

## 콜/풋옵션 거래금액 비율의 정보효과\*

김 솔\*\*

< 초 록 >

본 연구는 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)의 모형을 이용하여 5분 간격의 콜/풋옵션 거래금액 비율과 KOSPI 200 주가지수 수익률 간의 선·후행 관계를 분석하였다. 그 결과 전체 옵션을 이용한 경우 두 시장간에 상호작용이 존재하는 것으로 나타났고 단기/외가격 옵션을 이용한 경우 단방향으로 옵션이 주가지수를 선행하고 있음을 알 수 있었다. 또한 시장이 크게 상승/하락하는 변동이 큰 시장상황에서는 전체 옵션을 이용한 경우에도 양 시장간에 상호작용은 사라지고 옵션의 단방향 선도가 나타났고 단기/외가격 옵션의 경우 선도효과는 더욱 강해졌다.

논문접수일 : 2007년 04월, 게재확정일 : 2007년 11월

\* 세심한 심사평으로 논문의 질을 크게 향상시켜주신 두 분 익명의 심사자들께 깊이 감사를 드리며 본 논문에 남아있는 오류는 오직 저자의 책임입니다. 이 논문은 2007학년도 서울여자대학교 교내학술특별연구비의 지원을 받았음.

\*\* 서울여자대학교 경영학과 교수

## I. 서 론

미리 시장의 움직임을 알고 있는 정보 투자자(informed investor)라면 자신의 정보를 이용하여 수익을 내기 위해 어느 시장을 이용할까? 이왕이면 거래비용이 저렴하고 평소에 거래도 활발하여 자신이 낸 주문이 금새 소화되었으면 할 것이다. 또한 레버리지 효과(leverage effect)를 이용하여 적은 돈으로 동일한 목적을 달성한다면 더욱 큰 수익을 거둘 것이다. 또한 옵션과 같은 파생상품처럼 기초 자산의 하락 위험(downside risk)에 대한 보호막이 있다거나 선물의 매도 포지션처럼 공매 제약이 존재하지 않는 경우라면 정보 투자자에게 더욱 큰 도움이 될 것이다.

이에 대한 연구의 일환으로 파생상품 시장과 기초 자산간의 가격발견기능(price discovery role) 또는 선·후행관계(lead-lag relationship)에 대하여 그 동안 많은 연구가 있어 왔다. 선물 시장의 경우 전반적인 연구의 결과들이 선물시장이 기초자산을 선행한다고 결론짓고 있다.<sup>1)</sup> 즉, 정보투자자들이 선물시장에서 먼저 거래하여 선물시장이 먼저 정보를 반영하고 뒤이어 주식시장이 움직인다는 것이다. 그렇다면 파생상품 시장의 다른 한 축이자 본 연구에서 살펴보고자 하는 옵션 시장은 어떠한가? 대체적으로 옵션 시장에 대한 연구의 결론은 확실하게 결론 지을 수 없다. 초기의 연구로 Manaster and Rendleman(1982)는 옵션 가격이 주식을 하루 선도한다고 결론지었다. Finucane(1991), Chakravarty, Gulen, and Mayhew(2004) 또한 옵션 시장은 주식 시장의 가격 발견에 기여한다고 결론지었다. 거래량 관점에서도 Anthony(1988), Pan and Poteshman(2003)은 옵션 거래량이 주식 거래량을 선도 함을 보였다. 반면 다른 연구자들은 주식 시장이 옵션 시장을 선도한다고 결론지었다. Bhattacharya(1987), Stephan and Whaley(1990)는 주식시장이 옵션 시장을 선도한다고 했고 Vijh(1990)는 옵션 거래는 주식시장에 대한 정보를 담고 있지 않다고 결론 내렸다. 또한 Chan, Chung, and Fong(2002)은 정보 투자자는 주식시장을 선호하고 순 주식 거래량(net trade stock volume)은 주식과 옵션 호가 변화를 예측할 수 있지만 순 옵션 거래량(net trade option volume)은 주식 호가 변화를 예측하지 못한다고 하였다. 한편 Chan, Chung, and Johnson(1993)은 Stephan and Whaley(1990)의 결론은 주식과 옵션 시장의 가격자료의 이산성(discreteness) 때문에 왜곡될 수 있다고 결론 내렸고 Srinvas(1993)는 Vijh(1990)

1) Kwaller, Koch and Koch(1987), Stall and Whaley(1990), Chan(1992), Pizzi, Economopoulos, and O'Neill(1998), 김술, 김동석(2000) 등

의 결과는 표본 선택 오류에 의해 나타날 수 있고 옵션 거래는 주식시장에 대한 정보를 담고 있다고 하였다. 마지막으로 Easley, O'Hara, and Srinivas(1998)는 정보거래는 주식과 옵션 시장 모두에서 존재한다고 이야기했다. 즉, 주식시장과 옵션시장 두 시장간의 정보 흐름에 관하여는 이처럼 일관된 결과를 제공하지 못하고 있다. 한국 옵션 시장에서의 결과 또한 외국 시장과 비슷하게 일관된 결론을 보이고 있지 못하다.<sup>2)</sup>

본 연구에서는 특정 옵션 가격 모형<sup>3)</sup>이나 또는 풋/콜 패리티(put-call parity)로부터 내재주식가격(implied stock price)을 추정하는 기존 연구들과 달리 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)에서 사용한 콜/풋옵션 거래금액 비율을 이용하여 옵션 시장에서의 정보투자자 존재 여부를 검증한다. 특정 옵션 가격 모형을 이용하여 내재주식가격을 도출하는 경우 모형의 선택에 연구 결과가 변할 수 있는 약점이 존재한다. 또한 이러한 문제가 없는 풋/콜 패리티를 이용하는 경우에도 하나의 행사가격과 만기에 대해서만 내재주식가격을 도출하여 연구를 진행하게 되므로 타 행사가격으로 거래되는 옵션이 담고 있는 정보를 고려하지 못한다는 단점이 있다. 또한 두 방법 모두 내재주식 가격 계산을 위하여 무위험 이자율, 배당 등을 입력하여야 하는데 이의 선택 또한 연구 결과에 영향을 줄 수 있다. 반면 콜/풋 거래금액 비율은 모형과 무관한 시장의 자료를 그대로 이용하게 되고 행사가격, 만기 별로 모든 옵션을 이용할 수 있다는 장점이 있다.

Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)는 로그효용함수를 지닌 투자자를 가정하여 콜/풋 옵션 거래금액 비율이 시장의 향후 움직임에 대한 예측치가 될 수 있음을 보였고 실제 옵션 자료를 이용하여 옵션시장에서 정보투자자가 존재함을 보였다. Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)의 연구와의 차별성은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 일별 자료가 아닌 일중 자료를 이용하여 콜/풋 옵션 거래금액 비율의 정보효과를 검증한다. 본 연구에서 표본으로 하는 KOSPI 200 지수 옵션의 경우 거래량 기준 세계 1위를 기록하고 있으므로 일중에도 빠르게 시장이 정보를 반영하므로 일별 자료를 이용하는 것이 별 의미가 없을 것이다. 따라서 본 연구에서는 일중 자료를 이용한 연구에서 흔히 사용하는 5분별 거래 자료를 이용하여 옵션 시장과 주식 시장의 선·후행 관계를 검증한다. 둘째, 시장 상황에 따른 선·후행 관계의 검증을 위하여 Chen, Lung, and Tay(2006)에서 처럼 상승시기와 하락시기를 몇 달간의 기간으로 나누어 분석하지 않고 상승, 하락이 가장 컸던 상위 10%의 1시간을 선택하여 더미변수로 처리하는

2) 김찬웅, 문규현(2001), 김선호, 홍정훈(2002), 김서경, 홍정훈(2004) 등.

3) Black and Scholes (1973) 모형 또는 Heston(1993) 모형 등을 이용하여 내재주식가격을 추정한다.

Chan(1992)의 방법을 이용한다. Chen, Lung, and Tay(2006)의 경우 대세 상승기에도 중간 하락하는 시점이 존재하기에 정확하게 시장 상황에 따른 영향을 구분해내기가 어렵다는 단점이 있다. 본 연구에서는 Chan(1992)의 방법을 사용함으로써 시장 상황에 따른 옵션과 주가지수의 선·후행 관계를 상세히 검증한다.

본 연구의 결론은 다음과 같다. 전체 옵션을 이용한 경우 옵션시장과 주가지수 간에 상호작용이 있는 것으로 나타났으나 단기/외가격 옵션의 경우 단방향으로 옵션이 주가지수를 선행하고 있음을 알 수 있었다. 또한 시장이 크게 상승/하락하는 변동이 큰 시장상황에서는 전체 옵션의 경우에도 두 시장간에 상호작용은 사라지고 옵션의 단방향 선도가 더 강해짐을 알 수 있었으며 단기/외가격 옵션의 경우 선도효과는 더욱 강해짐을 알 수 있다. 특히 하락장의 경우 옵션의 선도효과는 크게 나타났다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장 모형에서는 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)의 콜/풋옵션 거래금액 비율의 기초자산에 대한 예측력을 이론적으로 보이고 제 III장 자료에서는 본 연구의 표본인 KOSPI 200 주가지수옵션의 일중 자료의 추출방법을 제시한다. 제 IV장 연구내용 및 실증분석 방법에서는 본 연구에서 검증하고자 하는 연구 가설들과 이의 검증을 위한 실증분석 방법을 제시한다. 제 V장 실증분석에서는 가설들의 상세한 검증결과와 해석을 담고 마지막으로 제 VI장 결론에서는 연구의 결과와 한계점을 나타낸다.

## II. 모 형

본 절에서는 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)에서 주식시장의 방향성에 대한 예측치로 소개하고 있는 콜/풋 옵션 거래금액 비율을 소개한다. 본 모형에서는 정보투자자는 단지 상승과 하락 두 가지 상황에 대한 정보를 가지고 있다는 이 상태 세계(two-state world)를 가정한다. 또한 정보 투자자는 위험 회피자(risk adverse)이며 로그 효용 함수를 지니며 시장 움직임과 가격 변화에 대하여 동질적인 기대를 한다고 가정한다. 이러한 가정하에서의 정보 투자자의 현금 흐름은 아래와 같다.<sup>4)</sup>

4) 본 모형의 경우 정보투자자들은 콜과 풋옵션의 매수 포지션만을 취한다고만 가정하였으나 현실에서는 긍정적인(부정적인) 정보가 있는 경우 콜매수(풋매수) 뿐 아니라 풋매도(콜매도)를 이용할 수도 있다. 하지만 매도 포지션을 이용한 경우 향유할 수 있는 이익에 한계가 존재하게 되므로 정보투자자들이 매도 포지션 보다는 매수포지션을 이용한다는 가정이 큰 무리는 아닐 수 있다.

시점	콜 거래	풋 거래
현재	$-Q_C \times P_C$	$-Q_P \times P_P$
만기	$Q_C \times (S_u - K_c)$ 0	0 $Q_P \times (K_p - S_D)$

주) 여기서,  $S_U$ 는 상승기의 주가,  $S_D$ 는 하락기의 주가,  $Q_C(Q_P)$ 는 콜(풋)옵션 거래량,  $K_c(K_p)$ 는 콜(풋)옵션의 행사가격,  $P_C(P_P)$ 는 콜(풋)옵션의 가격.

정보투자자의 초기 부가  $W_0$ 라고 가정하고 그들이 지니고 있는 정보에 따라 효용을 극대화하는 선택을 할거라고 생각하면 목적함수와 조건은 아래와 같다.

$$Max [\pi_U U(Q_C(S_U - K_C)) + \pi_D U(Q_P(K_P - S_D))] \quad (1)$$

$$s.t. Q_C P_C + Q_P P_P = W_0$$

여기서,  $U$ 는 로그효용함수이고,  $\pi_U(\pi_D)$ 는 주가지수가 상승(하락)하는 확률

위의 최적화 모형은 아래의 라그랑쥐 식으로 나타낼 수 있다.

$$L = \pi_U \ln(Q_C(S_U - K_C)) + \pi_D \ln(Q_P(K_P - S_D)) - \lambda(Q_C P_C + Q_P P_P - W_0) \quad (2)$$

일차 조건을 풀어보면 아래와 같다.

$$\frac{\partial L}{\partial Q_C} = \frac{\pi_U(S_U - K_C)}{Q_C(S_U - K_C)} - \lambda P_C = 0, \quad \frac{\partial L}{\partial Q_P} = \frac{\pi_D(K_P - S_D)}{Q_P(K_P - S_D)} - \lambda P_P = 0 \quad (3)$$

$$\pi_U = \lambda P_C Q_C, \quad \pi_D = \lambda P_P Q_P$$

위의 식 2개를 서로 나누어 보면 옵션의 기초자산인 주식의 상승/하락 확률이 콜/풋옵션 거래금액의 비율로 나타남을 알 수 있다. 즉, 아래와 같다.

$$\pi_U / \pi_D = P_C Q_C / P_P Q_P \quad (4)$$

위 식에 따르면 기초자산의 상승/하락 확률이 관찰 불가능할 때 시장 참가자들이 콜/풋 거래금액의 비율을 살펴봄으로써 관찰 불가능한 변수인 기초자산의 상승/하락 확률의 상대적인 크기를 유추할 수 있는 것이다. 즉, 콜/풋옵션 거래금액 비율이 1보

다 크면(작으면) 주가지수가 상승(하락)한다고 생각할 수 있다. 콜/풋옵션 거래금액 비율은 옵션 거래량뿐 아니라 가격 또한 반영하고 있으므로 옵션 거래에 담긴 상승/하락 정보를 구분할 수 있는 신뢰감 있는 측정치가 될 수 있다.

### Ⅲ. 자 료

1997년 7월에 상장된 KOSPI 200 주가지수 옵션은 짧은 역사에도 불구하고 가장 빠르게 성장하여 몇 년째 단일 종목으로 세계 1위 거래량을 기록하고 있는 옵션 시장이다. 표본은 2000년 1월 4일부터 2006년 7월 31일까지의 6년 7개월간의 자료를 이용하였다. 증권거래소에서 제공되는 1분 간격의 체결 자료에서 기초 자산인 주식시장에서 동시 호가가 진행되는 오후 2시 50분 이전에 체결된 모든 만기와 행사 가격을 지닌 옵션에 대하여 5분 간격으로 자료를 추출한다. 타 옵션 시장의 연구에서와 달리 본 연구에서는 만기의 전환에 따른 초단기간 옵션의 제외 등을 고려하지 않는다.<sup>5)</sup> 이는 거래소에서 일어난 모든 거래를 표본에 포함함으로써 모든 시장 참가자들의 심리를 반영할 수 있기 때문이다. 이러한 자료를 통하여 추출한 콜/풋옵션 거래금액 비율은 아래와 같은 식으로 계산한다. 즉, 5분 동안의 행사가격, 만기 별로 거래된 옵션 거래금액의 총합의 비율을 사용한다.

$$VR_i = \frac{\sum_{5분} \text{거래금액}_{call}}{\sum_{5분} \text{거래금액}_{put}}$$

논문에서 사용된 자료를 정리한 결과는 <표 1>과 같다. 한국 시장에서는 정재만, 김재근(2005) 등이 지적한 대로 특히 심외가격(deep out-of-the-money) 옵션 거래가 활발하기 때문에 콜과 풋옵션 모두 심외가격옵션이 표본에서 차지하는 비중이 상대적으로 컸다. 각 옵션의 가격도에 따라 콜과 풋 옵션의 평균가격 및 개수는 비슷한 값을 보이고 있어 콜과 풋옵션에 포함된 정보를 모두 고르게 포함하고 있음을 확인할 수 있다. 만기일자에 따른 구분에서도 60일 이하와 이상을 단기와 장기로 구분하였을

5) 단, 무차익거래 조건을 어기는 옵션 거래에 대한 영향을 살펴보기 위하여 무차익거래 조건을 준수하지 못하는 거래를 제외하였으나 논문의 결론은 달라지지 않았다.

&lt;표 1&gt; 옵션 자료

표본의 콜/풋, 가격도, 만기에 따른 옵션가격평균과 표본의 개수이다. 가격도에서 S는 주가지수, K는 각 옵션의 행사가격을 나타낸다. 괄호 안의 수는 각 콜/풋, 만기, 가격도에 해당하는 옵션 표본의 개수를 의미한다.

만기	옵션 종류	가격도(S/K)						합
		<0.94	0.94-0.97	0.97-1.00	1.00-1.03	1.03-1.06	1.06≤	
60일 이하	콜옵션	0.4095 (693190)	1.1102 (253305)	2.0850 (227104)	3.6195 (191001)	5.6787 (143935)	11.1668 (239403)	2.9867 (1747938)
	풋옵션	11.3602 (191608)	6.0283 (159927)	3.6860 (197636)	2.1581 (208608)	1.2688 (202998)	0.3835 (885313)	2.6632 (1846090)
60일 이상	콜옵션	1.3680 (108690)	2.9719 (26921)	4.2813 (16989)	5.5854 (9668)	7.2391 (5603)	12.5749 (12763)	3.0807 (180634)
	풋옵션	13.3223 (13128)	7.5571 (6871)	5.7202 (10338)	4.3816 (14593)	3.2648 (17059)	1.2470 (125181)	3.0010 (187170)

때 단기 옵션의 표본의 개수가 장기 옵션의 표본 개수의 10배를 초과하며 거래량 역시 단기에 집중되어 있음을 알 수 있었다. 이는 KOSPI 200 옵션 시장은 외가격 단기 옵션에 거래량이 많음을 간접적으로 살펴볼 수 있다. 즉 많은 투자자들이 단기/외가격 옵션을 거래하고 있고 이는 정보투자자들의 투자수단으로서 단기/외가격 옵션을 타 옵션에 비하여 선택할 가능성이 높음을 유추할 수 있다.

콜/풋옵션 거래금액 비율의 특성 파악을 위하여 기술적 통계치를 <표 2>에서 살펴 보았다. 평균적인 콜/풋옵션 거래 금액 비율은 1.3570으로 평균적으로 콜옵션의 거래 금액 비율이 풋옵션에 비하여 평균적으로 더 많았음을 알 수 있으며 양의 왜도를 보이는 것으로 보아 우측으로 긴 꼬리를 가진 즉, 큰 값의 콜/풋옵션 거래금액 비율이 존재함을 알 수 있었다. 그리고 정규분포임을 검증하는 Jarque-Bera 통계 값은 큰 수를 보이며 콜/풋옵션 거래금액 비율의 분포는 정규분포를 따르지 않음을 알 수 있었다.

&lt;표 2&gt; 콜/풋옵션 거래금액 비율의 기초 통계량

콜/풋옵션 거래금액 비율의 기초통계량이다. \*\*는 각각 1% 유의수준에서 유의한 변수이다.

통계량	값
평균	1.3570
중간값	1.1683
최대	9.6762
최소	0.0000
표준편차	0.8077
왜도	1.7419
첨도	8.4575
Jarque-Bera	191326.8**

<표 3> 5분 간격 별 표본의 개수

표본에서 사용된 5분 간격 자료의 개수를 콜옵션, 풋옵션, 전체로 나누었다.

	평균	최대	최소
콜옵션	17.30	69	6
풋옵션	18.32	69	6
전체	35.62	135	12

논문에서 사용한 5분 간격 내에 거래가 발생한 옵션의 개수를 <표 3>에서 살펴봤다. 특정 만기와 행사가격을 지닌 옵션의 5분 간격 동안의 거래 금액을 모두 합하여 콜/풋옵션 거래금액 비율을 계산하였다. 평균적으로 5분 동안 상장된 옵션 가운데 35.62개의 옵션이 거래되었고 콜과 풋은 각각 17.30개와 18.32개로 비슷한 정도로 거래되고 있음을 알 수 있었다. 이를 통하여 5분 간격 별로 콜/풋옵션 거래금액 비율을 계산하기에 충분한 양의 자료가 확보되고 있음을 알 수 있다.

#### IV. 연구내용 및 실증분석 방법

옵션과 주식시장 간에 선·후행 관계를 설명하는 데에는 두 가지 이론이 있다. 우선 유동성 가설(liquidity hypothesis)에 따르면 거래량이 상대적으로 많은 시장에서 정보를 가진 투자자들이 참여를 하여 거래를 먼저 하기 때문에 일반적으로 거래량이 옵션에 비하여 상대적으로 많은 주식 시장에 정보가 먼저 반영되어 움직인다는 것이다. 한편 레버리지 가설(leverage hypothesis)에 따르면 초기 작은 자금으로 방향성에 대한 거래가 가능한 레버리지 성격의 옵션 시장에 정보투자자가 먼저 거래를 하므로 옵션 시장이 주식시장을 선도한다는 것이다. KOSPI 200 옵션 시장은 거래량 기준으로 전 세계 1위 거래량을 기록하며 옵션 시장의 유동성이 부족하다는 유동성 가설이 한국 시장에는 적합하지 않을 수도 있다. 즉, 유동성, 레버리지 가설 모두에 의하여 옵션 시장이 주식시장을 선도할 가능성이 높은 것이다. 이에 본 연구에서는 옵션 시장의 가격발견기능이 강하게 나타날 것으로 추정되는 KOSPI 200 옵션 시장을 검증한다.

본 연구에서 검증할 가설은 세 가지로 요약된다. 첫째, 콜/풋옵션 거래금액 비율은 일증에서 KOSPI 200의 수익률을 선도한다. KOSPI 200 옵션 시장의 경우 세계 거래량 1위를 차지하고 있으므로 앞에서 기술한 유동성 가설과 옵션 고유의 특성인 레버

리지 가설 모두 채택하게 되어 옵션시장의 주가지수에 대한 선도를 예상할 수 있다. 둘째, 외가격(out-of-the money) 옵션 또는 단기(short-term) 옵션만으로 도출된 콜/풋옵션 거래금액 비율은 주가지수에 대한 예측력이 전체옵션으로 추정된 경우보다 증대된다. 외가격 옵션은 레버리지 효과가 가장 크게 나타나는 옵션이고 외가격 또는 단기 옵션은 거래량이 가장 많기에 유동성 가설 및 레버리지 효과 가설에 모두 적합하여 가격발견기능이 강하게 나타날 것으로 예상된다. 셋째, 시장이 크게 움직이는 상승/하락장의 경우 콜/풋옵션 거래금액 비율의 주가지수에 대한 예측력이 증대된다. 기초자산의 변동성이 커질 때 옵션의 레버리지 효과는 더욱 커지게 되므로 정보투자자들은 옵션 시장을 선호하게 될 것이다. 이를 위하여 Chan(1992)의 더미(dummy) 변수를 이용한 방법론을 사용하여 1시간 단위 수익률을 상위 10%와 하위 10%로 구분하여 시장 상황에 따른 옵션시장과 주식시장의 선·후행 관계를 살펴본다.

이를 위하여 본 연구에서 사용하는 연구 방법론은 간편하게 두 변수간의 선·후행 관계를 검증할 수 있는 아래의 VAR(vector autoregression) 모형을 이용한다.<sup>6)</sup>

$$R_t = c_1 + \sum_{i=1}^6 \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \beta_i VR_{t-i} \quad (6)$$

$$VR_t = c_2 + \sum_{i=1}^6 \gamma_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \eta_i VR_{t-i}$$

여기서,  $R_t$ 는 주가지수 수익률이고  $VR_t$ 는 콜/풋옵션 거래금액 비율

첫 번째 식은 과거 콜/풋옵션 거래금액 비율이 현재의 주가지수 수익률을 설명하는지를 검증하여 옵션 시장의 주가지수에 대한 선도효과를 살펴보고 두 번째 식은 과거 주가지수 수익률이 현재의 콜/풋옵션 거래금액 비율을 예측 가능한지를 검증하여 주가지수의 옵션시장에 대한 선도효과를 살펴본다.<sup>7)</sup> 만일, 정보 투자자가 주식 시장에서 거래를 먼저 시작한다면 정보는 주식 시장에 먼저 포함될 것이고 주가지수의 수익률은 미래 옵션 시장에 관한 방향성을 예측하는데 유용한 정보를 담고 있을 것

6) 각 변수의 단위근이 존재하고 공적분관계(cointegration relationship)가 존재하는 경우 VAR 대신에 VECM(Vector Error Correction Method)를 사용하여야 한다. 이를 위하여 VR과 R변수에 단위근 검정인 Dickey-Fuller 검정을 실시한 결과 통계량 값이 VR은 -213.96, R은 -249.81로 모두 단위근을 기각하고 있음을 알 수 있었다. 따라서 본 모형에서는VAR 모형을 사용한다.

7) 최적 시차의 결정은 AIC(Akaike Information Criterion) 또는 SC(Schwarz Criterion)를 결정하게 된다. 하지만 사전 연구결과 결정된 시차에 따라 질적인 연구의결론이 달라지지 않았으므로 연구 전체의 일관성을 위하여 시차 6 즉 30분이라는 시차를 적용한다.

이다. 반대로 정보 투자자가 옵션 시장에서 거래를 먼저 시작 한다면, 정보는 옵션 시장으로부터 주식시장으로 이동할 것이고 콜/풋옵션 거래금액 비율은 주가지수 수익률에 예측력을 지닐 것이다. 콜/풋옵션 거래금액 비율이 미래 주가지수 수익률에 예측력이 있다면  $\beta$ 값들이 유의한 양의 값을 보일 것이며 반대로 주가지수 수익률이 옵션 시장에 대한 예측력이 있다면  $\gamma$ 값들이 유의한 양의 값일 것이다. 또한 만일  $\beta$ 와  $\gamma$  모두 유의하면 두 시장간에 피드백(feed-back) 관계를 가짐을 보이게 된다. 또한 이와 더불어 VAR 모형의 Wald 검정에 기초한 Granger 인과관계 검정(Granger causality test)를 병행하여 인과관계 검정의 결론에 강건성을 더한다.

## V. 실증분석 결과

### 1. 전체 옵션의 선·후행 검증

전체 옵션을 이용한 콜/풋옵션 거래금액 비율과 KOSPI 200 지수 수익률간의 선·후행관계는 <표 4>을 통해 알 수 있다. 콜/풋옵션 거래금액 비율이 선행하는 효과를 나타내는 계수인  $\beta$ 의 경우 시차 1에서만 5% 유의수준에서 유의한 결과를 보이며 미약하나마 옵션 시장이 주가지수를 선행하고 있음을 알 수 있다. 한편 주가지수 수익률의 선행효과를 나타내는 계수인  $\gamma$ 의 경우 시차 1부터 6까지 모두 1% 유의수준에서 유의한 결과를 보임을 알 수 있다. 즉 주가지수 수익률의 선행 효과가 옵션 시장의 선행효과보다 훨씬 더 강하게 나타남을 알 수 있다. 이는 옵션 시장이 레버리지 효과 등의 장점이 있음에도 불구하고 기초자산에 대한 강한 선도효과가 존재하지 못함을 알 수 있다. 이는 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)에서 전체 옵션을 이용한 콜/풋옵션 거래금액 비율의 주가에 대한 선도효과가 약하게 나타나고 주가의 전체 옵션시장에 대한 선도효과 강하게 나타난 연구결과와도 일치함을 알 수 있다. 이는 앞에서 설정한 가설 1, 즉 옵션 시장이 KOSPI 200을 선도할 것이라는 가설을 기각하게 된다. Granger 인과관계 검정의 결과도 마찬가지로 KOSPI 200 지수 수익률이 콜/풋옵션 거래금액 비율을 강하게 Granger인과하고 있음을 알 수 있다.<sup>8)</sup> 하지만 시장 투자자들이 주로 거래하는 옵션을 개별적으로 분석하면 다른 결과를 도출될 수 있을 것이다. 다

8) 기존 연구들에서 인과관계 검정에 흔히 사용하는 충격반응함수(impulse response function)와 분산분해 분석(variance decomposition analysis)을 실시하였고 이 또한 동일한 결론을 도출하였다. 논문의 간결성을 위하여 내용을 삽입하지는 않았다.

음 절에서는 전체 옵션이 아닌 만기와 가격도(moneyness)에 따라서 옵션의 선도효과가 달라질 수 있음을 살펴본다.

<표 4> 전체옵션의 인과관계 검증

다음과 같은 VAR(vector autoregression)모형의 검증을 통하여 계수들을 추정한다.

$$R_t = c_1 + \sum_{i=1}^6 \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \beta_i VR_{t-i}$$

$$VR_t = c_2 + \sum_{i=1}^6 \gamma_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \eta_i VR_{t-i}$$

$R_t$ 는 주가지수 수익률이고  $VR_t$ 는 콜/풋옵션 거래금액 비율이다. 괄호 안의 값은 t-통계량을 의미한다. \*\*, \*는 각각 1%, 5% 유의수준에서 유의한 변수이다. Granger 인과관계 검증(Granger causality test)는 VAR 검정과 마찬가지로 시차 6을 사용한다.

<가> VAR 검증

변수	Rt		VRt	
C	-9.85e-6	(-0.9598)	1.0375**	(83.3199)
Rt-1	-0.0345**	(-11.4166)	47.4407**	(12.9314)
Rt-2	-0.0500**	(-16.4927)	45.3072**	(12.3330)
Rt-3	-0.0091**	(-2.9967)	38.4583**	(10.4481)
Rt-4	-0.0033	(-1.0875)	34.1735**	(9.2798)
Rt-5	-0.0049	(-1.6047)	33.1656**	(9.0167)
Rt-6	0.0011	(0.3712)	27.9713**	(7.6097)
VRt-1	5.26e-6*	(2.1134)	0.0498**	(16.4725)
VRt-2	-1.10e-6	(-0.4430)	0.0420**	(13.9142)
VRt-3	5.27e-7	(0.2111)	0.0369**	(12.2183)
VRt-4	1.08e-6	(0.4339)	0.0384**	(12.7304)
VRt-5	1.45e-6	(0.5818)	0.0367**	(12.1485)
VRt-6	-2.64e-7	(-0.1062)	0.0368**	(12.2199)

<나> Granger 인과관계 검증

귀무가설	F통계량 값	P-value
R이 VR을 Granger 인과 하지 않는다.	1482.15	0.0000
VR이 R을 Granger 인과 하지 않는다.	0.9038	0.4908

## 2. 옵션 특성에 따른 선·후행 검증

본 연구에서 사용되고 있는 자료에서 살펴본 것처럼 옵션은 만기와 가격도에 따라서 거래량에서 차이가 존재한다. 따라서 본 절에서는 만기/가격도 즉 옵션의 특성에 따른 콜/풋옵션 거래금액 비율의 주식시장에 대한 선도효과의 차이점을 <표 5>를 통하여 살펴본다.

우선, 단기 옵션의 결과를 살펴보면 다음과 같다. 단기옵션의 경우 전체 옵션의 경우와 마찬가지로 콜/풋옵션 거래금액 비율이 주가지수를 선도하는 계수는 시차 1에서 만 5% 유의수준에서 유의하고 주가지수 수익률이 옵션을 선도하는 계수는 시차 1에서부터 6까지 1% 유의수준에서 유의하게 나타나고 있다. 이는 전체 옵션에서 단기 옵션이 차지하는 비중이 압도적이므로 사실 전체 옵션의 결과도 단기 옵션의 결과가 지배한 탓이라 할 수 있을 것이다. 즉, 만기별로 구분하여 분석한 결과에서는 콜/풋옵션 거래금액 비율의 정보효과가 크게 달라지지 않고 있음을 알 수 있다.

다음, 옵션의 가격도 중에서 거래량이 가장 큰 것으로 나타나고 있으며 정재만, 김재근(2005)이 지적한 대로 일반적으로 일반 투자자들이 높은 레버리지를 이용하여 방향성에 대한 투자 수단으로 많이 사용하고 있는 외가격 옵션을 개별적으로 살펴보았다. 그 결과, 콜/풋옵션 거래금액 비율이 주가지수 수익률을 선도하는 계수는 앞의 결과와 달리 시차 2까지 1% 유의수준에서 유의하게 나타남을 알 수 있다. 즉, 내가격 옵션 등 타 옵션에 비하여 주식시장에 대한 선도효과가 훨씬 강하게 나타남을 알 수 있다. 또한 주식시장이 콜/풋옵션 거래금액 비율을 선도하는 계수에서는 유의한 양의 계수가 전혀 나타나지 않고 있다. 옵션시장의 주가지수에 대한 단방향의 선도효과가 나타나고 있음을 알 수 있다. 즉, 정보투자자들은 외가격옵션을 이용하여 자신들이 소유한 정보를 시장에서 이용하고 있음을 알 수 있다. 마지막으로, 거래량도 많고 레버리지 효과도 가장 큰 단기/외가격 옵션을 개별적으로 살펴보았다. 역시 외가격 옵션의 결과와 거의 비슷한 계수와 결과를 보임을 알 수 있었다. 이는 앞서서와 마찬가지로 외가격옵션 중에서도 단기 옵션의 거래량이 압도적으로 많기에 결과는 외가격 옵션의 결과와 일치함을 알 수 있다.

Granger 인과관계 검정의 결과도 VAR의 결과와 유사하게 KOSPI 200 지수 수익률이 단기옵션으로 계산된 콜/풋옵션 거래금액 비율을 강하게 Granger 인과하고 있고 외가격 또는 단기/외가격 옵션의 경우에는 콜/풋옵션 거래금액 비율이 주가지수 수익률을 강하게 Granger 인과하고 있음을 알 수 있다.

<표 5> 옵션종류별 인과관계 검증

다음과 같은 VAR(vector autoregression) 모형의 검증을 통하여 계수들을 추정한다.

$$R_t = c_1 + \sum_{i=1}^6 \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \beta_i VR_{t-i}$$

$$VR_t = c_2 + \sum_{i=1}^6 \gamma_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \eta_i VR_{t-i}$$

$R_t$ 는 추가지수 수익률이고  $VR_t$ 는 콜/풋옵션 거래금액 비율이다. 단기옵션은 잔존만기 60일 이하의 옵션을, 외가격옵션은 추가지수행사가격 비율이 콜옵션은 0.97보다 작고 풋옵션의 경우 1.03보다 큰 옵션을 의미한다. 단기/외가격옵션은 잔존만기 60일 이하의 외가격옵션을 의미한다. 괄호 안의 값은 t-통계량을 의미한다. \*\*, \*는 각각 1%, 5% 유의수준에서 유의한 변수이다. Granger 인과관계 검증(Granger causality test)는 VAR 검증과 마찬가지로 시차 6을 사용한다.

<가> VAR 검증

종류	변수	C	R <sub>t-1</sub>	R <sub>t-2</sub>	R <sub>t-3</sub>	R <sub>t-4</sub>	R <sub>t-5</sub>	R <sub>t-6</sub>	VR <sub>t-1</sub>	VR <sub>t-2</sub>	VR <sub>t-3</sub>	VR <sub>t-4</sub>	VR <sub>t-5</sub>	VR <sub>t-6</sub>
단기옵션	R <sub>t</sub>	-1.01e-5 (-0.9848)	-0.0345** (-11.4118)	-0.0499** (-16.4943)	-0.0091** (-2.9991)	-0.0033 (-1.0902)	-0.0048 (-1.6072)	0.0011 (0.3683)	5.31e-6* (2.1341)	-1.07e-6 (-0.4302)	5.59e-7 (0.2244)	1.11e-6 (0.4471)	1.44e-6 (0.5802)	-2.29e-7 (-0.0922)
	VR <sub>t</sub>	1.0369** (83.2434)	47.5466** (12.3674)	45.4384** (10.4674)	38.5337** (9.2904)	34.2163** (9.2904)	33.2075** (9.0271)	28.0604** (7.6331)	0.0500** (16.5474)	0.0423** (14.0124)	0.0372** (12.3182)	0.0388** (12.8347)	0.0369** (12.2355)	0.0371** (12.3019)
외가격 옵션	R <sub>t</sub>	-3.21e-6 (-0.4374)	-0.0342** (-11.3029)	-0.0495** (-16.3582)	-0.0088** (-2.8974)	-0.0030 (-1.0037)	-0.0048 (-1.5828)	0.0013 (0.4140)	2.19e-6** (5.6945)	1.27e-6** (3.2970)	-1.33e-6** (-3.4431)	8.86e-8 (0.2299)	-5.89e-7 (-1.5301)	2.21e-7 (0.5739)
	VR <sub>t</sub>	1.3713** (23.8264)	-24.8198 (-1.0470)	-11.7591 (-0.4958)	33.5258 (1.4118)	63.2131** (2.6620)	50.4721* (2.1284)	-18.5581 (-0.7833)	0.0297** (9.8300)	0.02245** (7.4310)	0.0089** (2.9553)	0.0055 (1.8093)	0.0051 (1.6788)	0.0364** (12.0349)
단기/ 외가격 옵션	R <sub>t</sub>	-3.24e-6 (-0.4414)	-0.0342** (-11.3025)	-0.0495** (-16.3583)	-0.0088** (-2.8972)	-0.0030 (-1.0044)	-0.0048 (-1.5828)	0.0013 (0.4142)	2.19e-6** (5.6793)	1.27e-6** (3.2941)	-1.33e-6** (-3.4565)	9.03e-8 (0.2342)	-5.90e-7 (-1.5310)	2.34e-7 (0.6064)
	VR <sub>t</sub>	1.3862** (24.0915)	-24.9272 (-1.0522)	-11.6778 (-0.4927)	33.1023 (1.3949)	63.1881** (2.6627)	50.8614 (2.1462)	-18.4053 (-0.7733)	0.0292** (9.6747)	0.0207** (6.8671)	0.0087** (2.8917)	0.0058 (1.9037)	0.0053 (1.7301)	0.0364** (12.0483)

<나> Granger 인과관계 검증

	귀무가설	F통계량	P-value
단기옵션	R이 VR을 Granger 인과 하지 않는다.	1483.67	0.0000
	VR이 R을 Granger 인과 하지 않는다.	0.9222	0.4775
외가격옵션	R이 VR을 Granger 인과 하지 않는다.	2.5444	0.0183
	VR이 R을 Granger 인과 하지 않는다.	9.5675	0.0000
단기/외가격 옵션	R이 VR을 Granger 인과 하지 않는다.	2.5487	0.0181
	VR이 R을 Granger 인과 하지 않는다.	9.5585	0.0000

결론적으로 외가격 옵션 또는 단기 외가격 옵션은 KOSPI 200 수익률을 10분간 단 방향으로 선도하고 있음을 알 수 있으며 이는 정보투자자들이 외가격 옵션을 이용하여 수익을 실현하고 있다고 볼 수 있다. 즉 앞에서 설정한 가설 2, 외가격 옵션 또는 단기 옵션만으로 도출된 콜/풋옵션 거래금액 비율은 주가지수에 대한 예측력이 전체 옵션으로 추정된 경우보다 증대된다는 가설은 채택되었다.

### 3. 시장상황에 따른 결과

정보투자자들이 옵션 시장을 이용할 경우 하나의 이유는 옵션이라는 거래의 특성인 레버리지 효과 때문일 것이다. 레버리지 효과는 특히 변동성이 커질 때 그 효과를 발휘하게 된다. 따라서 본 절에서는 시장이 크게 움직이는 상황에서 정보 투자자들이 주식시장 자체보다는 옵션 시장에 참가하여 수익을 실현할 가능성이 높다고 보고 시장이 크게 상승/하락한 1시간을 분리하여 콜/풋옵션 거래금액 비율과 주가지수 수익률간의 선·후행 관계를 검증한다.

Chen, Lung, and Tay(2006)의 연구에서처럼 상승장과 하락장을 시장 전반의 움직임으로 기간으로 나누어 분석하지 않고 본 연구에서는 주식시장과 선물시장의 선·후행 관계 연구에서 Chan(1992)이 사용한 더미변수 모형을 사용한다. 자료를 1시간 간격으로 나누어 주가지수 수익률을 정렬하여 가장 크게 상승한 상위 10%의 1시간 간격과 크게 하락한 하위 1시간 간격에 포함된 5분 간격 자료에는 더미 변수를 선정하여 분석을 하는 것이다. 모형은 아래와 같다.

$$R_t = c_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i VR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i^* VR_{t-i} \cdot D_j \quad (7)$$

$$VR_t = c_2 + \sum_{i=1}^n \gamma_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \eta_i VR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i^* R_{t-i} \cdot D_j$$

여기서,  $D_j$ 는  $j=1$ 인 경우 상승 상위 10%인 경우에 속하는 기간인 경우 1이며 그 외의 경우에는 0인 더미변수이다. 또한  $j=2$ 인 경우에는 하락 하위 10%인 경우에 1이며 그 외의 경우에는 0인 더미 변수이다.

결과는 <표 6>와 <표 7>에 나타나 있다. <표 5>는 전체 옵션에 대하여 상승장과 하락장을 나누어 분석하였고 <표 7>에서는 거래량이 가장 많고 앞의 분석에서 정보 효과가 가장 큰 것으로 나타난 단기/외가격 옵션에 대해서 상승장과 하락장에 따른

콜/풋옵션 거래금액 비율과 주가지수 수익률간의 변화를 살펴보았다.

<표 6> 시장상황에 따른 전체옵션의 인과관계 검증

다음과 같은 VAR(vector autoregression)모형의 검증을 통하여 계수들을 추정한다.

$$R_t = c_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i VR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i^* VR_{t-i} \cdot D_j$$

$$VR_t = c_2 + \sum_{i=1}^n \gamma_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \eta_i VR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i^* R_{t-i} \cdot D_j$$

$R_t$ 는 주가지수 수익률이고  $VR_t$ 는 콜/풋옵션 거래금액 비율,  $D_j$ 는  $j$ 가 1인 경우 1시간단위 수익률 상위 10%일 때 1이고 나머지 경우에 0을,  $j$ 가 2인 경우 1시간 단위 수익률 하위 10%의 경우에 해당할 때 1이고 나머지 경우에 0을 나타내는 더미변수이다. 괄호 안의 값은  $t$ -통계량을 의미한다. \*\*, \*는 각각 1%, 5% 유의수준에서 유의한 변수이다. <가> 상승장은 1시간 간격으로 나온 수익률 중 상위 10%의 기간에 대해서, <나> 하락장은 하위 10%의 기간에 대해서 인과관계 검증을 실시하였다.

<가> 상승장

변수	$R_t$	변수	$VR_t$
C	-6.26e-5** (-8.3984)	C	1.3798** (23.6543)
$R_{t-1}$	-0.0461** (-15.2879)	$R_{t-1}$	-43.1079 (-1.5225)
$R_{t-2}$	-0.0604** (-20.0373)	$R_{t-2}$	-18.6922 (-0.6666)
$R_{t-3}$	-0.0185** (-6.1404)	$R_{t-3}$	35.4301 (1.2795)
$R_{t-4}$	-0.0118** (-3.9245)	$R_{t-4}$	84.1375** (3.0562)
$R_{t-5}$	-0.0123** (-4.0962)	$R_{t-5}$	63.3577* (2.3294)
$R_{t-6}$	-0.0058* (-1.9213)	$R_{t-6}$	-25.6669 (-0.9481)
$VR_{t-1}$	1.90e-6** (4.9668)	$D \cdot R_{t-1}$	62.9795 (1.2108)
$VR_{t-2}$	9.40e-7* (2.4589)	$D \cdot R_{t-2}$	27.0051 (0.5118)
$VR_{t-3}$	-1.56e-6** (-4.0613)	$D \cdot R_{t-3}$	-7.6977 (-0.1425)
$VR_{t-4}$	-2.19e-7 (-0.5721)	$D \cdot R_{t-4}$	-83.0219 (-1.5233)
$VR_{t-5}$	-9.09e-7* (-2.3719)	$D \cdot R_{t-5}$	-54.9987 (-0.9898)
$VR_{t-6}$	-2.15e-7 (-0.4342)	$D \cdot R_{t-6}$	31.3031 (0.5596)
$D_1 \cdot VR_{t-1}$	0.0002** (13.8998)	$VR_{t-1}$	0.0299** (9.8936)
$D_1 \cdot VR_{t-2}$	0.0001** (10.4780)	$VR_{t-2}$	0.0227** (7.5107)
$D_1 \cdot VR_{t-3}$	9.55e-6 (1.5635)	$VR_{t-3}$	0.0092** (3.0467)
$D_1 \cdot VR_{t-4}$	2.51e-5** (4.2196)	$VR_{t-4}$	0.0057 (1.8807)
$D_1 \cdot VR_{t-5}$	3.04e-5** (5.2649)	$VR_{t-5}$	0.0052 (1.7336)
$D_1 \cdot VR_{t-6}$	1.23e-8 (0.0157)	$VR_{t-6}$	0.0366** (12.1057)

<나> 하락장

변수	$R_t$		변수	$VR_t$	
C	5.91E-5**	(7.9396)	C	1.3735**	(23.4936)
$R_{t-1}$	-0.0466**	(-15.4465)	$R_{t-1}$	-32.3414	(-1.1320)
$R_{t-2}$	-0.0611**	(-20.2652)	$R_{t-2}$	-17.2958	(-0.6091)
$R_{t-3}$	-0.0199**	(-6.5854)	$R_{t-3}$	46.3402	(1.6304)
$R_{t-4}$	-0.0128**	(-4.2372)	$R_{t-4}$	85.8645*	(3.0411)
$R_{t-5}$	-0.0132**	(-4.3979)	$R_{t-5}$	69.9681*	(2.5057)
$R_{t-6}$	-0.0060*	(-1.9895)	$R_{t-6}$	-24.5442	(-0.8883)
$VR_{t-1}$	2.51E-6**	(6.5629)	$D \cdot R_{t-1}$	28.7903	(0.5592)
$VR_{t-2}$	1.39E-6**	(3.6187)	$D \cdot R_{t-2}$	22.9950	(0.4429)
$VR_{t-3}$	-1.04E-6**	(-2.7284)	$D \cdot R_{t-3}$	-42.8349	(-0.8243)
$VR_{t-4}$	3.35E-7	(0.8765)	$D \cdot R_{t-4}$	-79.6529	(-1.5210)
$VR_{t-5}$	-3.18E-7	(-0.8313)	$D \cdot R_{t-5}$	-70.8096	(-1.3362)
$VR_{t-6}$	4.96E-7	(1.2966)	$D \cdot R_{t-6}$	26.4772	(0.4926)
$D_2 \cdot VR_{t-1}$	1.80E-5**	(3.4293)	$VR_{t-1}$	0.0299**	(9.8994)
$D_2 \cdot VR_{t-2}$	-2.47E-5**	(-3.9206)	$VR_{t-2}$	0.0227**	(7.5099)
$D_2 \cdot VR_{t-3}$	-9.70E-5**	(-6.5452)	$VR_{t-3}$	0.0092**	(3.0434)
$D_2 \cdot VR_{t-4}$	-9.97E-5**	(-5.8761)	$VR_{t-4}$	0.0057	(1.8816)
$D_2 \cdot VR_{t-5}$	-0.0001**	(-7.6767)	$VR_{t-5}$	0.0052	(1.7287)
$D_2 \cdot VR_{t-6}$	-9.42E-5**	(-6.8927)	$VR_{t-6}$	0.0365**	(12.0873)

우선, 전체 옵션의 경우 앞의 결과와 달리 콜/풋옵션 거래금액 비율의 선도효과는 10분까지 유의한 결과를 보여주고 있으며 더미 변수의 경우도 마찬가지로 10분까지 유의하게 나타나고 있음을 알 수 있다. 반면 주식시장의 선도효과는 사라졌으며 더미 변수 또한 유의하지 않았다. 하락장의 경우에도 마찬가지로 콜/풋옵션 거래금액 비율의 선도효과는 10분까지 유의하고 더미변수는 5분까지 유의한 양의 값을 보였다. 또한 주가지수 수익률의 선도효과는 더미 변수를 포함하여 유의한 값을 보이고 있지 않다. 즉 이는 전체 표본에서는 모든 옵션을 사용하여 콜/풋옵션 거래금액 비율을 추출한 경우 정보효과가 크지 않았으나 시장이 크게 상승/하락하여 변동성이 커진 경우 전체 옵션을 사용하였음에도 불구하고 옵션 시장의 단방향 선도효과가 크게 나타나는

<표 7> 시장상황에 따른 단기/외가격 옵션의 인과관계 검증

다음과 같은 VAR(vector autoregression)모형의 검증을 통하여 계수들을 추정한다.

$$R_t = c_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i VR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i^* VR_{t-i} \cdot D_j$$

$$VR_t = c_2 + \sum_{i=1}^n \gamma_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \eta_i VR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i^* VR_{t-i} \cdot D_j$$

$R_t$ 는 주가지수 수익률이고  $VR_t$ 는 콜/풋옵션 거래금액 비율,  $D_j$ 는  $j$ 가 1인 경우 1시간단위 수익률 상위 10%일 때 1이고 나머지 경우에 0을,  $j$ 가 2인 경우 1시간 단위 수익률 하위 10%의 경우에 해당할 때 1이고 나머지 경우에 0을 나타내는 더미변수이다. 괄호 안의 값은  $t$ -통계량을 의미한다. \*\*, \*는 각각 1%, 5% 유의수준에서 유의한 변수이다. <가> 상승장은 1시간 간격으로 나는 수익률 중 상위 10%의 기간에 대해서, <나> 하락장은 하위 10%의 기간에 대해서 인과관계 검증을 실시하였다.

<가> 상승장

변수	$R_t$		변수	$VR_t$	
C	-6.23E-5**	(-8.3540)	C	1.3949**	(23.9205)
$R_{t-1}$	-0.0460**	(-15.2677)	$R_{t-1}$	-42.9933	(-1.5195)
$R_{t-2}$	-0.0604**	(-20.0132)	$R_{t-2}$	-18.3471	(-0.6547)
$R_{t-3}$	-0.0185**	(-6.1226)	$R_{t-3}$	35.0671	(1.2673)
$R_{t-4}$	-0.0118**	(-3.9066)	$R_{t-4}$	84.2671**	(3.0630)
$R_{t-5}$	-0.0123**	(-4.0826)	$R_{t-5}$	63.9891*	(2.3542)
$R_{t-6}$	-0.0057	(-1.9087)	$R_{t-6}$	-25.3200	(-0.9359)
$VR_{t-1}$	1.89E-6**	(4.9480)	$D \cdot R_{t-1}$	62.2699	(1.1979)
$VR_{t-2}$	9.40E-7*	(2.4564)	$D \cdot R_{t-2}$	26.1061	(0.4951)
$VR_{t-3}$	-1.56E-6**	(-4.0810)	$D \cdot R_{t-3}$	-7.8467	(-0.1453)
$VR_{t-4}$	-2.24E-7	(-0.5838)	$D \cdot R_{t-4}$	-83.5874	(-1.5347)
$VR_{t-5}$	-9.13E-7*	(-2.3804)	$D \cdot R_{t-5}$	-55.9491	(-1.0075)
$VR_{t-6}$	-1.97E-7	(-0.3970)	$D \cdot R_{t-6}$	30.5122	(0.5458)
$D_1 \cdot VR_{t-1}$	0.0002**	(13.6879)	$VR_{t-1}$	0.0294**	(9.7384)
$D_1 \cdot VR_{t-2}$	0.0001**	(10.4087)	$VR_{t-2}$	0.0210**	(6.9465)
$D_1 \cdot VR_{t-3}$	9.57E-6	(1.5659)	$VR_{t-3}$	0.0090**	(2.9830)
$D_1 \cdot VR_{t-4}$	2.57E-5**	(4.3268)	$VR_{t-4}$	0.0060*	(1.9754)
$D_1 \cdot VR_{t-5}$	3.02E-5**	(5.2348)	$VR_{t-5}$	0.0054	(1.7852)
$D_1 \cdot VR_{t-6}$	-1.47E-8	(-0.0187)	$VR_{t-6}$	0.0366**	(12.1196)

<나> 하락장

변수	Rt		변수	VRt	
C	5.64E-5**	(7.5738)	C	1.3886**	(23.7577)
R <sub>t-1</sub>	-0.0460**	(-15.2615)	R <sub>t-1</sub>	-32.1605	(-1.1264)
R <sub>t-2</sub>	-0.0606**	(-20.0953)	R <sub>t-2</sub>	-17.4238	(-0.6140)
R <sub>t-3</sub>	-0.0194**	(-6.4267)	R <sub>t-3</sub>	45.4240	(1.5993)
R <sub>t-4</sub>	-0.0124**	(-4.1106)	R <sub>t-4</sub>	85.7778**	(3.0401)
R <sub>t-5</sub>	-0.0128**	(-4.2559)	R <sub>t-5</sub>	70.2600	(2.5178)
R <sub>t-6</sub>	-0.0057	(-1.9110)	R <sub>t-6</sub>	-24.6676	(-0.8933)
VR <sub>t-1</sub>	2.52E-6**	(6.5737)	D·R <sub>t-1</sub>	27.7922	(0.5401)
VR <sub>t-2</sub>	1.39E-6**	(3.6349)	D·R <sub>t-2</sub>	23.6777	(0.4564)
VR <sub>t-3</sub>	-1.04E-6**	(-2.7169)	D·R <sub>t-3</sub>	-41.1888	(-0.7932)
VR <sub>t-4</sub>	3.49E-7	(0.9114)	D·R <sub>t-4</sub>	-79.4495	(-1.5182)
VR <sub>t-5</sub>	-3.09E-7	(-0.8086)	D·R <sub>t-5</sub>	-70.4930	(-1.3311)
VR <sub>t-6</sub>	5.20E-7	(1.3600)	D·R <sub>t-6</sub>	27.4582	(0.5112)
D <sub>2</sub> ·VR <sub>t-1</sub>	1.65E-5**	(3.1688)	VR <sub>t-1</sub>	0.0294**	(9.7443)
D <sub>2</sub> ·VR <sub>t-2</sub>	-2.77E-5**	(-4.4435)	VR <sub>t-2</sub>	0.0210**	(6.9456)
D <sub>2</sub> ·VR <sub>t-3</sub>	-9.33E-5**	(-6.7763)	VR <sub>t-3</sub>	0.0090**	(2.9795)
D <sub>2</sub> ·VR <sub>t-4</sub>	-9.41E-5**	(-6.0804)	VR <sub>t-4</sub>	0.0060*	(1.9766)
D <sub>2</sub> ·VR <sub>t-5</sub>	-0.0001**	(-7.3565)	VR <sub>t-5</sub>	0.0054	(1.7805)
D <sub>2</sub> ·VR <sub>t-6</sub>	-9.45E-5**	(-7.3826)	VR <sub>t-6</sub>	0.0365**	(12.1007)

것이다. 이는 정보투자자들이 레버리지 효과가 큰 시장 급변 상황에서 옵션을 이용하고 있음을 알 수 있다. <표 6>의 단기, 외가격 옵션의 경우를 살펴보면 <표 6>의 결과와 마찬가지로 콜/풋옵션 거래금액 비율의 선도효과가 상승/하락장에서 모두 더욱 크게 나타나고 주가지수 수익률의 선도효과는 여전히 나타나지 않고 있음을 알 수 있다. 이로써 가설 3, 시장이 크게 움직이는 상승/하락장의 경우 콜/풋옵션 거래금액 비율의 주가지수에 대한 예측력이 증대된다는 가설은 채택되었음을 알 수 있다.

마지막으로 상승/하락장의 결과 차이점을 살펴보면 하락장에서의 옵션의 선도효과가 전체 옵션의 경우나 단기/외가격 옵션 모두에서 상승장의 경우보다 더욱 크게 나

타나고 있음을 알 수 있다. 이는 하락장의 경우 주식시장의 공매의 난점으로 인하여 정보 활용이 용이하지 않으나 옵션 시장의 경우 풋옵션의 매입을 통하여 충분히 하락장 예측에 대한 정보를 활용할 수 있음에 따른 결과임을 알 수 있다. 즉, 정보 투자자들은 상승/하락의 큰 변동성 시기에 특히 하락장에서 옵션을 이용한 정보 거래를 하고 있음을 알 수 있다. 이는 선물시장에 대한 Chan(1992)의 연구결과와도 일치한다.

## VI. 결 론

본 연구에서는 미리 특정 자산의 움직임에 대한 정보를 지닌 정보 투자자들이 과연 어느 시장에서 거래를 하는가에 관하여 살펴보았다. 본 연구에서는 기존 연구들에서 선물이 기초자산을 선도하는 것으로 익히 알려져 있는 것과 달리 뚜렷한 결론이 나오고 있지 않은 옵션과 주식시장 간에 선·후행 관계 연구를 하였다. 옵션 가격으로부터 특정 옵션가격모형이나 풋-콜패리티를 이용하여 내재주가지수를 추정하는 타 연구와 달리 본 연구에서는 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)의 모형에 따라 콜/풋옵션 거래금액 비율과 주가지수 수익률간에 선·후행관계를 연구하였다.

그 결과 전체 옵션을 이용하여 추정한 비율에서는 두 시장간에 상호 작용이 존재하는 것으로 나타났다. 다만, 주가지수가 옵션 시장을 선행하는 효과가 훨씬 더 강하게 나타남을 알 수 있었다. 한편 옵션을 만기와 가격도에 따라 세부적으로 나누어 분석한 결과는 단기 옵션의 경우 전체 옵션의 경우와 마찬가지로 주가지수의 옵션에 대한 선도효과가 더 강하게 나타났다. 외가격 옵션의 경우 반대로 옵션의 주가지수에 대한 단방향 선도효과를 보임을 알 수 있었다. 즉, 정보투자자는 외가격 옵션을 이용하여 투자를 함을 알 수 있었다. 이 두 가지 특성을 결합한 단기/외가격 옵션의 경우 역시 외가격 옵션과 마찬가지로 단방향이 선도 효과를 보였다. 또한 시장이 크게 변동을 한 상승/하락에서의 결과는 옵션의 주가지수에 대한 선도효과가 전체 옵션, 단기/외가격 옵션 모두에서 단방향으로 강해짐을 알 수 있었고 특히 하락장에서 옵션의 선도효과가 강하게 나타남을 알 수 있었다. 이는 기존의 내재주식가격을 추정하여 실시한 연구 방법들이 선도관계에서 일관된 결론을 보이지 못함과 달리 실제 거래금액 자료만을 바탕으로 연구를 진행함으로써 연구자의 자의에 의한 조정을 최소화한 연구로서 옵션시장에서 콜/풋옵션 거래금액 비율이 주가지수를 선도하고 있음을 결론 내릴 수 있다. 또한 이는 외국 옵션 시장과 달리 헤징 목적이 아닌 방향성에 배팅

(speculation)을 하는 개인투자자의 비중이 높은 국내 KOSPI 200 옵션 시장의 특성을 반영하는 것이라 볼 수 있을 것이다.

결론적으로 정보 투자자들은 풍부한 유동성, 레버리지 효과, 공매계약 부재 등의 장점을 가진 파생상품의 대표상품인 KOSPI 200 지수옵션 시장에서 외가격 또는 단기/외가격 옵션을 이용하여 거래를 하고 있음을 알 수 있었다.

## 참 고 문 헌

- 김찬웅, 문규현, “우리나라 주식, 선물, 옵션시장에서의 선도/지연에 관한 연구,” 『재무관리연구』, 18, 2001, 129-156.
- 김서경, 홍정훈, “내재주가지수를 이용한 옵션시장과 주식시장의 상호관계에 관한 실증연구,” 『증권학회지』, 33, 2004, 95-122.
- 김선호, 홍정훈, “풋-콜 패리티를 이용한 주가지수옵션시장과 주식시장의 관계에 관한 연구,” 2003년 춘계 공동학술연구발표회, 2003.
- 김솔, 김동석, “주가지수선물과 주가지수의 가격발견기능에 관한 실증연구: 공적분과 오차수정모형,” 『선물연구』, 7, 2000, 87-115.
- 정재만, 김재근, “개인투자자의 옵션매매 성과와 행태,” 『선물연구』, 13, 2005, 99-127.
- Anthony, J., “The Interrelation of Stock and Options Market Trading Volume Data,” *Journal of Finance*, 43, 1988, 949-964.
- Bhattacharya, M., “Price Changes of Related Securities: The Cases of Call Options and Stocks,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 1987, 1-15.
- Black, F., and M. Scholes, “The Pricing of Options and Corporate Liabilities,” *Journal of Political Economy*, 81, 1973, 637-659.
- Chakravarty, S., H. Gulen, and S. Mayhew, “Informed Trading in Stock and Option Markets,” *Journal of Finance*, 58, 2004, 1235-1257.
- Chan, K., “A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between of the Cash Market and Stock Index Futures Market,” *Review of Financial Studies*, 5, 1992, 123-152.
- Chan, K., Y. P. Chung, and W. Fong, “The Informational Role of Stock and Option Volume,” *Review of Financial Studies*, 15, 2002, 1049-1075.
- Chan K, Y. P. Chung, and H. Johnson, “Why Option Prices Lag Stock Prices: A Trading-based Explanation,” *Journal of Finance*, 48, 1993, 1957-1967.
- Chen, C., P. Lung, and N. Tay, “Information Flow between the Stock and Option Markets: Where Do Informed Traders Trade?” *Review of Economics Studies*, 14, 2005, 1-23.
- Chen, C., P. Lung, and N. Tay, “Informed Trading under Different Market Conditions

- and Moneyness : Evidence from TXO Options,” Working paper, Western Kentucky University, 2006.
- Easley, D., M. O’Hara, and P. Srinivas, “Option Volume and Stock Prices : Evidence on Where Informed Traders Trade,” *Journal of Finance*, 53, 1998, 431-465.
- Heston, S. L., “A Closed-form Solutions for Options with Stochastic Volatility with Application to Bond and Currency Options,” *Review of Financial Studies*, 6, 1993, 327-343.
- Kwaller, I. G., P. D. Koch, and T. W. Koch, “The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index,” *Journal of Finance*, 42, 1987, 1309-1329.
- Manaster, S. and R. J. Rendleman, Jr., “Option Prices as Predictors of Equilibrium Stock Prices,” *Journal of Finance*, 37, 1982, 1043-1058.
- Pan, J., and R. Poteshman, “The Information in Option Volume for Stock Prices,” Working paper, NBER, 2004.
- Pizzi, M. A., A. J. Economopoulos, and H. M. O’neill, “An Examination of the Relationship between Stock Index Cash and Futures Markets : A Cointegration Approach,” *Journal of Futures Markets*, 18, 1998, 297-305.
- Srinivas, P. S., “Trade Size and the Information Content of Option Trades,” Working paper, Cornell University, 1993.
- Stephan, J. A., and R. E. Whaley, “Intraday Price Change and Trading Volume Relations in the Stock and Option Markets,” *Journal of Finance*, 45, 1990, 191-220.
- Stoll, H. R., and E. E. Whaley, “The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 1990, 441-468.
- Vijh, A. M., “Liquidity of the CBOE Equity Options,” *Journal of Finance*, 45, 1990, 1157-1179.

**Korean Journal of Futures and Options**

Volume 15 Number 2

November 2007

## Information Contents of Call-Put Options Trading Value Ratio

Sol Kim

< Abstract >

This paper investigates the lead-lag relationship between the call-put options trading value ratio and the KOSPI 200 returns using Chen, Lung, and Tay (2005, 2006)'s model. We report the evidence consistent with a pooling equilibrium or that informed trades are executed in both equity and options markets when using all options. That is, KOSPI 200 index options and KOSPI 200 are closely interrelated. However, in case of using the short-term or out-of-the-money options, call-put options trading value ratio uni-directionally lead KOSPI 200 index returns. Also under the volatile market condition, the lead effect of call-put options trading value ratio to KOSPI 200 index returns becomes stronger.

*JEL classification* : G11, G13

*Keywords* : Information Contents, Options Market, Lead-Lag Relationship, Trading Value Ratio, Informed Trade