

# 거래승수 인상에 따른 일중 KOSPI200 옵션거래활동과 현물 시장 변동성간의 관계 분석

## The Impact of Change in Option Multiplier on the Relation between Spot Volatility and KOSPI 200 Option Trading

이 우 백\*  
Woo-baik Lee

KOSPI200 옵션 거래 승수 인상은 글로벌 시장에서 가장 활발하게 거래되었던 단일 파생상품의 유동성을 축소한 이례적인 정책의 사례이다. 본 연구는 KOSPI200 옵션거래 승수 인상 조치에 따른 옵션 시장의 유동성 변화와 현물시장의 변동성간의 관계 변화를 일중 자료를 활용하여 실증적으로 분석했다. 주요한 실증 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 옵션 승수 이후 기간에 AR(1)-GARCH(1,1)으로 추정된 현물 시장의 일중 조건부 변동성은 옵션 승수 이전 기간보다 유의적인 수준으로 감소했다. 이같은 결과는 옵션시장의 거래활동이 승수 인상 이후 기간에 급감하면서 옵션 시장에서는 현물 시장의 변동성을 확대시키는 교란적 요인도 감소했음을 제시하는 간접적인 증거라 할 수 있다. 또한 승수인상 전·후 기간 동안 풋-콜 비율과 현물 시장 변동성간에는 양방향적 인과관계가 지속하고 있는 것으로 나타났다. 이는 정보를 가진 옵션 거래자들이 변동성을 예측하는 매매 전략을 실행하고, 아울러 비정보 거래자들도 변동성을 추종하는 매매 패턴이 공존하므로 현물 시장과 옵션 시장간에는 정보 흐름이 상호 환류하고 있음을 의미한다. 특히 승수 인상 이후에 극가격 옵션의 거래는 감소한 반면 등가격 또는 근가격 옵션의 거래로 집중하는 경향이 나타났으며, 등(근)가격 옵션의 거래는 승수 인상 후 기간에 단기적 변동성을 선행하는 추세가 유의적으로 증가한 반면 변동성을 후행하여 추종하는 노이즈 거래는 감소한 것이 확인되었다. 아울러 극가격 옵션에서 승수 인상 후에 변동성을 추종하는 거래는 승수 인상 전 기간에 비해 유의적으로 감소하였으며, 이는 승수 인상 후에 낮은 변동성이 지속됨에 따라 변동성에 기반한 투기적 매매 행태가 축소된 것으로 해석할 수 있다. 이와 같이 옵션 거래승수 인상 이후에 변동성이 감소하고, 개인 투자자들이 집중하는 외가격 옵션에서 변동성을 추종하는 노이즈 거래 행태가 감소했다는 실증 결과는 옵션 시장의 제도 변경 자체가 현물 시장의 질적 수준을 훼손하지 않았다는 이우백(2014)과 일관성 있는 정책적 시사점을 제공한다.

국문 색인어: 변동성, 풋-콜 비율, 인과관계, 옵션, 거래 승수  
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030603, B050704

\* 한국방송통신대학교 경영학과 교수(datalover@knou.ac.kr), 주저자, 교신저자  
논문 투고일: 2014. 12. 27, 논문 최종 수정일: 2015. 06. 01, 논문 게재 확정일: 2015. 08. 27

## I. 서론

한국 파생상품시장은 1996년에 KOSPI200선물이 도입된 이후 거래규모가 급성장하였으나, 개인 투자자의 투기적 거래 억제 및 보호 목적의 규제가 2009년 이후에 지속적으로 강화되는 추세이다. 파생상품과 관련한 주요한 규제 정책을 정리하여 보면 2009년에는 ELS 발행 및 운용에 관한 제도가 개정되었으며, ELW에 대해서는 2010년에 LP의 호가를 제한하는 1차 건전화 방안이 시행된 이후 2012년까지 3차에 걸쳐 후속적인 규제 방안이 시행되었다<sup>1)</sup>. 또한 KOSPI200옵션시장에서는 거래승수가 2012년 3월부터 기존의 10만 원에서 50만 원으로 인상된 후에 거래 규모는 급격하게 위축된 것으로 보고된다<sup>2)</sup>. 개설 이후 단기간에 급성장하여 거래계약수 기준으로 전세계 주가지수 옵션시장에서 최상위에 위치했던 KOSPI200옵션시장에 적용된 거래승수 인상 조치는 옵션 시장 자체뿐만 아니라 연관 파생상품시장의 거래 규모에 파급적 영향을 미치는 정책적으로 중요한 사례이다<sup>3)</sup>. 감독당국은 이러한 거래승수 인상 조치의 목적에 관하여 헤지 및 금융상품을 설계하는 금융회사를 중심으로 파생상품을 거래하는 해외 시장과 달리, 시장 형성 초기부터 개인투자자의 투기적 거래수요를 중심으로 성장한 KOSPI200옵션 시장에서 개인투자자들의 손실과 현물시장의 변동성 확대 등의 부작용을 차단하고자 개인투자자의 신중한 시장 참여를 유도하여 옵션시장의 건전성을 제고하기 위한 차원에서 시행한 것으로 밝히고 있다<sup>4)</sup>.

- 1) ELS와 ELW는 ‘자본시장과 금융투자업에 관한 법률’에서는 파생결합증권으로 분류되지만 경제적 실질은 파생상품과 유사하다. ELS와 ELW의 규제와 관련된 내용은 금융위원회(2009, 2011), 한국거래소(2010, 2012)를 참고할 수 있다.
- 2) 거래 승수 인상이 적용되었던 2012년도의 거래량은 2011년 대비 57.1%의 감소에도 불구하고 15억 7천 500만 계약으로 전세계 주가지수 파생상품시장에서 1위였지만 2013년도의 거래량은 2012년 대비 63.2%가 감소한 5억 8천만 계약으로 3위로 하락했다(Futures Industry Association Annual Volume Survey, March 2014).
- 3) 남길남(2014)에 의하면 KOSPI200옵션 승수 인상은 국제 주가지수 파생상품시장의 승수 조정 사례에서 거래단위를 낮추어 유동성을 높이고자 승수를 인하한 사례에 반하는 예외적인 경우이다. 1993년에 호주 SFE는 주가지수 선물의 승수를 1/4로 인하했으며, 1997년에 미국 CME는 S&P500선물의 승수를 500달러에서 250달러로 인하한 적이 있다. 또한 1998년에는 영국 LIFFE에서 FTSE-100선물의 승수를 2/5로 인하했다.
- 4) 거래승수 인상 조치에 대한 구체적인 내용과 배경에 대해서는 제2장 및 금융위원회

이러한 파생상품시장의 규제와 관련하여 학술적 검증이 필요한 이슈 중의 하나는 바로 파생상품 시장에 대한 규제와 현물 시장의 변동성간의 관계이다. 현물시장의 변동성은 파생상품의 투자전략, 위험관리, 가격결정의 핵심적인 요소이자 시장 효율성과 밀접한 요인이다. 파생상품시장에서는 거래비용이 저렴하므로 정보적 거래자들이 활발하게 참여하여 현물시장의 가격발견을 활성화하는 순기능이 있는 반면, 정보비대칭이 높은 상황에서 노이즈 거래자나 비정보 거래자들의 투기적 거래나 프로그램 매매 등은 현물시장의 과도한 변동성을 초래한다는 역기능적인 측면의 대립적인 논란이 지속되어 왔으며, 파생상품시장의 규제도 현물시장의 변동성을 조절하려는 목적으로 시행되어 왔다. 따라서 이러한 파생상품시장 제도 변경이 현물시장의 변동성에 미치는 영향에 대한 분석은 규제의 목적에 부합하는 실효성을 평가한다는 측면에서 중요한 의미를 가진다. 이러한 배경하에, 본 논문은 KOSPI200옵션의 승수 인상 조치가 옵션 시장의 거래자들의 행태와 현물 시장의 변동성간의 관계에 어떠한 효과를 미쳤는지를 실증적으로 검증하고 이에 대한 시사점을 도출하고자 한다.

KOSPI200옵션 승수 인상 조치가 현물 시장 변동성에 미칠 효과에 대해서는 다음과 같은 상반된 가능성을 추론할 수 있다. Epps and Epps(1976)과 Tauchen and Pitts(1983)은 거래량과 시장 변동성간에 존재하는 양의 상관관계는 새로운 정보의 시장 유입과 시장참여자간의 정보 비대칭성 때문에 발생한다고 주장한다. Epps and Epps(1976)에 따르면 시장참여자간에 정보비대칭성이 높을수록, 정보의 유입이 시장 변동성에 미치는 효과가 더 크게 나타난다. 또한 Tauchen and Pitts(1983)도 시장 참여자간 정보 비대칭성이 높을수록 거래량 증가가 시장 변동성을 증가시키는 효과가, 거래량 증가에 따라 유동성이 제고되어 시장 변동성이 감소하는 효과를 지배한다고 설명했다. 이와 같은 선행연구의 거래활동과 시장 변동성간의 이론적 관계의 관점에서 본다면, 첫 번째 가능성은 옵션 시장 참여자간에 정보 비대칭성이 완화되면서 현물 시장 변동성도 감소하는 경우이다. 실무적인 시각에서 선행 연구들과 감독 당국은 KOSPI200옵션 시장에서 거시적 시장 흐름을 파악하고

---

(2011, 2014)와 한국거래소(2012)를 참조하기 바란다.

매매에 적용하는 능력에 우위가 있는 기관 투자자나 외국인 투자자보다 개인 투자자들이 시장 정보(market-wide information)에서 열위에 있다고 보고한다(정재만·김재근, 2005). 옵션 시장에서 상당한 비중을 차지하는 개인 투자자들의 노이즈 거래 또는 투기적 거래와 같이 가격발견을 저해하는 거래가 상승 인상 후에 감소한다면 상대적으로 시장을 교란시키는 변동성은 약화될 것이다. Hwang and Satchell(2000)은 변동성을 장기적 변동성(permanent volatility)과 일시적 변동성(transitory volatility)으로 분해할 때, 장기적 변동성은 새로운 정보의 유입에 기인하며 시장의 효율성을 유지하기 위해 필요한 근본적인 변동성으로 보았다. 따라서 비록 옵션 시장이 위축되더라도 정보 거래자가 현물 시장의 가격 발견의 효율성을 주도한다면 옵션 시장의 거래는 현물 시장의 변동성에 선행하는 관계를 가질 것이다.

두 번째는 옵션 시장에서 비정보 거래자들이 유동성을 공급하는 역할이 위축되어 현물 시장 변동성이 증가하게 될 가능성이다. 이같은 가능성은 Tauchen and Pitts(1983)이 제시한 거래량과 유동성이 증가함에 따라 이로 인해 시장 변동성이 감소하는 상반된 효과와 관련된다. 옵션 거래가 시장 정보를 현물시장에 효율적으로 전달하여 가격발견이 체고된다면 불필요한 시장 변동성은 감소하게 된다. 이러한 과정에서는 노이즈 거래 행태를 취하는 개인 투자자들의 유동성의 공급이 수반되어야 정보거래자들도 전략적 거래를 실행할 유인을 가진다. 만일 노이즈 거래자들의 이탈에 따라 유동성이 감소하고 정보거래자의 활동도 시장에서 위축된다면 이는 가격발견을 저해하고 시장의 변동성을 증가시키는 교란적 요인으로 작용할 것이다. Hwang and Satchell(2000)에 따르면 새로운 정보 유입이 아닌 투자자들의 비합리적 과잉반응 또는 시장미시구조 요인 등은 일시적 변동성을 유발하게 된다. 따라서 현물 시장에서 일시적 변동성이 증가하는 상황에서는 투기성 목적의 비정보 거래자들이 변동성을 추종하는 경향이 강해지며, 옵션 시장은 현물 시장의 변동성에 의존하는 관계를 가질 것이다.

본 논문이 선행 연구들과 차별화되는 중요성은 첫째, 현물시장의 변동성과 이를 기초자산으로 하는 파생상품 시장간의 관계를 분석한 선행 연구들은 주로 프

로그램 매매에 초점을 두고 있는 반면, 상대적으로 옵션 매매와 변동성간의 관계를 분석한 연구의 범위는 상대적으로 제한적이라는 점이다. 1987년 미국시장 대폭락(Black Monday)의 원인으로 프로그램 매매가 본격적으로 거론되면서 국내외를 막론하고 현물과 선물을 연계한 차익거래 또는 비차익거래와 현물시장의 변동성간의 인과관계와 영향력에 대한 실증분석이 주류를 형성한다(Grossman, 1988; Harris et al., 1994; Hasbrouck, 1996; Hogan et al., 1997; 최혁·윤선흠, 2007; 한상범·오승현, 1997). 특히 선물시장의 가격이 급변할 때 발동하는 사이드카(sidecar)와 같은 프로그램매매중단장치가 현물시장의 일시적 변동성에 미치는 효과를 평가하는 연구도 최근까지 진행되고 있다(권택호 외 2인, 2005; 박종원 외 2인, 2007; 박종원 외 2인, 2009). 파생상품의 기능적 특성으로 볼 때 선물은 주로 방향성 거래(directional trading)를 통해 현물 시장의 변동성에 영향을 미치지만, 현물시장의 변동성 자체는 옵션 가격을 결정하는 요인이므로 옵션 시장에서 변동성을 예측하는 전략적 거래 행태와 현물 시장의 변동성간의 관계에 대해서는 심도있는 분석이 요구되는 상황이다.

둘째, 승수 인상이라는 조치는 옵션 시장의 거래활동이 현물시장의 변동성에 미치는 효과를 직접적으로 검증할 수 있는 흥미로운 주제라는 점이다. 옵션 거래와 현물시장의 변동성간 관계를 실증적으로 검증한 선행 연구들은 두가지 영역으로 구분될 수 있다. 하나는 옵션 시장의 개설이나 옵션 상품의 도입이 옵션의 기초자산의 변동성에 어떠한 효과를 가져오는가를 검증한 연구들이다(Kumar et al., 1995; Pericli and Koutmos, 1997; Becchetti and Caggese, 2000; 권택호·이해문, 2000). 이러한 연구들은 주로 옵션의 기초자산 표본종목과 이에 대응하는 통제표본 종목의 변동성의 차이에서 옵션의 도입 시점 전·후 기간별로 유의적인 차이가 발견되는지를 검증하는 차이 내 차이(difference-in-difference test)를 사용한다. 다른 영역은 옵션 거래량과 현물의 변동성간의 인과관계를 분석하여 옵션 시장과 현물 시장간 정보 흐름을 규명하거나, 옵션 거래가 현물의 변동성에 미치는 영향력을 파악하는 연구들이다(Chatrath et al., 1995(a); Chatrath et al., 1995(b); Kyriacou and Sarno, 1999; Hagelin, 2000; 김민호·김민철, 2004; 옥기율·장우애, 2008). 본 연

구의 내용은 기본적으로 후자 영역의 방법에 근거를 두고 있지만 옵션 거래를 제약하는 요인이 개입될 때 변동성의 변화를 파악한다는 점에서 차별적인 시사점을 제공한다고 볼 수 있다.

셋째, 승수 인상 조치로 인한 옵션 시장의 거래자의 행태가 현물 시장의 질적 수준에 미치는 영향에 대해서는 다각적인 측면을 고려하여 평가되어야 한다는 점에서 현물 시장의 변동성에 관한 연구는 중요하다. 파생상품시장에 관한 규제 효과에 대해서는 규제 감독 당국과 금융투자업계의 상반된 이해가 상충되므로 중립적인 시각에서 실증 검증을 통해서 규제의 진정한 실효성을 평가할 필요가 있다<sup>5)</sup>. 거래승수 인상의 효과에 대해서 학계에서 최근까지 진행된 연구로는 이우백(2014)과 박종원 외 2인(2014)의 연구가 있고 실무계의 정책적 관점에서 다른 분석으로는 이재호(2012)와 남길남 외 2인(2014)이 있지만 규제 정책의 종합적인 측면을 사후적으로 평가하기 위해서는 추가적인 연구들이 요구되는 실정이다. 이우백(2014)은 거래 승수 인상 이후 개별 수준의 투자자의 거래 활동의 대응치인 풋-콜 비율과 현물 시장 수익률간의 관계를 실증적으로 분석한 결과 옵션 거래 승수 인상에 따른 유동성의 감소에도 불구하고, 옵션 시장의 정보 효율성은 승수 인상 전 기간보다 훼손되지 않고 시장의 건전화에 기여한 것으로 평가하고 있다. 또한 박종원 외 2인(2014)은 옵션가격 형성의 효율성을 측정하는 지표인 내재지수와 현물 지수간 정보 흐름을 볼 때 승수인상 후 기간에서 옵션 시장이 현물 시장의 가격 발견을 주도하며 효율성이 개선된 것으로 보고하고 있다.

본 연구는 선행연구의 주제로부터 더 나아가 옵션 승수 인상이 조건부 표준편차로 측정된 현물 시장 변동성에 미친 영향을 분석하고, 일중 수준에서 옵션 거래자들의 전략적 행태와 시장 변동성간의 관계가 구조적으로 변화했는지를 검증한다. 본 연구의 내용과 관련한 선행연구인 김민호·김민철(2004)와 옥기율·장우

5) 개인투자자의 유동성 위축은 매매수수료에 의존하는 영업형태가 지배적인 금융투자회사에게 고객 상실 및 이익 감소라는 직접적 영향을 미친다. 아울러 승수 인상 이후에 개인투자자의 거래활동의 절대적 수치는 감소했음에도 불구하고 기관투자자의 거래활동도 동반적으로 감소하여 전체 거래활동에서 개인투자자가 차지하는 비중은 큰 변화가 없다는 점에서 정책 당국이 목표했던 실질적 효과는 발생하지 못했다고 보는 견해도 있다(남길남, 2014).

에(2008)도 GARCH류 모형으로 추정된 변동성과 옵션 거래간의 관계를 분석하고 있지만, 본 연구와 같이 특정 사건을 중심으로 변동성과 옵션 거래간의 변화를 검증하지 않고 전체 표본기간의 결과만을 다루고 있다. 또한 거래활동에 영향을 미치는 특정 사건을 중심으로 변동성의 변화를 분석한 선행연구들은 기간별로 변동성에 대해 거래활동과 같은 설명변수의 회귀계수의 크기를 비교하는 방법을 사용하고 있지만, 이는 거래활동 변수가 변동성에 일방적으로 미치는 영향의 크기만을 다룰 뿐 역으로 변동성이 거래활동에 미치는 상호 피드백 작용에 대한 고려는 간과한다. 선행연구들에서는 풋-콜 비율에 옵션 거래자들의 미래 주가를 예측하는 방향성 매매에 관한 정보내용이 반영되는지를 검증하고 있지만, 본 연구는 실제 옵션 시장에서는 변동성을 활용한 거래 전략이 개별 종목 단위로도 다양하게 실행된다는 점을 고려하여 행사가격별 풋-콜 비율에 내포된 거래자들의 행태가 현물 시장 변동성과 어떠한 관계를 갖는지를 분석했다. 또한 본 연구의 기본적인 목적은 하루 내에서 측정되는 변동성에 대한 옵션 거래자의 행태간의 관계의 변화를 분석하기 때문에, 단순히 옵션승수 인상 전·후 기간의 변동성의 변화뿐만 아니라 변동성의 변화가 옵션 거래자의 행태에 미치는 영향의 변화에 보다 초점을 두고 있다. 이러한 연구 설계는 일별 수준의 투자자의 거래 활동과 수익률의 관계를 분석한 선행연구가 규명하지 못했던 일중 수준에서 투자자들의 미시적 거래 행태를 보다 정밀하게 검증한다는 측면에서 선행연구와 방법론적 차별성을 가진다.

본 연구의 주요한 실증 분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 옵션 승수 이후 기간에 AR(1)-GARCH(1,1)으로 추정된 현물 시장의 일중 조건부 변동성은 옵션 승수 이전 기간보다 유의적인 수준으로 감소했다. 이같은 결과는 옵션시장의 거래규모가 승수 인상 이후 기간에 급감하면서 옵션 시장에서 현물 시장의 변동성을 확대시키는 교란적 요인도 감소했음을 제시하는 간접적인 증거라 할 수 있다. 또한 승수인상 전·후 기간 동안 풋-콜 비율과 현물 시장 변동성간에는 양방향적 인과관계가 지배적으로 지속하고 있는 것으로 나타났다. 이는 정보를 가진 옵션 거래자들이 변동성을 예측하는 매매 전략을 실행하고, 아울러 비정보 거래자들도 변동성을 추종하는 매매 패턴이 공존하므로 현물 시장과 옵션 시장간에는 정보 흐름

이 상호 환류하고 있음을 의미한다. 특히 승수 인상 이후에 극가격 옵션의 거래는 감소한 반면 등가격 또는 근가격 옵션의 거래로 집중하는 경향이 나타났으며, 등(근)가격 옵션의 거래는 승수 인상 후 기간에 단기적 변동성을 선행하는 추세가 유의적으로 증가한 반면 변동성을 후행하여 추종하는 노이즈 거래는 감소한 것이 확인되었다. 아울러 극가격 옵션(deep moneyness option)의 거래자들이 승수 인상 후에 변동성을 추종하는 행태는 승수 인상 전 기간에 비해 유의적으로 감소하였으며, 이는 승수 인상 후에 낮은 변동성이 지속됨에 따라 변동성에 기반한 투기적 매매 행태가 축소된 것으로 해석할 수 있다. 이와 같이 옵션 거래승수 인상 이후에 변동성이 감소하고, 개인 투자자들이 집중하는 외가격 옵션에서 변동성을 추종하는 노이즈 거래 행태가 감소했다는 실증 결과는 옵션 시장의 제도 변경으로 인해 현물 시장의 질적 수준은 훼손되지 않았으며 강건하다고 평가할 수 있다.

이하에서 전개될 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 연구에서 사용한 표본 선정과 주요 분석 방법을 설명한다. 실증 분석에 관한 제3장에서는 거래승수 인상 전·후 기간별로 변수의 특성을 제시하고 변동성과 풋-콜 비율간의 인과관계 결과를 제시한다. 마지막으로 제4장에서는 연구의 주요 결과를 요약하고 시사점을 정리한다.

## II. 연구 설계와 분석 방법

### 1. KOSPI200옵션 거래 승수 제도 변경과 후속 규제<sup>6)</sup>

금융 감독 당국은 KOSPI200옵션시장의 건전화 조치 차원에서 위험종목 투자 경향이 높은 소액 개인투자자의 신중한 시장 참여 유도를 위해 옵션 거래승수를 2012년 3월 9일부터 기존의 10만 원에서 50만 원으로 상향 조정하는 KOSPI200옵션 관련 규제를 2011년에 발표했다<sup>7)</sup>. 금융위원회는 거래 승수 인상 조치가 국내 과

6) 이 부분은 이우백(2014)의 제2.1절의 내용을 토대로 수정, 보완한 것이다.

7) 한국거래소 보도자료, 코스피200옵션 거래승수 인상 시행, 2012.



생상품시장의 과도한 투기성과 높은 개인투자자 비중 등의 문제점을 개선하기 위한 제도의 일환으로, 옵션시장을 포함한 파생시장의 리스크 감소 및 투기적 거래가 감소할 것으로 예상되며 KOSPI200옵션시장에 집중된 유동성을 타 시장으로 분산시켜 파생시장이 현물시장에 주는 충격을 완화할 것으로 기대효과를 밝혔다<sup>8)</sup>. 즉 이는 옵션 거래자가 기존에 적용된 옵션 1계약 매매 대비 5배의 화폐적 금액을 부담해야 하므로, 시장의 진입장벽을 대폭적으로 강화하는 조치라고 할 수 있다. 또한 거래 승수를 50만 원으로 정한 배경으로는 해외 선진 파생상품시장은 선물과 옵션의 연계거래의 편의성을 제고하기 위해 양 상품의 승수를 대부분 일치시키고 있지만, 한국에서는 개설 당시부터 거래 승수가 50만 원이었던 KOSPI200선물과 KOSPI200옵션의 거래승수간의 괴리가 크므로 이를 해외 파생상품시장의 수준으로 일치시키고자 하는 목적으로 설명한다<sup>9)</sup>.

한편 2014년에 발표된 금융 당국의 파생상품 발전 방안은 적격 개인투자자 제도를 도입하여 실질적인 투자능력을 갖춘 투자자에게만 파생상품 신규거래를 단계적으로 허용하는 개선책을 제시하고 있다<sup>10)</sup>. 1단계에서는 파생상품에 대한 사전교육 및 모의거래를 이수하고 3,000만 원 이상의 기본예탁금을 납부시 KOSPI200선물과 같은 단순한 선물거래가 허용되며, 2단계에서는 1단계 거래경험이 있고 5,000만 원 이상의 기본예탁금을 납부시 상품구조가 복잡한 선물 및 옵션 거래가 허용된다. 이같은 적격 개인투자자 제도가 시행될 경우 KOSPI200옵션 시장에 개인 투자자에 대한 진입 장벽은 강화되어, 유동성은 더욱 위축될 것으로 전망된다.

8) 남길남(2014)은 KOSPI200옵션이 선물을 포함한 다른 파생상품과 연계되어 있기 때문에 승수 인상 후 기간에 옵션과 다른 파생상품의 거래가 동반적으로 급감하여 당초의 예상과 달리 역효과가 발생했음을 지적하고 있다.

9) 한국파생상품학회·자본시장연구원(2012)에 따르면 주가지수 파생상품인 미국 NASDAQ 100, 일본 NIKKEI 225, 독일 EURO STOXX 50, 프랑스 CAC 40, 영국 FTSE 100의 선물과 옵션의 거래승수는 일치한다는 것으로 보고하고 있다. 이에 비해 미국 S&P 500의 옵션 거래 승수는 선물 거래 승수의 40%이며, 독일 DAX의 옵션 거래 승수는 선물 거래 승수의 20%이다.

10) 금융위원회, 금융감독원, 한국거래소, 금융투자협회, 자본시장 역동성 제고를 위한 파생상품시장 발전방안, 2014.

## 2. 표본기간과 종목<sup>11)</sup>

실증 분석에 포함된 전체 표본 기간은 2011년 1월 3일부터 2013년 6월 30일까지이며, 하위 기간으로 승수인상 전 기간과 승수인상 후 기간을 분리한다. 승수 인상은 2012년 3월 최종결제일 다음날인 9일 이후에 신규 상장되는 결제월물부터 적용되었으며, 3월 9일 전에 상장되어 최종결제일이 2012년 4월부터 6월까지에 해당하는 결제월물에는 기존 거래승수인 10만 원이 유지되어 적용되었다. 따라서 특정 거래일에 상장된 모든 결제월물에 50만 원의 거래승수를 동일하게 적용하는 기간은 2012년 6월 결제월물의 최종거래일의 다음날인 2012년 6월 15일 이후부터이며, 2012년 3월 9일부터 2012년 6월 14일까지는 기존 거래승수와 신규 거래승수가 적용되는 결제월물이 혼재한다. 연구에서는 결제월별로 두 종류의 거래승수가 혼재했던 2012년 3월 9일부터 2012년 6월 14일까지의 기간을 제외하고 모든 결제월물의 거래 승수가 10만 원으로 적용되었던 2011년 1월 3일부터 2012년 3월 8일까지를 승수 인상 전 기간(294일)으로, 현행 승수인 50만 원이 모든 결제월물에 대해 적용되기 시작한 2012년 6월 15일부터 2013년 6월 30일까지를 거래승수 인상 후 기간(259일)으로 설정했다. 연구에서 활용된 자료는 한국거래소가 공개적으로 제공하는 표본기간 동안의 KOSPI200 옵션시장의 1분 간격 체결 자료로 행사가격, 종목, 최종결제일, 체결가, 거래량, 거래대금, 현물 지수의 내역이 수록되어 있다.

본 연구의 표본 종목은 일차적으로 표본 기간의 일별 전체 KOSPI200 옵션 종목 중 거래가 가장 활발한 최근월물로 한정한다<sup>12)</sup>. 종목은 개별 행사가격을 기준으로 하며, 동일 행사가격의 콜옵션과 풋옵션을 별도의 종목으로 구분하지 않는다. 다음으로 최근월물을 대상으로 현물시장의 접속매매시간이 적용되는 오전 9:00부

11) 이 부분은 동일한 자료와 표본기간을 활용한 박종원 외 2인(2014)의 제2.1의 내용을 토대로 수정, 보완하였다.

12) 전체 옵션 종목의 일별 거래활동에서 최근월물 옵션 거래활동이 차지하는 비중의 일평균은 95% 이상이다. 승수인상 전·후 기간의 최근월물의 거래량 및 거래대금 비중의 일평균은 다음과 같다.

거래량(%)		거래대금(%)	
인상 전	인상 후	인상 전	인상 후
98.2	97.7	96.0	95.6

터 오후 2:50분까지 1분 간격별로 최소 1건 이상의 거래가 체결되었던 거래일만을 표본으로 포함했다. 이는 시장의 가격발견 과정에서 영향을 미칠 수 있는 미시구조적 요인인 비거래(non-trading) 편의를 제거하기 위한 목적이다. 따라서 실증 분석에 포함된 최종 표본은 승수 인상 전·후 기간 동안 일중 350개의 구간에서 모든 거래가 성립되었던 최근월물의 행사가격별 종목×거래일을 대상으로 한다.

<표 1>에서는 행사가격 기준 표본 종목수에 관한 일별 통계치를 승수 인상 전·후 기간별로 제시한다. 승수 인상 전 기간 동안 상장된 옵션은 일평균 90종목이었지만, 인상 후 기간에는 73종목으로 감소했다. 일별 KOSPI200옵션의 최근월물은 평균 27종목이었으며, 최소 19종목부터 최대 43종목까지 상장되어 거래되었다. 그러나 승수 인상 후 기간의 일별 최근월물은 평균 23종목으로 감소하여, 양 기간의 최근월물 종목수의 평균 차이는 t-검정 및 비모수 검정 결과에서 모두 유의적이다. 승수 인상 후 기간의 최근월물 종목이 인상 전 기간에 비해 감소한 이유는 기초자산인 KOSPI200의 변동성이 낮아지면서 추가적으로 상장되는 종목들도 증가하지 않았던 것으로 해석된다<sup>13)</sup>. 최근월물 중 1분 간격 이내에서 최소 1건 이상의 거래가 체결된 표본 종목들은 승수 인상 전 기간에 일평균 15종목으로 최근월물에서 차지하는 비중이 59.32%였지만, 인상 후 기간에는 최근월물의 43.79%인 10종목으로 감소했다. 양 기간의 표본 종목수와 종목 선정률에 대한 일평균의 차이도 모두 통계적으로 유의적으로 나타났다. 표본 선정 기준에 따른 승수인상 전 기간의 최종 표본은 4,477종목×거래일이며, 승수인상 후 기간의 최종 표본은 2,590종목×거래일로 집계되었다.

13) 승수 인상 후 기간의 현물 시장 변동성에 대해서는 3.2에서 설명될 것임. KOSPI200옵션은 최초 설정일 이후에 기초자산인 KOSPI200의 변동으로 인해 행사가격별 종목이 일정 수 미만인 경우 추가적으로 설정되므로 신규 추가 종목은 현물 시장 변동성과 내생적 관계를 가진다.

&lt;표 1&gt; 일별 표본 종목수의 분포

	상장 종목수(A)		최근월물 종목수(B)		표본 종목수(C)		종목 선정률(C/B)(%)	
	인상 전	인상 후	인상 전	인상 후	인상 전	인상 후	인상 전	인상 후
	평균	90	73	27	23	15	10	59.32
표준편차	13	8	5	3	3	2	12.61	9.90
중위수	86	73	25	23	15	10	58.62	42.86
최대값	123	86	43	28	33	27	100.00	96.43
최소값	70	26	19	18	9	5	28.95	20.83
.....								
평균 차이								
t 검정	-18.05		-9.27		-21.99		-15.89	
t 통계치	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
비모수								
p-value								

주: 1) 표본 종목은 최근월물 종목 중 접속매매시간의 모든 1분 간격 측정 구간에서 거래가 체결된 종목이며, 종목 선정률은 일별 최근월물 종목수 대비 표본 종목수의 비율임.

2) 평균 차이 검정은 인상 전 기간 일평균과 인상 후 기간 일평균에 대한 차이에 대한 t-통계치와 비모수 통계치에 대한 p-value임.

### 3. 분석방법론

#### 가. 풋-콜 비율의 측정

옵션시장과 관련된 다수의 국·내외 선행 연구들은 실무에서 활용되는 거래 활동 지표인 풋-콜 비율(put-call ratio)에는 기초 자산의 가격발견에 대한 유용한 정보 내용이 내포되어 있음을 실증적으로 보고하며, 정보거래자들의 매매 행태를 추론하고 있다(Pan and Poteshman, 2006; Chen et al., 2005; Chan et al., 2009; Fodor et al., 2011; 김 솔, 2007; 김 솔·박혜현, 2012; 이우백, 2014). 즉, 풋옵션 거래지표보다 콜옵션 거래지표가 증가한다면 이는 기초자산의 가격 상승을 기대하는 투자자들의 매수가 유입되므로 강세장의 신호로 해석할 수 있으며, 반대의 경우에는 약세장으로 전환하는 신호를 반영한다는 것이다. 이와 같은 해석은 옵션 시장에서 정보 거래자들이 콜과 풋옵션의 매수 포지션을 취할 인센티브를 가질 것을 전제로 한다<sup>14</sup>). 선행연구들은 주로 매수 포지션에 기반한 풋-콜 비율과 미래 기초자산

가격의 방향성간의 관계를 규명하는 것에 집중하고 있으나, 실무적인 측면으로 본다면 일방향성 전략 외에도 정보 거래자의 매도 포지션과 양방향성을 동시에 고려하는 다양한 옵션의 변동성 투자 전략을 간과하게 된다<sup>15)</sup>. 즉, 옵션 매도자가 정보거래자라면 옵션 매입자 관점의 풋-콜 비율 변동과 반대적 해석이 가능하다. 다시 말해서 정보거래자가 현물 가격 하락에 대한 정보를 가진다면 상대적으로 콜의 매도거래가 증가하므로 풋-콜 비율이 상승할 수 있고, 풋 매도자가 현물 가격 상승에 대한 정보를 가진다면 풋옵션 매도거래에 집중하므로 풋-콜 비율이 하락할 것이다. 따라서 옵션 매입자와 매도자가 모두 정보거래자라는 가정하에서는 풋-콜 비율의 상승은 향후 현물 가격의 상승과 하락의 양방향성 변동의 예측적 정보로 활용되며, 풋-콜 비율의 하락도 현물가격의 상승과 하락을 모두 포함하는 변동성 예측변수의 역할을 할 것이다. 따라서 본 연구는 미래 주가의 일방향성 예측력에 관한 정보가 풋-콜 비율에 내포되어 있는가를 검증한 선행 연구들에서 더 나아가, 방향성 거래를 포함하여 미래 변동성의 예측에 대한 정보 내용이 풋-콜 비율에 내포되어 있는지를 규명하고자 한다.

본 연구의 분석에 활용되는 풋-콜 비율은 1분 간격 행사가격별 풋-콜 비율과 머니스별 집계(aggregate) 풋-콜 비율이다<sup>16)</sup>. 식 (1)의 행사가격별 풋-콜 비율( $pcr^i$ )은 행사가격 단위로 실행되는 옵션 거래자들의 변동성 투자 전략의 행태를 측정하며, 풋옵션 누적 거래량 대비 콜옵션 누적 거래량 비율의 로그값에 대한 차분으로 계산된다. 즉, 개장 시각부터  $t$ 시점까지 누적된 풋옵션 거래량 대비

14) 현실적으로는 긍정적(부정적) 정보를 가진 거래자도 풋(콜) 매도 포지션을 취할 수 있지만, 이러한 매도 포지션에서는 향유할 수 있는 이익의 크기가 제한적이므로 정보 거래자들은 매도 포지션보다 매수 포지션에 대한 인센티브가 강할 것으로 해석할 수 있다.

15) 통상적으로 활용되는 변동성 투자 전략으로는 스트래들(straddle), 스트랭글(strangle), 스프레드(spread), 버터플라이(butterfly) 등이 있다. 변동성 거래는 델타 중립(delta neutral)을 통해 기초자산 가격 변화에 대한 위험을 헤지할 수 있는 전략에도 활용된다.

16) 실무계와 선행연구에서는 풋-콜 비율을 거래량이나 거래대금 기준으로 측정한다. 본 연구도 거래량 풋-콜 비율과 더불어 거래대금 기준 풋-콜 비율을 산출하여 실증분석을 수행한 결과, 추정된 수치에서만 차이가 있을 뿐 질적인 내용은 전반적으로 큰 차이가 없으므로 지면 분량을 고려하여 거래량 기준 풋-콜 비율의 결과만을 제시한다.

콜옵션 거래량의 비율의 연속복리증가율이면서,  $t$ 시점의 콜옵션 거래량의 연속복리증가율에서 풋옵션 거래량의 연속복리증가율을 차감한 값이다. 따라서 이 지표는 단순히  $t$ 시점에서의 콜옵션과 풋옵션의 거래활동 뿐만 아니라, 직전  $t-1$ 까지의 누적 거래활동을 고려하게 된다. 만일 정보 거래자가 매입 포지션을 취한다면,  $pcr_t^i$ 이 증가하는 추세에서는 현물 시장의 상승을 예측할 수 있다. 그러나 정보 거래자가 현물 시장의 하락을 예측하여 콜옵션 매도량이 풋옵션 매도량보다도 높아질 경우에도  $pcr_t^i$ 는 증가할 수 있으므로,  $pcr_t^i$ 은 현물 시장의 양방향적 변동성을 예측하는 거래자의 행태를 설명할 수 있다.

식 (2)의 머니니스별 집계 풋-콜 비율( $pcr_t^m$ )은 전일 KOSPI200종가와 개별 행사가격간 관계에 따라 콜옵션과 풋옵션의 머니니스를 판단하여 내가격(in-the-money ; ITM), 등가격(at-the money ; ATM), 외가격(out-the money ; OTM) 옵션별로 집계한 콜옵션과 풋옵션으로 산출된 풋-콜 비율이다. 선행연구들에서 주로 활용된 이 지표는 옵션 시장 전체 수준에서 거래자들의 변동성 투자 전략의 행태를 설명한다.

$$(1) \quad pcr_t^i = \Delta \ln \left( \frac{call_t^i}{put_t^i} \right) = \ln \left( \frac{call_t^i}{put_t^i} \right) - \ln \left( \frac{call_{t-1}^i}{put_{t-1}^i} \right) = \ln \left( \frac{call_t^i}{call_{t-1}^i} \right) - \ln \left( \frac{put_t^i}{put_{t-1}^i} \right)$$

여기에서  $call_t^i$ 와  $put_t^i$  : 각각 행사가격( $i$ )의 콜옵션과 풋옵션의 거래량

$$pcr_t^m = \Delta \ln \left( \frac{call_t^m}{put_t^m} \right)$$

여기에서  $m \in \{ITM, ATM, OTM\}$

#### 나. 조건부 변동성의 추정

주가 수익률의 변동성 집중(volatility clustering) 현상은 일별 수준에서 뿐만 아니

라 일중 자료에서도 나타나는 특성으로 알려져 있다<sup>17)</sup>. 주가지수옵션의 거래활동과 시장 변동성간의 관계를 분석한 선행연구들은 이러한 시계열 특성을 고려하여 GARCH계열 모형으로 조건부 변동성(conditional volatility)을 추정하고 있다 (Kyriacou and Sarno, 1999; Hagelin, 2000; 옥기율·장우애, 2008; 김민호·김민철, 2004). 본 연구에서도 기초자산인 KOSPI200수익률의 특성과 선행연구의 근거에 기반하여 VAR에 도입될 변동성 추정치를 다음과 같이 1분 간격 KOSPI200 로그수익률에 대해 AR(1)-GARCH(1,1)을 활용하여 추정한다.

$$(3) \quad \begin{aligned} R_t &= a_0 + \rho R_{t-1} + \sum_{k=1}^5 \gamma_k d_t^k + \epsilon_t \\ \sigma_t^2 &= a_1 + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \\ \epsilon_t &= \sigma_t \mu_t \end{aligned}$$

여기에서  $R_t$  : 1분 간격 KOSPI200로그 수익률

$d^k$  :  $k$ 시간대의 더미변수

식 (3)의 조건부 평균 방정식에 도입된  $d^k$ 는 일중 수익률의 시간대별 패턴의 효과를 통제하기 위해 9시부터 14시까지 1시간 간격의 5개 시간대별 더미변수로 하루 중  $k$ 번째 시간대에 측정된 수익률에 대해서만 1을 부여하며, 나머지 시간대의 수익률에는 0의 값을 부여한다. 식 (3)의 조건부 분산식으로부터 추정된 1분 간격 분산에 제곱근을 취하여 산출한 표준편차를 VAR에 변동성으로 도입한다.

다. VAR과 그랜저 인과관계 검정

17) 본 연구에서 표본기간 동안 KOSPI200의 1분 간격 로그수익률의 일별 왜도(skewness)의 평균치를 산출한 결과, 상승 인상 전·후 기간에 모두 양의 왜도로 나타나 정규 분포보다 오른쪽 꼬리가 긴 분포를 보였다.

본 연구의 중점적인 방법론인 현물 시장 변동성과 옵션 거래활동간 인과관계는 식 (1) 또는 (2)의 풋-콜 비율과 식 (3)으로부터 추출한 조건부 시장변동성으로 구성된 이변량 VAR(Vector Autoregression) 모형을 추정한다. 식 (4)에서 조건부 변동성( $\sigma_t$ ), 행사가격별 풋-콜 비율( $pcr^i$ )은 9:00부터 14:50분까지 1분 간격 측정치이다.

$$\sigma_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} \sigma_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} pcr_{t-k}^i + \epsilon_{1,t} \quad (4)$$

$$pcr_t^i = \alpha_2 + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} \sigma_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} pcr_{t-k}^i + \epsilon_{2,t}$$

식 (4)에서는 행사가격별 풋-콜 비율이 도입되었지만, 머니니스별 집계 풋-콜 비율( $pcr^m$ )을 도입해도 추정 방식은 동일하다. 인과관계 검정방법은 VAR의 첫 번째 식에 대한 ‘풋-콜 비율은 시장 변동성의 원인 변수가 아니다( $H_0^A : \{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = 0$ )’는 귀무가설과 두 번째 식에 대한 ‘시장 변동성은 풋-콜 비율의 원인 변수가 아니다( $H_0^B : \{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K = 0$ )’라는 귀무가설을 검정한다. 즉 이는 결국 식 (4)에서 풋-콜 비율의 추정회귀계수인  $\gamma_{1,k}$ 와 시장 변동성의 추정회귀계수인  $\beta_{2,k}$ 가 0과 유의적으로 다른지를 검정하는 것으로 비제한적인 회귀식(unrestricted model)에서 종속변수의 과거 시차변수를 제외한 제약적 회귀식(restricted model)의 오차자승합(sum of squared errors)에 근거한 F검정과 같다.

식 (4)의 VAR은 행사가격별 풋-콜 비율에 대해서는 행사가격 종목×거래일별로 추정하며, 집계 풋-콜 비율에 대해서는 거래일별로 추정했다. 시차 결정은 사전적으로 10시차까지를 최장 시차로 설정하고, 모든 VAR 추정 표본에 대해 AIC(Akaike information criterion)와 SBC(Schwartz Bayesian Criterion)를 수행했다. 그러나 최적 시차는 종목 및 일별로 상이한 것으로 나타나, 보수적인 측면에서 일률적으로 10시차를 최적시차로 정했다<sup>18)</sup>. 귀무가설의 기각여부에 대한 통계적 유의수준은 F



검정 결과의 5%(p-value = 0.05)로 정하고, p-value의 지배관계에 따라 인과관계를 판단한다. 즉, 특정 거래일에  $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = 0$ 는 5% 유의수준에서 기각되지만  $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K = 0$ 가 기각되지 않는다면 이는 풋-콜 비율로 측정된 투자자들의 거래 행태가 시장의 변동성에 선행하므로, 풋-콜 비율에 미래의 시장 변동을 예측하는 전략적 매매의 정보내용이 내포되었다는 것으로 해석한다. 반면,  $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K = 0$ 는 기각되지만  $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = 0$ 는 기각되지 않는 거래일에서는 옵션 거래에서 시장의 단기적 미래 방향성에 대한 정보적 거래가 주도하기보다는 과거 주가의 변동성을 추종하는 노이즈 거래가 지배했다는 것으로 해석할 수 있다. 만일  $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = 0$ 와  $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K = 0$ 가 동시에 기각되었다면 이는 옵션 거래자들과 시장 변동성간에는 상호 피드백 관계가 존재함을 의미한다. 즉 정보 거래자들은 시장 변동성을 예측하는 전략적 거래를 하면서도, 노이즈 거래자들도 이러한 시장 변동성에 따라 매매 행태를 조정하므로 옵션 시장과 현물 시장간에 양방향적 정보 흐름이 공존하는 것으로 해석한다.

### III. 실증 분석 결과

#### 1. 옵션 거래 규모와 풋-콜 비율의 특성

##### 가. 일중 거래 규모

<그림 1>에서는 승수 인상 전·후기간의 하루 중 접속매매시간 동안 머니니스(moneyness)별 옵션의 거래활동 패턴을 제시한다. 머니니스는 전일 KOSPI200종가와 당일 행사가격의 관계에 따라 전일 KOSPI200종가와 당일 행사가격간 가격 차이가 최소인 결제월물을 등가격(at-the money ; ATM)옵션으로 정의하며, 내가격(in-the-money ; ITM)은 당일 행사가격이 전일 KOSPI200종가 미만(초과)인 콜옵션

18) 추정 모형의 간결성(parsimony)을 위해서는 최소의 최적시차가 결정되어야 하지만, 추정 표본마다 최적시차가 상이하므로 회귀식에서 잔차의 자기상관관계가 발생하지 않을 수준까지 공통된 시차를 연장한다.

(풋옵션) 결제월물이다. 따라서 외가격(out-of-the-money ; OTM)옵션은 이상에서 정의된 ATM과 ITM을 제외한 나머지 행사가격별 결제월물로 분류된다. <그림 1>의 패널 A부터 패널 C까지 제시된 머니니스별 거래량과 거래대금은 콜옵션과 풋옵션의 합산치이다. 먼저 좌측열의 1분 간격 옵션 거래량의 패턴을 보면 상승 전 기간의 옵션 거래량 규모는 머니니스에 관계없이 개장 직후 시간에 집중되어 장중반까지 감소하다 다시 접속매매시간 종료시각까지 증가하는 전형적인 'U'자형 패턴을 보인다. 반면 인상 후 기간에는 거래량 규모가 대폭적으로 감소하며 상대적으로 장초반과 장후반의 집중도가 완화되어 평평한 패턴으로 변화되었음이 관찰된다.

상승 인상 전·후 기간의 머니니스별 거래량 규모는 ITM옵션이나 ATM옵션보다 OTM옵션이 높으며, 인상 전 기간 대비 인상 후 기간의 일평균 거래량 감소율은 ATM옵션이 ITM옵션이나 OTM옵션보다 낮은 것으로 나타났다. 상승 인상 전 기간 대비 상승 인상 후 기간의 1분 단위 옵션 거래량의 감소율을 보면 ITM옵션은 -76.1%부터 -89.7%에 분포하고 있으며, OTM옵션도 -77.5%부터 -88.1%에 분포한다. 그러나 ATM옵션 1분 단위 거래량의 감소율은 -62.1%~-83.9%로 나타나, 일별 거래량 수준에서도 ATM옵션의 증감율이 ITM옵션이나 OTM옵션보다 상대적으로 낮다는 이우백(2014)의 결과와 일치한다<sup>19)</sup>. 별도의 수치는 생략하지만, 상승 인상 후 기간의 1분 단위 옵션의 일평균 거래량은 상승 인상 후 기간에 비해 모든 측정 시각에서 t-검정 및 비모수 검정에서 1% 수준에서 유의적으로 감소했다.

우측열에는 상승 인상 전·후 기간의 1분 간격 옵션 거래대금의 일평균의 패턴이 제시된다. 1분 간격으로 측정된 옵션 거래대금은 거래량과 같이 머니니스에 관계없이 상승인상 전·후 기간에 개장 직후 시간에 집중되어 장중반까지 감소하다 접속매매시간 종료시각까지 증가하는 'U'자형 패턴을 보이지만, 오후 12시 이전의 ATM옵션 거래대금은 상승 인상 후 기간에 오히려 증가하는 것을 관찰할 수 있다. 좌측열에 제시된 거래량에서 OTM옵션은 ATM옵션이나 ITM옵션에 비해 압도

19) 상승 인상 전·후 일별 수준의 거래 활동의 변동에 대해서는 이우백(2014)의 제2장과 남길남 외 2인(2014)를 참조할 수 있다.

적인 우위를 점하고 있으나, OTM옵션의 프리미엄이 저가이므로 거래대금에서는 ATM옵션과 ITM에 비해 낮은 것으로 해석할 수 있다. 승수 인상 전 기간 대비 승수 인상 후 기간의 1분 단위 거래대금의 증감율을 보면 ITM옵션은 -47.8%부터 9.5%에 분포하고 있으며, OTM옵션은 -55.1%부터 -11.1%에 분포한다. 그러나 ATM옵션 1분 단위 거래대금 증감율은 -22.8%~75.5%로 나타났으며, 350개 측정 구간 중 증감율이 양수인 구간인 278개였다. 또한 이러한 구간은 주로 12시 30분 이전에 집중되어 있었다. 이와 같이 거래승수 인상 후에 일중 수준에서 ATM 종목의 거래대금이 증가한 결과는 일별 수준에서도 ATM옵션이 유의적으로 증가한 것으로 보고하는 이우백(2014)의 결과를 지지하며, OTM옵션의 이탈과 함께 프리미엄이 높은 ITM종목보다 ATM 종목의 거래로 전환하는 경향이 강해진 투자 패턴의 변화로 해석할 수 있겠다.

<표 2>는 행사가격별 표본을 보다 세분화된 머니니스로 구분한 거래 규모의 분포와 승수 인상 전·후 기간의 변화를 제시한다<sup>20)</sup>. 머니니스( $m$ )는 행사가격 대비 전일 KOSPI200증가의 자연로그값으로 측정하였으며, 0보다 크다면 콜(풋) 옵션은 내(외)가격이며 0보다 작다면 콜(풋)옵션은 외(내)가격이다. 패널 A의 거래승수 인상 전 기간의 콜옵션 거래량의 일평균을 보면 등가격에 근접한 -0.02 이상 0 미만인 행사가격의 거래량이 약 80만 계약으로 가장 크며, 외가격의 비중이 내가격보다 높은 비대칭적 분포를 보인다. 또한 거래승수 인상 전 풋 옵션 거래량은 등가격을 포함하여 머니니스가 0 이상 0.02 미만인 구간에 집중되어 있으며, 콜옵션과 마찬가지로 내가격보다는 외가격의 거래량 비중이 높다. 승수 인상 후 기간의 종목 분포를 보면 머니니스가 -0.04부터 0.04까지 구간에 속하는 종목들의 비중은 76.2%로 동일 구간의 승수 인상 전 기간의 비중인 54%에 비해 현저히 증가했으며, 이 구간에 속한 종목들의 거래량의 비중도 승수 인상 전 70%에서 86%로 증가했다. 한편 거래승수 인상 후의 머니니스 구간별 콜옵션과 풋옵션 거래량의 감소율은 거래량이 집중된 등가격 부근의 옵션보다 거래량이 현저히 낮은 극외가격 또는 극내가격옵션에서 크다. 등가격에 근접

20) 이하에 서술된 <표 2>와 내용은 박종원 외 2인(2014)의 내용을 인용한 것이다.

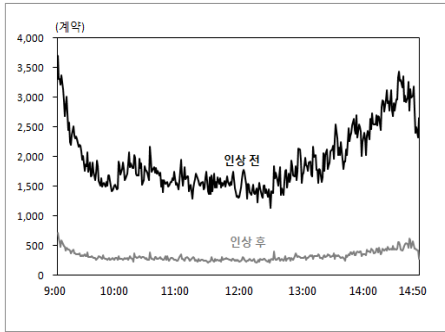
한  $-0.02$  이상  $0.02$  미만의 머니니스에 해당하는 콜옵션과 풋옵션의 전체 거래량은 상승인상 전 기간 대비 80% 미만으로 감소하여, 이 범위를 벗어난 구간의 옵션 거래량의 감소율보다 상대적으로 낮다. 아울러 상승인상 전 기간에는 머니니스의 양쪽 꼬리가 두터운(fat-tailed) 분포를 가졌지만, 상승인상 후 기간의 머니니스에 따른 표본종목의 분포를 보면 등가격 부근의 옵션에 집중되는 경향이 강해졌음이 확인된다.

패널 B의 머니니스별 거래대금의 분포를 보면 상승인상 전 기간에 콜옵션과 풋옵션은 모두 패널 A의 거래량 분포와 같이 머니니스가  $-0.02 \sim 0.02$ 인 구간에 집중되어 있으며 외가격의 비중이 높은 비대칭적 형태를 보인다.  $-0.02 \sim 0.02$ 인 구간에 속한 종목들의 거래대금의 비중은 상승인상 전 46.5%에서 상승인상 후에는 65.8%로 증가했다. 거래상승인상 후 기간의 분포를 거래상승인상 전 기간의 분포와 비교할 때 흥미로운 결과는 머니니스가  $-0.02$  이상 0 미만인 구간에 해당하는 콜옵션과 풋옵션의 일평균 거래대금은 통계적으로 유의적인 변동이 없었다는 점이다. 반면, 외가격에 해당하는 머니니스의 거래대금의 감소율은 거래량과 마찬가지로 역시 크다는 것을 확인할 수 있다. 패널 A와 패널 B의 결과를 종합할 때 거래상승인상 이후 투기성 성향을 가진 외가격 선호 투자자들의 투자 규모가 위축된 반면, 등가격 옵션에 거래가 집중하는 경향으로 변모되어 투자 행태의 건진성이 제고되었음을 시사한다.

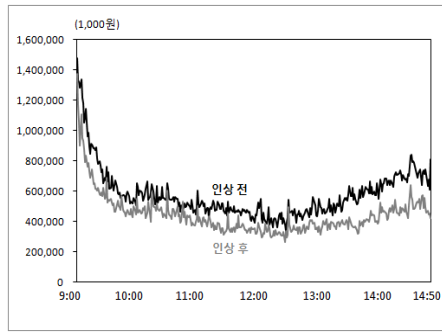
<그림 1> 거래승수 인상 전·후 기간 일중 옵션 거래활동 패턴

패널 A. ITM

거래량

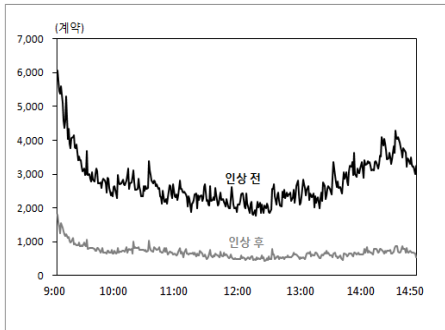


거래대금

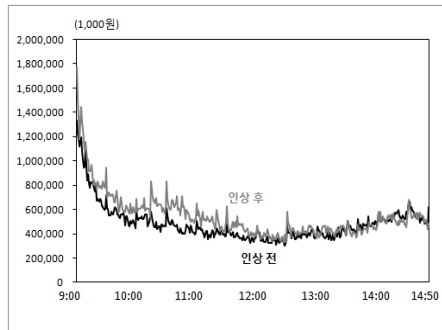


패널 B. ATM

거래량

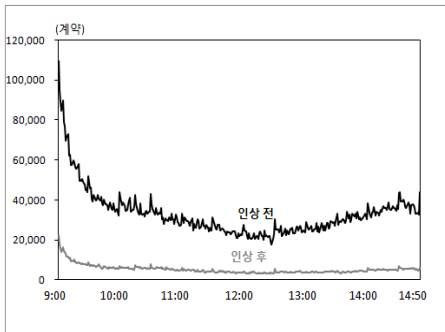


거래대금

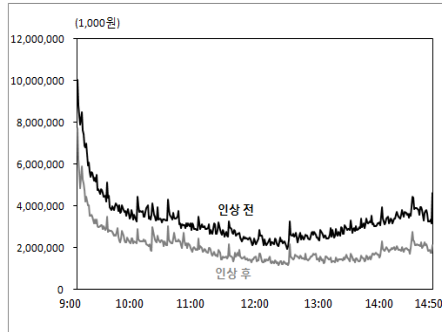


패널 C. OTM

거래량



거래대금





### 나. 풋-콜 비율의 특성

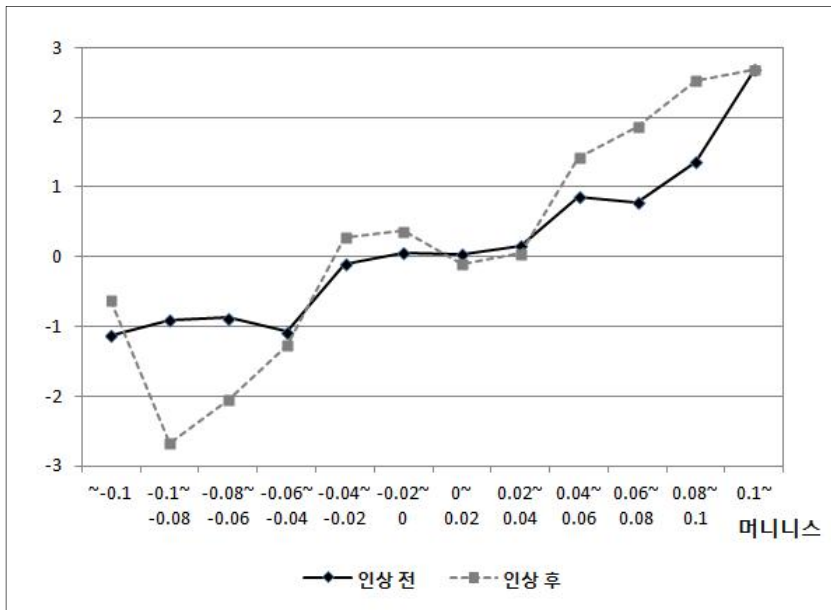
<그림 2>의 패널 A는 1분 간격으로 측정된 행사가격별 풋-콜 비율 평균치와 머니니스간의 관계를 제시한다. 행사가격 종목별로 식 (1)로 측정된 1분 단위 풋-콜 비율에 대해 일별 평균을 구한 다음, 승수 인상 전·후 기간 동안 해당 행사가격이 속한 머니니스 그룹별로 일평균을 산출했다. 머니니스의 증가에 따라 풋-콜 비율은 증가하는 정의 관계를 보인다. 이는 풋-콜 비율에는 방향성 거래에 대한 정보가 내포되어 있는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 머니니스가 0보다 클수록 이는 콜옵션의 내가격과 풋옵션의 외가격간의 차이가 확대됨을 의미하므로 현물지수의 상승 추세를 따르는 콜옵션 거래에 집중될 것이다. 반대로 머니니스가 0보다 작을수록 풋옵션의 내가격과 콜옵션의 외가격간의 차이가 확대되므로 이는 콜옵션보다 풋옵션에 거래가 집중되는 비대칭적 행태를 보일 것이다.

이러한 머니니스와 풋-콜 비율의 관계는 인상 전 기간보다 인상 후 기간에서 강해지는 패턴을 보인다. 머니니스가  $-0.04$ 부터  $0.04$ 까지의 구간에서 인상 전·후 기간의 풋-콜 비율은 0에 가깝지만, 머니니스가  $0.04$ 를 초과하는 구간에서는 인상 후 기간의 풋-콜 비율이 인상 전 기간보다 큰 것을 확인할 수 있다. 이같은 결과는 콜옵션의 경우 내가격일수록 가격 상승 추세를 추종하여 풋옵션보다 콜옵션을 더욱 활발하게 거래하는 경향이 승수 인상 후 기간에 강해지며, 반대로 풋옵션이 내가격인 구간에서는 콜옵션 거래보다는 풋옵션 거래가 초과하는 옵션의 방향성 거래가 강해지는 패턴으로 변화했음이 확인된다. 승수 인상 후 방향성 거래의 특성이 강해지고 있다는 것은 식 (1)의 풋-콜 비율을 구성하는 1분 간격 콜옵션 거래량 증가율( $\Delta \ln(call_t^i)$ )과 풋옵션 거래량 증가율( $\Delta \ln(put_t^i)$ )간 상관관계를 제시한 패널 B에서도 확인된다. 패널 B에서 양의 상관계수가 강할수록, 콜옵션과 풋옵션의 거래 행태가 대칭적이라는 것을 의미한다. 승수 인상 전·후 기간에서 상관계수가 가장 높은 머니니스의 구간은 등가격을 포함하는  $-0.02 \sim 0.02$ 이며, 머니니스가 극(deep)가격에 접근할수록 감소하는 종모양의 대칭적 모습을 보인다. 그러나, 승수 인상 전 기간보다 승수 인상 후 기간의 상관계수는  $-0.02 \sim 0.02$ 에

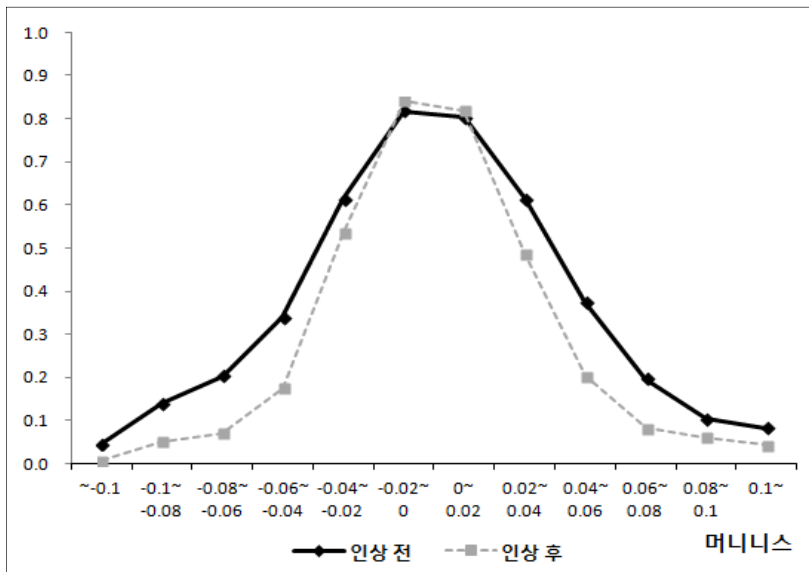
서 유의적으로 상승한 반면, 나머지 구간에서 인상 후 기간의 상관계수는 인상 전에 비해 감소한 것으로 나타났다. 이는 변동성에 대한 옵션 가격 민감도가 가장 큰 등가격에서는 스트래들과 같은 변동성 거래 전략이 주로 실행되므로 콜옵션과 풋옵션의 거래 규모는 평균적으로 유사한 수준으로 변동하지만, 승수 인상 후 기간에서는 내가격이나 외가격 구간에서는 방향성 거래 전략을 추구하는 콜옵션과 풋옵션 거래의 비대칭적 행태가 강해짐을 의미한다. 예를 들어, 패널 B에서 머니니스가 0.04 이상인 구간에서는 승수 인상 전 기간에 비해 승수 인상 후 기간에 콜옵션과 풋옵션 거래 간에 상관계수가 감소하는 패턴은 패널 A에서 콜옵션과 풋옵션의 거래 규모의 불균형으로 인해 풋-콜 비율이 증가하는 패턴으로 해석할 수 있다. 이러한 분석 결과와 관련하여 남길남 외 2인(2014)은 승수 인상 후에는 외국인이 등가격을 중심으로 양매도를 하는 경향이 강해진 반면, 개인 투자자의 극외가격 옵션의 매도는 감소했으나 외가격 매도는 증가한 것으로 보고한다.

<그림 2> 머니니스별 풋-콜 비율 및 콜옵션과 풋옵션 거래간 상관계수  
패널 A. 머니니스별 풋-콜 비율





패널 B. 머니니스별 풋옵션과 콜옵션 거래량간 상관관계수



- 주: 1) 패널 A는 최근월물의 행사가격별 풋-콜 비율의 1분 간격 평균치에 대한 머니니스 그룹별 평균치임.  
 2) 패널 B는 행사가격별 풋옵션 거래량과 콜옵션 거래량간의 피어슨 상관계수에 대한 머니니스 그룹별 평균치임.

콜옵션과 풋옵션에 대해 머니니스별로 집계한 풋-콜 비율( $pcr^m$ )인 식 (2)의 1분 간격 측정치의 머니니스간 피어슨 상관관계는 <표 3>에서 제시된다. <표 3>의 대각선을 기준으로 우상방의 수치가 승수 인상 전 기간의 머니니스간 상관계수와 관련된 통계치이며, 좌하방의 수치는 승수 인상 후 기간의 통계치이다. 승수 인상 전 기간의 ITM과 ATM간 풋-콜 비율의 일별 상관계수의 평균치는 0.208로 1%수준에서 유의적이며, 기간 내 표본일에서 양의 상관계수로 추정된 거래일은 72.45%였으나 OTM과 ATM간 상관계수의 일평균에서는 통계적 유의성이 발견되지 않았다. 반면, ITM과 OTM간 풋-콜 비율의 일별 상관계수의 평균치는 -0.039로 5%수준에서 유의적이며, 기간 내 표본일에서 양의 상관계수가 발견된 거래일은 43.20%로 나타났다. 이는 ITM 옵션 거래자들과 OTM 옵션 거래자들의 매매 행태는 상반되며, ATM 옵션 거래자는 ITM 옵션 거래자와 동일한 방향으로 거래를 하는 경향이 강한 반면, OTM 옵션 거래의 방향성과의 관계는 약한 것으로 해석할 수 있다. 이러한 머니니스별 집계 풋-콜 비율간 상관계수의 특성은 승수 인상 후 기간에서도 유지되고 있다<sup>21)</sup>. 승수 인상 후 기간의 ITM과 ATM간 풋-콜 비율의 일별 상관계수는 평균치는 0.186으로 승수 인상 전 기간의 일평균치에 비해 감소했으나 여전히 1%수준에서 유의적이며, 기간 내 표본일에서 양의 상관계수를 가진 거래일도 71.88%로 나타났다. OTM과 ATM간 상관계수의 일평균에서는 승수 인상 전 기간에서와 같이 통계적 유의성이 발견되지 않은 반면, ITM과 OTM간 풋-콜 비율의 일별 상관계수의 평균치는 -0.066로 승수 인상 전보다 통계적 유의성이 강해진 것으로 나타났다.

<표 3> 일중 집계 풋-콜 비율의 머니니스간 상관계수

	ITM	ATM	OTM
		승수 인상 전	

21) 별도의 수치로 제시하지는 않지만, 머니니스간 상관계수의 승수 인상 전·후 기간별 일평균치가 동일하다는 귀무가설은 t검정 및 비모수 검정 모두 10% 유의수준에서도 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

ITM	승수		0.208*** [72.45]	-0.039** [43.20]
ATM	인상	0.186*** [71.88]		-0.016 [46.26]
OTM	후	-0.066*** [38.28]	0.012 [52.73]	

- 주: 1) 접속매매시간 동안 1분 간격 집계 풋-콜 비율의 머니니스간 일별 상관계수의 평균치임.  
 2) ITM, ATM, OTM은 각각 내가격, 등가격, 외가격임.  
 3) 대각선을 기준으로 우상방의 수치는 승수 인상 전 기간의 머니니스간 상관계수이며, 좌하방의 수치는 승수 인상 후 기간의 머니니스간 상관계수임.  
 4) 각괄호안의 수치는 양의 상관계수가 산출된 거래일의 비율이며, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 평균치가 유의적임.

## 2. 현물 변동성과 거래량

<표 4>는 여러 가지 현물시장 변동성의 대안적 측정치를 승수 인상 전·후 기간 별로 비교한 결과, 승수 인상 후 기간의 수치가 인상 전 기간에 비해 유의적으로 감소했음을 제시한다. 첫 번째 측정치인 1분 간격 KOSPI200로그 수익률에 대한 일별 표준편차의 인상 전 기간의 일평균은 0.052%였으나, 인상 후 기간의 일평균은 0.037%로 기간의 차이는 1%수준에서 통계적으로 유의적이다. 두번째 변동성 지표는 본 연구의 실증분석에서 활용될 식 (3)의 AR(1)-GARCH(1,1)로 추정된 1분 간격 KOSPI200로그 수익률의 조건부 표준편차의 일평균으로 인상 전·후 기간의 수치와 기간의 변동에 대한 통계적 유의성은 첫 번째 지표와 유사하다. 세번째 측정치는 KOSPI200의 하루 중 고가와 저가간 차이인 최대 변동폭을 고가와 저가간 중간치로 나눈 값으로 인상 전 기간에는 0.402%에서 인상 후 기간에는 0.268%로 1%수준에서 유의적으로 감소했다. 네번째 측정치는 일별 KOSPI200 종가의 로그 수익률의 표준편차로 인상 전 기간의 1.647%에서 인상 후 기간에는 0.958%로 감소했으며 이 차이는 수정된 Levene의 F 검정 결과에서 통계적으로 유의적이다. 마지막 측정치는 변동성 지수(VKOSPI)의 일평균으로 승수 인상 후 기간의 수치는 인상 전 기간에 비해 7.60포인트 감소했음이 확인된다. 아울러, (4)를 제외한 나머지 변동성 지표의 일평균에 대한 표준편차를 보면 인상 후 기간의 수치가 인상 전 기간보다 현저히 감소했으며, 양 기간의 표준편차가 동일하다는 귀무가설도 1%

수준에서 기각되었다. 이같은 결과는 승수 인상 후 기간에는 변동성의 규모뿐만 아니라, 변동성의 변동성 자체도 동반하여 감소했다는 현상을 제시한다.

<표 4> 변동성 측정치의 거래승수 인상 전·후 기간 차이

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
변동성 측정치	1분 간격 KOSPI200 수익률의 일별 표준편차 (%)	1분 간격 KOSPI200 수익률 조건부 평균의 일별 표준편차 (%)	일별 KOSPI200 (고가-저가) / (고가+저가)/2 (%)	일별 KOSPI200 수익률의 일별 표준편차 (%)	일별 VKOSPI
인상 전(pre)	0.052 (0.024)	0.050 (0.021)	0.402 (0.240)	1.647	24.44 (7.95)
인상 후(post)	0.037 (0.007)	0.035 (0.006)	0.268 (0.112)	0.958	16.84 (2.22)
차이(pre-post)	0.015 [10.42]***	0.014 [10.48]***	0.134 [8.55]***	0.689 [27.90]***	7.60 [15.71]***

주: 1) (2) 수익률의 조건부 표준편차는 AR(1)-GARCH(1,1)로 추정함.

2) (3) 일별 KOSPI200의 고가와 저가간 중간값 대비 고가와 저가간 차이의 일평균.

3) (5) 일별 변동성지수(VKOSPI)의 증가의 일평균.

4) 괄호안의 값은 표준편차임.

5) (4)를 제외한 각괄호안의 값은 양 기간의 평균이 동일하다는 귀무가설에 대한 t-통계치이며, (4)의 각괄호는 분산이 동일하다는 귀무가설에 대한 수정된 Levene의 F통계치임.

6) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의적임.

<그림 3>의 패널 A에는 변동성 측정치 중에서 조건부 표준편차와 변동성 지수와 일별 시계열 추이를 표본 기간 전·후로 1년씩 연장한 2010년 1월부터 2014년 6월까지의 기간 동안 제시하고 있다. 패널 A의 표본기간에서 두 변동성 측정치의 행태를 보면 승수 인상 전 기간인 2011년 8월 9일에 최고치에 도달하고 일정 기간 동안 높은 변동성이 지속되다가 감소하는 패턴을 보이며, 승수 인상 후 기간에는 저변동성이 지속되면서 안정되는 행태를 제시한다<sup>22)</sup>. 비록 별도의 수치로는 생략하지만, 표본기간 전·후로 1년씩 연장한 승수 인상 전·후 기간의 변동성 지수의 일평균치를 비교한 결과에서도 일별 수준의 자료로 측정가능한 세 번째부터 다섯 번째까지의 변동성 측정치의 승수 인상 후 기간의 일평균치는 승수 인상 전 기간에 비해 여전히 1%수준에서 유의적임을 확인되었다. 또한 승수 인상 전 기간의 변

22) 두 변동성 측정치가 표본기간의 최저치에 도달한 8월 9일은 KOSPI200이 전일 대비 8.93포인트 하락한 233.52로 급락했다.

동성의 규모가 2011년 6월부터 12월 동안에 관찰되는 과도한 변동성이 지배한 초과인지를 검증하기 위해, 변동성이 증가하기 전 기간인 2011년 1월부터 5월까지의 기간과 이에 대응하는 승수 인상 후 기간인 2013년 2월부터 6월의 변동성을 비교했다. 분석 결과, 승수 인상 후 기간의 변동성이 인상 전 기간에 비해 통계적으로 유의적인 수준에서 감소한 결과는 <표 4>와 같이 여전히 유효했다<sup>23)</sup>. 따라서 승수 인상 후 기간에서 저변동성이 지속되고 있다는 것은 승수 인상 전 기간의 변동성의 행태와 비교할 때 뚜렷이 차별화되는 특성이라 볼 수 있다.

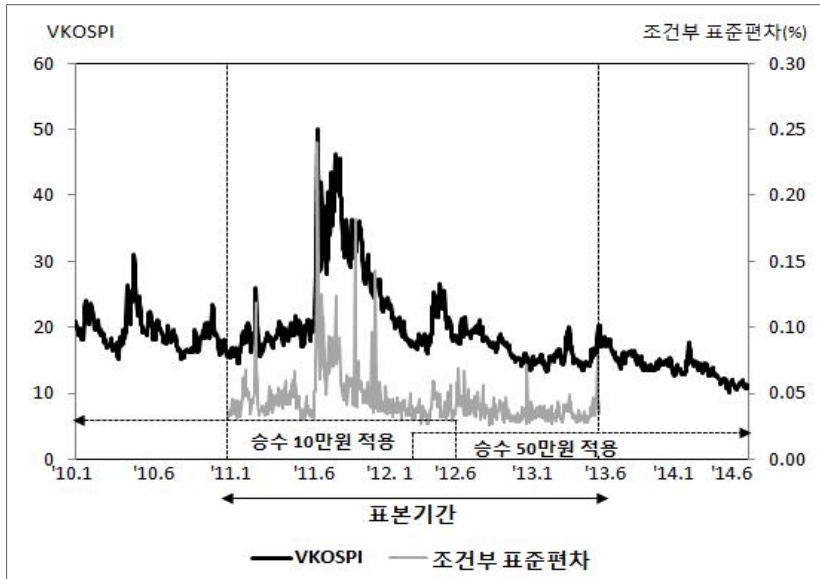
<그림 3>의 패널 B는 일별 수준에서 승수 인상 전·후 기간에 유의적인 차이를 보인 조건부 표준편차를 1분 간격으로 측정된 정형화된 일중 패턴을 제시한다. 인상 전·후 기간의 변동성의 흐름은 다수의 선행연구에서 제시했던 전고중저(前高中低), 즉 하루 중 거래가 가장 활발한 개장 무렵 시간에서 변동성이 가장 높고 장중반에 가장 변동성이 낮은 패턴을 공통적으로 보여준다. 하루 중 매 시각에서 인상 후 기간의 변동성이 인상 전 기간에 비해 낮은 패턴은 <표 4>에 제시된 일별 수준에서 확인되는 승수 인상 전·후 기간의 변동성의 차이를 재확인한다. 승수 인상 전 기간에서 조건부 표준편차의 일평균의 최고치가 기록된 시각은 9시 6분이었으며 최저치가 기록된 시각은 12시 24분이다. 또한 승수 인상 후 기간에서 조건부 표준편차의 일평균의 최고치의 시각은 역시 9시 6분이었으며 최저치의 시각은 12시 21분이다. 1분 간격 승수 인상 전·후 기간별 변동성의 차이는 0.027%포인트~0.010%포인트 범위에 분포하고 있으며, 매 시각에서 변동성의 기간별 평균 차이는 1%수준에서 유의적이었다.

<그림 3> 거래승수 인상 전·후 기간 변동성 측정치 비교

23) 이 점을 지적해주신 심사자께 감사드린다. 지면 관계상 KOSPI200수익률의 조건부 표준편차와 VKOSPI의 승수 인상 전·후 기간의 일평균치를 비교한 결과는 다음과 같다.

변동성 측정치	인상 전 (pre)	인상 후 (post)	차이(pre-post)
KOSPI200수익률 조건부 표준편차의 평균(%)	0.044 (0.011)	0.035 (0.006)	0.009 [7.05]***
VKOSPI	17.99 (1.81)	15.56 (1.60)	2.42 [9.99]***

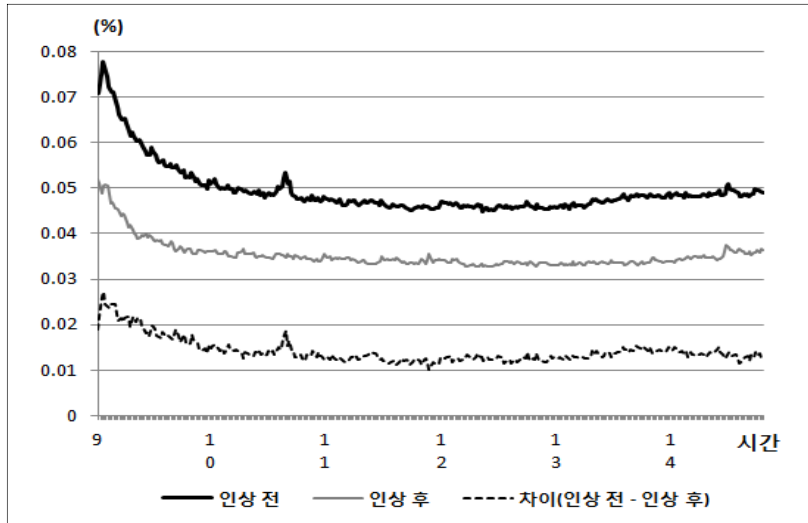
## 패널 A. 일별 변동성 측정치의 추이



## 패널 B. 일중 조건부 변동성의 패턴

- 주: 1) 패널 A는 일별 변동성지수(VKOSPI) 증가와 1분 간격 KOSPI200로그수익률에 대해 AR(1)-GARCH(1,1)으로 추정된 조건부 표준편차의 일별 평균치의 추이임.  
 2) 패널 B는 1분 간격 KOSPI200로그수익률에 대해 AR(1)-GARCH(1,1)으로 추정된 조건부 표준편차의 일중 패턴임.

<표 5>는 <표 4>와 <그림 3>의 KOSPI200수익률의 조건부 표준편차를 산출하기 위해 1분 간격 자료를 일별로 추정한 AR(1)-GARCH(1,1)의 기술적 통계치이다. 조건부 분산식에서 외부 충격에 대한 변동성의 민감도를 의미하는 회귀계수인  $\alpha$ 의 인상 전 기간의 일평균은 0.161에서 인상 후 기간에는 0.177으로 증가했지만 양 기간의 일평균이 동일하다는 귀무가설은 유의적인 수준에서 기각될 수 없었다. 그러나  $\beta$ 의 일평균은 인상 전 기간에는 0.469에서 인상 후 기간에 0.394로



5% 유의수준에서 감소했으며, 표본일에서 유의적으로 추정된 거래일의 비율도 유의적으로 감소했음이 확인된다. 또한 변동성의 지속성(persistence)을 의미하는  $\alpha+\beta$ 의 인상 후 기간의 일평균치도 인상 전 기간에 비해 5%수준에서 유의적으로 감소했다. 이와 같은 결과는 현물 시장 수익률의 일중 조건부 변동성은 승수 인상을 기점으로 규모에서 뿐만 아니라, 지속성에서도 구조적으로 감소했음을 확인할 수 있다.

물론, 이상의 분석 결과는 승수 인상 조치가 승수 인상 이후 기간에 관찰되는 현물 시장의 저 변동성을 야기한 유일한 원인변수임을 의미하지는 않는다. 저변동성 현상은 금융위기 이후부터 지속되어 온 추세이며, 국내 현물시장에 영향을 미치는 대·내외적 경제적 요인은 물론 현물시장의 거래활동과 프로그램 매매의 위축도 복합적인 배경으로 설명되기 때문이다.

<표 5> KOSPI200수익률의 AR(1)-GARCH(1,1)의 조건부 변동성 추정 결과

	$a_1$	$\epsilon_{t-1}^2$	$\sigma_{t-1}^2$
인상 전(pre)	0.000 (5.79) [71.09]	0.161 (2.74) [71.77]	0.469 (8.21) [65.99]
인상 후(post)	0.000 (5.67)	0.177 (2.66)	0.394 (4.32)

	[72.27]	[71.09]	[53.91]
차이(pre-post)	0.000 (3.17)*** {0.31}	-0.016 (-1.35) {-0.17}	0.075 (2.55)** {2.89}***

주: 1) 인상 전(pre)·후(post)에 제시된 수치는 다음 1분 간격 KOSPI200 로그수익률에 대해 AR(1)-GARCH(1,1)의 조건부 분산식을 일별로 추정된 조건부 분산식의 회귀계수의 일평균, 표준편차(괄호), 5% 유의수준에 해당하는 표본일 비율(각괄호)임.

$$R_t = a_0 + \rho R_{t-1} + \sum_{k=1}^5 \gamma_k a_t^k + \epsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = a_1 + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

$$\epsilon_t = \sigma_t \mu_t$$

2) 차이(pre-post)에 제시된 수치는 일평균의 차이, t-통계치(괄호), 5% 유의수준에 해당하는 표본일 비율 차이에 대한 Z-score(중괄호)임.

3) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의적임.

<표 6>은 KOSPI200옵션 거래승수의 인상 전 기간과 인상 후 기간 동안의 KOSPI200현물 거래량과 거래대금의 일평균의 변화를 비교하며, <그림 4>는 표본 기간 동안 일별 거래 활동의 추이를 제시한다. <그림 4>의 패널 A와 패널 B에 제시된 일별 거래량과 거래대금은 50만 원의 거래 승수가 적용된 2012년 6월 15일 이후 기간에 급격하게 감소했음이 관찰된다. <표 6>에서 거래승수 인상 전 KOSPI200의 일평균 거래량은 약 1억 1,981만주였으나 50만 원으로 인상된 후의 일평균 거래량은 약 7,728만주로 감소하여 인상 전 기간과 비교할 때 35.5%가 감소했다. t-검정 결과와 비모수 Wilcoxon 검정 결과에서도 거래승수 인상 전 기간과 거래승수 인상 후 기간 동안의 일평균 거래량의 차이는 1% 수준에서 유의적이다. 거래승수 인상 전 일평균 거래대금은 5조 5,978억 원이었지만, 인상 후 일평균은 41.1%가 감소한 3조 2,955억 원으로 집계되었으며 양 기간의 차이도 역시 통계적으로 유의적이다. 또한 인상 후의 거래량과 거래대금의 일별 표준편차도 인상 전 기간에 비해 감소하여 거래활동의 규모는 물론 변동성 자체가 감소했음이 확인된다. <표 4>와 <표 6>에서 제시된 승수 인상 후 기간의 변동성과 거래량이 승수 인상 전기간에 비해 동조적으로 감소한 현상은 거래량과 시장 변동성간에 양의 상관관계가 존재하며, 시장참여자간의 정보 비대칭이 완화됨에 따라 일시적 변동성도 감소했을 가능성을 제시한다.



<표 6> KOSPI200 거래활동의 거래승수 인상 전·후 기간 차이

	인상 전 (B)	인상 후 (A)	차이			비모수 검정 (p-value)
			A-B	(A-B)/B	t-검정	
거래량 (1,000주)	119,806 (28,197)	77,282 (16,763)	-42,524	-35.5	21.85***	(0.000)
거래대금 (100만 원)	5,597,815 (1,496,211)	3,295,477 (624,649)	-2,302,338	-41.1	24.11***	(0.000)

주: 1) 괄호안의 수치는 기간별 일평균에 대한 표준편차임.

2) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의적임.

<그림 4> 거래승수 인상 전·후 기간 KOSPI200거래활동 비교

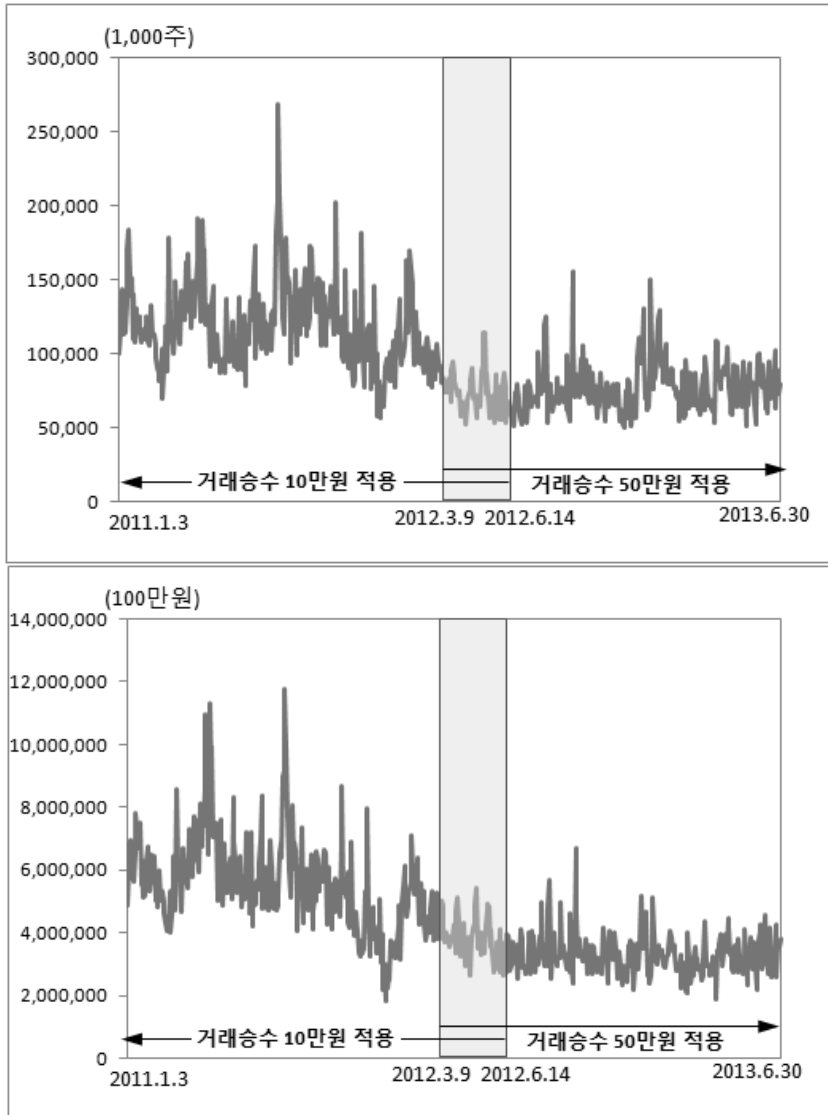
패널 A. 거래량

패널 B. 거래대금

### 3. VAR 추정 결과

#### 가. 개별 행사가격 종목 표본

행사가격별 표본의 풋-콜 비율과 조건부 변동성으로 구성된 VAR를 옵션 승수



인상 전 기간과 인상 후 기간의 거래일별로 추정한 결과는 <표 7>에 제시된다. 지면의 분량 관계상 개별 시차의 회귀계수의 통계적 유의성 검정에 관한 내용은 그랜저 인과관계 검정과 관련되므로 3.4에서 설명하며, 여기에서는 변수의 영향력의 크기를 측정하는 회귀계수에 초점을 두고자 한다. 행사가격별 표본은 전체 표본은 물론, <표 2>의 일별로 행사가격 대비 전일 KOSPI200증가 비율 로그값의 절대치( $|\ln(S/X)|$ )를 기준으로 중간값을 초과하는 종목들을 상위 머니니스 종목

으로, 중간값 이하인 종목들을 하위 머니니스 종목으로 분류했다<sup>24)</sup>. 즉, 하위 머니니스 종목은 등가격을 포함하는 근가격 옵션이며, 상위 머니니스 종목은 행사 가격과 기초자산가격간의 차이가 큰 심내(외)가격 옵션(deep moneyness option)의 특성으로 분리된다. 추정 대상 표본은 제2.2에서 설명한 승수 인상 전 기간의 4,477종목×거래일이며, 승수 인상 후 기간의 2,590종목×거래일이다.

VAR에서 조건부 변동성이 종속변수인 회귀식을 추정한 결과인 패널 A에서 조건부 변동성과 풋-콜 비율의 과거 시차항의 회귀계수를 관찰하면 인상 전 기간의  $\sigma_{t-k}$ 의 회귀계수의 평균치는 10시차까지 모두 양의 값이며, 자기상관관계가 매우 강하다. 승수 인상 후 기간의  $\sigma_{t-1}$ 의 평균치는 인상 전 기간에 비해 1% 수준에서 유의적으로 증가했으며, 2~10시차에서도 회귀계수의 평균치에 유의적인 변동이 발견된 시차는 7개로 나타나, 승수 인상은 조건부 변동성의 자기상관관계의 크기에서 구조적 변화를 초래한 이벤트임이 확인된다. 한편  $pcr_{t-k}$ 의 회귀계수의 평균치를 보면 상위 머니니스 종목에서는 1시차와 8시차를 제외한 나머지 시차의 회귀계수들은 모두 양의 수치이지만, 하위 머니니스 종목에서는 이와 대조적으로 6개 시차의 회귀계수가 음의 부호로 추정되었다. 인상 후 기간에서는 상위 머니니스와 하위 머니니스 종목들에서 모두 1시차~3시차까지의 회귀계수들은 양의 값을 갖지만 인상 전 기간과 비교하여 유의적인 증감은 발견할 수 없었다. 다만, 인상 전 기간의 하위 머니니스와 전체 종목의  $pcr_{t-k}$ 의 8시차에서  $-0.003$ 이던 회귀계수는 인상 후 기간에 각각  $0.008$ 과  $0.005$ 로 5% 수준에서 유의적으로 증가했음이 확인된다. 승수 인상 전 기간의 비제약적(unrestricted) 회귀식으로 추정된 조정결정계수( $adj R^2$ )의 평균치와 팔호안의 제약적(restricted) 회귀식의 조정결정계수의 평균치는 모두 승수 인상 후 기간에 유의적으로 감소했다<sup>25)</sup>. 이같은 결과는 승수 인상 전·후 기간의 조건부 변동성에 대한  $pcr_{t-k}$ 의 예측력보다는 조건부 변동성 자체에서 유의적인 구조적 변화가 발생

24) 승수 인상 전 기간의 상위 머니니스 종목과 하위 머니니스의 평균 머니니스 값은 각각  $0.067$ 과  $0.019$ 였으며, 승수 인상 후 기간에는  $0.044$ 와  $0.013$ 으로 감소했다.

25) 제약적 회귀식:  $\sigma_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} \sigma_{t-k} + \epsilon_{1,t}$

했음을 시사한다.

<표 7> 일중 KOSPI200 변동성과 행사가격별 풋-콜 비율의 이변량 VAR 추정 결과

기간	인상 전			인상 후		
	상위 머니니스	하위 머니니스	전체	상위 머니니스	하위 머니니스	전체
패널 A.	$\sigma_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^{10} \beta_{1,k} \sigma_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \gamma_{1,k} pcr_{t-k}^i + \epsilon_{1,t}^i$					
$\sigma_{t-1}$	0.075	0.080	0.079	0.103***	0.101***	0.102***
$\sigma_{t-2}$	0.026	0.027	0.027	0.022	0.017***	0.018***
$\sigma_{t-3}$	0.022	0.018	0.019	0.020	0.022**	0.021
$\sigma_{t-4}$	0.019	0.015	0.016	0.018	0.013	0.014
$\sigma_{t-5}$	0.030	0.021	0.023	0.010***	0.005***	0.006***
$\sigma_{t-6}$	0.014	0.016	0.015	0.017	0.018	0.018***
$\sigma_{t-7}$	0.031	0.016	0.019	0.012***	0.012**	0.012***
$\sigma_{t-8}$	0.023	0.017	0.019	0.004***	0.005***	0.005***
$\sigma_{t-9}$	0.030	0.026	0.027	0.017***	0.018***	0.018***
$\sigma_{t-10}$	0.019	0.017	0.018	0.011***	0.011***	0.011***
$pcr_{t-1}$	-0.003	0.000	0.013	0.000	0.021	0.015
$pcr_{t-2}$	0.009	-0.003	-0.001	0.006	0.003	0.004
$pcr_{t-3}$	0.000	0.003	0.003	0.002	0.008	0.006
$pcr_{t-4}$	0.002	0.001	0.001	-0.002	0.000	-0.001
$pcr_{t-5}$	0.003	-0.004	-0.003	-0.001	0.003	0.002
$pcr_{t-6}$	0.002	0.005	0.004	0.000	0.004	0.003
$pcr_{t-7}$	0.006	-0.003	-0.001	-0.001	-0.002	-0.001
$pcr_{t-8}$	-0.003	-0.003	-0.003	-0.002	0.008**	0.005**
$pcr_{t-9}$	0.003	-0.008	-0.005	-0.006*	-0.007	-0.006
$pcr_{t-10}$	0.001	-0.002	-0.002	0.000	-0.001	-0.001
$adj R^2$	0.572 (0.526)	0.594 (0.526)	0.569 (0.526)	0.459*** (0.392)***	0.472*** (0.392)***	0.450*** (0.392)***
패널 B.	$pcr_t^i = \alpha_2 + \sum_{k=1}^{10} \beta_{2,k} \sigma_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \gamma_{2,k} pcr_{t-k}^i + \epsilon_{2,t}^i$					
$\sigma_{t-1}$	0.066	-0.026	-0.006	0.120	-0.134	-0.061
$\sigma_{t-2}$	0.257	-0.246	-0.136	0.155	0.110*	0.123
$\sigma_{t-3}$	0.127	-0.206	-0.133	0.083	0.089	0.087
$\sigma_{t-4}$	0.030	0.158	0.130	-0.814	0.133	-0.138
$\sigma_{t-5}$	-0.095	-0.044	-0.055	-0.105	-0.093	-0.097
$\sigma_{t-6}$	0.175	0.176	0.176	0.375	-0.057	0.067
$\sigma_{t-7}$	0.132	-0.221	-0.144	-0.406	0.122*	-0.029
$\sigma_{t-8}$	0.346	0.002	0.077	-0.278	0.136	0.018
$\sigma_{t-9}$	-0.496	0.244	0.082	-0.559	-0.017	-0.173
$\sigma_{t-10}$	0.302	-0.311	-0.177	0.187	0.047	0.087
$pcr_{t-1}$	0.118	0.151	0.143	0.117	0.160**	0.148
$pcr_{t-2}$	0.031	0.038	0.036	0.022	0.048***	0.040
$pcr_{t-3}$	0.030	0.039	0.037	0.037	0.043	0.041
$pcr_{t-4}$	0.008	0.016	0.014	0.008	0.017	0.014

$pcr_{t-5}$	0.017	0.022	0.021	0.022	0.025	0.024
$pcr_{t-6}$	0.004	0.009	0.008	0.008*	0.012	0.011
$pcr_{t-7}$	0.001	0.014	0.011	0.012	0.017	0.015*
$pcr_{t-8}$	0.003	0.002	0.002	0.004	0.009**	0.007**
$pcr_{t-9}$	0.010	0.008	0.008	0.010	0.011	0.011
$pcr_{t-10}$	0.003	0.001	0.002	0.000	0.005	0.004
$adj R^2$	0.210 (0.160)	0.245 (0.206)	0.222 (0.194)	0.196*** (0.156)	0.265*** (0.208)	0.216 (0.191)

- 주: 1) 상(하)위 머니니스는 당일 행사가격 대비 전일 KOSPI200종가 비율의 자연로그의 절대값( $|\ln[S/X]|$ ) 이 상(하)위 50%에 해당하는 종목들임.  
 2) 표에 제시된 수치는 종목×거래일별로 추정된 회귀계수의 평균치임.  
 3)  $adj R^2$ 는 비제약적 회귀식의 결정계수이며, 괄호안은 제약적 회귀식의 결정계수임.  
 4) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 양 기간의 일별 평균치가 동일하다는 귀무가설을 기각함.

이제 풋-콜 비율을 종속변수로 도입한 VAR를 추정한 패널 B의 과거 시차항의 회귀계수의 변화를 보자. 먼저  $pcr_{t-k}$ 의 회귀계수는 1시차에서 가장 큰 양의 값을 가지며, 10시차까지 그 크기가 감소하는 양상을 보인다. 인상 후 기간에 5% 유의수준에서 회귀계수의 규모가 변한 경우는 하위 머니니스의 1,2 그리고 8시차이며, 승수 인상 전 기간과 비교하여 모두 증가했다. 인상 전 기간의  $\sigma_{t-k}$ 의 회귀계수의 평균치는 상위 머니니스의 경우 4시차까지 양의 값으로 추정되었으나, 하위 머니니스의 경우에는 이와 대조적으로 3시차까지의 회귀계수의 평균치가 음의 값이다. 인상 후 기간에 상위 머니니스는 4시차 이후 일부 시차에서 부호가 음으로 전환되었으나, 인상 전 기간과 비교하여 유의적인 변화를 보인 시차는 발견되지 않았다. 또한 하위 머니니스 종목도 승수인상 후 기간에는 2~3시차의 회귀계수의 평균치는 양수로 전환되었으나 10시차까지 유의적인 변화를 보인 시차는 10% 수준에서 유의적으로 나타난 2시차와 7시차에 불과하다. 따라서 이와 같은 결과는 변동성이 옵션거래 활동에 미치는 영향력의 규모 자체는 인상 전 기간과 비교할 때 유의적인 변동이 없는 것으로 해석할 수 있다. 승수 인상 후 기간의 비제약적 회귀식으로 추정된 조정결정계수의 평균치를 승수 인상 전 기간과 비교하면 상위 머니니스의 경우에는 1% 수준에서 유의적으로 감소했으며, 하위 머니니스의 경우에는 증가했음이 확인된다. 그러나 제약적 회귀식의 조정결정계수의 평균치에서는 승수 인상 전·후 기간의 유의적인 차이가 발견되지 않았다<sup>26)</sup>. 이는 승수 인상이 풋-콜 비율의 자기상관관계의 구조적 변화를 초래하

지는 않았지만, 옵션 거래자의 행태에 대한 변동성의 설명력은 머니니스별로 차별적임을 제시한다.

#### 나. 머니니스별 집계 표본

<표 8>은 옵션 승수 인상 전 기간과 인상 후 기간 동안 일중 1분 간격별로 추정된 조건부 변동성과 머니니스별로 집계한 풋-콜 비율로 구성된 식 (4)의 이변량 VAR를 일별로 추정한 회귀계수와 모형적합도를 요약한 결과이다. 머니니스별 풋-콜 비율은 거래일별로 풋옵션과 콜옵션의 개별 행사 가격 종목에 대해 ITM, ATM, OTM의 머니니스로 구분한 다음, 머니니스별로 거래량을 합산하여 풋-콜 비율을 산출했다. 따라서 개별 행사가격 종목 표본 단위는 종목×거래일인 반면, 머니니스별 집계 표본 단위는 머니니스×거래일이다.

패널 A와 패널 B는 각각 종속변수인  $\sigma$ 와  $pcr$ 에 대해 과거 10시차까지 승수인상 전·후 기간의 회귀계수의 평균치를 제시하고 기간별 평균 차이에 대한 통계적 유의성을 제시한다. 먼저 조건부 변동성이 종속변수인 회귀식을 추정한 결과인 패널 A에서 조건부 변동성과 풋-콜 비율의 과거 시차항의 회귀계수를 보자. 인상 전 기간의  $\sigma_{t-k}$ 의 회귀계수의 평균치는 10시차까지 모두 양으로 지속성이 매우 강하다. 인상 후 기간에는  $\sigma_{t-1}$ 의 평균치가 인상 전 기간에 비해 1% 수준에서 유의적으로 증가한 반면,  $\sigma_{t-5}$ 는 감소했으며  $\sigma_{t-8}$ 도 ATM옵션과 OTM옵션에서는 유의적으로 감소했다. 또한 승수 인상 전 기간의 ITM과 ATM의  $pcr_{t-k}$ 의 회귀계수의 평균치는 1시차에서 양의 부호로 추정되었으나, OTM과 전체 풋-콜 비율에서는 음의 수치로 추정되었다. 이와 같은 결과는 <표 3>에서 제시된 OTM이 ITM이나 ATM과 대조되는 거래 행태가 변동성 예측에서도 지속되고 있음을 의미한다. 승수 인상 전 기간의 개별 시차의  $pcr_{t-k}$ 의 회귀계수 평균치를 보면, 음의 부호로 추정된 시차는 OTM이 ITM이나 ATM보다 많다. 승수 인상

---

26) 제약적 회귀식: 
$$pcr_t^i = \alpha_2 + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} pcr_{t-k}^i + \epsilon_{2,t}$$

후 기간의 개별 시차의 회귀계수의 평균치를 보면, ITM과 ATM에서는 5% 수준에서 승수 인상 전 기간과 통계적으로 유의적인 차이가 있는 시차는 발견되지 않았다. 그러나 승수 인상 전 기간에는 3시차까지 음의 부호로 추정된 OTM의 회귀계수의 평균치는 승수 인상 후 기간에 모두 양으로 전환되었으며,  $pcr_{t-3}$ 의 회귀계수는 5% 수준에서 승수인상 전 기간과 유의적인 차이를 보인다. 이와 같은 결과는 승수 인상 후에 변동성이 지속적으로 낮아짐에도 불구하고,  $pcr$ 의 크기로 표현되는 변동성 예측 행태가 ITM이나 ATM 옵션 거래에서는 승수 인상 전부터 지속되고 있지만 OTM 옵션에서는 변화했음을 시사한다. <표 7>에서 제시되었던 행사가격별 표본과 마찬가지로 승수 인상 전 기간의 비제약적 회귀식으로 추정된 조정결정계수( $adj R^2$ )는 승수 인상 후 기간보다 유의적으로 감소했다.

이제 VAR에서 종속변수가 풋-콜 비율인 회귀식을 추정할 때 널 B에서 과거 시차항의 회귀계수를 보자.  $pcr$ 의 자기상관계수를 나타내는 회귀계수의 평균치는 집계 머니니스별로 1시차에서 가장 큰 양의 값을 가지며, 10시차까지 그 크기가 지속적으로 감소하는 경향을 보인다. 인상 후 기간에 ITM과 ATM의 회귀계수는 인상 전 기간과 통계적으로 유의한 차이를 가진 시차가 없지만, OTM과 전체 수준에서는 1시차와 8시차에서 1% 유의수준에서 변동이 있었음이 확인되었다. 한편 인상 전 기간의  $\sigma_{t-k}$ 의 회귀계수의 평균치는 3시차까지 머니니스별로 모두 음의 값을 가진다. 인상 후 기간에 3시차까지 평균 회귀계수의 부호를 보면, ATM은 여전히 인상 전의 부호를 유지하지만, ITM과 OTM의 일부 시차는 전환되었다. 그렇지만 승수 인상 전 기간과 5% 이하의 유의수준에서 평균적 차이가 존재하는 개별 시차는 전무하다. 따라서 변동성이 낮아진 승수 인상 후 기간에도 풋-콜 비율로 표현되는 옵션거래 활동에 변동성이 미치는 영향력의 크기는 승수 인상 전 기간과 유의적인 차이가 없는 것으로 정리할 수 있다. 승수 인상 후 기간의 비제약적 회귀식으로 추정된 조정결정계수의 평균치를 승수 인상 전 기간과 비교하면 모두 1% 수준에서 유의적으로 감소한 것으로 확인된다. ITM과 ATM의 제약적 회귀식의 조정결정계수의 평균치에서는 승수 인상 전·후 기간으

로 유의적인 차이가 발견되지 않았지만 OTM은 유의적으로 감소했다. 이는 상승 인상 이후 기간에 일중 수준에서 OTM 거래 행태의 지속성이 약화되었음을 의미한다.

<표 8> 일중 KOSPI200변동성과 집계 풋-콜 비율의 이변량 VAR 추정 결과

기간	인상 전				인상 후			
	ITM	ATM	OTM	전체	ITM	ATM	OTM	전체
패널 A. $\sigma_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^{10} \beta_{1,k} \sigma_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \gamma_{1,k} pcr_{t-k}^m + \epsilon_{1,t}^m$								
$\sigma_{t-1}$	0.078	0.080	0.081	0.081	0.102***	0.101***	0.102***	0.103***
$\sigma_{t-2}$	0.023	0.022	0.025	0.025	0.016	0.015	0.018	0.018
$\sigma_{t-3}$	0.017	0.018	0.018	0.018	0.021	0.020	0.024	0.024
$\sigma_{t-4}$	0.013	0.014	0.017	0.017	0.013	0.013	0.015	0.015
$\sigma_{t-5}$	0.021	0.021	0.022	0.022	0.005***	0.006***	0.006***	0.006***
$\sigma_{t-6}$	0.014	0.011	0.016	0.016	0.017	0.016	0.017	0.017
$\sigma_{t-7}$	0.015	0.016	0.018	0.018	0.011	0.013	0.010	0.011
$\sigma_{t-8}$	0.015	0.016	0.020	0.020	0.004*	0.003**	0.004***	0.004***
$\sigma_{t-9}$	0.023	0.025	0.028	0.028	0.017	0.017	0.019*	0.020
$\sigma_{t-10}$	0.014	0.016	0.017	0.017	0.011	0.010	0.013	0.013
$pcr_{t-1}$	0.049	0.049	-0.026	-0.008	0.050	0.048	0.010	0.023
$pcr_{t-2}$	0.012	-0.011	-0.053	-0.054	0.005	0.004	0.012	0.016
$pcr_{t-3}$	0.007	0.010	-0.072	-0.079	-0.004	0.039	0.019**	0.021**
$pcr_{t-4}$	0.003	0.002	0.018	0.020	0.011	-0.016	-0.017	-0.020
$pcr_{t-5}$	0.016	-0.010	-0.048	-0.054	0.010	0.031	0.012	0.012
$pcr_{t-6}$	0.018	0.004	0.076	0.081	0.026	0.012	0.002*	0.005*
$pcr_{t-7}$	-0.006	-0.013	-0.020	-0.023	-0.016	-0.003	-0.042	-0.047
$pcr_{t-8}$	-0.024	0.004	-0.036	-0.041	0.007*	0.005	0.034**	0.037**
$pcr_{t-9}$	-0.024	-0.024	-0.009	-0.013	-0.009	-0.013	-0.019	-0.020
$pcr_{t-10}$	0.013	-0.014	-0.019	-0.019	-0.001	-0.008	-0.013	-0.012
$adj R^2$	0.548 (0.526)	0.549 (0.526)	0.547 (0.526)	0.547 (0.526)	0.421*** (0.392)***	0.424*** (0.392)***	0.423*** (0.392)***	0.422*** (0.392)***

패널 B. $pcr_t^m = \alpha_2 + \sum_{k=1}^{10} \beta_{2,k} \sigma_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \gamma_{2,k} pcr_{t-k}^m + \epsilon_{2,t}^m$								
$\sigma_{t-1}$	-0.168	-0.016	-0.042	-0.027	0.156	-0.095	0.257	0.249*
$\sigma_{t-2}$	0.038	-0.028	-0.241	-0.210	0.116	-0.053	-0.141	-0.132
$\sigma_{t-3}$	-0.061	-0.099	-0.144	-0.085	-0.207	-0.301	0.025	0.011
$\sigma_{t-4}$	-0.021	-0.150	-0.148	-0.109	0.048	0.034	0.091	0.038
$\sigma_{t-5}$	0.194	-0.061	-0.049	-0.058	-0.163*	-0.093	0.045	0.069
$\sigma_{t-6}$	0.005	0.055	-0.087	-0.061	0.103	0.022	-0.191	-0.164
$\sigma_{t-7}$	-0.294	-0.329	-0.001	-0.003	0.168*	0.073*	-0.096	-0.048
$\sigma_{t-8}$	-0.128	0.013	0.147	0.137	-0.020	-0.156	0.069	0.045
$\sigma_{t-9}$	0.135	-0.063	-0.179	-0.183	0.079	0.044	-0.037	-0.002



$\sigma_{t-10}$	0.248	-0.062	0.106	0.140	0.270	-0.094	0.161	0.154
$pcr_{t-1}$	0.212	0.204	0.256	0.254	0.220	0.202	0.187***	0.187***
$pcr_{t-1}$	0.060	0.058	0.056	0.050	0.064	0.072	0.048	0.043
$pcr_{t-1}$	0.056	0.053	0.043	0.043	0.051	0.057	0.046	0.044
$pcr_{t-1}$	0.030	0.023	0.013	0.012	0.031	0.022	0.017	0.017
$pcr_{t-1}$	0.027	0.033	0.021	0.019	0.016	0.023	0.031	0.029
$pcr_{t-1}$	0.015	0.022	0.008	0.007	0.015	0.019	-0.002	-0.003
$pcr_{t-1}$	0.022	0.018	0.018	0.015	0.022	0.015	0.011	0.009
$pcr_{t-1}$	0.013	0.003	-0.011	-0.013	0.019	0.015	0.012***	0.011***
$pcr_{t-1}$	0.010	0.006	0.013	0.012	0.015	0.015	0.004	0.003
$pcr_{t-1}$	0.005	0.004	-0.004	-0.006	0.003	0.007	0.003	0.002
$adj R^2$	0.302	0.295	0.293	0.291	0.285***	0.282***	0.231***	0.233***
	(0.277)	(0.269)	(0.264)	(0.262)	(0.260)	(0.258)	(0.204)***	(0.205)***

주: 1) ITM, ATM, OTM은 각각 내가격, 등가격, 외가격을 나타냄.  
 2) 표에 제시된 수치는 일별로 추정된 회귀계수의 평균치임.  
 3)  $adj R^2$ 는 비제약적 회귀식의 결정계수이며, 괄호안은 제약적 회귀식의 결정계수임.  
 4) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 양 기간의 일별 평균치가 동일하다는 귀무가설을 기각함.

#### 4. 인과관계 검정

##### 가. 개별 행사가격 종목 표본

<표 9>는 <표 7>에서 추정된 VAR의 결과의 후속으로 승수 인상 전·후 기간의 인과관계를 전체 표본 종목과 행사가격과 현물지수간 거리로 측정된 머니니스별 종목에 대해 종합적으로 분석한 결과이다<sup>27)</sup>. 패널 A는 전체 개별 종목×거래일 표본을 대상으로 추론된 풋-콜 비율과 조건부 변동성간의 인과관계 결과이며, 패널 B와 패널 C는 각각 일별 상위 머니니스 종목군과 하위 머니니스 종목군으로 분류하여 추론한 인과관계 결과이다.

먼저 패널 A에서 전체 표본을 대상으로 분석한 풋-콜 비율과 조건부 변동성간 인과관계를 보면, 인상 전 기간에는 풋-콜 비율이 변동성에 대해 일방향적으로 영향을 미치는 관계가 성립한 표본( $\sigma \leftarrow pcr^i$ )은 전체 표본에서 20.33%였으며, 풋

27) 비율의 차이를 검증하는 Z 통계치는 다음과 같다.

$$z = \frac{p_A - p_B}{\sqrt{p(1-p)\left(\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}\right)}}, \quad p = \frac{n_A p_A + n_B p_B}{n_A + n_B}$$

여기에서  $p_A$ : 승수인상 후 기간의 인과관계 표본 비율,  
 $p_B$ : 승수인상 전 기간의 인과관계 표본 비율,  
 $n_A$ : 승수 인상 후 기간의 표본수,  $n_B$ : 승수 인상 전 기간의 표본수

-콜 비율이 변동성을 후행하여 추종하는 관계가 관찰된 표본( $\sigma \rightarrow pcr^i$ )도 이와 유사한 수치인 19.67%이다. 풋-콜 비율과 변동성간 양방향적 상호 피드백 관계가 성립한 표본 비율은 28.94%로 양 변수간 일방향적 인과관계보다 지배적이다. 이같은 결과는 일중 수준에서 옵션 거래자들은 현물 시장의 단기적 변동성을 예측하여 거래를 하면서도, 거래 전략 자체를 현물 시장 변동성의 추세에 기반하여 실행하므로 전반적으로 옵션 거래 활동과 변동성간의 상호 정보흐름이 공존함을 제시한다. 인상 후 기간에 풋-콜 비율과 변동성간 상호 피드백 관계가 성립한 표본의 비율은 28.05%로 인상 전 기간의 수치와 유의적인 차이가 발견되지 않는다. 그러나 풋-콜 비율이 변동성을 일방향적으로 선행하는 표본의 비율은 인상 전에 비해 1%수준에서 유의적으로 증가한 반면, 변동성을 후행하여 추종하는 풋-콜 비율이 관찰된 표본은 5%의 수준에서 감소했다. 이같은 결과는 상승 인상 후에 옵션 시장의 유동성 위축에도 불구하고 현물 지수의 변동성 예측에 기반한 정보적 거래는 활성화된 반면, 변동성에 의존하는 잡음적 거래의 행태는 축소되었음을 제시한다.

이같은 인과관계는 일별 머니니스 수준에 따라 분류한 표본군에서도 흥미로운 결과로 나타난다. 먼저 극가격 종목들이 주로 포함된 패널 B의 상위 머니니스 종목에서는 상승 인상 전 기간에 풋-콜 비율로부터 현물 지수 변동성으로 일방향적 정보 전달 관계가 성립한 표본의 비율과 현물 지수 변동성이 풋-콜 비율 형성에 영향을 미치는 표본의 비율은 각각 20.19%와 20.61%로 유사하지만, 상승인상 후 기간에 현물 지수 변동성이 풋-콜 비율에 영향을 미치는 표본의 비율은 17%로 상승 인상 전 기간에 비해 5% 유의수준에서 감소했다. 반면에 상승인상 후 기간에 옵션 거래와 변동성간에 양방향적 상호 환류 행태가 발견된 표본의 비율은 22.48%로 상승인상 전의 수치인 23.79%와 비교하여 유의적인 변동이 없다.

<표 9> 일중 KOSPI200변동성과 행사가격별 풋-콜 비율간 인과관계

인과관계	$\sigma \leftarrow pcr^i$	$\sigma \rightarrow pcr^i$	$\sigma \longleftrightarrow pcr^i$	$\sigma \leftarrow \times \rightarrow pcr^i$	전체
패널 A. 전체 종목					
인상 전(pre)	20.33	19.67	28.94	31.06	100.00
인상 후(post)	24.05	17.16	28.05	30.74	100.00

차이(pre-post)	-3.73	2.52	0.89	0.32	0.00
Z-score	-3.49***	2.49**	0.76	0.27	
패널 B. 상위 머니니스 종목					
인상 전(pre)	20.19	20.61	23.79	35.42	100.00
인상 후(post)	23.11	17.00	22.48	37.41	100.00
차이(pre-post)	-2.92	3.61	1.31	-1.99	0.00
Z-score	-1.90*	2.43**	0.82	-1.10	
패널 C. 하위 머니니스 종목					
인상 전(pre)	20.45	18.82	33.69	27.05	100.00
인상 후(post)	24.88	17.30	32.94	24.88	100.00
차이(pre-post)	-4.43	1.52	0.75	2.16	0.00
Z-score	-2.99***	1.10	0.44	1.38	

- 주: 1) 상(하)위 머니니스는 당일 행사가격 대비 전일 KOSPI200증가 비율의 자연로그의 절댓값 ( $|\ln[S/X]|$ )이 상(하)위 50%에 해당하는 종목들임.  
 2) 인과관계 검정은 1분 간격 관측치의 이변량 벡터자기회귀모형으로 일별로 추정했음.  
 3) 표에 제시된 값은 인상 전 기간과 인상 후 기간의 종목×거래일에서 해당 인과관계에 해당하는 종목×거래일의 비율(%)임.  
 4)  $\sigma \rightarrow pcr^i$ 는 변동성이 옵션거래활동의 일방적 원인변수의 경우임.  $\sigma \leftarrow pcr^i$ 는 옵션거래활동이 변동성의 일방적 원인변수의 경우임.  $\sigma \longleftrightarrow pcr^i$ 는 옵션거래활동과 변동성간 양방향적 인과관계의 경우임.  $\sigma \leftarrow \times \rightarrow pcr^i$ 는 옵션거래활동과 변동성간 인과관계가 성립하지 않는 경우임.  
 5) 인과관계 성립의 임계치는 F-통계치의 p-value의 0.05이며, \*\*\*, \*\*, \*는 비율차이에 대한 Z검정 결과 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의적임.

이같은 결과는 승수 인상 후 기간에 행사확률이 낮은 외가격 옵션 거래자들이 변동성에 의존하는 투기적 행태가 축소되었다는 증거로 볼 수 있다. 이같은 현상에 대해서는 현물 시장의 변동성이 완화되면서 상대적으로 노이즈 거래자들이 변동성에 의존하여 외가격 옵션을 매매할 유인이 감소한 것으로 추론된다. 이제는 등가격 또는 근가격에 해당하는 종목들이 포함된 패널 C의 하위 머니니스 표본들의 인과관계를 검토해보자. 인상 전 기간에 비해 인상 후 기간의 표본 비율이 유의적으로 변동한 인과관계는 옵션 거래가 현물 시장 변동성에 대한 선행적 예측력을 보유한 경우이다. 즉, 옵션 거래의 정보가 변동성으로 유입되는 표본( $\sigma \leftarrow pcr^i$ )은 승수인상 전 기간에 20.45%였지만 승수 인상 후 기간에는 24.88%로 1% 수준에서 유의적으로 증가한 반면, 나머지 양 변수간 관계에는 통계적으로 유의적인 변화를 발견할 수 없다. <표 2>와 <그림 2>에서 확인했듯이 인상 후

기간의 하위 머니니스 종목들은 인상 전 기간에 비해 등가격에 더욱 집중되는 특성을 보이며, 이러한 등가격 옵션에서 콜옵션과 풋옵션 거래의 상관관계가 강해졌다는 것은 양방향성 거래를 포괄하는 변동성 거래가 활성화되었음을 재해석하는 결과이다. 거래 전략의 관점에서 본다면, 등가격과 가까운 옵션일수록 변동성 변화에 대한 옵션 가격의 민감도를 의미하는 베가가 가장 높으므로 변동성을 활용하는 스트래들 전략 등이 활성화될 수 있다. 즉, 옵션 시장의 전체적인 유동성 위축에도 불구하고, 현물 시장의 변동성에 대한 정보 거래는 등가격 또는 근가격 옵션 종목을 대상으로 외국인이 주도하는 것으로 해석된다. 승수 인상 전·후 기간 동안 외국인의 지수예측력이 제일 높은 반면, 개인 투자자의 예측능력은 가장 열위에 있으며 특히 승수 인상 이후 기간에는 외국인이 등가격 중심으로 매도 스트래들을 하는 경향이 강해진 것으로 분석한 남길남 외 2인(2014)은 이러한 결과를 뒷받침한다.

#### 나. 머니니스별 집계 표본

<표 10>에서는 콜옵션과 풋옵션의 행사가격과 현물 지수간의 관계에 따라 집계하여 산출한 풋-콜 비율과 현물 시장 변동성간의 인과관계가 제시된다. <표 9>에 제시된 표본이 거래일의 행사가격 종목 단위임에 비해 <표 10>의 수치는 ITM, ATM, OTM에 대해 일별로 추정된 인과관계에 해당하는 거래일의 비율이다. 패널 A의 전체 거래일을 대상으로 추정한 인과관계 결과를 보면, 승수인상 전 기간에 조건부 변동성과 풋-콜 비율간 인과관계가 성립하는 표본일의 비율은 약 74%이며, 조건부 변동성과 옵션 거래 활동간 상호 피드백 관계가 성립하는 유형의 거래일의 비율이 37.16%로 가장 높다. 이 수치는 <표 9>에서 보았던 행사가격별 풋-콜 비율과 조건부 변동성간 상호 피드백 관계가 성립했던 비율보다도 더 높다. 승수인상 후 기간의 양 변수간의 인과관계로 파악된 수치들은 인상 전 기간과 비교하여 모두 통계적인 유의 수준에서 차이를 발견할 수 없다. 풋-콜 비율이 변동성에 대해 일방향적 선행성을 가지는 것으로 추정된 거래일 비율은 인상 전 기간보

다 4.66%포인트 상승했지만, 이 상승분은 풋-콜 비율이 변동성에 후행하는 행태의 관계와 풋-콜 비율과 변동성간 상호 피드백 관계의 감소분과 상쇄되어 전체적인 인과관계 성립 측면에서는 변화가 없는 것으로 해석할 수 있다.

이제 패널 B부터 D까지 머니니스별 집계 풋-콜 비율과 조건부 변동성간의 인과 관계를 살펴 보기로 한다. 패널 B에서 승수인상 전 기간의 내가격(ITM) 풋-콜 비율과 조건부 변동성간 인과관계가 성립한 거래일의 비율은 약 76%이며, 양 변수간에 상호 피드백 관계가 성립하는 거래일의 비율이 36.40%로 나머지 유형의 인과 관계를 지배한다. 전체 표본과 같이 승수인상 후 기간의 양 변수간의 인과관계로 파악된 수치들은 인상 전 기간과 비교하여 모두 통계적인 유의 수준에서 차이를 발견할 수 없다. 다만, 옵션 거래와 변동성간에 성립하는 상호 양방향적 인과관계는 10%의 통계적으로 강하지 않은 수준에서 7.28%포인트가 감소한 반면, 변동성에 대한 예측력이 내포된 옵션 거래가 지배했던 거래일에서는 비록 통계적 유의성은 없었지만 승수 인상 전 기간에 비해 증가했다.

&lt;표 10&gt; 일중 KOSPI200변동성과 집계 풋-콜 비율간 인과관계

인과 관계	$\sigma \leftarrow pcr^m$	$\sigma \rightarrow pcr^m$	$\sigma \longleftrightarrow pcr^m$	$\sigma \leftarrow \times \rightarrow pcr^m$	전체
패널 A. 전체 종목					
인상 전(pre)	16.86	19.92	37.16	26.05	100.00
인상 후(post)	21.52	17.30	35.02	26.16	100.00
차이(pre-post)	-4.66	2.62	2.14	-0.11	0.00
Z-score	-1.32	0.75	0.50	-0.03	
패널 B. ITM					
인상 전(pre)	21.84	18.01	36.40	23.75	100.00
인상 후(post)	26.58	18.99	29.11	25.32	100.00
차이(pre-post)	-4.74	-0.98	7.28	-1.56	0.00
Z-score	-1.24	-0.28	1.73*	-0.40	
패널 C. ATM					
인상 전(pre)	22.61	20.31	36.02	21.07	100.00
인상 후(post)	31.22	11.39	35.86	21.52	100.00
차이(pre-post)	-8.62	8.91	0.15	-0.45	0.00
Z-score	-2.17**	2.71***	0.03	-0.12	
패널 D. OTM					
인상 전(pre)	15.33	22.61	35.63	26.44	100.00
인상 후(post)	19.83	17.30	36.71	26.16	100.00
차이(pre-post)	-4.51	5.31	-1.08	0.28	0.00
Z-score	-1.32	1.48	-0.25	0.07	

주: 1) ITM, ATM, OTM은 각각 내가격, 등가격, 외가격을 나타냄.

2) 인과관계 검정은 1분 간격 관측치의 이변량 벡터자기회귀모형으로 일별로 추정했음.

3) 표에 제시된 값은 인상 전 기간과 인상 후 기간의 거래일에서 해당 인과관계에 해당하는 거래일의 비율(%)임.

4)  $\sigma \rightarrow pcr^m$ 는 변동성이 옵션거래활동의 일방적 원인변수의 경우임.  $\sigma \leftarrow pcr^m$ 는 옵션거래활동이 변동성의 일방적 원인변수의 경우임.  $\sigma \longleftrightarrow pcr^m$ 는 옵션거래활동과 변동성간 양방향적 인과관계의 경우임.  $\sigma \leftarrow \times \rightarrow pcr^m$ 는 옵션거래활동과 변동성간 인과관계가 성립하지 않는 경우임.

5) 인과관계 성립의 임계치는 F-통계치의 p-value의 0.05이며, \*\*\*, \*\*, \*는 비율차이에 대한 Z검정 결과 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의적임.

패널 C의 등가격(ATM) 풋-콜 비율과 변동성간의 관계에서는 승수 인상 전·후 기간에 걸쳐 흥미로운 변화가 관찰된다. 양 변수간에 상호 피드백 관계가 성립한 거래일의 비율은 양 기간 동안에 유의적인 차이가 없다. 그러나 변동성에 대한 예

측적 정보가 반영된 풋-콜 비율이 변동성에 선행하는 관계가 발견된 거래일의 비율은 인상 전 22.61%에서 인상 후에는 31.22%로 5% 수준에서 유의적인 차이로 증가한 반면, 옵션 거래자가 변동성을 추종하여 후행하는 행태가 나타난 거래일의 비율은 인상 전 20.31%에서 인상 후에는 11.39%로 1% 수준에서 유의적으로 감소했다. 다시 말해서, 풋-콜 비율이 변동성에 후행하는 관계를 노이즈 거래의 특성으로 파악한다면 등가격 옵션에서는 정보 거래가 노이즈 거래를 대체한 것으로 해석할 수 있다. 이같은 결과는 <표 8>에서 승수 인상 후에 하위 머니니스 종목을 대상으로 외국인을 중심으로 한 정보 거래가 유의적으로 활성화된 증거를 뒷받침하며, 승수인상 후 기간에 등가격 옵션을 거래하는 거래자들간에 구조적 변동이 나타났음을 추론할 수 있다.

이제 외가격 옵션 거래자들과 변동성간의 관계를 보도록 한다. 승수인상 전 기간에 양 변수간에 인과관계가 존재했던 거래일의 비율과 상호 피드백 관계가 존재했던 거래일의 비율은 승수인상 후 기간에도 지속되어 유의적인 차이를 발견할 수 없다. ATM과 같이 OTM 옵션에서도 풋-콜 비율이 변동성에 선행하는 행태가 나타난 거래일의 비율은 증가한 반면, 풋-콜 비율이 변동성에 후행하는 거래일의 비율은 감소했으나 통계적 유의성을 발견할 수 있을 정도의 변화폭은 크지 않다. 이는 승수 인상 이후에 외가격 옵션에 유동성을 공급하며 변동성을 추종하는 비정보 거래자가 시장에서 이탈했으며, 정보 거래자도 외가격 옵션을 활용하여 변동성을 예측하는 거래 전략의 활용은 제한적임을 시사한다. 이상의 결과를 종합하면 옵션 승수 이후 기간에 저변동성이 지속되고 있으나, 전반적으로 옵션 시장에서는 이러한 변동성을 예측하여 수익을 실현하려는 전략적 목적의 정보 거래는 유지되고 있음이 확인된다. 결론적으로 변동성에 의존하여 수익을 추구하려는 노이즈 거래 행태는 유의적으로 감소한 반면, 변동성을 예측하여 수행하는 정보적 거래는 증가했다는 행태는 옵션 승수 인상으로 인해 거래자의 매매 전략이 시장의 질적 수준을 저하시키는 부정적 영향을 미쳤다고는 볼 수 없는 것으로 해석된다.

## IV. 결론

KOSPI200선물이 최초의 장내 파생상품으로 도입된 이후 거래규모가 비약적으로 성장한 한국 파생상품시장은 투기적 거래를 억제하고 개인 투자자를 보호하려는 목적의 규제가 강화되고 있다. 특히 전세계 주가지수 파생상품 시장에서 가장 활발하게 거래되었던 KOSPI200옵션의 거래승수는 2012년 3월 9일부터 거래승수를 5배로 대폭적으로 인상했다. 이러한 옵션 거래 승수 인상 조치는 글로벌 시장에서 가장 활발하게 거래되었던 단일 파생상품의 유동성을 축소한 이례적인 정책의 사례이다. 본 연구는 이러한 승수 인상이 현물 시장 변동성에 미친 영향을 분석하고, 풋-콜 비율과 시장 변동성간의 인과관계로부터 일중 수준에서 옵션 거래자들의 전략적 행태가 구조적으로 변화했는지를 검증했다. 풋-콜 비율에 미래 주가의 방향성에 대한 정보내용이 반영되었는지를 검증하는 선행연구들에 비해 본 연구는 풋-콜 비율이 변동성 예측에 대한 정보내용을 검증한다는 점에서 방법론적 차별성을 가진다.

주요한 실증 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 옵션 승수 이후 기간에 AR(1)-GARCH(1,1)으로 추정된 현물 시장의 일중 조건부 변동성은 옵션 승수 이전 기간보다 유의적인 수준으로 감소했으며, 옵션시장과 현물시장의 거래활동도 승수 인상 이후 기간에 급감했다. 이는 거래량이 감소에 따라 옵션 시장 참여자간에 정보 비대칭성이 완화되면서, 현물 시장 변동성도 감소하는 관계를 제시한다. 또한 승수인상 전·후 기간 동안 풋-콜 비율과 현물 시장 변동성간에는 양방향적인 과관계가 지속하고 있는 것으로 나타났다. 이는 정보를 가진 옵션 거래자들이 변동성을 예측하는 매매 전략을 실행하고, 아울러 비정보 거래자들도 변동성을 추종하는 매매 패턴이 공존하므로 현물 시장과 옵션 시장간에는 정보 흐름이 상호 환류하고 있음을 의미한다. 특히 승수 인상 이후에 극가격 옵션의 거래는 감소한 반면 등가격 또는 근가격 옵션의 거래로 집중하는 경향이 나타났으며, 등(근)가격 옵션의 거래는 승수 인상 후 기간에 단기적 변동성을 선행하는 추세가 유의적으로 증가한 반면 변동성을 후행하여 추종하는 노이즈 거래는 감소한 것이 확인되



었다. 아울러 극가격 옵션 거래자들도 승수 인상 후에 변동성을 추종하는 행태는 승수 인상 전 기간에 비해 유의적으로 감소하였으며, 이는 승수 인상 후에 낮은 변동성이 지속됨에 따라 변동성에 기반한 투기적 매매 행태가 축소된 것으로 해석할 수 있다.

이와 같이 옵션 거래승수 인상 이후에 변동성이 감소하고, 개인 투자자들이 집중하는 외가격 옵션에서 변동성을 추종하는 노이즈 거래 행태가 감소했다는 실증 결과는 옵션 시장의 제도 변경 자체가 현물 시장의 질적 수준을 훼손하지 않았다는 이우백(2014)와 일관성 있는 정책적 시사점을 제공한다.

파생상품시장의 감독 규제와 제도 개선이 비중있는 현안으로 거론 중인 점을 고려할 때, 본 연구의 결과는 향후 제도 개선이나 규제 내용과 관련하여 의미있는 참고자료를 제공할 것이라고 믿는다. 또한 자료의 한계와 범위의 제약으로 인해 본 연구에서 다루지 못한 부분에 대한 추가적인 분석을 한다면 승수 인상이 시장의 질적 수준에 미친 효과를 보다 면밀하게 검토할 수 있을 것으로 기대한다. 우선적으로 승수 인상 조치가 옵션 시장에서 정보 거래자와 노이즈 거래자의 구성 변화와 매매성과에 실질적으로 어떠한 영향을 미쳤는지를 검토할 필요가 있다. 투자주체별 또는 개인 계좌별로 승수 인상 전의 매매손익을 기준으로 정보 거래자와 비정보 거래자를 판단할 수 있다면, 승수 인상 조치가 인상 후의 이들의 투자 성과와 거래활동에 어떠한 영향을 미쳤는지를 직접적으로 검증하는 작업은 정책적 시사점을 도출하는데 공헌을 할 수 있을 것으로 판단한다.

## 참고문헌

- 권택호·박종원·장욱, “사이드카가 주식시장에 미치는 효과”, 금융공학연구, 제4권, 2005, pp. 1-25.
- 권택호·이해문, “KOSPI200 선물과 옵션거래가 주식시장의 변동성에 미친 영향에 대한 실증분석”, 재무연구, 제13권 제2호, 2000, pp. 103-133.
- 금융위원회·금융감독원·한국거래소·금융투자협회, 자본시장 역동성 제고를 위한 파생상품시장 발전방안, 2014.
- 금융위원회 보도자료, ELS 발행 및 운영 관련 제도개선 방안, 2009.
- \_\_\_\_\_, 장내옵션시장, ELW시장 및 FX마진시장 건전화방안, 2011.
- \_\_\_\_\_, ELW시장 추가 건전화 방안 마련, 2011.
- 김민호·김민철, “KOSPI200 옵션의 거래량, 미결제약정수량, 그리고 현물주식 시장의 변동성”, 금융연구, 18권, 2004, pp. 111-141.
- 김술, “콜/풋옵션 거래금액 비율의 정보효과”, 선물연구, 제15권 2호, 2007, pp. 31-53.
- 김술·박혜현, “주가지수옵션 미결제약정 수량과 현물 주식시장 수익률 간의 정보효과”, 선물연구, 제20권 제1호, 2012, pp. 65-100.
- 남길남, “파생상품시장의 규제 이슈에 대한 고찰”, Capital Market PERSPECTIVE, 제6권 제2호, 2014, pp. 50-63.
- 남길남·이효섭·천창민, 파생상품시장의 현황 진단과 발전방향, 자본시장연구원 정책토론회 자료집, 2014, 자본시장연구원.
- 박종원·엄윤성·장욱, “사이드카가 프로그램매매종목의 가격·변동성·유동성에 미치는 영향”, 선물연구, 제15권 제1호, 2007, pp. 1-40.
- 박종원·엄철준·이우백, “거래승수 인상이 KOSPI200 옵션시장의 가격발견기능에 미치는 효과”, 금융안정연구 게재 예정, 2014.
- 박종원·이우백·권택호, “프로그램매매 중단장치가 주식시장의 정보비대칭에 미치는 영향”, 한국증권학회지, 제38권 제3호, 2009, pp. 325-369.

- 옥기율·장우애, “주가변동성에 대한 KOSPI200 지수옵션의 투자자별 거래량의 정보적 역할”, 경영연구, 제23권 제2호, 2008, pp. 47-67.
- 이우백, “KOSPI200옵션 거래승수 인상 조치에 따른 투자 행태 변화 분석”, 한국증권학회지, 제43권 제1호, 2014, pp. 237-277.
- 이재호, 코스피 200 옵션 승수 인상 효과 분석, 한국 파생금융포럼 창립기념 세미나 발표 자료집(2012), 한국거래소.
- 정재만·김재근, “개인투자자의 옵션매매 성과와 행태”, 선물연구, 제13권 1호, 2005, pp. 99-127.
- 최병욱, “옵션거래량 정보는 현물가격을 예측하는가? KOSPI200 옵션시장에 대한 실증분석”, 한국증권학회지, 제40권 4호, 2011, pp. 551-578.
- 최혁·윤선흠, “프로그램매매가 주식가격에 미치는 영향”, 한국증권학회지, 제36권 제2호, 2007, pp. 281-320.
- 한국거래소 보도자료, 주식 ELW 유동성공급 호가 제출 의무 강화, 2010.
- \_\_\_\_\_, 코스피200 옵션 거래승수 인상 시행, 2012.
- \_\_\_\_\_, ELW LP호가 제출 제한에 따른 투자자유 의사향 안내, 2012.
- \_\_\_\_\_, 코스피200 옵션 거래승수 인상 후 시장 건전성 제고, 2013.
- 한국파생상품학회·자본시장연구원, 국내 파생상품시장의 진단 및 기능제고를 위한 연구용역, 2012.
- 한상범·오승현, “프로그램거래가 주식시장의 변동성에 미치는 장·단기 효과”, 선물연구, 제15권 제1호, 2007, pp. 97-129.
- Becchetti, L., and A. Caggese, “Effects of Index Option Introduction on Stock Index Volatility : A Procedure for Empirical Testing Based on SSC-GARCH Models”, *Applied Financial Economics*, 10, 2000, pp. 323-341.
- Bhuyan, R. and M. Chaudhury, “Trading on the Information Content of Open Interest : Evidence from the US Equity Options Market”, *Journal of Derivatives and Hedge Funds*, 11, 2005, pp. 16-36.

- Black, F., “Fact and Fantasy in Use of Options”, *Financial Analysts Journal*, 31, 1975, pp. 61-72.
- Chan, K., Y. P. Chung, and H. Johnson, “Why Option Prices Lag Stock Prices : a Trading Based Explanation”, *Journal of Finance*, 48, 1993, pp. 1957-1967.
- Chan, K., Y. Chang, and P. Lung, “Informed Trading under Different Market Conditions and Moneyness : Evidence from TXO Options”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, 2009, pp. 189-208.
- Chan, K., Y. P. Chung, and W. Fong, “The Informational Role of Stock and Option Volume”, *Review of Financial Studies*, 15, 2002, pp. 1049-1075.
- Chatrath, A., Kamath, R., Chakornpipat, R. and S. Ramchander, “Lead-lag Associations Between Option Trading and Cash Market Volatility”, *Applied Financial Economics*, 5, 1995, pp. 373-381.
- Chatrath, A., Ramchander, S. and F. Song, “Does Option Trading Lead to Greater Cash Market Volatility”, *Journal of Futures Market*, 15, 1995, pp. 785-803.
- 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, pp. 1-23.
- Easley, D., M. O’ara, and P. S. Srinivas, “Option Volume and Stock Prices : Evidence on Where Informed Traders Trade”, *Journal of Finance*, 53, 1998, pp. 431-465.
- Engle, R.F., and Clive W.J. Granger, “Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251-276.
- Epps, J., and Epps, M., “The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes : Implications for the Mixture of Distribution Hypothesis”, *Econometrica*, 44, 1976, pp. 305-325.
- Fodor, A., K. Krieger and J. Doran, “Do Option Open-interest Changes

- Foreshadow Future Equity Returns?”, *Financial Markets and Portfolio Management*, 25, 2011, pp. 265–280.
- Grossman, S.J., “Program Trading and Market Volatility”, *Financial analysts Journal*, 44, 1988, pp. 18–28.
- Hagelin, N., “Index Option Market Activity and Cash Market Volatility under Different Market Conditions : An Empirical Study from Sweden”, *Applied Financial Economics*, 10, 2000, pp. 597–613.
- Harris, L., Sofianos, G., and Shapiro, J.E., “Program Trading and Intraday Volatility”, *Review of Financial Studies*, 7, 1994, pp. 653–685.
- Hasbrouck, J., “Order Characteristics and Stock Price Evolution : An Application to Program Trading”, *Journal of Financial Economics*, 41, 1996, pp. 129–149.
- Hogan, K.C., Kroner, K.F. and J. Sultan, “Program Trading, Nonprogram Trading, and Market Volatility”, *Journal of Futures Markets*, 17, 1997, pp. 733–756.
- Hu, J., “Does Option Trading Convey Stock Price Information?”, *Journal of Financial Economics*, 111, 2014, pp. 625–645.
- Hwang, S., and Satchell, S., “Market Risk and the Concept of Fundamental Volatility : Measuring Volatility across Asset and Derivative Markets and Testing for the Impact of Derivatives Markets on Financial Markets”, *Journal of Banking and Finance*, 24, 2000, pp.759–785.
- Jarnecic, E., “Trading Volume Lead/Lag Relations Between the ASX and ASX Option Market : Implications of Market Microstructure”, *Australian Journal of Management*, 24, 1999, pp. 77–94.
- Kumar, R., Sarin, A., and K. Shastri, “The Impact of Options Trading on The Market Quality of The Underlying Security : An Empirical Analysis”, *Journal of Finance*, 53, 1998, pp. 717–732.
- Kyriacou, K. and L. Sarno, “The Temporal Relationship Between Derivatives Trading And Spot Market Volatility in The UK : An Empirical Investigation

and Monte Carlo evidence”, *Journal of Futures Markets*, 19, 1999, pp. 245–270.

Pan, J. and A. M. Poteshman, “The Information in Option Volume for Future Stock Prices”, *Review of Financial Studies*, 19, 2006, pp. 871–908.

Pericli, A. and G. Koutmos, “Index Futures and Option and Stock Market Volatility”, *Journal of Futures Markets*, 17, 1997, pp. 957–974.

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, pp. 191–220.

Tauchen, G., and Pitts, M., “The Price Variability–Volume Relationship on Speculative Markets”, *Econometrica*, 51, 1983, pp. 485–505.

## Abstract

To mitigate the problems related to the excessive speculation and high participation of retail investors in the KOSPI 200 options market, the Financial Services Commission raised the option multiplier for KOSPI 200 options to KRW 500,000 equal to five times prior multiplier since March 9, 2012. The implementation of new multiplier is evaluated as the policy that induces radical change in liquidity on Korean derivatives market. This paper attempts to examine how this increase of multiplier influences the lead-lag relationship between market liquidity and volatility of spot market employing VAR.

The main results are summarized as followings: (1) The daily conditional volatility of spot market employing AR(1)-GARCH(1,1) significantly decreased during implementation of new multiplier. This implies that the disturbing factors that affect volatility weakened with shrinkage in liquidity due to new multiplier. (2) The bidirectional causal relations between change in put-call ratio and market volatility consists throughout the pre and post period. This shows that informed option trader implements the trading strategy that predict short-term volatility but uninformed trader also tends to follow volatility contemporaneously. (3) ITM option traders tends to lead more strongly the short-term volatility during the period of new multiplier. Meanwhile, speculative trading significantly decreased due to low volatility. Overall, the empirical results indicate despite shrinkage in liquidity due to new multiplier, the informational efficiency of option market is robust without deterioration.

※ Key words: Volatility, Put-Call Ratio, Causality, Options, Multiplier