험중립분포 왜도만을 이용하여 분석하였으나, 추후 연구에서는 옵션의 위험중립분포의 3차 적률인 왜도 이외에 4차 적률인 첨도를 고려하여 분석할 경우 의미 있을 것으로 예상된다. 이와 함께 옵션의 위험중립분포 왜도와 첨도를 동시에 고려대상으로 하여 영향력을 검증해 보면 보다 유의한 결과를 도출할 수 있을 것이다. 비록 첨도의 정보효과가 개별적으로는 미약하고 일관되지 않더라도, 이를 추가로 모형에 반영한다면, 더 효율적인 분석을 할 수 있을 것이라고 생각된다.

## 참 고 문 헌

- 김 술, “위험중립분포왜도, 침도의 옵션가격결정에 대한 영향력,” 『선물연구』, 14, 2006, 31-56.
- 김 술, “위험중립분포왜도 · 침도의 상대적 중요성 : Corrado and Su(1996) 모형을 이용한 옵션가격예측,” 『선물연구』, 16, 2008, 1-20.
- 김 술, 박혜현, “변동성 스쿠를 통한 주가지수 점프예측력 검증,” 『한국증권학회지』, 41, 2012, 189-231.
- Bakshi, G. S., C. Cao, and Z. W. Chen, “Empirical Performance of Alternate Option Pricing Models,” *Journal of Finance*, 52, 1997, 2003-2049.
- Bakshi, G. S., C. Cao, and Z. W. Chen, “Pricing and Hedging Long-term Options,” *Journal of Econometrics*, 94, 2000, 277-318.
- Bakshi, G. S. and N. Kapadia, “Volatility Risk Premiums Embedded in Individual Equity Options Some New Insights,” *Journal of Derivatives*, 11, 2003, 45-54.
- Bakshi, G. S., N. Kapadia, and D. Madan, “Stock Return Characteristics, Skew Laws, and Differential Pricing of Individual Equity Options,” *Review of Financial Studies*, 16, 2003, 101-143.
- Bakshi, G. S. and D. Madan, “A Theory of Volatility Spreads,” *Management Science*, 52, 2006, 1945-1956.
- Bates, D., “Post-'87 Crash Fears in the S&P500 Futures Options Market,” *Journal of Econometrics*, 94, 2000, 181-238.
- Black, F. and L. Scholes, “The Pricing of Options and Corporate Liabilities,” *Journal of Political Economy*, 81, 1973, 637-659.
- Bollen, N. P. B. and R. E. Whaley, “Does Net Buying Pressure Affect the Shape of Implied Volatility Functions?,” *Journal of Finance*, 59, 2004, 711-753.
- Brown, C. and D. Robinson, “Skewness and Kurtosis Implied by Option Prices : A Correction,” *Journal of Financial Research*, 25, 2002, 279-282.
- Carr, P. and D. Madan, “Optimal Positioning in Derivative Securities,” *Quantitative Finance*, 1, 2001, 19-37.
- Chen, J., H. Hong, and J. C. Stein, “Forecasting Crashes : Trading Volume, Past Returns and Conditional Skewness in Stock Prices,” *Journal of Financial Economics*, 61, 2001,

345- 381.

- Chan, K., "A Further Analysis of the Lead-lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market," *Review of Financial Studies*, 5, 1992, 123-152.
- 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.
- Doran, J. S., D. R. Peterson, and B. C. Tarrant, "Is There Information in the Volatility Skew?," *Journal of Futures Markets*, 27, 2007, 921-959.
- Evans, R., C. Geczy, D. Musto, and A. Reed, "Failure Is an Option : Impediments to Short Selling and Options Prices," *Review of Financial Studies*, 22, 2005, 1955-1980.
- Garleanu, N., L. H. Pedersen, and A. Poteshman, "Demand-based Option Pricing," *Review of Financial Studies*, 22, 2009, 4259-4299.
- Goetzmann, W. N. and A. Kumar, "Equity Portfolio Diversification," *Review of Finance*, 12, 2008, 433-463.
- Jackwerth, J. and M. Rubinstein, "Recovering Probability Distributions from Option Prices," *Journal of Finance*, 51, 1996, 1611-1631.
- Jiang, G. J. and Y. S. Tian, "Gauging the 'Investor Fear Gauge' : Implementation Problems in the CBOE's New Volatility Index and a Simple Solution," *Journal of Derivatives*, 14, 2007, 35-60.
- Kim, I. J. and S. Kim, "On the Usefulness of Implied Risk Neutral Distributions : Evidence from Korean KOSPI200 Index Options Market," *Journal of Risk*, 6, 2003, 93-110.
- Kim, I. J. and S. Kim, "Empirical Comparison of Alternative Stochastic Volatility Option Pricing Models : Evidence from Korean KOSPI200 Index Options Market," *Pacific-Basin Finance Journal*, 12, 2004, 117-142.
- Kim, I. J. and S. Kim, "Is It Important to Consider the Jump Component for Pricing and Hedging Short-term Options?," *Journal of Futures Markets*, 25, 2005, 989-1009.
- Kim, S. and G. Lee, "Lead-lag Relationship between Volatility Skew and Returns : Evidence from KOSPI200 Intraday Options Data," Working Paper, Hankuk University of Foreign Studies, 2010.

- Kumar, A., "Who Gambles in the Stock Market?," *Journal of Finance*, 64, 2009, 1889-1933.
- Mitton, T. and K. Vorkink, "Equilibrium Under diversification and the Preference for Skewness," *Review of Financial Studies*, 20, 2007, 1255-1288.
- Scott, R. C. and P. A. Horvath, "On the Direction of Preference for Moments of Higher Order than the Variance," *Journal of Finance*, 35, 1980, 915-919
- Xing, Y., X. Zhang, and R. Zhao, "What Does Individual Option Volatility Smirk Tell Us about Future Equity Returns?," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45, 2010 641-662.
- Yan, S., "Jump Risk, Stock Returns, and Slope of Implied Volatility Smile," *Journal of Financial Economics*, 99, 2011, 216-233.

**Korean Journal of Futures and Options**

Volume 21 Number 1

February 2013

## Information Flow between Stock Skew and Options Risk Neutral Skew : Evidence from KOSPI200 Options\*

Sol Kim\*\*

Hye-Hyun Park\*\*\*

Ki-Jung Eom\*\*\*\*

### < Abstract >

This paper investigates the effects of risk neutral distribution (RND) from option prices on the distribution of the underlying asset. More specifically, we focus on the third moment of distribution, called skewness, which contains important information predicting the jumps of stock index. The sample period covers from January 2002 to July 2006 with the closing price returns of KOSPI200 Index and the KOSPI200 options. The skewness of the risk neutral distribution is estimated from non-parametric method of Bakshi et al.(2003) and the parametric method of Corrado and Su(1996). When estimating the skewness of the underlying assets, we employ Chen et al.(2001) model and calculate the historical skewness from the 1-month ahead return underlying asset. Using statistical methodology such as VAR(Vector Autoregressive model), Granger causality test, impulse response and variance decomposition model, we examine whether the skewness of the underlying asset responds to the change of the implied RND. Followings are the major findings and implications drawn from the empirical analysis of the Korean options market. First of all, skewness of options estimated from non-parametric method have information contents predicting the third-moment of KOSPI200 index return whereas skewness of options estimated from parametric method does not have any information forecasting the skewness of KOSPI200 index return.

*JEL classification* : G13, G14

*Keywords* : Volatility Skew, Risk Neutral Distribution, Lead-lag Relation, VAR model, Information Contents

Received : 14 Jun. 2012; Revised : 17 Jan. 2013; Accepted : 07 Feb. 2013

\* This work was supported by Hankuk University of Foreign Studies Research Fund Of 2012.

\*\* Associate Professor, College of Business Administration, Hankuk University of Foreign Studies,  
E-mail : solkim@hufs.ac.kr

\*\*\* **Corresponding Author.** Ph. D. Candidate of Korea University Business School, Anam-dong, Seongbuk-gu,  
Seoul 136-701, Seoul, Korea, E-mail : shuangel@naver.com, Tel : +82-2-3290-2602

\*\*\*\* Ph. D. Candidate. Graduate School, Hankuk University of Foreign Studies, E-mail : kjeom@hufs.ac.kr