

주가지수옵션 미결제약정수량과 현물 주식시장 수익률간의 정보효과

박혜현*, 김솔†

요약

본 연구는 콜/풋옵션 미결제약정금액 비율과 현물시장인 KOSPI200 수익률간의 선후행 관계 및 양시장간에 정보효과를 가지는지를 검증한다. 콜/풋옵션 미결제약정금액 비율은 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006) 모형을 이용하여 구하며, 분석 자료는 일별 KOSPI 주가지수옵션의 미결제약정금액과 KOSPI200 주가지수 자료를 이용하였다. 실증 분석 모형으로는 VAR 모형을 통한 Granger 인과관계 분석, 충격반응분석, 분산분해분석을 통해 검증한다. 연구결과 옵션의 미결제약정수량의 정보가 그 기초자산 시장인 주식시장을 선도(lead)한다는 결론을 내리고 있는 기존연구와는 달리 옵션의 미결제약정금액의 정보의 현물지수에 대한 선도효과가 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 반대로 KOSPI200 주가지수 수익률이 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율을 선도(lead)한다는 결과를 도출할 수 있었다.

주제어: KOSPI 200, KOSPI 200 옵션, 미결제약정수량, 선도지연관계, VAR

* 고려대학교 경영대학 박사과정

† 교신저자, 한국외국어대학교 글로벌경영대학 부교수, Tel: 02-2173-3124, Fax:02-959-4645, e-mail: solkim@hufs.ac.kr

1. 서론

일반 주자투자자들보다 먼저 미래 주식시장의 움직임에 대한 정보를 가진 정보 투자자(informed investor)들은 주식 시장에 투자하기보다는 상대적으로 거래비용을 줄일 수 있고 (Cox and Rubenstein(1985)), 공매에 대한 제약이 존재하지 않으며(Diamond and Verrecchia(1987)), 초기에 적은 자금으로도 방향성에 대한 거래가 가능하여 레버리지 효과 (Black(1975), Manaster and Rendleman(1982)) 를 얻을 수 있는 파생상품 시장인 선물, 옵션 시장에서 주로 거래를 할 유인을 가지게 된다. 이러한 가운데 만약 정보 투자자들의 주거래 시장인 선물, 옵션시장이 충분히 효율적이라면, 정보 투자자들의 미래 주식시장 움직임에 대한 정보는 파생상품 시장에 모두 반영될 것이며, 파생상품시장에서 어떠한 형태로든 나타나게 될 것이다. 이러한 점에 착안하여 정보투자자들의 정보를 내포하고 있는 파생상품시장의 특성을 살펴봄으로써 향후 그 현물자산인 주식시장의 움직임, 주식시장과 파생상품 시장간의 가격발견기능(price discovery role) 또는 선·후행 관계 (lead-lag relationship) 및 정보효과를 발견할 수 있지 않을까 라는 가정하에서 많은 연구들이 진행되고 있다.

먼저, 옵션 가격을 통해 그 기초자산인 주식시장간의 선·후행관계를 규명한 연구로 다음과 같은 연구가 있다. Manaster and Rendleman(1982), Bhattacharya(1987)등은 옵션의 증가에는 미래 주식 가격에 대한 정보가 포함되어 있음을 밝힌 반면 Stephen and Whaley(1990)는 5 분 데이터를 이용하여 두 시장간의 가격변화를 분석한 결과 주식가격이 옵션가격을 선도한다고 주장했다. 한편 Chan, Chung and Johnson(1993)은 Stephen and Whaley(1990)의 결과에 대해 주가에 비해 상대적으로 큰 옵션가격의 틱(tick)에 의해 연속적인 거래가 이루어지지 못하기 때문에 기인한 것으로 체결가격이 아닌 매도호가와 매수호가의 평균치를 이용하면 주식가격의 옵션가격 선도 효과는 없어진다고 주장하였다. 또한 Chan, Chung and Fong(2002)에서는 옵션가격과 주식가격이 서로 양방향으로 선도관계에 있으며 옵션 순거래량의 선도효과는 없고 오직 옵션시장에서의 정보는 가격에만 포함되어 있다는 결론을 내리고 있다.

옵션 가격 이외에도 옵션 거래량과 주식가격간의 관계에 대한 연구도 많이 진행되었다. Anthony(1988)는 옵션시장과 주식시장간의 일별 거래량을 분석하여 옵션거래량이 주식거래량을 선도한다고 주장하였다. 이에 반해 Stephan and Whaley(1990)는 5 분 데이터를 이용해

옵션시장과 주식시장간에 가격변화와 거래량 변화를 각각 분리해서 분석한 결과 주식거래량이 옵션 거래량을 선행한다는 상반된 결론을 내렸다. Easley, O'Hara and Srinivas(1998) 또한 5 분 데이터를 이용하여 주가와 옵션 거래량만의 선도-지연관계를 분석하여 옵션 거래량이 주가를 선도함을 보였으며 이는 정보 투자자들이 옵션시장을 통해 매매를 하기 때문이라고 주장했다. 또한, Chakravarty et al.(2004)도 옵션 거래량과 스프레드는 주가에 대해 약 17% 정도의 정보 효과를 가지고 있으며 외가격 옵션이 특히 미래 주가 움직임에 가장 많은 정보를 가지고 있음을 밝혔다.

이와는 반대로 Chan, Chung and Fong(2002)는 정보 투자자들이 주식시장에서만 거래를 하기 때문에 Easley, O'Hara and Srinivas(1998)의 주장과 상반되게 옵션 거래량은 주가를 선도하지 않으며 반대로 주식시장의 거래량이 옵션 가격에 대해서 강한 선도를 나타낸다고 주장했다. 또한, Vijh(1990)도 옵션 거래량이 주가에 미치는 영향력은 미비하다고 결론 내리고 있다.

옵션시장과 주식시장간의 가격발견기능(price discovery role) 또는 선·후행관계(lead-lag relationship)에 대한 국내연구도 활발하다. 홍성희, 옥진호, 이용재(1998)은 주식, 선물, 옵션 시장간의 시간적 상호 영향관계에 대해서 분석하여 옵션시장이 주식시장을 1% 유의수준에서 인과관계적 영향을 미치고 있는 반면 주식시장의 옵션시장으로의 영향력은 미비하다고 주장했다. 김찬웅, 문규현(2001)은 5 분별 데이터를 이용하여 주식, 선물, 옵션간의 선도-지연관계를 규명하여 주식시장이 옵션시장을 5 분 정도 선도하는 반면 옵션시장이 주식시장을 20 분 정도 선도한다고 주장하였다. 김술(2007)은 5 분별 데이터를 이용하여 만기가 짧은 외가격 옵션의 경우 콜-풋 거래금액비율이 주가지수의 움직임을 선도한다고 결론 내리고 있다. 반면, 김서경, 홍정훈(2004)은 10 분별 데이터를 이용하여 주식수익률이 옵션 수익률을 선도한다고 주장하였고, 이재하, 한덕희(2007)은 1 분별 데이터를 이용하여 옵션 시장과 주식시장간에는 서로 유의할만한 어떠한 영향도 주지 않는다고 결론 내렸다.

이와 같이 기존의 연구들이 대부분 주식과 옵션의 거래량, 거래금액, 가격에 기반하여 분석하였으며 선물 시장¹과는 달리 가격발견기능(price discovery role) 또는 선·후행관계(lead-lag

¹ 선물시장과 주식시장의 경우 Kawaller, Koch and Koch(1987), Stall and Whaley(1990), Chan(1992) 등 전반적인 연구 결과들이 선물시장이 기초자산을 선행한다고 결론짓고 있다.

relationship)에 대해 서로 상반된 결론을 내림으로서 아직 일치된 결론이 내려지지 않은 실정이다. 다시 말해, 옵션시장과 주식시장간의 가격 발견 기능 또는 선·후행관계에 대한 연구는 많이 진행 되었지만, 아직까지 어느 시장이 다른 시장 움직임에 대한 정보를 내포하고 있는지에 대해서 확실하게 결론을 지을 수 있는 근거가 부족하며 그렇기에 이러한 연구들은 주식시장 참가자들에게 투자의사결정에 있어서 어떠한 유용한 정보를 제공하지 못하고 있다.

이러한 가운데 최근에 옵션의 특성 중 하나인 미결제 약정 수량을 통해 주식시장과의 관계를 규명하려는 연구가 이루어지고 있다. Bessembinder and Seguin(1993)에 의하면 거래량은 주로 정보에 의해 거래하는 daytrader 의 투기적 거래활동을 보여주는 반면, 미결제약정수량은 주로 정보에 의존한 투기자보다는 주로 헤저(hedger)들의 거래형태를 보여준다. 그러므로 옵션 미결제약정수량은 거래량과는 또 다른 측면에서 헤저들의 거래형태가 현물인 주식시장에 대한 가격발견기능(price discovery role), 선·후행관계(lead-lag relationship) 및 정보효과를 가지는지를 볼 수 있는 한 축이라고 볼 수 있겠다. 이러한 점에 착안하여 Bhuyan and Yan(2002)와 Bhuyan and Chaudhury(2005)는 옵션 미결제약정수량과 옵션의 거래량을 이용하여 미래 주식가격의 예측치(predictor) 모형을 개발하고, 이 예측치 모형이 향후 주식가격을 잘 예측함을 보였다. Srivastava(2004)는 인도 주식시장과 옵션시장을 이용하여 옵션의 미결제약정 수량이 옵션의 거래량에 비해서 현물인 주식가격에 대한 정보력을 더 많이 내포하고 있다고 결론지었다. 또한 Bhuyan and Chaudhury(2005)는 1999 년 2 월부터 7 월까지의 샘플 기간 동안의 개별 주식 옵션의 미결제약정수량의 특성을 기초로 포트폴리오를 구축하는 경우가 S&P500 의 성과보다 더 우월한 것을 보였다. 그리고, Fodor, Krieger and Doran(2010)은 주가가 급락한 후에 풋옵션의 미결제약정수량이 증가하며, 콜옵션의 미결제약정수량의 증가는 미래 주가를 다소 선행한다는 것과 콜/풋 미결제약정수량 비율이 미래 주가에 대해서 강하게 예측함을 보였다.

한편, 옵션의 미결제약정수량을 통한 주식시장간의 가격발견기능(price discovery role), 선·후행관계(lead-lag relationship) 및 정보효과에 대한 국내 연구로는 KOSPI200 옵션의 거래량과 미결제약정수량과 현물 주식시장의 변동성간의 관계를 규명한 김민호·김민철(2004)가 유일하며 이에 대한 국내연구는 아직 미비한 상태이다.

이에 본 연구에서는 KOSPI 200 주가지수옵션의 미결제약정수량과 옵션 가격 자료로 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)의 방법을 이용하여 옵션 미결제약정수량 비율을 구하고, 이 비율과 기초자산인 KOSPI200 주가지수수익률간의 가격발견기능(price discovery role) 또는 선·후행 관계(lead-lag relationship) 및 정보효과가 있는지를 검증하고자 하며 기존 연구와의 차별성은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 단순히 옵션의 미결제약정수량을 이용한 기존 연구와 달리 가격까지 반영하고 있는 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)의 주식시장의 방향성에 대한 예측치인 콜/풋 미결제약정금액비율을 이용하여 그 기초자산인 주식시장간의 정보효과를 보고자 한다. Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)의 콜/풋 미결제약정금액비율은 미결제약정수량만을 이용하는 경우보다 옵션 거래에 담긴 상승/하락 정보를 담고 있는 신뢰있는 측정치가 될 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 Chen, Lung and Tay(2005, 2006)모형의 콜/풋 미결제약정금액비율을 미결제약정에 대한 변수로써 이용할 것이다.

둘째, 기존연구들의 결과를 보면 대부분 옵션의 미결제약정수량에 대한 정보가 그 기초자산 시장인 주식시장을 선도(lead)한다는 결론을 내리고 있다. 이러한 결과는 정보투자자들의 정보가 옵션시장에 먼저 반영되고, 그 후에 기초자산인 주식시장이 움직인다는 측면에서 Cox and Rubenstein(1985), Diamond and Verecchia(1987), Black(1975), Manaster and Rendleman(1982) 등의 연구 결과와 일치하는 결론이라고 할 수 있다. 하지만 미결제약정수량이 정보에 의존한 투기자(Speculator)보다는 주로 헤저(hedger)들의 거래형태를 보여준다는 Bessembinder and Seguin(1993)의 연구결과 측면에서 볼 때, 헤저들의 경우 물론 미래의 주식시장에 대한 정보를 이용하기도 하지만 그에 비해 현물 포지션의 움직임을 관찰한 뒤 이에 대한 위험을 회피하고자 헤지(hedge) 포지션을 구축하고자 하는 경향을 보일 것이므로 의외로 현물인 주식시장이 옵션의 미결제약정수량을 선도(lead)한다는 결과가 나올 수도 있을 것이라고 예상된다. 이에 본 연구는 KOSPI200 주가지수옵션 데이터를 분석하여 옵션의 미결제약정수량에 대한 정보가 그 기초자산 시장인 주식시장을 선도한다는 기존의 연구와 일치하는 결과가 나오는지 분석하고자 한다.

셋째, Bhuyan and Yan(2002), Srivastava(2004), Bhuyan and Chaudhury(2005), Fodor, Krieger and Doran(2010) 등이 모두 개별주식과 이를 기초자산으로 하는 옵션을 분석한, 반면 본 연구에서는

종합주가지수인 KOSPI200 과 이를 기초로 한 KOSPI200 주가지수옵션을 분석하였다. 기존 연구들이 정보투자자들이 상대적으로 큰 영향을 미칠 수 있는 개별 주식 및 개별 주식 옵션시장에서 개별 옵션의 미결제약정수량이 개별 주가에 큰 정보효과를 가진다는 결과를 보였다고 하더라도 개별 투자자들이 미치는 영향력이 상대적으로 작은 종합지수를 기초자산으로 하는 지수 옵션 시장에서는 그 정보 효과가 상대적으로 덜하거나 존재하지 않을 수도 있다. 따라서 개별 주식 및 개별주식옵션 시장과는 별도로 지수옵션시장에서의 정보효과를 분석하는 것은 의미 있다고 볼 수 있겠다.

마지막으로, 헤징 목적으로의 옵션 이용자가 많은 미국에 비하여 투기목적으로의 옵션 이용자가 많은 우리나라의 특수한 상황 하에서의 옵션의 콜/풋 미결제약정금액비율과 주식시장간의 정보효과가 기존 선행연구에서 이용된 인도 주식옵션 시장과 미국 주식옵션 시장에서의 연구 결과에 비추어 어떤 차이가 있는지에 대해서도 살펴 보고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장 변수 추정 방법 및 모형에서는 본 연구에서 사용할 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)의 콜/풋옵션 미결제약정금액비율모형을 소개하며, III장 자료에서는 본 연구의 표본인 KOSPI200 주가지수옵션의 일별 자료 및 통제변수들의 자료 추출법에 대해서 제시할 것이다. 제 IV장 실증 분석 및 결과에서는 본 연구에서 검증 하고자 하는 연구 가설 및 본 연구의 결과에 대하여 상세히 기술하며, 마지막으로 제V장 결론에서는 연구결과에 대한 결론을 요약하고, 본 연구의 한계점 및 향후의 연구방향을 제시하고자 한다.

2. 모형

2.1 변수의 추정 방법

본 절에서는 이 연구에서 이용할 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)의 주식시장의 방향성에 대한 예측치인 콜/풋옵션 미결제약정금액 비율에 대해서 소개한다.

Chen, Lung and Tay(2005, 2006)는 로그효용함수를 지닌 투자자를 가정하여 콜/풋옵션 미결제약정금액비율이 주식시장의 향후 움직임에 대한 예측치가 될 수 있음을 보여 옵션시장에서 정보투자자가 존재함을 보였다.

Chen, Lung and Tay(2005, 2006)모형에서는 정보투자자가 단지 상승과 하락 두 가지 상황에

대한 정보만을 가지고 있다는 이 상태 세계(two-state world)를 가정한다. 또한, 정보 투자자는 위험 회피자(risk averse)이며 로그효용 함수를 지니며 시장 움직임과 가격 변화에 대하여 동질적인 기대를 한다고 가정한다. 이러한 가정하에서의 정보 투자자의 현금 흐름은 아래의 표와 같다.

시점	콜거래	풋거래
t	$-Q_C \times P_C$	$-Q_P \times P_P$
t+τ	$Q_C \times (S_U - K_C)$ 0	0 $Q_P \times (K_P - S_D)$

주) S_U 는 상승기의 주가, S_D 는 하락기의 주가, $Q_C(Q_P)$ 는 콜(풋)옵션의 미결제약정수량, $K_C(K_P)$ 는 콜(풋)옵션의 행사가격, $P_C(P_P)$ 는 콜(풋)옵션의 가격을 나타낸다.

이러한 가운데 정보투자자의 초기 부를 W_0 라고 하면 정보 투자자들은 그들이 가지고 있는 정보를 이용하여 효용을 극대화 하려는 선택을 하려고 할 것이다. 이에 대한 정보 투자자들의 목적함수와 그 조건식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{Max}[\pi_U U(Q_C(S_U - K_C)) + \pi_D U(Q_P(K_P - S_D))]$$

$$\text{s. t. } Q_C P_C + Q_P P_P = W_0$$

여기서, U 는 로그효용함수이고, $\pi_U(\pi_D)$ 는 주가지수가 상승(하락)하는 확률을 나타내며 이 최적화 모형을 라그랑주 식으로 나타내면

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

이며 일차 조건을 풀어보면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

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

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

위의 식 2 개를 서로 나누어 보면 옵션의 기초자산인 주식의 상승/하락 확률은 콜/풋 옵션의 미결제약정금액의 비율로 나타낼 수 있음을 알 수 있다. 즉,

$$\frac{\pi_U}{\pi_D} = \frac{P_C Q_C}{P_P Q_P}$$

위와 같이 나타낼 수 있다. 이 식을 통해 기초자산의 상승/하락 확률이 관찰 불가능할 때 시장 참가자들이 콜/풋 미결제약정금액 비율을 살펴봄으로써, 관찰 불가능한 변수인 기초자산의 상승/하락 확률의 상대적인 크기를 유추할 수 있다. 즉, 콜/풋 미결제약정금액 비율이 1 보다 큰 경우는(작은 경우는) 주가지수가 상승(하락)한다고 볼 수 있다.

이와 같이 Chen, Lung and Tay(2005, 2006)모형의 콜/풋 미결제약정금액비율은 옵션의 미결제약정수량뿐만 아니라 가격 또한 반영하고 있으므로 단순히 미결제약정수량만을 이용하는 경우보다 옵션 거래에 담긴 상승/하락 정보를 담고 있는 신뢰있는 측정치가 될 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 Chen, Lung and Tay(2005, 2006)모형의 콜/풋 미결제약정금액비율을 미결제약정에 대한 변수로써 이용할 것이다.

2.2 연구모형

본 연구는 1998 년 1 월부터 2006 년 12 월까지의 KOSPI 200 주가지수옵션 자료를 가지고 Chen, Lung and Tay(2005, 2006)모형의 콜/풋 미결제약정금액비율을 구하고, 이를 통해서 콜/풋 미결제약정금액비율과 기초자산인 KOSPI200 주가지수수익률간의 가격발견기능(price discovery role) 또는 선·후행 관계 (lead-lag relationship), 두 시장간의 정보효과가 있는지를 보기 위해

VAR(Vector auto regressive)모형과 그랜저 인과 관계 검정(Granger causality test), 충격반응함수(Impulse Responses)및 분산분해 분석(Variance decomposition)을 실시하였다.

먼저, 본 연구에서 사용하는 VAR 모형은 다음과 같다.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j OIR_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$OIR_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i OIR_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j R_{t-j} + \varepsilon_t$$

여기서, OIR_t 은 t 시점의 콜/풋 미결제약정금액비율을, R_t 는 t 시점의 KOSPI200 주가지수 수익률을 의미한다.

첫 번째 식은 과거 콜/풋 미결제약정금액비율이 현재의 주가지수 수익률을 설명하는지는 검증하여 옵션 시장의 주가지수에 대한 선도효과를 검증하며, 두 번째 식은 과거 주가지수 수익률이 콜/풋 미결제약정금액비율을 예측 가능한지를 검증하여 주가지수의 옵션시장에 대한 선도효과를 검증하며 본 연구에서는 이와 더불어 VAR 모형에 기초한 그랜저 인과관계를 검정도 실시한다.

만약 옵션의 미결제약정수량과 주가 수익률간의 관계를 분석한 Bhuyan and Yan(2002)와 Bhuyan and Chaudhury(2005) Fodor, Krieger and Doran(2010)의 연구와 같이 미결제약정수량 비율이 미래 주가에 대해서 강하게 예측한다면 첫 번째 식에서의 $\sum_{j=1}^n \gamma_j$ 값들이 유의한 값을 가질 것이다. 반면 Bessembinder and Seguin(1993)의 주장처럼 미결제약정수량이 주로 헤저(hedger)들의 거래형태를 대표하며, 헤저들의 특성상 주가의 움직임을 관찰한 후 이에 대한 위험을 회피하고자 옵션을 이용하여 헤지(hedge) 포지션을 구축한다는 측면에서는 두 번째 식에서의 $\sum_{j=1}^n \gamma_j$ 값들이 유의한 값을 나타낼 것이다.

다음으로 만약 콜/풋 미결제약정금액비율(KOSPI200 주가지수수익률)이 KOSPI200 주가지수수익률(콜/풋 미결제약정금액비율)에 대한 예측 기능을 하고 있다면 어느 정도의 시차를 두고 영향을 미치는지를 검증하고자 충격반응함수 분석을 실시하였다.

마지막으로 콜/풋 미결제약정금액비율(KOSPI200 주가지수수익률)의 한 단위 변화에 대하여 KOSPI200 주가지수수익률(콜/풋 미결제약정금액비율)의 상대적인 영향력의 크기는 어떠한지에 대해서 보고자 분산분해분석을 하였으며 그 모형은 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} \text{OIR}_t \\ R_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{\text{oir}} \\ \alpha_r \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_{11,1}, \delta_{12,2}, \delta_{13,3} \\ \delta_{21,1}, \delta_{22,2}, \delta_{23,3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{OIR}_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \delta_{1p,p}, \delta_{1p,p}, \delta_{1p,p} \\ \delta_{2p,p}, \delta_{2p,p}, \delta_{2p,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{OIR}_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\text{oir},t} \\ \varepsilon_{r,t} \end{bmatrix}$$

여기서, OIR_t 은 t 시점의 콜/풋 미결제약정금액비율을, R_t 는 t 시점의 KOSPI200 주가지수 수익률을 의미한다.

3. 자료

본 연구에 사용되는 데이터 표본기간은 1998년 1월부터 2006년 12월까지의 KOSPI 200 주가지수옵션 자료를 이용하였다. KOSPI200 현물가격, 옵션 가격, 미결제약정수량 등의 데이터를 한국증권거래소로부터 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 되며 이는 옵션가격을 왜곡시키게 된다. 또한 주식시장의 경우 오후 2시 50분부터 동시호가를 위한 거래가 진행되므로 오후 2시 50분부터 오후 3시까지의 거래 또한 옵션가격을 왜곡시킬 수 있다. 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.

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. 그리고 가격의 이산성(discrete)을 통제하기 위해서 옵션가격이 0.02보다 작은 옵션의 경우도 표본에서 제외하였다.

한편, 본 연구에서는 옵션의 잔여만기는 7~60 일 경우를 단기로, 60 일 이상의 경우를 장기로 구분하여 옵션의 잔존만기에 따른 미결제약정수량 비율과 주가수익률간의 영향력에 차이가 있는지를 보고자 하였다.

4. 실증분석

4.1 기초 통계량

<표 1>은 1998 년 1 월부터 2006 년 12 월까지 표본 기간 동안의 옵션가격에 대한 기초 통계량을 나타낸다. 가격도는 S/K 에 의해 구분하였으며, 잔여만기는 7~30 일인 경우를 단기로 30~70 일인 경우 장기로 구분하였다. <표 1>에서 나타난 것과 같이 외가격 옵션의 거래량이 등가격, 내가격 옵션의 거래량에 비해서 표본에서 차지하는 비중이 상대적으로 큰 것을 알 수 있다. 이는 정재만, 김재근(2005)의 주장대로 한국 옵션시장의 경우 특히 심외가격(Deep out-of-the-money) 옵션 거래가 활발하기 때문이라고 볼 수 있다. 또한 만기일자에 따른 구분에서도 단기 옵션의 표본의 개수가 장기옵션의 표본 개수보다 훨씬 많은 것으로 나타났으며 이는 거래량 역시 장기보다는 단기옵션에 더 집중되어 이루어진다고 볼 수 있다. 즉, 한국 옵션시장의 경우 외가격, 단기옵션이 등가격, 내가격, 장기옵션의 경우에 비해 훨씬 더 많이 거래되고 있는 것으로 결론 내릴 수 있다.

<표 2>는 Chen, Lung and Tay(2005, 2006)모형의 콜/풋 미결제약정금액비율과 KOSPI200 주가지수 수익률에 대한 기술 통계량을 보여주고 있다. 주가지수 수익률의 경우 평균값은 0.0008 로 나타났으며 왜도가 음의 값을, 첨도가 3 보다 큰 leptokurtic 한 분포를 가지는 것으로 나타났다. 즉, 주가지수 수익률의 분포 또한 정규분포를 따르지 않는다고 결론 내릴 수 있다.

콜/풋옵션 미결제약정금액비율의 평균은 3.3715 로 콜옵션 미결제약정금액비율이 풋옵션 미결제약정금액비율에 비해 상대적으로 더 큰 경우가 평균적으로 많았다고 볼 수 있다. 또한, 왜도가 양의 값(우측으로 긴 꼬리)을 가지는 것으로 보아 상대적으로 큰 값의 콜/풋옵션 미결제약정금액비율이 더 많이 나타난 것으로 볼 수 있으며, 첨도 또한 leptokurtic 한 특성을

갖는 것으로 보아 콜/풋옵션 미결제약정금액비율 분포는 정규분포를 따르지 않는 것으로 볼 수 있다.

<표 3>은 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 KOSPI200 주가수익률, 콜/풋 미결제약정수량비율, 단기 미결제약정수량 비율, 외가격 미결제약정수량비율, 단기 외가격 미결제약정수량 비율 모두 ADF 검정법과 PP 검정법에서 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되어 안정적인(stationary) 시계열로 나타났으며, 따라서 이들 변수를 이용하여 시계열 분석이 가능하다고 볼 수 있다.

4.2 전체 옵션을 이용한 콜/풋 미결제약정수량비율과 주가지수 수익률간에 정보효과

<표 4>는 전체 옵션을 이용한 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율과 KOSPI200 지수수익률간의 VAR 분석을 하기 앞서 적정차수를 결정하기 위해 사용되는 정보기준들의 결과치를 나타낸다. 본 연구에서는 Killian(2001)의 주장에 의거하여 적정차수를 결정하는데 있어서 가장 정확한 방법인 AIC 값이 최소로 나타나는 경우를 적정 차수로 결정하였으며 분석결과 시차 6 에서 AIC 값이 가장 작은 것으로 나타났다. 따라서 VAR 분석, Granger 인과관계 분석시 시차 6 을 적용하였다.

<표 5>와 <표 6>은 전체 옵션을 이용한 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율과 KOSPI200 지수 수익률간의 VAR 모형 분석 결과를 나타낸다. 우선 <표 5>에서 콜/풋옵션 미결제약정금액 비율이 KOSPI200 지수 수익률을 선행하는 효과가 있는지를 나타내는 계수인 γ_j 의 경우 유의하지 않은 결과를 나타냈다. 이는 옵션의 미결제약정수량의 정보가 그 기초자산 시장인 주식시장을 선도(lead)한다는 결론을 내리고 있는 기존의 Bhuyan and Chaudhury(2005), Bhuyan and Yan(2002), Srivastava(2004), Fodor, Krieger and Doran(2010)의 연구들과는 달리 KOSPI200 주가지수옵션시장을 대상으로 분석한 본 연구의 경우 옵션의 미결제약정금액의 정보는 현물지수에 대한 선도효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 반면, <표 6>에서 주가지수 수익률이 콜/풋옵션의 미결제약정금액비율을 선행하는지를 나타내는 계수인 γ_j 가 시차 1 에서

양의 유의한 값이 나타났다. 즉, KOSPI200 주가지수 수익률은 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율을 하루 정도 선도하며 이는 Bessembinder and Seguin(1993)의 주장처럼 미결제약정수량이 주로 헤저(hedger)들의 거래형태를 보여주며 헤저들의 경우 현물 포지션에 대한 위험을 회피하고자 현물의 움직임을 관찰한 후 헤지(hedge) 포지션을 구축하고자 하는 경향을 가지므로 주가지수 수익률이 옵션의 미결제약정수량을 선도(lead)한다는 결과가 나온 것으로 추정된다.

한편, γ_1 계수의 값이 20.2485 이며 양의 유의한 값을 가지는 것으로 보아 만약 주가지수 수익률이 상승하는 경우는 콜옵션의 미결제약정금액이 풋옵션의 미결제약정금액에 비해 상대적으로 증가하는 것으로 볼 수 있으며 이는 Chen, Lung and Tay(2005, 2006)의 콜/풋 미결제약정금액 비율 모형의 정의에 따라 주가지수의 상승확률이 커진다는 것을 의미한다. 만약 Bessembinder and Seguin(1993)의 주장처럼 미결제약정수량이 주로 헤저(hedger)들의 거래형태를 보여주며 헷저들의 향후 주가에 대한 기대치를 반영하고 있다는 가정이 맞다면, 주가 상승 움직임이 나타날 때 콜/풋 미결제약정금액비율이 같은 방향으로 상승하고 있다는 결과가 나온 것으로 보아 헷저들은 현재의 주가 상승 움직임에 대해 미래에도 주가가 상승할 것이라고 기대하는 것으로 보인다.

반대로, 주가지수 수익률이 하락하는 경우 콜옵션의 미결제약정금액에 비해 풋옵션 미결제약정금액이 상대적으로 증가하는 것으로 볼 수 있으며 이는 주가지수의 하락확률이 커진다는 것을 의미하며 헷저들은 현재의 주가 하락 움직임에 대해 미래에도 주가가 하락할 것이라고 기대한다고 볼 수 있다. 그리고 <표 6>의 β_1 의 값이 시차 3 까지 양의 유의한 값이 나타났는데 이는 선물시장에서의 미결제약정수량을 대상으로 연구한 Wiley and Daigler(1999)이 주장한 바와 같이 헷저들의 경우 헤지 포지션(hedge position)을 구축하는데 있어서 단기로 포지션을 구축하는 투기자(speculator)들보다는 같은 방향으로 일관되게 그리고 더 긴 시간을 두고 포지션을 구축하는 것으로 해석할 수 있겠다.

<표 7>은 전체 옵션을 이용한 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율과 KOSPI200 지수수익률간의 그랜저 인과관계 검증 결과를 나타낸다. 먼저, KOSPI200 주가지수수익률은 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율을 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 강하게 기각함을

알 수 있다. 따라서 KOSPI200 주가지수수익률은 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율에 대한 예측력을 지니는 것으로 추론할 수 있다.

반면, 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율은 KOSPI200 주가지수수익률을 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설은 기각되지 못하는 결과로 보아선 옵션의 미결제약정수량의 정보가 현물지수에 대한 예측력 지닌다고 결과를 제시한 기존연구와 반대로 옵션의 미결제약정수량의 정보는 현물지수에 대한 예측력을 지니지 못한다고 결론 지을 수 있겠다.

4.3 옵션 특성에 따른 선·후행 검증

본 절 4.1 기초 통계량에서 살펴본 바와 같이 옵션은 잔존 만기와 가격도에 따라서 거래량과 가격의 차이가 존재하므로 잔존 만기와 가격도에 따른 정보력에도 차이가 존재할 것이라고 생각된다. 이에 본 절에서는 옵션의 잔존만기와 가격도, 즉 옵션의 특성에 따른 콜/풋옵션 미결제금액비율이 주가지수수익률에 대해서 정보력의 차이가 있는지를 분석하고자 한다.

4.3.1 외가격 옵션의 콜/풋 미결제약정수량비율과 주가지수 수익률간에 정보효과

본 절 4.1 기초 통계량을 보면 외가격 옵션의 거래량이 등가격, 내가격 옵션의 거래량에 비해서 큰 것으로 나타나는 것을 볼 수 있다. 다시 말해, 옵션 거래자들은 등가격, 내가격 옵션에 비해서 자신들이 가지고 있는 정보를 이용하고자 할 때 외가격 옵션을 주로 이용하기 때문에 외가격 옵션은 등가격, 내가격 옵션에 비해서 상대적으로 더 많은 정보력을 가지고 내포하고 있을 것이다. 이러한 점에 착안하여 본 연구에서는 외가격 옵션의 콜/풋 미결제약정수량 비율과 주가지수 수익률간의 정보효과를 추가적으로 분석해 보고자 하였다.

<표 8>은 외가격 옵션을 이용한 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율과 KOSPI200 지수수익률간의 VAR 분석을 하기 앞서 적정차수를 결정하기 위해 사용되는 정보기준들의 결과치를 나타낸다. 본 연구에서는 Killian(2001)의 주장에 의거하여 적정차수를 결정하는데 있어서 가장 정확한 방법인 AIC 값이 최소로 나타나는 경우를 적정 차수로 결정하였으며 분석결과 시차 6 에서 AIC 값이 가장 작은 것으로 나타났다. 따라서 VAR 분석, Granger 인과관계 분석시 시차 6 을 적용하였다.

<표 9>와 <표 10>은 외가격 옵션을 이용한 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율과 KOSPI200 지수 수익률간의 VAR 모형 분석 결과를 나타낸다. 우선 <표 9>에서 외가격 콜/풋옵션 미결제약정금액 비율이 KOSPI200 지수 수익률을 선행하는 효과가 있는지를 나타내는 계수인 γ_j 의 경우 유의하지 않은 결과를 나타냈다. 즉, 외가격 옵션의 미결제약정수량의 정보는 현물지수에 대한 선도효과를 지니지 못한다고 결론 내릴 수 있다.

반면, <표 10>에서 주가지수 수익률이 외가격 콜/풋옵션의 미결제약정금액비율을 선행하는지를 나타내는 계수인 γ_j 가 시차 1 에서 양의 유의한 값이 나타났으며 시차 2, 3 에서는 미약하지만 유의한 값을 보였다. 즉, KOSPI200 주가지수 수익률은 외가격 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율을 3 일 정도 선도(lead)한다고 볼 수 있다.

한편, 전체 옵션을 이용한 콜/풋옵션의 미결제약정금액비율 분석과는 다르게 외가격 옵션만으로 분석한 결과 γ_j 의 부호가 양의 값과 음의 값이 혼재되어 있으며 특히 음의 유의한 값이 나타나는 것을 볼 수 있다. 이는 만약 주가지수 수익률이 하락하는 경우 콜옵션의 미결제약정금액이 풋옵션의 미결제약정금액에 비해 상대적으로 증가하는 것(콜/풋 미결제약정금액비율이 커짐)을 의미하며 이는 Chen, Lung and Tay(2005, 2006)의 콜/풋 미결제약정금액 비율 모형의 정의에 따라 주가지수의 상승확률이 커진다는 것을 의미한다. 다시 말해, 외가격 미결제약정수량의 분석에 따르면 현재시점에서 주가지수가 하락하면 풋옵션에 비해서 콜옵션의 미결제약정금액이 커지며, 결국은 미래에 주가지수가 상승할 것이라는 정보를 외가격 미결제약정금액비율이 내포한다고 생각된다. 이러한 분석결과는 외가격 옵션의 미결제약정수량의 경우 좀더 긴 시간 동안 일관되게 헤지포지션을 구축하는 헷저들의 정보보다는 현 시점에서의 주가움직임에 단기적으로 반응하는 투기자들에 대한 정보를 더 많이 내포하기 때문이 아닌가 생각된다.² 즉, 외가격 콜/풋옵션의 미결제약정금액비율의 경우에는 헷저들의 거래행태보다는 투기자의 거래행태에 대한 정보를 더 많이 갖고 있다고 결론 내릴 수 있겠다.

<표 11>은 외가격 옵션을 이용한 콜/풋옵션의 미결제약정금액비율과 KOSPI200 지수수익률간의 그랜저 인과관계 검증 결과를 나타낸다. 먼저, KOSPI200 주가지수수익률은 외가격 콜/풋옵션의

² 김민호, Nielsen, 오현탁(2003)의 주장처럼 모든 거래량이 투기적 거래자들의 거래가 아니고 그 중에는 헷저들이 보유 포지션을 청산하는 거래도 있을 수 있으며 마찬가지로 모든 미결제약정수량이 헷저들의 거래가 아닐 수 있다.

미결제약정금액 비율을 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 10% 유의수준에서 기각함을 알 수 있다. 따라서 KOSPI200 주가지수수익률은 외가격 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율에 대한 예측력을 지니는 것으로 추론할 수 있으나 그 예측력은 전체옵션을 대상으로 분석한 콜/풋옵션의 미결제약정금액비율의 예측력에 비해서 강하지는 못하다고 결론 내릴 수 있다. 이는 앞서 <표 10>에서의 VAR 분석결과와 마찬가지로 외가격 옵션의 미결제약정수량에는 헷저들의 거래행태와 투기자의 거래행태가 혼재되어 있기 때문에 KOSPI200 주가지수수익률은 외가격 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율을 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 강하게 기각하지 못하는 것으로 볼 수 있겠다.

4.3.2 단기 옵션의 콜/풋 미결제약정수량비율과 주가지수 수익률간에 정보효과

본 절 4.1 기초 통계량을 보면 단기 옵션의 거래량이 장기 옵션의 거래량에 비해서 큰 것으로 나타나는 것을 볼 수 있다. 다시 말해, 옵션 거래자들은 장기 옵션에 비해서 자신들이 가지고 있는 정보를 이용하고자 할 때 단기 옵션을 주로 이용하기 때문에 단기 옵션은 장기 옵션에 비해서 상대적으로 더 많은 정보력을 가지고 내포하고 있을 것이다. 이러한 점에 착안하여 본 연구에서는 옵션거래자들의 현물움직임에 대한 예측 정보를 가장 많이 내포하고 있는 단기 옵션의 콜/풋 미결제약정수량 비율과 주가지수 수익률간의 정보효과를 추가적으로 분석해 보고자 하였다.

<표 12>은 단기 옵션을 이용한 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율과 KOSPI200 지수수익률간의 VAR 분석을 하기 앞서 적정차수를 결정하기 위해 사용되는 정보기준들의 결과치를 나타낸다. 앞서 다른 분석처럼 Killian(2001)의 주장에 의거하여 적정차수를 결정하는데 있어서 가장 정확한 방법인 AIC 값이 최소로 나타나는 경우를 적정 차수로 결정하였으며 분석결과 시차 6 에서 AIC 값이 가장 작은 것으로 나타났다. 따라서 VAR 분석, Granger 인과관계 분석시 시차 6 을 적용하였다.

<표 13>와 <표 14>은 단기 옵션을 이용한 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율과 KOSPI200 지수 수익률간의 VAR 모형 분석 결과를 나타낸다. 우선 <표 13>에서 단기 콜/풋옵션 미결제약정금액 비율이 KOSPI200 지수 수익률을 선행하는 효과가 있는지를 나타내는 계수인 γ_j 의 경우 유의하지

않은 결과를 나타냈다. 즉, 단기 옵션의 미결제약정수량의 정보는 현물지수에 대한 선도효과를 지니지 못한다고 결론 내릴 수 있다. 반면, <표 14>에서 주가지수 수익률이 단기 콜/풋옵션의 미결제약정금액비율을 선행하는지를 나타내는 계수인 γ_j 가 시차 1,2 에서 양의 유의한 값이 나타났으며 KOSPI200 주가지수 수익률은 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율을 2 일 정도 선도(lead)한다고 결론을 내릴 수 있겠다.

한편, γ_j 계수의 값은 전체옵션의 콜/풋미결제약정금액을 대상으로 분석한 결과와 마찬가지로 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. 즉, 헷저들의 경우 헷지 포지션(hedge position)을 구축하는데 있어서 다양한 가격도, 잔존만기의 옵션 중에서도 외가격 옵션보다는 주로 단기 옵션을 이용하여 포지션을 구축하는 것으로 볼 수 있겠다.

또한 <표 14>의 β_1 의 값이 시차 3 까지 양의 유의한 값이 나타났는데 이는 본 절 4.2 전체 옵션을 이용한 콜/풋 미결제약정수량비율과 주가지수 수익률간에 정보효과에서 언급한 것과 같이 헷저들의 경우 헷지 포지션(hedge position)을 구축하는데 있어서 한 방향으로 일관되게 그리고 더 긴 시간을 두고 포지션을 구축하기 때문에 이 같은 결과가 나타난 것으로 추론해 볼 수 있다.

<표 15>는 단기옵션을 이용한 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율과 KOSPI200 지수수익률간의 그랜저 인과관계 검증 결과를 보여준다. 전체 옵션을 대상으로 분석한 결과와 마찬가지로 KOSPI200 주가지수수익률은 단기 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율을 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 강하게 기각된 결과가 나온 반면 단기 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율은 KOSPI200 주가지수수익률을 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설은 기각되지 못하는 결과가 나왔다. 즉, KOSPI200 주가지수수익률은 단기 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율에 대한 예측력을 지니는 반면, 단기 옵션의 미결제약정수량의 정보는 현물지수에 대한 예측력을 지니지 못한다고 볼 수 있다.

4.4 충격반응분석 및 분산분해 분석

4.4.1 충격반응분석

본 연구는 옵션의 콜/풋 미결제약정수량비율과 KOSPI200 주가지수수익률간에 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 변수간에 전달되는 형태를 구할 수 있는 것이다.

우선 <그림 1>은 KOSPI200 주가지수 수익률과 전체 옵션의 콜/풋 미결제약정금액비율의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 우선 KOSPI200 주가지수수익률의 자신의 충격에 대한 반응을 살펴보면 시차 1 일 이후에 충격에 거의 완화되는 것을 볼 수 있다. 반면 콜/풋 미결제약정금액비율이 자신의 충격에 대한 반응은 시차 9 일에 걸쳐서 충격이 지속되고 있으며 양(+의) 영향을 미치는 양상을 보이고 있다. 이는 아까 언급한 것과 같이 헷저들의 헷징활동 정도를 보여주는 미결제약정수량 경우 헷저들이 헤지 포지션(hedge position)을 구축하는데 있어서 한 방향으로 일관되게 그리고 더 긴 시간을 두고 포지션을 구축하기 때문에 이러한 결과가 나온 것이라 추론할 수 있다. 다음으로 변수간의 충격반응을 보면 콜/풋 미결제약정금액비율이 KOSPI200 주가지수수익률에 미치는 영향은 미비한 반면, KOSPI200 주가지수 수익률이 콜/풋 미결제약정금액비율에 미치는 영향력은 시차 9 일에 걸쳐서 지속되고 있으며 양(+의) 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 따라서 충격반응분석을 통해서도 역시 VAR 분석과 대동소이하게 옵션의 미결제약정수량의 정보가 현물지수에 대한 예측력 지닌다고 결과를 제시한 기존연구와 반대로 옵션의 미결제약정수량의 정보는 현물지수에 대한 예측력을 지니지 못하며, 그 반대로 현물지수 수익률이 옵션의 미결제약정금액을 선도한다는 결론을 내릴 수 있겠다.

<그림 2>은 KOSPI200 주가지수 수익률과 외가격 옵션의 콜/풋 미결제약정금액비율의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 변수간의 충격반응 분석을 살펴 보자면

외가격 콜/풋 미결제약정금액비율이 KOSPI200 주가지수 수익률에 미치는 영향은 미비한 것으로 나타났으며, KOSPI200 주가지수 수익률이 외가격 콜/풋 미결제약정금액비율에 영향력 또한 미비함을 알 수 있다. 즉, 외가격 옵션의 미결제약정수량의 정보는 현물지수에 대한 선도효과를 지니지 못하며, 현물지수 또한 외가격 콜/풋 미결제약정금액비율에 대한 선도효과를 지니지 못한다는 결론을 내릴 수 있다

마지막으로 <그림 3>은 KOSPI200 주가지수 수익률과 단기 옵션의 콜/풋 미결제약정금액비율의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 단기 콜/풋 미결제약정금액비율은 KOSPI200 주가지수 수익률에 미비한 영향을 미치는 반면 KOSPI200 주가지수 수익률은 단기 콜/풋 미결제약정금액비율에 시차 9 일에 걸쳐서 지속되고 있으며 양(+)의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 즉, 단기 옵션의 미결제약정수량의 정보는 현물지수에 대한 예측력을 지니지 못하는 반면 현물지수 수익률은 단기 옵션의 미결제약정수량에 대한 예측 정보를 가지고 있다고 할 수 있다.

4.4.2 분산분해 분석

마지막으로 본 연구는 옵션의 콜/풋 미결제약정수량비율과 KOSPI200 주가지수수익률간에 나타나는 동태적인 상호작용을 좀 더 자세히 분석하기 위해 분산분해분석을 실시하였다. 분산분해 분석은 특정 내생변수의 변동성을 VAR 모형 내의 각 오차항으로부터 전달된 충격들로 분해하는 형태로 이루어진다. 즉, 분산분해분석을 통해서 특정 내생변수의 변화에 가장 큰 영향을 미치는 오차항이 어떤 것인지를 알아볼 수 있다. 본 연구에서는 분산분해 분석시 톨레스키 분해 방법을 이용하였다.

<표 16>은 분산분해분석 결과를 보여준다. 분석결과 KOSPI200 주가지수 수익률이 전체옵션의 콜/풋 미결제약정금액비율의 전체예측오차 분산을 약 7~12%정도 설명하는 것으로 나타난 반면, 콜/풋 미결제약정금액비율은 KOSPI200 주가지수 수익률의 전체 예측오차 분산을 약 0.06% 정도 설명하는 것으로 나타났다. 단기 콜/풋 미결제약정금액비율의 분산분해 결과 또한 이와 비슷하게 KOSPI200 주가지수 수익률이 단기 콜/풋 미결제약정금액비율의 전체예측오차 분산을 약

7~13%정도 설명하는 것으로 나타난 반면, 단기 콜/풋 미결제약정금액비율은 KOSPI200 주가지수수익률을 약 0.11% 정도 밖에는 설명하지 못하는 것으로 나타났다.

5. 결론

옵션 미결제약정수량은 거래량과는 또 다른 측면에서 헤저들의 거래형태가 현물인 주식시장에 대한 가격발견기능(price discovery role), 선·후행관계(lead-lag relationship) 및 정보효과를 가지는지를 볼 수 있는 또 다른 한 축이라고 할 수 있다. 하지만 옵션의 미결제약정수량을 통한 주식시장간의 가격발견기능(price discovery role), 선·후행관계(lead-lag relationship) 및 정보효과에 대한 국내 연구로는 KOSPI200 옵션의 거래량과 미결제약정수량과 현물 주식시장의 변동성간의 관계를 규명하여 옵션의 미결제약정수량의 변동성 증가가 현물의 변동성을 감소시킨다고 결론 내린 김민호·김민철(2004)가 유일하며 이에 대한 국내연구는 아직 미비한 상태이다. 이에 본 연구는 KOSPI 200 주가지수옵션의 미결제약정수량과 옵션 가격 자료로 Chen, Lung, and Tay(2005, 2006)의 방법을 이용하여 옵션 미결제약정수량 비율을 구하고, 이 비율과 기초자산인 KOSPI200 주가지수수익률간의 가격발견기능(price discovery role) 또는 선·후행 관계 (lead-lag relationship) 및 정보효과가 있는지를 검증하고자 하였다. 주요 실증분석 결과들은 다음과 같다.

첫째, VAR 모형과 그랜저 인과관계를 검증한 결과 옵션의 미결제약정수량의 정보가 그 기초자산 시장인 주식시장을 선도(lead)한다는 결론을 내리고 있는 대부분의 Bhuyan and Chaudhury(2005), Bhuyan and Yan(2002), Srivastava(2004), Fodor, Krieger and Doran(2010)등의 기존 연구들과는 달리 옵션의 미결제약정수량의 정보의 현물지수에 대한 선도효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 오히려 KOSPI200 주가지수 수익률이 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율을 선도(lead)한다는 결과가 나타났다.

둘째, 옵션의 특성에 따라 단기옵션과 외가격 옵션의 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율과 KOSPI200 지수수익률간의 VAR 분석, 그랜저 인과관계를 검증한 결과 KOSPI200 주가지수수익률은 외가격 옵션의 미결제약정수량의 정보에 대한 선도효과를 지니지 못하는 반면, 단기 옵션의 경우 현물지수수익률은 미결제약정수량의 정보에 대한 선도효과를 가지는 것으로 나타났다. 이는 외가격 콜/풋옵션의 미결제약정금액비율에는 헤저와 투기자들의 정보를 혼재되어 내포되어 있기

때문에 이러한 결과가 나온 것이라고 추론해 볼 수 있다. 한편, 헷저들의 경우 헤지 포지션(hedge position)을 구축하는데 있어서 다양한 가격도, 잔존만기의 옵션 중에서도 외가격 옵션보다는 주로 단기 옵션을 이용하여 포지션을 구축하는 것으로 추측된다.

셋째, 충격반응함수와 분산분해분석 결과에서도 VAR 모형 검증 결과와 일맥상통하게 옵션의 미결제약정수량의 정보는 현물지수에 대한 예측력을 지니지 못하나, 현물지수 수익률은 옵션의 미결제약정수량에 대한 예측 정보를 가지고 있다라는 결론을 도출할 수 있었다. 또한, 헷저들은 헤지 포지션(hedge position)을 구축하는데 있어서 같은 방향으로 일관되게 그리고 긴 시간을 두고 포지션을 구축하는 경향을 지닌다는 알 수 있었다.

본 연구는 옵션의 대표적 특성인 거래량과는 또 다른 측면인 미결제약정이라는 특성을 이용하여 헷저들의 헷징활동을 보여주는 미결제약정수량의 정보와 현물인 주식시장간 선·후행관계(lead-lag relationship) 및 양 시장간의 정보효과를 가지는지를 검증하여 대부분의 기존 연구 결과와는 달리 현물의 주가지수 수익률이 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율을 선도(lead)한다는 결론을 내릴 수 있었다.

한편, 본 연구의 경우 일별 자료를 이용하여 분석하였으나 KOSPI200 지수 옵션의 경우 거래량 기준 세계 1 위를 기록하고 있으므로 일중에도 시장이 정보를 빠르게 반영하므로 일별 자료보다는 일중 데이터를 이용하여 분석하면 보다 더 세밀한 정보효과를 검증할 수 있을 것이라고 생각된다.

참고문헌

- 김민호, 김민철(2004), "KOSPI 200 옵션의 거래량, 미결제약정수량, 그리고 현물 주식시장의 변동성", 한국금융연구, 18(1), 111-140.
- 김민호, James Nielson, 오현탁, " KOSPI 200 선물의 거래활동과 현물 주식시장의 변동성", 재무관리연구, 20(2), 235-261.
- 김솔 (2007), "콜/풋옵션 거래금액 비율의 정보효과", 선물연구, 15(2), 31-53.
- 김찬웅, 문규현 (2001), "우리나라 주식, 선물, 옵션시장에서의 선도/지연효과에 관한 연구", 재무관리연구, 18(1), 129-156.
- 이재하, 한덕희 (2007), "KOSPI200 현물 및 옵션시장에서의 수익률과 거래량간의 선도-지연관계", 선물연구, 15(2), 121-143.
- 홍성희, 옥진호, 이용재 (1998), "주가지수 선물, 주가지수 옵션, 주식 현물의 상호 작용에 대한 재조명", 한국파생상품학회(구 한국선물학회) 1998 추계학술발표회 발표논문집, 113-149.
- Anthony, J.H. (1988). "The interrelation of stock and options market trading- volume data," *Journal of Finance*, 43(4), 949-964.
- Bessembinder, Hendrik, and Paul J. Seguin, "Futures trading activity and stock price volatility," *Journal of Finance*, 11(2), 2015-34.
- Bhattacharya, M. (1987). "Price changes of related securities: the case of call options and stocks," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 1-15.
- Black, F., and Scholes, M. (1973). "The pricing of options and corporate liabilities," *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-659.
- Bhuyan, R and M Chaudhury, (2005), "Trading on the information content of open interest: evidence from the US equity options market", *Journal of Derivatives and Hedge Funds* 11, 16-36.
- Bhuyan, R and Y Yan, (2002), "Informational role of open interests and volumes: Evidence from option markets", Paper presented at twelfth annual Asia-Pacific futures research symposium held

in Bangkok.

Chakravarty, S., Gulen, H., and Mayhew, S. (2004). "Informed trading in stock and option markets," *Journal of Finance*, 59(3), 1235-1257.

Chan, K. (1992). "A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market," *Review of Financial Studies*, 5(1), 123-152.

Chan, K., Chung, Y.P., Johnson, H. (1993). "Why option prices lag stock prices: a trading based explanation," *Journal of Finance*, 48(5), 1957-1967.

Chan, K., Chung, Y.P., Fong, W. (2002). "The informational role of stock and option volume," *Review of Financial Studies*, 15(4), 1049-1075.

Chen, C., P. Lung, and N. Tay. (2005), " Information flow between the stock and option markets: where do informed traders trade?," *Review of Economics Studies*, 14, 1-23.

Chen, C., P. Lung, and N. Tay. (2009), " Informed trading under different market conditions and moneyness: Evidence from TXO options?," *Pacific-Basin Finance Journal*, 17(2), 189-208.

Cox, J and M Rubenstein, (1985). *Options Markets*, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1985.

Diamond, D and R Verrecchia, (1987). "Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information," *Journal of Financial Economics*, 18, 277-311.

Easley, D., O'Hara, M., and Srinivas, P.S. (1998). "Option volume and stock prices: Evidence on where informed traders trade," *Journal of Finance*, 53(2), 431-465.

Fodor, A., Krieger, K., Doran, J., (2011) " Do option open-interest changes foreshadow future equity returns?" *Financial Markets and Portfolio Management*, 25, 265-280.

Kawaller, L., Koch, P., and Koch, T. (1987). "The temporal price relationship between S&P 500 futures and S&P 500 index," *Journal of Finance*, 42(5), 1309-1329.

Killian, L., (2001). "Impulse Response Analysis in Vector Autoregressions with Unknown Lag Order," *Journal of Forecasting*, 20, 161-179.

Manaster, S., and Rendleman, R.J. (1982). "Option prices as predictors of equilibrium stock prices," *Journal of Finance*, 37(4), 1043-1058.

Srivastava, S, (2004), "Informational content of trading volume and open interest, an empirical study of stock option markets in India", *Indian Journal of Finance and Research* 14, 3-27.

Stephan, J.A., and Whaley, R.E. (1990). "Intraday price change and trading volume relations in the stock and option markets," *Journal of Finance*, 45(1), 191-220.

Stoll, R.H., and Whaley, R.E. (1990). "The dynamics of stock index and stock index futures returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(4), 441-468.

Vijh, A. M., "Liquidity of the CBOE Equity Options," *Journal of Finance*, 45(4), 1990, 1157-1179.

Wiley, M. K. and Daigler, R. T. (1999), "The Impact of Trader Type on the Futures Volatility-Volume Relation", *Journal of Finance*, 6, 2297-2316.

<표 1> 옵션 자료

아래의 표는 본 연구에서 사용할 옵션 자료 표본의 콜/풋, 가격도, 만기에 따른 옵션가격의 평균과 표본의 개수를 나타낸다. 표본기간은 1998년 1월부터 2006년 12월이며 가격도는 S/K로 구하였으며 S는 주가지수, K는 각 옵션의 행사가격을 나타낸다.

만기	옵션 종류	가격도(S/K)						
			<0.94	0.94~0.97	0.97~1.00	1.00~1.03	1.03~1.06	1.06<
7 일~ 60 일	콜옵션	옵션가격	0.5498	1.5183	2.5466	4.1794	6.3469	14.7381
		관측수	19569	5606	5277	4856	4336	16966
	풋옵션	옵션가격	14.3052	7.0682	4.9019	3.1430	2.1849	0.7998
		관측수	13646	5131	5144	4976	4805	26660
60 일 이상	콜옵션	옵션가격	1.7757	3.4575	4.9820	6.5828	8.5054	15.0678
		관측수	7638	2779	2329	1708	1095	2886
	풋옵션	옵션가격	15.2321	9.2550	6.8719	5.3470	3.9808	1.7239
		관측수	2863	1430	1883	2202	2237	10517

<표 2> 기초 통계량

아래의 표는 본 연구에서 사용할 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율과 KOSPI200 지수수익률의 기초통계량을 나타낸다. 표본기간은 1998년 1월부터 2006년 12월이다.

변수	Mean	Maximum	Minimum	Std.dev	Skewness	Kurtosis	N
OI ratio	3.3715	34.2863	0.0180	4.8247	3.1458	14.9008	2125
KOSPI200 지수수익률	0.0008	0.0850	-0.1202	0.0209	-0.0761	5.2662	2125

<표 3> Unit Root Test

아래의 표는 본 연구에서 사용할 각 변수들간의 Unit-Root test 결과를 나타낸다. 표본기간은 1998년 1월부터 2006년 12월이다. 상수항(1)은 상수항만을, 추세선(2)는 상수항과 추세선을 동시에 포함하여 분석한 결과며, 괄호안은 p 값을 나타낸다.

구분	ADF			PP		
		상수항(1)	추세선(2)		상수항(1)	추세선(2)
주가수익률	Rho	-3426.34 (0.0001)	-3425.88 (0.0001)	Rho	-1839.77 (0.0001)	-42.38 (<.0001)
	T	-18.51 (<.0001)	-18.51 (<.0001)	T	-1837.54 (0.0001)	-42.41 (<.0001)
	F	171.34 (0.001)	171.27 (0.001)			
콜/풋옵션 미결제약정금액 비율	Rho	-336.426 (0.0001)	-340.488 (0.0001)	Rho	-876.539 (0.0001)	-881.252 (0.0001)
	T	-10.95 (<.0001)	-11 (<.0001)	T	-22.96 (<.0001)	-23.03 (<.0001)
	F	59.99 (0.001)	60.46 (0.001)			
OTM OI ratio	Rho	-246.45	-248.47	Rho	-628.579	-631.06

		(0.0001)	(0.0001)		(0.0001)	(0.0001)
	T	-9.54 ($<.0001$)	-9.58 ($<.0001$)	T	-19.09 ($<.0001$)	-19.13 ($<.0001$)
	F	45.5 (0.001)	45.9 (0.001)			
Short OI ratio	Rho	-345.787 (0.0001)	-346.393 (0.0001)	Rho	-985.527 (0.0001)	-24.59 ($<.0001$)
	T	-11.07 ($<.0001$)	-11.07 ($<.0001$)	T	-986.079 (0.0001)	-24.59 ($<.0001$)
	F	61.24 (0.001)	61.29 (0.001)			
Short OTM OI ratio	Rho	-277.098 (0.0001)	-281.33 (0.0001)	Rho	-741.604 (0.0001)	-747.345 (0.0001)
	T	-9.88 ($<.0001$)	-9.95 ($<.0001$)	T	-20.89 ($<.0001$)	-20.98 ($<.0001$)
	F	48.82 (0.001)	49.54 (0.001)			

<표 4> 미결제약정금액 비율 VAR 모형의 AIC

아래의 표는 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율과 KOSPI200 VAR 분석을 하기 앞서 적정차수를 결정하기 위해 사용되는 정보기준들의 결과치를 나타낸다. 본 연구에서는 Killian(2001)의 주장에 의거하여 적정차수를 결정하는데 있어서 가장 정확한 방법인 AIC 값이 최소로 나타나는 경우를 적정 차수로 결정한다.

시차	AICC	HQC	AIC	SBC	FPEC
1	-5.1682	-5.1624	-5.1682	-5.1523	0.0057
2	-5.2483	-5.2386	-5.2484	-5.2217	0.0053
3	-5.2599	-5.2463	-5.2600	-5.2226	0.0052
4	-5.2605	-5.2430	-5.2606	-5.2126	0.0052
5	-5.2599	-5.2385	-5.2600	-5.2013	0.0052
6	-5.2627	-5.2374	-5.2628	-5.1934	0.0052
7	-5.2608	-5.2316	-5.2610	5.1808	0.0052
8	-5.2570	-5.2240	-5.2572	-5.1664	0.0052
9	-5.2542	-5.2173	-5.2545	-5.1529	0.0052

<표 5> 미결제약정금액비율 VAR 모형 검증

아래의 표는 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율이 KOSPI200 지수수익률에 대한 정보효과를 갖는지 알아보기 위하여 VAR(Vector autoregression) 모형의 검증 결과치를 나타낸다. 독립변수는 AIC 의 값을 고려하여 6 시차 전까지의 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율(OIR_t)과 KOSPI200 지수 수익률(R_t)의 값을 이용하였으며, 종속변수는 t 시점의 KOSPI200 지수 수익률이다.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \beta_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \gamma_j OIR_{t-j} + \varepsilon_t$$

parameter	estimate	t	parameter	estimate	t
α	0.0006	1.00			
β_1	0.08256	3.66**	γ_1	0.00005	0.39
β_2	-0.05717	-2.52**	γ_2	0.00001	0.04
β_3	-0.00346	-0.15	γ_3	-0.00010	-0.69
β_4	-0.00261	-0.12	γ_4	-0.00004	-0.26
β_5	-0.05305	-2.36**	γ_5	0.00001	0.04
β_6	0.00159	0.07	γ_6	0.00010	0.82

<표 6> 미결제약정금액 비율 VAR 모형 검증

아래의 표는 KOSPI200 지수수익률이 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율에 대한 정보효과를 갖는지 알아보기 위하여 VAR(Vector autoregression) 모형의 검증 결과치를 나타낸다. 독립변수는 AIC 의 값을 고려하여 6 시차 전까지의 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율(OIR_t)과 KOSPI200 지수 수익률(R_t)의 값을 이용하였으며, 종속변수는 t 시점의 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율이다.

$$OIR_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \beta_i OIR_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \gamma_j R_{t-j} + \varepsilon_t$$

parameter	estimate	t	parameter	estimate	t
α	0.82576	7.76**			
β_1	0.42059	18.62**	γ_1	20.24850	5.18**
β_2	0.20609	8.42**	γ_2	3.67014	0.93
β_3	0.10770	4.33**	γ_3	-1.59433	-0.41
β_4	0.00586	0.24	γ_4	0.65682	0.17
β_5	-0.03337	-1.38	γ_5	-0.43545	-0.11
β_6	0.04347	1.96	γ_6	-1.77978	-0.46

<표 7> Granger Causality test

아래의 표는 KOSPI200 지수수익률과 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율간에 서로 정보효과를 갖는지 알아보기 위한 Granger Causality test 결과치를 나타낸다. Granger causality test 는 VAR 검정과 마찬가지로 시차 6 을 적용하였다. Chi-Square 값을 제시되어 있으며 괄호안은 P-value 를 나타낸다. ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준 하에서 각각 유의함을 나타낸다.

귀무가설	관측수	Chi-Square	p-value
R 은 OIR 에 그랜저 인과하지 않는다.	2125	29.23	<.0001
OIR 는 R 에 그랜저 인과하지 않는다.	2125	1.21	0.9762

<표 8> OTM 콜/풋 OI ratio VAR 모형의 AIC

아래의 표는 OTM 콜/풋 OI ratio 와 KOSPI200 지수수익률간의 Granger Causality test 를 하기 앞서 적정차수를 결정하기 위한 test 들의 결과치를 나타낸다. 본 연구에서는 Killian(2001)의 주장에 의거하여 적정차수를 결정하는데 있어서 가장 정확한 방법인 AIC 값이 최소로 나타나는 경우를 적정 차수로 결정한다.

시차	AICC	HQC	AIC	SBC	FPEC
1	-5.4043	-5.3984	-5.4043	-5.3882	0.0045
2	-5.4581	-5.4482	-5.4581	-5.4312	0.0043
3	-5.4798	-5.4661	-5.4799	-5.4422	0.0042
4	-5.4814	-5.4637	-5.4814	-5.4330	0.0042
5	-5.4832	-5.4616	-5.4833	-5.4240	0.0042
6	-5.4857	-5.4602	-5.4859	-5.4158	0.0041
7	-5.4851	-5.4557	-5.4853	-5.4044	0.0041
8	-5.4824	-5.4491	-5.4827	-5.3910	0.0042
9	-5.4805	-5.4433	-5.4808	-5.3783	0.0042

<표 9> OTM 콜/풋 OI ratio VAR 모형 검증

아래의 표는 OTM 콜/풋 OI ratio 가 KOSPI200 지수수익률에 대한 정보효과를 갖는지 알아보기 위하여 VAR(Vector autoregression) 모형의 검증 결과치를 나타낸다. 독립변수는 AIC 의 값을 고려하여 6 시차 전까지의 OTM 콜/풋 OI ratio(OIR_t)와 KOSPI200 지수 수익률(R_t)의 값을 이용하였으며, 종속변수는 t 시점의 KOSPI200 지수 수익률이다.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \beta_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \gamma_j OIR_{t-j} + \varepsilon_t$$

parameter	estimate	t	parameter	estimate	t
α	0.00093	1.67			
β_1	0.06645	3.04**	γ_1	-0.00016	-1.11
β_2	-0.04815	-2.20**	γ_2	0.00021	1.33
β_3	-0.00163	-0.07	γ_3	-0.00021	-1.31
β_4	-0.02047	-0.93	γ_4	0.00011	0.72
β_5	-0.05021	-2.29	γ_5	-0.00015	-0.94
β_6	0.00559	0.26	γ_6	0.00011	0.76

<표 10> OTM 콜/풋 OI ratio VAR 모형 검증

아래의 표는 KOSPI200 지수수익률이 OTM 콜/풋 OI ratio 에 대한 정보효과를 갖는지 알아보기 위하여 VAR(Vector autoregression) 모형의 검증 결과치를 나타낸다. 독립변수는 AIC 의 값을 고려하여 6 시차 전까지의 OTM 콜/풋 OI ratio (OIR_t)와 KOSPI200 지수 수익률(R_t)의 값을 이용하였으며, 종속변수는 t 시점의 OTM 콜/풋 OI ratio 다.

$$OIR_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \beta_i OIR_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \gamma_j R_{t-j} + \epsilon_t$$

parameter	estimate	t	parameter	estimate	t
α	0.51027	5.90			
β_1	0.52490	23.93**	γ_1	-8.63912	-2.53**
β_2	0.13203	5.33**	γ_2	3.91400	1.14
β_3	0.13550	5.44**	γ_3	-5.95613	-1.74
β_4	-0.03277	-1.32	γ_4	-3.36203	-0.98
β_5	0.03393	1.38	γ_5	3.42496	1.00
β_6	0.02863	1.32	γ_6	0.14608	0.04

<표 11> Granger Causality test

아래의 표는 KOSPI200 지수수익률과 OTM 콜/풋옵션의 미결제약정금액 비율간에 서로 정보효과를 갖는지 알아보기 위한 Granger Causality test 결과치를 나타낸다. 시차는 VAR 검증과 마찬가지로 6 시차를 사용한다. 각각은 Chi-Square 값을 나타내며 괄호안은 P-value 를 나타낸다. ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준 하에서 각각 유의함을 나타냄

귀무가설	관측수	Chi-Square	p-value
R 은 OIR 에 그랜저 인과하지 않는다.	2125	12.26	0.0563*
OIR 는 R 에 그랜저 인과하지 않는다.	2125	4.42	0.6195

<표 12> 단기옵션 콜/풋 OI ratio VAR 모형의 AIC

아래의 표는 단기옵션 콜/풋 OI ratio 와 KOSPI200 지수수익률간의 Granger Causality test 를 하기 앞서 적정차수를 결정하기 위한 test 들의 결과치를 나타낸다. 본 연구에서는 Killian(2001)의 주장에 의거하여 적정차수를 결정하는데 있어서 가장 정확한 방법인 AIC 값이 최소로 나타나는 경우를 적정 차수로 결정한다.

시차	AICC	HQC	AIC	SBC	FPEC
1	-5.3804	-5.3745	-5.3804	-5.3645	0.0046
2	-5.4407	-5.4311	-5.4408	-5.4143	0.0043
3	-5.4550	-5.4414	-5.4550	-5.4179	0.0043
4	-5.4566	-5.4392	-5.4567	-5.4089	0.0043
5	-5.4584	-5.4371	-5.4585	-5.4001	0.0043
6	-5.4624	-5.4373	-5.4626	-5.3936	0.0042
7	-5.4612	-5.4323	-5.4614	-5.3818	0.0042
8	-5.4601	-5.4273	-5.4604	-5.3701	0.0043
9	-5.4574	-5.4208	-5.4577	-5.3568	0.0043

<표 13> 단기옵션 OI ratio VAR 모형 검증

아래의 표는 단기옵션 콜/풋 OI ratio 가 KOSPI200 지수수익률에 대한 정보효과를 갖는지 알아보기 위하여 VAR(Vector autoregression) 모형의 검증 결과치를 나타낸다. 독립변수는 AIC 의 값을 고려하여 6 차 전까지의 단기옵션 OI ratio(OIR_t)과 KOSPI200 지수 수익률(R_t)의 값을 이용하였으며, 종속변수는 t 시점의 KOSPI200 지수 수익률이다.

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \beta_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \gamma_j OIR_{t-j} + \varepsilon_t$$

parameter	estimate	t	parameter	estimate	t
α	0.00068	1.11			
β_1	0.08452	3.77	γ_1	-0.00001	-0.06
β_2	-0.05970	-2.65	γ_2	-0.00006	-0.40
β_3	-0.01157	-0.51	γ_3	0.00011	0.72
β_4	-0.00086	-0.04	γ_4	-0.00007	-0.47
β_5	-0.04968	-2.22	γ_5	-0.00013	-0.87
β_6	0.00198	0.09	γ_6	0.00017	1.24

<표 14> 단기 OIR VAR 모형 검증

아래의 표는 KOSPI200 지수수익률이 단기 OIR 에 대한 정보효과를 갖는지 알아보기 위하여 VAR(Vector autoregression) 모형의 검증 결과치를 나타낸다. 독립변수는 AIC 의 값을 고려하여 6 시차 전까지의 단기옵션 OI ratio (OIR_t)와 KOSPI200 지수 수익률(R_t)의 값을 이용하였으며, 종속변수는 t 시점의 단기옵션 OI ratio 다.

$$OIR_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \beta_i OIR_{t-i} + \sum_{j=1}^6 \gamma_j R_{t-j} + \varepsilon_t$$

parameter	estimate	t	parameter	estimate	t
α	0.77379	8.06			
β_1	0.41814	18.60**	γ_1	16.88428	4.79**
β_2	0.15414	6.33**	γ_2	6.13620	1.73*
β_3	0.11525	4.69**	γ_3	2.37339	0.67
β_4	-0.04497	-1.84	γ_4	3.10124	0.87
β_5	0.02149	0.89	γ_5	3.10978	0.88
β_6	0.05320	2.42	γ_6	-3.44540	-0.99

<표 15> Granger Causality test

아래의 표는 KOSPI200 지수수익률과 단기 미결제약정금액 비율간에 서로 정보효과를 갖는지 알아보기 위한 Granger Causality test 결과치를 나타낸다. 시차는 VAR 검증과 마찬가지로 7 시차를 사용한다. 각각은 Chi-Square 값을 나타내며 괄호안은 P-value 를 나타낸다. ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준 하에서 각각 유의함을 나타냄

귀무가설	관측수	Chi-Square	p-value
R 은 단기 OIR 에 그랜저 인과하지 않는다.	2125	29.93	<.0001
단기 OIR 는 R 에 그랜저 인과하지 않는다.	2125	2.50	0.8687

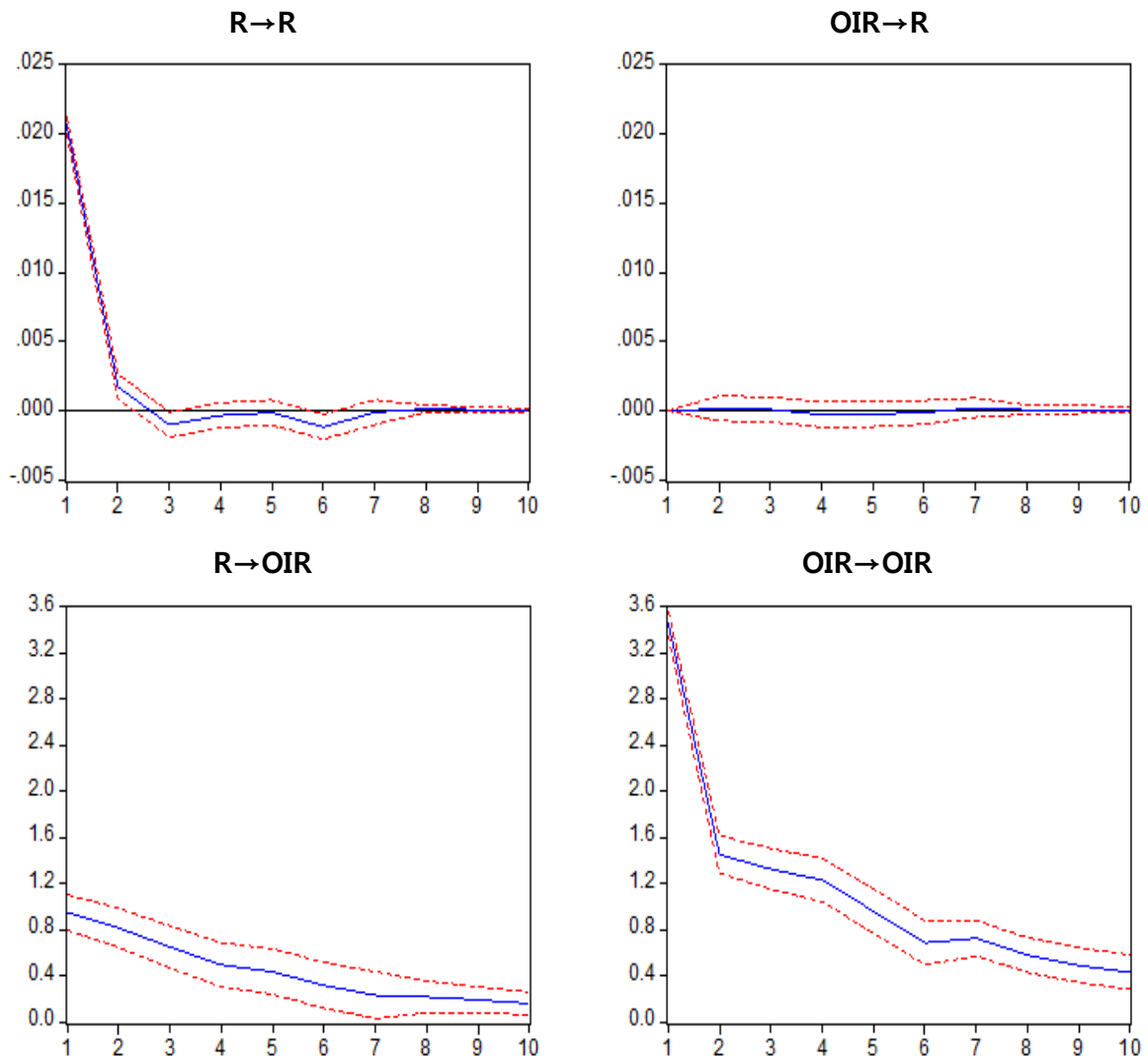
<표 15> OIR, OTM OIR, 단기 OIR 분산분해 분석 결과

아래의 그림은 KOSPI200 지수수익률과 OIR, 외가격 OIR, 단기 OIR 의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 분산분해 분석결과를 나타낸다. 각 시계열변수가 예측오차의 분산을 설명하는 비율을 변수별로 예측기간에 따라 나타내고 있으며, 표에서 R 은 지수수익률, OIR 은 미결제약정수량 비율을, OTM OIR 은 외가격 미결제약정금액비율을, 단기 OIR 은 단기 미결제약정금액 비율을 나타낸다.

OIR			OTM OIR						Short OIR								
Decomposition of OIR:			Decomposition of R:			Decomposition of OTM OIR:			Decomposition of R:			Decomposition of Short OIR:			Decomposition of R:		
Period	R	OIR	Period	R	OIR	Period	R	OTM OIR	Period	R	OTM OIR	Period	R	Short OIR	Period	R	Short OIR
1	7.0454	92.9546	1	100	0	1	0.3111	99.6889	1	100	0	1	6.9615	93.0385	1	100	0
2	10.0762	89.9238	2	99.9928	0.0072	2	0.2973	99.7027	2	99.9417	0.0583	2	9.6738	90.3262	2	99.9998	0.0002
3	11.2231	88.7769	3	99.99	0.01	3	0.2788	99.7212	3	99.9076	0.0924	3	11.1251	88.8749	3	99.9896	0.0104
4	11.4795	88.5206	4	99.9733	0.0267	4	0.2792	99.7208	4	99.8556	0.1444	4	11.8171	88.1829	4	99.9756	0.0244
5	11.7873	88.2127	5	99.9611	0.0389	5	0.3537	99.6463	5	99.8554	0.1446	5	12.4217	87.5783	5	99.9721	0.0279
6	11.9501	88.0499	6	99.9583	0.0417	6	0.338	99.662	6	99.8194	0.1806	6	12.9038	87.0962	6	99.917	0.083
7	11.8835	88.1165	7	99.9456	0.0544	7	0.3234	99.6766	7	99.8193	0.1807	7	12.8943	87.1057	7	99.8922	0.1078
8	11.8944	88.1056	8	99.9441	0.0559	8	0.315	99.685	8	99.8193	0.1807	8	12.9533	87.0467	8	99.8893	0.1107
9	11.9164	88.0836	9	99.9424	0.0576	9	0.3072	99.6928	9	99.8188	0.1812	9	13.013	86.987	9	99.8893	0.1108
10	11.9223	88.0777	10	99.941	0.059	10	0.3012	99.6988	10	99.8186	0.1814	10	13.0432	86.9569	10	99.8876	0.1124

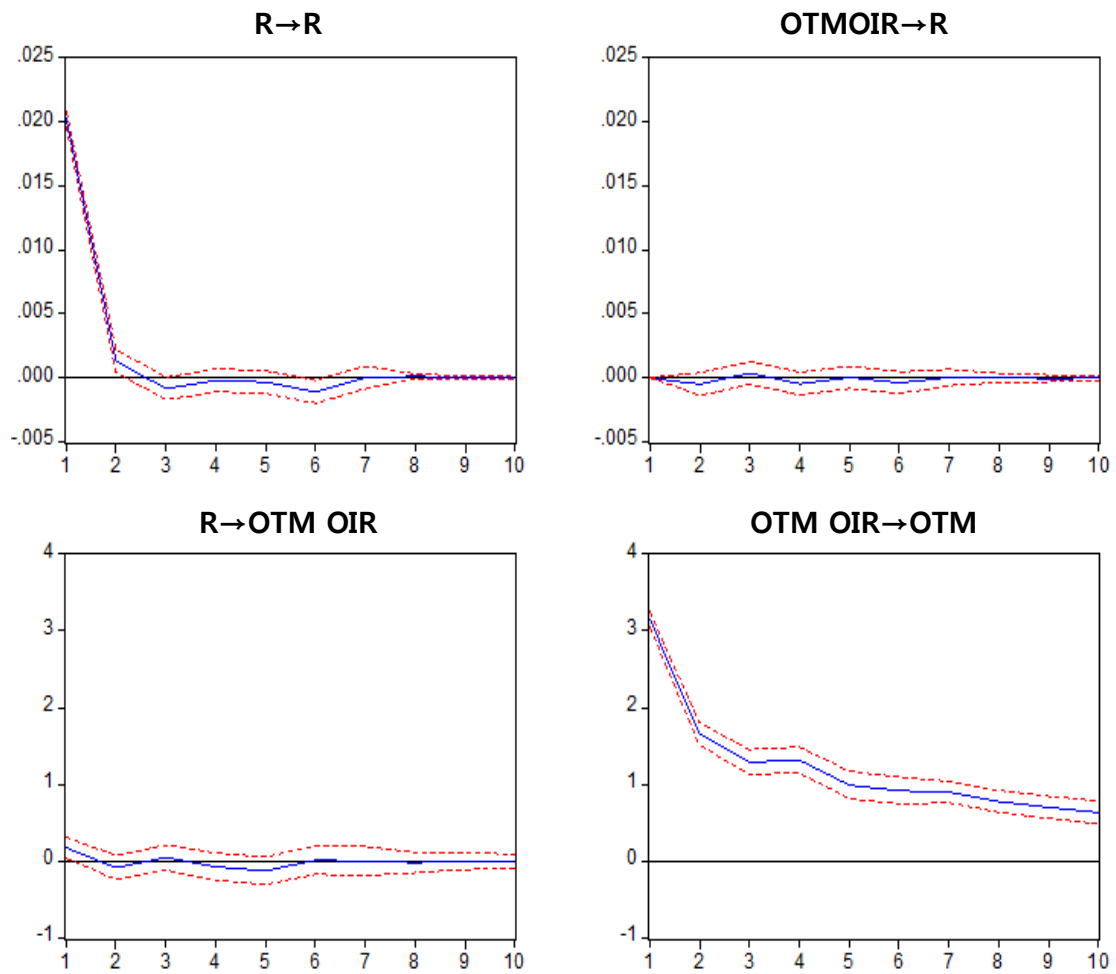
<그림 1> 주가 수익률과 OIR 의 충격반응분석 결과

아래의 그림은 KOSPI200 지수수익률과 OI ratio 의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 각 그래프의 x 축은 충격이 발생한 후 몇 일이 경과하였는지를 표시한다. R 은 지수수익률, OIR 은 미결제약정금액 비율을 나타내며 각 그래프의 제목에서 화살표 왼쪽에 위치한 변수는 충격이 발생한 변수, 화살표 오른쪽에 위치한 변수는 충격에 반응하는 변수를 나타낸다.



<그림 2> 주가 수익률과 외가격 OIR 의 충격반응분석 결과

아래의 그림은 KOSPI200 지수수익률과 OTM OI ratio 의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 각 그래프의 x 축은 충격이 발생한 후 몇 일이 경과하였는지를 표시한다. R 은 지수수익률, OTM OIR 은 외가격 미결제약정금액 비율을 나타내며 각 그래프의 제목에서 화살표 왼쪽에 위치한 변수는 충격이 발생한 변수, 화살표 오른쪽에 위치한 변수는 충격에 반응하는 변수를 나타낸다.



<그림 3> 주가 수익률과 단기 OIR 의 충격반응분석 결과

아래의 그림은 KOSPI200 지수수익률과 단기 OIR 의 VAR 모형을 바탕으로 실시한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 각 그래프의 x 축은 충격이 발생한 후 몇 일이 경과하였는지를 표시한다. R 은 지수수익률, short OIR 은 단기 미결제약정금액 비율을 나타내며 각 그래프의 제목에서 화살표 왼쪽에 위치한 변수는 충격이 발생한 변수, 화살표 오른쪽에 위치한 변수는 충격에 반응하는 변수를 나타낸다.

