

KOSPI200정규옵션과 미니옵션간 투자행태의 선도·후행 분석

이 우 백 (한국방송통신대학교)*

< 요약 >

본 연구는 KOSPI200미니 옵션 시장에서 투자자들의 행태가 기존 옵션 시장과 어떠한 연관성을 가지는지를 2015년 8월부터 2016년 3월까지 일별 자료를 이용하여 선도·후행 검정으로 분석했다. 기존 정규 시장과 미니 시장의 거래활동 지표를 풋-콜 비율, 콜옵션 거래량, 풋옵션 거래량으로 선정하여 VAR로 추정된 분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 정규 옵션과 미니 옵션의 거래가 주식시장변동에 일별 수준에서 선행한다는 통계적으로 유의적인 증거는 발견되지 않았으며, 정규 시장과 미니 시장 모두 주식시장 변동에 후행하는 것으로 나타났다. 이같은 결과는 정규 옵션과 미니 옵션의 거래자들이 주가 변동을 예측하는 정보적 거래자로 시장에 참여하기보다 시장 추세를 추종하는 노이즈 거래자에 부합하는 행태를 보인다.

둘째, 옵션거래와 지수변동간 동시적 인과관계로 볼 때 전체 수준에서 미니 옵션과 주식시장동간 동시적 상호인과관계는 풋-콜 비율과 풋옵션에서 성립되는 반면, 정규 시장과 주식시장간 관계를 발견할 수 없었다. 머니니스별 분석 결과에서도 전반적으로 옵션거래가 주식시장변동의 원인으로 작용하기보다는 주식시장 변동에 따라 옵션 거래자들이 매매행태를 취하는 추세 추종 전략을 보였다. 또한 정규 시장이나 미니 시장의 거래 행태는 주식시장 변동의 선행하는 유의적인 설명력이 없다는 점에서 시차적 선도·후행 관계가 존재하지 않지만, 주식시장과 상호 피드백하는 관계에서는 미니 시장이 정규 시장보다 유의적으로 강한 것으로 분석되었다. 정규 파생상품시장에 비해 역사가 짧고 시장 규모도 작은 미니옵션시장의 특성에도 불구하고 가격발견의 질적 수준이 효율적으로 나타난 결과는 바로 정규시장 거래행태와 유사한 수준의 미니옵션의 거래행태에 기인하는 것으로 해석할 수 있다.

핵심 단어 : 미니옵션, 내생성, 선행성, 풋-콜 비율, VAR

JEL 분류기호: G12, G13

* 연락 담당 저자. 주소 : 서울특별시 종로구 대학로 86 한국방송통신대학교 경영학과, 110-791 ; E-mail: datalover@knou.ac.kr ; Tel: 02-3668-4629 ; Fax: 02-3668-4208.

1. 서 론

본 연구는 동일한 기초자산을 공유하는 미니옵션(mini options)시장과 기존에 개설된 정규옵션(regular options)시장에서 투자자들의 거래행태의 선도·후행 관계를 비교하여 평가한다. 2015년 7월 20일에 도입된 KOSPI200 미니(mini) 선물·옵션은 기존의 KOSPI200 선물·옵션과 기초자산은 동일하지만 계약당 거래금액이 1/5로 축소된 상품이다. 미니옵션시장이 개설되기 전에 KOSPI200 옵션시장에서는 개인 투자자의 시장 진입을 제한하는 목적으로 거래승수가 10만원에서 50만원으로 인상된 후, 시장 규모가 축소되고 투자자의 구성에 구조적 변동이 나타났다. 금융당국은 KOSPI200지수 미니 파생상품시장의 개설이 기존의 KOSPI200 선물·옵션의 계약당 거래대금이 상대적으로 크기 때문에 정밀한 위험관리가 어려운 점을 개선하고 차익거래 기회를 확대하는 등 새로운 투자기회를 제공하기 위한 목적이라고 밝히고 있다. 결과적으로 KOSPI200 미니 옵션은 현행 거래 승수 인상 전의 옵션 승수로 환원하여 재개설한 현행 정규 시장의 대안적 시장(alternative market)으로 볼 수 있다.¹⁾ 파생상품이 가진 본연적 기능 중 하나는 다른 시장의 가격발견(price discovery)이며 이러한 가격발견은 그 시장에 참여하는 투자자의 매매행태와 전략에 기반하므로 파생상품시장에서 투자행태를 파악하는 것은 미니옵션시장을 포함한 파생상품시장에서 가격발견의 요인과 질적 수준을 평가한다는 점에서 학술적 측면과 실무적 측면에서 중요하다.

복수의 파생상품시장이 동일한 기초자산을 공유한다면, 파생상품시장간에는 상호 정보흐름에 따라 시장의 연계성(market linkage)이 조성된다. 즉, KOSPI200정규시장과 미니옵션에는 동일한 기초자산에 대한 정보가 가격에 공통적으로 반영되어 가격발견이 가능하며 이 과정은 투자자들의 매매행태로 시현된다. 아울러, 정규 시장이나 미니 시장에서 파생상품을 활용하여 가격변동 위험을 헤지하는 행위나 가격간의 차이를 얻기 위한 차익거래 행위에서도 시장간 연계성이 개입되므로 투자행태가 가격발견에 영향을 미치는 요인으로 작용할 것이다. 따라서 정규시장이나 미니시장의 가격발견 효과에는 거래비용과 같은 시장미시구조인 요소는 물론, 시장에 참여하는 투자자의 정보능력과 행태도 중요한 요인으로 작용하여 가격발견의 효율성에 차이를 결정할 것이다. 정규 파생상품과 대안적 미니 파생상품 시장간 가격발견에 관한 연구 성과는 이미 미니 시장이 활성화된 해외에서 진행되어 축적된 반면, 본 연구의 주제인 시장간 투자행태의 관계에 대해서는 전무하다. 국내에서도 미니파생상품의 역사가 짧기 때문에 가격발견 효과를 분석한 연구 성과는 있지만, 이 결과를 보완적으로 설명할 투자행태 관점에서 분석하려는 시도는 이 연구가

1) 미니 파생상품시장 개설의 배경에 대해서는 금융위원회 보도자료 『자본시장 개혁을 위한 정책 추진방안』과 한국거래소 보도자료 『미니코스피200 선물·옵션 상장』을 참조할 수 있다. KOSPI200 선물은 시장 개설 이후부터 거래승수가 50만원이었지만, KOSPI200 옵션은 개설 당시 10만원이던 거래승수를 2012년 3월 9일부터 50만원으로 인상하여 선물의 거래승수와 일치시켰다. 따라서 KOSPI200 미니옵션은 승수인상 전의 원래 거래승수로 환원시킨 상품이라 할 수 있다. KOSPI200 옵션의 거래승수 인상의 배경에 대해서는 한국거래소 보도자료 『코스피200 옵션 거래승수 인상 시행』과 이우백(2014)를 참조하기 바란다.

최초라 할 수 있다.

본 연구와 관련한 선행연구는 정규파생상품시장의 대안 시장으로 부각된 미니파생상품시장의 기능에 집중되어 진행되고 있다. Hasbrouck(2003)와 Kurov and Lasser(2004)은 전자거래 기반의 E-mini S&P500선물이 현물의 가격발견에서 기존 S&P500선물보다 효율성이 높다고 평가하며, 미국 외 다른 거래소들을 대상으로 진행된 연구들도 전자거래방식의 미니선물이 전통적인 장내거래(floor) 방식의 선물이 가진 현물의 가격발견 기능을 지배한다는 결론으로 요약된다(Ates and Wang, 2005a, 2005b ; Chung et al., 2010 ; Gilbert and Rijken, 2006 ; Karagozoglu and Martell, 1999 ; Tse and Xiang, 2005). 이 연구들은 공통적으로 미니시장과 원시장간 가격발견 효율성의 차이가 거래방식(trading mechanism)의 차이에 기인한다는 실증적 결과를 제시한다. 한편, 아시아권 파생상품시장을 대상으로 거래방식의 효과를 통제하여 원선물과 미니선물의 가격발견의 효율성의 차이를 규명하는 최근 연구의 결과들도 전반적으로 미니시장이 가진 가격발견의 효율성이 높은 것으로 평가한다. Tao and Song(2010)은 항셱(Hang Seng)지수 미니선물에서 소규모 거래가 가격발견과정에서 유의적인 공헌을 수행하며, Pavabutr and Chaihetphon(2010)은 인도상품거래소(MCX)의 미니금선물도 거래대금 비중 대비 가격발견에 대한 공헌도가 원선물보다 유의적으로 높다고 보고한다. Wang et al.(2013)은 대만 선물시장(TAIFEX)에서 전자거래기반인 원선물과 미니선물간의 가격발견을 검증한 결과, 미니선물이 원선물에 비해 가격발견에 대한 기여도가 유의적으로 높다고 평가한다. 이상의 연구들과 달리, Choy and Zhang(2010)은 항셱지수의 원선물이 가격발견에서 미니선물에 비해 지배적인 역할을 수행한다는 상반된 결과를 제시한다. 국내에서는 이우백(2016b)은 KOSPI200미니선물과 정규선물은 모두 현물에 선행하며 양 시장간에서 가격발견의 주도력에서는 통계적으로 유의적인 차이가 없는 것으로 보고한다. 또한 후속연구로 미니옵션과 정규옵션간 가격발견 관계를 분석한 이우백(2017)은 미니 옵션이 현물을 선도하는 경향이 정규 옵션보다 강한 것으로 나타나 투자전략 측면에서 정규 시장의 대안적인 상품의 매력도가 높은 것으로 평가하고 있다. 이상의 국내 연구는 개설 후 운영 초기 단계에서 유동성이 낮은 여건임에도 불구하고 미니파생상품시장의 가격발견의 질적 수준 자체는 효율적인 것으로 평가하고 있다.

본 연구는 미니 옵션 시장에서 투자자들의 행태가 기존 옵션 시장과 어떠한 연관성을 가지는지를 옵션의 거래 활동 지표인 풋-콜 비율, 콜옵션 그리고 풋옵션의 변수에 대해 선도·후행 관계를 검정했다. 옵션시장과 관련된 국외 선행 연구들은 거래 활동 지표인 풋-콜 비율에 일별 또는 일중 수준에서 현물가격의 가격발견에 대한 유용한 정보 내용이 내포되어 있음을 실증적으로 보고하고 있다.(Bhuyan and Chaudhury(2005), Easley et al.(1998), Chen et al.(2005), Chan et al.(2009), Pan and Poteshman (2006), Fodor et al.(2011)) 또한 국내에서도 KOSPI200옵션의 풋-콜 비율이 가진 정보효과와 거래 전략 지표로서의 유용성은 김 술(2006), 김 술과 박혜현(2012), 최병욱(2011), 이우백(2014), 이우백(2016a)의 연구에서 제시되고 있다.

2015년 7월부터 2016년 3월까지 일별 자료를 이용하여 VAR로 기존 정규 시장과 미니 시장

의 거래활동의 관계를 추정한 분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 정규 옵션과 미니 옵션의 거래가 주식시장변동에 일별 수준에서 선행한다는 통계적으로 유의적인 증거는 발견되지 않았으며, 정규 시장과 미니 시장 모두 주식시장 변동에 후행하는 것으로 나타났다. 이같은 결과는 정규 옵션과 미니 옵션의 거래자들이 주가 변동을 예측하는 정보적 거래자로 시장에 참여하기보다 시장 추세를 추종하는 노이즈 거래자에 부합하는 행태를 보인다. 머니니스 종목으로 구분할 때 레버리지와 유동성 효과에서 ITM이나 ATM보다 우위에 있는 OTM 거래자들의 매매행태에 주가변동에 대한 예측력이 내포되었다고 볼 수는 없었다. 이는 일부 선행 연구결과와 상이한 결과로 외가격 옵션의 비중이 높은 국내 옵션 시장의 특성에 기인한다.

둘째, 옵션거래와 지수변동간 동시적 인과관계로 볼 때 전체 수준에서 미니 옵션과 주식시장 동간 동시적 상호인과관계는 풋-콜 비율과 풋옵션에서 성립되는 반면, 정규 시장과 주식시장간 관계를 발견할 수 없었다. 머니니스별 분석 결과에서도 전반적으로 옵션거래가 주식시장변동의 원인으로 작용하기보다는 주식시장 변동에 따라 옵션 거래자들이 매매행태를 취하는 추세 추종 전략을 보였다. 또한 정규 시장이나 미니 시장의 거래 행태는 주식시장 변동의 선행하는 유의적인 설명력이 없다는 점에서 시차적 선도·후행 관계가 존재하지 않지만, 주식시장과 상호 피드백하는 관계에서는 미니 시장이 정규 시장보다 유의적으로 강한 것으로 분석되었다. 이같은 결과는 개설 이후 시장의 성숙도와 유동성이 상당기간 축적된 후에 미니 상품의 가격발견 기능이 향상하는 것으로 분석된 해외 시장의 사례와 비교할 때 이례적이라고 볼 수 있다. 따라서 정규 파생상품시장에 비해 역사가 짧고 시장 규모도 작은 미니옵션시장의 특성에 도 불구하고 가격발견의 질적 수준이 효율적으로 나타난 결과는 바로 정규 시장 거래행태와 유사한 수준의 미니 옵션의 거래행태에 기인하는 것으로 해석할 수 있다.

이하에서 전개될 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2 장에서는 미니옵션의 제도적 특성을 정규 옵션과 비교하며, 표본기간동안 정규옵션과 미니옵션시장의 거래활동 변화를 비교하고 분석한다. 제 3 장에서는 연구에서 활용한 실증 분석 방법론을 설명하고, 제 4 장에서는 정규옵션과 미니 옵션의 거래행태를 시장변동에 대한 선도·후행 관계 분석에 초점을 두고 비교한다. 마지막으로 제 5 장에서는 연구의 주요 결과를 요약하고 시사점을 정리한다.

2. KOSPI200정규옵션과 미니옵션의 거래 제도와 행태 비교²⁾

2.1 미니옵션의 거래 제도적 특성

미니옵션과 정규옵션의 제도적 특성의 차이점은 <표 1>에 제시된다. 미니옵션의 계약당 거래승수는 정규옵션의 승수인상 전 거래승수였던 10만원으로, 현행 정규옵션의 계약당 거래승수인 50만원의 1/5이다. 호가단위는 옵션가격 수준에 따라 2단계로 구분된다. 미니옵션 가격이

2) 제2장의 내용은 선행연구인 이우백(2017)의 제2장의 내용을 인용하여 작성함.

10p이상이면 0.1p이지만, 정규옵션 가격이 10p이상이면 호가단위는 절반수준인 0.05p이다. 또한 10p미만인 구간에서 미니옵션의 호가단위는 0.02p인 반면, 정규옵션의 호가단위는 역시 절반인 0.01p이다.³⁾ 따라서 미니옵션의 최소호가단위 금액은 10p를 기준으로 2,000원과 10,000원이며, 정규옵션의 최소호가단위 금액의 5,000원과 25,000원의 1/4에 해당한다.

<표 1> KOSPI200정규옵션과 미니옵션의 거래 제도의 비교

구분	KOSPI200정규옵션	KOSPI200미니옵션
기초자산	KOSPI200 지수	
거래승수	50만원	10만원
결제월	11개 (비분기월 4개 : 6개월, 3 . 9월 2개 : 1년, 6월 2개 : 2년, 12월 3개 : 3년)	연속월 6개 (결제월 : 비분기월 4개, 분기월2개)
호가가격단위	0.01p (10p미만) 0.05p (10p이상)	0.02p (10p미만) 0.10p (10p이상)
행사가격 수	비분기월: 2.5p간격 25개 3.9월: 5p간격 13개 6.12월: 10p간격 7개	ATM ± 12개 (2.5p간격 25개)
호가수량 한도	1,000계약	5,000계약
호가의 종류	지정가, 시장가, 조건부지정가, 최유리지정가	지정가
누적호가 수량한도	알고리즘 계좌 7,500 비알고리즘 계좌 15,000	알고리즘 계좌 37,500 비알고리즘 계좌 75,000
정산가격	KOSPI200옵션의 증거금기준가격 적용	
최종거래일	결제월의 두 번째 목요일	

정규옵션의 주문당 호가수량 한도는 1,000계약인데 비해, 미니옵션의 호가수량 한도는 5,000 계약으로 5배이며 거래승수를 고려한다면 주문당 최대거래금액은 동일하다. 누적호가 수량한도는 정규옵션과 미니옵션 모두 알고리즘 계좌와 비알고리즘 계좌를 구별하여 적용한다. 미니옵션의 알고리즘 계좌의 호가수량한도도 정규옵션의 5배인 37,500계약이며 비알고리즘 계좌는 알고리즘 계좌의 2배인 75,000계약이 허용된다. 미니옵션 시장에서 지정가(limit order)로만 호가가 허용된 것은 정규옵션 시장의 호가 종류와 비교할 때 제약적인 측면이라 볼 수 있다. 시장가 주문을 제외하고 지정가로만 허용하는 것은 정규옵션의 야간시장에서 적용되는 방식과 동일하며, 이는 유동성 공급이 부족할 경우에 발생할 수 있는 급격한 가격변동위험을 낮추고자 하는 목적으로 해석할 수 있다. 결제월물 상품으로 보면 정규옵션은 11개로 상장기간이 6개월인 비분기월 단기물 4종목과 상장기간이 1년을 초과하는 장기물 5종목을 포함한다. 반면 미니옵션 상품은 만기가 1년인 연속월 6종목이 상장되어 운영되므로 결제월 품목수에서는 미니옵션이 정규옵션에

3) 동일 가격 수준에서 미니옵션의 호가단위가 정규옵션의 2배인 것은 미니선물과 대비된다. 미니선물의 호가단위는 0.02p로 원선물 호가단위인 0.05p보다 작다.

비해 적다. 행사가격의 수를 보면 정규옵션은 단기물인 비분기월물의 경우 등가격(ATM)을 포함하여 25개이며, 1년 만기물은 13개, 1년 초과 장기물은 7개로 상장기간에 따라 행사가격이 다양하게 개설된 반면 미니옵션은 등가격을 중심으로 상·하 12개의 총 25개의 행사가격별 옵션이 개설된다. 미니옵션과 정규옵션의 만기일의 정산가격은 공통적으로 KOSPI200옵션의 증거금기준가격을 적용한다.

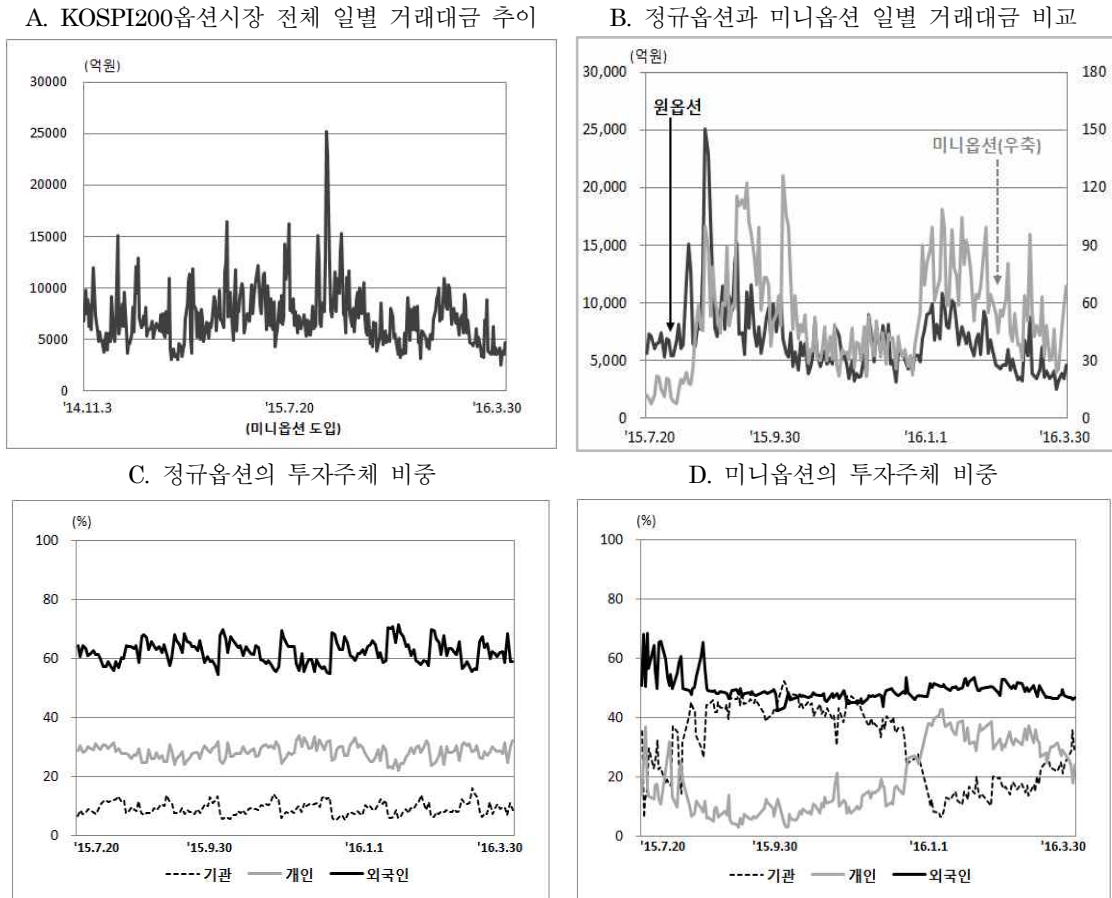
2.2 정규옵션과 미니옵션의 거래활동 비교

<그림 1>의 A부터 D는 정규옵션과 미니옵션의 거래활동의 일별 추이를 제시하며, <표 2>는 정규옵션과 미니옵션 시장 규모의 기술적 통계치를 비교한다. <그림 1>의 A에서는 미니옵션의 최초 상장일인 2015년 7월 20일을 기준으로, 전·후 약 8개월에 해당하는 기간동안 정규옵션과 미니옵션을 포함한 전체 KOSPI200옵션시장의 거래대금의 일별 추이를 제시한다. 미니옵션시장 개설 전 기간인 2014년 11월부터 상장 직전일인 7월 19일까지의 정규옵션의 일평균 거래대금은 약 7,325억원이며, 미니옵션 상장 이후부터 2016년 3월 31일까지의 미니옵션을 포함한 전체 옵션시장의 일평균 거래대금은 6,921억원으로 감소했지만 t-검정과 비모수 검정 모두 미니옵션 도입 전·후 기간의 일별 평균치에 대해서는 통계적으로 유의적인 차이는 없었다.

<그림 1>의 B에서는 A에서 미니옵션이 상장된 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지의 정규옵션과 미니옵션의 일별 거래대금의 추이를 보면 정규옵션과 미니옵션의 거래활동은 전반적으로 동행하는 행태가 관찰된다. C와 D는 각각 정규옵션과 미니옵션에 대해 기관, 개인, 외국인의 일별 거래대금의 비중의 추이를 제시한다. C의 정규옵션의 투자주체 비중을 보면, 외국인의 비중은 60%를 중심으로 일정하게 변동하며, 개인과 기관은 각각 30%과 10%의 일정한 비중을 유지하고 있다. D의 미니옵션에서 외국인의 비중은 표본기간동안 50%내외에서 횡보하며, 기관은 2015년 9월까지 거래활동의 비중이 외국인의 거래비중까지 증가한다. 기관의 거래비중은 9월 후에 급감하다 2016년에 재상승하는 추세이며, 2015년에 20%를 하회하던 개인투자자의 비중은 2016년부터 증가했음을 제시한다. 이와 같은 결과로 보면 외국인은 정규옵션과 미니옵션의 거래활동을 주도하는 투자주체임이 확인된다. 즉, 미니파생상품시장의 개설의 근본적인 취지는 상대적으로 거래규모가 작은 개인투자자가 파생상품시장에 진입할 수 있도록 장벽을 낮추는 것이지만 현실적으로 시장의 거래 주도는 외국인이 지배하는 것이 특징이다.

<그림 1> 정규옵션과 미니옵션의 거래활동 비교

KOSPI200정규옵션과 미니옵션 거래활동의 추이를 제시한다. 패널 A에서는 2014년 11월부터 2016년 3월 까지 정규옵션과 미니옵션을 포괄하는 전체 옵션시장의 일별 거래대금 추이다. 패널 B는 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 정규옵션(좌축)과 미니옵션(우축)의 일별 거래대금 추이를 비교한다. 패널 C와 패널 D는 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 일별 정규옵션(미니옵션) 거래대금의 투자주체 비중(매수거래대금 비중과 매도거래대금 비중의 평균) 추이를 제시한다.



<표 2>의 패널 A에서 미니옵션 도입 후 기간동안 미니옵션을 제외한 정규옵션의 거래대금의 일평균은 6,869억원으로 도입 전 기간보다 감소했지만, 역시 도입 전·후 기간동안 일평균에 대한 유의적인 차이는 확인할 수 없었다. 그렇지만 계약수를 보면 미니옵션 상장 후 기간의 정규옵션과 미니옵션의 전체 옵션의 일평균 계약수는 1,809,487계약으로 t-검정과 비모수 검정 결과 미니옵션 상장 전 기간보다 1%수준에서 유의적으로 감소했으며, 정규옵션 자체의 일평균 계약수도 1,733,752계약으로 유의적으로 감소했다. 이같은 결과는 미니옵션 도입이 기존의 정규옵션시장에 대한 투자활동에 특별한 영향을 미치지 않는 것으로 해석된다. <표 2>의 패널 C에서 전체 옵션시장의 일별 거래량에서 미니옵션의 거래량이 차지하는 비중의 평균치는 4.71%이며, 거래대금 비중의 평균치는 1%미만으로 나타났다.

<표 2> 일별 정규옵션과 미니옵션 거래활동의 기술적 통계치

2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지의 일별 정규옵션(패널 A)과 일별 미니옵션(패널 B)의 거래활동, 그리고 전체 옵션시장에서 미니옵션의 거래활동이 차지하는 비중(패널 C)의 기술적 통계치이다. 패널 A와 패널 B에서 거래량과 미결제약정수량의 단위는 계약이며, 거래대금은 백만원이다.

	평균	표준편차	중위수	최소값	최대값
패널 A. 정규옵션					
거래량	1,733,753	806,021	1,558,193	548,400	4,568,581
거래대금	686,872	314,554	633,978	253,159	2,510,250
패널 B. 미니옵션					
거래량	75,734	38,809	72,490	6,027	178,290
거래대금	5,268	2,661	4,809	748	12,584
패널 C. 미니옵션비중(%)					
거래량	4.71	2.42	5.02	0.37	11.66
거래대금	0.81	0.36	0.81	0.11	1.94

3. 분석방법론

3.1 자료와 표본기간

실증 분석에 포함된 전체 표본기간은 미니옵션의 상장 후 10일이 경과한 2015년 8월 3일부터 2016년 3월 31일까지 163거래일이며, 한국거래소가 외부에 공개적으로 판매하는 원옵션과 미니옵션의 1분 간격 체결자료와 거래활동 자료를 활용했다.

3.2 풋-콜 비율과 거래활동 측정

실무에서는 주식 시황 판단 및 투자의사결정의 시그널로 KOSPI200 풋옵션 거래지표를 콜옵션 거래지표로 나눈 비율인 풋-콜 비율이 활용되고 있다. 풋-콜 비율은 기술적 분석(technical analysis)의 지표로 활용되고 있는데, 일반적으로 풋옵션 거래지표보다 콜옵션 거래지표가 증가하여 풋-콜 비율이 1보다 낮아진다면 이는 기초자산의 가격 상승을 기대하는 투자자들의 매수가 유입되므로 향후 강세장의 신호로 해석할 수 있으며, 반대로 풋-콜 비율이 1을 초과한다면 약세장으로 전환하는 신호를 의미한다.⁴⁾ 이같은 풋-콜 비율은 투자자의 향후 주가 변동에 대한 전망을 반영하므로 시황 판단과 추세 전망의 지표로 활용되고 있다.⁵⁾ 또한 옵션시장과 관련된 국·

4) 실무에서 이와 같은 해석은 정보투자자들이 콜과 풋옵션의 매수 포지션에 집중한다는 가정을 내포하고 있다. 현실에서는 긍정적(부정적) 정보를 가진 거래자는 풋(콜) 매도 포지션을 취하는데, 이러한 매도 포지션에서는 향유할 수 있는 이익의 크기가 제한적이므로 정보 거래자들은 매도 포지션보다 매수 포지션에 대한 인센티브가 강할 것으로 해석할 수 있다.

내외 선행 연구들은 풋-콜 비율에는 기초 자산의 가격발견에 대한 유용한 정보 내용이 내포되어 있음을 실증적으로 보고하며, 일별 단위나 일중 단위에서 정보거래자들의 매매 행태를 추론하고 있다. Pan and Poteshman(2006)은 CBOE에 상장된 개별 주식 옵션 시장에서 일별 신규 포지션의 풋-콜 비율은 미래 주식수익률에 대한 유의적인 예측력을 보유하며, 이같은 예측력은 옵션 거래자의 사적 정보에 기인한다는 분석 결과를 제시한다. Chen et al.(2005)도 CBOE에 상장된 S&P500개별 주식 옵션의 풋-콜 거래금액 비율과 주식시장 간의 일별 선·후행 관계를 분석한 결과에서 OTM옵션과 주식시장간에는 유의적인 상호피드백 관계가 존재하며 이는 OTM의 저렴한 가격과 높은 유동성 때문에 정보 거래자가 군집하기 때문인 것으로 해석하고 있다. Chan et al.(2009)은 타이완 주가지수 옵션시장(TXO)에서 풋-콜 거래금액 비율과 주식시장 간의 일중 선·후행 관계를 분석한 결과에서 전체 수준에서 주식시장이 옵션시장을 선도하지만, OTM옵션은 주식시장을 유의적으로 선도하며 이같은 정보효과는 OTM의 레버리지에 기인한다고 설명한다. 또한 Fodor et al.(2011)은 풋-콜 미결제약정수량 비율은 1주 후의 미래 주가에 대해서 강한 예측력을 지니고 있음을 실증적으로 규명했다. 한편 국내 연구인 김 솔(2007)은 풋-콜 거래금액 비율과 KOSPI200수익률 간의 일중 선·후행 관계를 분석한 결과에서 전체 옵션에서는 양 시장간에 상호작용이 존재하며, 외가격 옵션은 일방향적으로 주가지수를 선행한다고 보고하여 Chan et al.(2009)을 결과를 지지하고 있다. 그러나 김 솔과 박혜현(2012)은 일별 풋-콜 미결제약정금액 비율과 현물시장인 KOSPI200 수익률 간의 일별 선·후행 관계를 분석한 결과에서 풋-콜 미결제약정금액 비율에는 현물지수에 대한 선도효과가 존재하지 않으며, 오히려 KOSPI 200주가지수 수익률에 따라 옵션 매매자들이 행동하는 결과가 콜-풋 미결제약정금액 비율에 내포되었다는 결과를 제시한다. 이우백(2014)도 KOSPI200옵션 승수가 인상된 후에 일별 풋-콜 비율의 변동은 주가지수 변동에 후행하는 추세 추종적 행태를 보이고 있으며, 이는 거래승수 인상 전의 결과와 일관성을 유지한다고 보고한다. 독일 Eurex와 연계하여 상장된 KOSPI200 야간 옵션의 풋-콜 비율의 정보 내용을 분석한 이우백(2016a)은 현물 수익률에 대한 가격발견 외에도 다음 날 현물 시장의 변동성 예측력도 유의적으로 포함되어 있는 것으로 분석하고 있다. 이와 같이 풋-콜 비율에 관한 정보 내용의 효과는 시장과 측정 방법에 따라 연구마다 상이하지만 옵션 시장의 투자자의 행태를 파악하는 지표로는 유용함을 보여준다.

본 연구에서는 이상의 선행연구들에서 제시한 풋-콜 비율(put-call ratio)에 내포된 옵션 거래자들의 행태가 거래 승수 인상으로 인한 유동성의 축소에 따라 어떤 패턴으로 변동했는지를 분석하기 위해, 적절한 풋-콜 비율의 측정치를 정의한다. 본 연구의 분석에 활용되는 풋-콜 비율은 시장별로 집계된 옵션 거래량에 대해 측정된 식 (1)의 로그 풋-콜 비율의 차분이다. 이 측정치는

5) 풋-콜 비율이 아주 낮은 경우, 예를 들어 콜옵션 거래량이 풋옵션 거래량에 비해 과도히 많은 경우에는 주가가 고점에 이르러 향후 주가 하락으로 반전될 것이라는 판단하에 매도 타이밍으로 해석하고, 이와 반대로 풋-콜 비율이 아주 높은 경우에는 주가가 저점에 도달한 상태이므로 주가 상승의 반전을 예상하여 매수 시점으로 보기도 한다. 이같은 전략에 따르면 풋-콜 비율과 주가수익률간에는 음의 관계인 역행 신호효과(contrarian signal effect)가 발생한다.

실무에서 용이하게 관찰 가능한 공적 정보이며, 옵션 투자자들의 행태 변동을 용이하게 해석할 수 있다. 식 (1)은 일별 풋-콜 거래량 비율의 연속복리증가율인면서 콜옵션 거래량 연속복리증가율에서 풋옵션 거래량 연속복리증가율을 차감한 값이다. 만일 매입 포지션 입장에서는 향후 현물시장 상승에 대한 긍정적 정보를 가진 투자자의 콜옵션 매수세가 주가 하락을 예상하는 풋옵션 매수세를 지배한다면 pcr_t 은 증가한다. 또한 매도 포지션 입장에서는 주가 하락에 대한 부정적 정보를 가진 콜옵션 매도세가 주가 상승을 예상하는 풋옵션 매도세보다 활발해진다면 pcr_t 가 상승할 수 있으므로, pcr_t 의 변동은 거래자가 어떠한 정보를 가지고 포지션을 취하는지에 따라 해석이 달라진다.

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

여기에서 $k \in \{r(\text{정규시장}), m(\text{미니시장})\}$

$call_t^k$ 과 put_t^k 은 각각 콜옵션과 풋옵션의 거래량

본 연구는 전일 KOSPI200증가와 옵션의 행사가격간 관계에 따라 콜옵션과 풋옵션의 머니니스(moneyness)를 판단하여 내가격(in-the-money : ITM), 등가격(at-the-money : ATM), 외가격(out-of-the-money : OTM) 옵션별로 집계한 콜옵션과 풋옵션으로 산출한 머니니스별 풋-콜 비율도 분석에 활용한다. 선행 연구에서는 OTM의 레버리지로 인해 다른 옵션과 차별화된 정보 효과를 보고하고 있으며, 국내 옵션 시장 규모에서 OTM옵션이 차지하는 비중이 ITM이나 OTM에 비해 과도하므로 전체 옵션에 미칠 효과를 고려하여 별도로 분석해야 할 필요가 있다.⁶⁾

또한 본 연구는 풋-콜 비율과 현물시장 변동간 관계에서 포착하지 못한 점을 보완적으로 해석하기 위해 풋-콜 비율을 구성하는 요인인 콜옵션 거래량 증감율과 풋옵션 거래량 증감율을 옵션 거래 지표로 포함하여 분석했다.

3.3 선도·후행 분석 방법론

본 연구의 주된 실증 분석방법론은 식 (1)의 풋-콜 비율과 옵션의 기초자산인 KOSPI200수익률간 상호 인과관계 검증이다. 즉 주가 변동이 옵션 매매에 영향을 미치는지, 옵션 거래자가 주가 변동에 선행하여 전략적 매매 행태를 취하는지 또는 동시적 상호 피드백 관계인지를 분석한

6) 표본기간 동안 일별 옵션 전체 거래량에서 각 머니니스의 거래량이 차지하는 비중(%)은 다음과 같다.

머니니스	미니 시장		정규 시장	
	콜옵션	풋옵션	콜옵션	풋옵션
ATM	7.33	5.45	10.10	8.23
ITM	3.37	3.11	3.45	2.49
OTM	89.30	91.43	86.45	89.28

다. 이를 위해 선행연구인 Chen et al.(2005)이 제시한 일별 VAR모형을 이용하여 그랜저인과 관계(Granger causality test)를 검증하여 시차적 선도·후행 관계(lead and lag)를 분석한다. 하지만 VAR 모형을 이용한 그랜저 인과관계의 경우 과거 시차변수는 설명변수에 포함되지만 동시적 변수는 포함되지 않으므로, 만약 변수간 동시적 인과관계가 존재한다면 이를 검증할 수 없다. 국내 선행 연구들에서 이미 검증되었듯이 KOSPI200옵션 시장은 정보 효율성은 매우 높으므로 양 변수간 인과관계가 존재한다면 이는 일별 시차적 선·후행 관계보다는 당일내 동시적 관계에서 성립할 가능성이 높다. 따라서, 본 연구에서는 그랜저 인과 관계로 밝힐 수 없는 동시적 인과 관계도 검증하며, 내생성의 문제를 고려하여 도구변수(instrument variable)를 도입한 회귀분석을 통해 검증도 대안적으로 실시한다.

3.3.1 VAR 검정

일별 KOSPI200지수수익률(ret_t)과 정규 옵션 거래변수(ro), 미니 옵션 거래변수(mo)의 선도·후행 관계는 식 (2)의 3변량 벡터자기회귀모형(VAR)에 대해 통상적인 그랜저 인과관계(Granger causality) 검정방법으로 판단한다. 일별 KOSPI200수익률은 종가의 로그수익률이다. 검정방법은 식 (2)의 개별 회귀모형에서 종속변수의 과거시차변수를 제외한 특정 시차변수들의 추정회귀계수가 0과 유의적으로 다른지를 F통계치로 검정하는 것이다. 아울러, 개별 과거 시차 회귀계수의 영향력에 의한 인과관계 외에도 과거 시차 회귀계수의 누적합계가 0과 유의적으로 다른지를 검정하여 원인 변수의 누적적 효과에 의해 인과관계가 성립하는지도 추가적으로 검정한다.⁷⁾

본 연구에서는 귀무가설의 기각여부에 대한 통계적 유의수준을 F검정 결과의 5%(p-value = 0.05)로 정하여 인과관계 여부를 판단한다. 식 (2)의 첫째 회귀식에서 만일 $\gamma_{1,k}$ 가 유의적이고 둘째 회귀식에서 $\beta_{2,k}$ 가 비유의적이라면 이는 정규 시장 풋-콜 비율이 일반적으로 주가 변동에 선행($pcr^r \rightarrow ret$)한다고 해석한다. 즉, 정규 시장 풋-콜 비율에 내포된 투자자들의 거래 행태에 가격발견에 관한 정보내용이 존재하며, 미래의 KOSPI200변동을 예측하여 전략적 매매를 취하는 것으로 해석할 수 있다. 반면, $\gamma_{1,k}$ 이 비유의적이고 $\beta_{2,k}$ 가 유의적이라면 정규 시장 풋-콜 비율에 내포된 옵션 거래자들의 행태는 특정한 정보를 갖지 않고 과거 주가의 추세를 추종하는 노이즈 거래자(noise trader)로 해석할 수 있다($ret \rightarrow pcr^r$). 만일 $\gamma_{1,k}$ 과 $\beta_{2,k}$ 가 동시에 유의적이라면, 두 변수간의 양방향 정보이전 관계($ret \leftrightarrow pcr$)가 성립하므로 옵션 거래자들에는 KOSPI200에 대한 정보 거래자와 주식 시장의 추세를 추종하는 노이즈(noise) 거래자가 공존하면서 양 시장간 정보 흐름의 상호피드백 관계가 성립하는 것으로 해석할 수 있다.

7) VAR로 추정한 개별 회귀계수는 시차에 따라 부호가 변동하고 유의성도 달라지기 때문에 특정 시차에서 설명변수가 종속변수에 영향을 미치는 결과와 더불어, 일정기간동안에 미친 영향력의 누적 효과를 판단한다.

$$\begin{aligned}
ret_t &= \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} ro_{t-k} + \sum_{k=1}^K \delta_{1,k} mo_{t-k} + \epsilon_{1,t} \\
ro_t &= \alpha_2 + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} ro_{t-k} + \sum_{k=1}^K \delta_{2,k} mo_{t-k} + \epsilon_{2,t} \\
mo_t &= \alpha_3 + \sum_{k=1}^K \beta_{3,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{3,k} ro_{t-k} + \sum_{k=1}^K \delta_{3,k} mo_{t-k} + \epsilon_{3,t} \\
ro &\in \{pcr^r, call^r, put^r\}, mo \in \{pcr^r, call^r, put^r\}
\end{aligned} \tag{2}$$

3.3.2 도구변수 추정을 활용한 동시적 인과관계

VAR에 의한 그랜저 인과 관계 검증은 과거 시차 변수가 외생변수(exogenous)로 도입되므로 내생성 문제를 고려할 필요가 없지만 동시적 인과관계를 규명하는데 한계가 있다. 따라서 풋-콜 비율을 비롯한 거래 변수와 KOSPI200지수수익률간의 동시적 인과관계(contemporaneous causality)를 식 (3)과 식 (4)의 회귀모형으로 검증한다. 식 (3)에서 설명변수인 풋-콜 비율과 옵션 거래변수는 외생적으로 주어지는 변수가 아니라 시장 변동 상황과 함께 동시적으로 결정되는 내생변수(endogenous variable)일 가능성이 높다. 또한 식 (4)에서 설명변수인 KOSPI200수익률도 당일내에서 옵션 거래자들의 매매 행태에 의해 변동할 경우 내생성이 존재하게 된다. 만일 설명변수가 내생변수일 경우 보통최소자승법(ordinary least squares ; OLS)으로 동시적 인과관계를 추정하면 일치(consistency) 추정량을 확보할 수 없으므로 이를 해결하기 위해 도구변수를 이용한 2단계 최소자승법(2stage least squares ; 2SLS)로 계수를 추정해야 한다. 따라서 식 (3)과 식 (4)의 동시적 인과 관계의 회귀모형을 OLS와 도구변수를 활용한 2SLS로 각각 추정한 다음, Wu-Hausman 검정으로 설명변수의 내생성(endogeneity) 여부를 판단하여 적절한 회귀모형의 추정 결과로 인과 관계를 검증하기로 한다. 2SLS에서 도입되는 도구 변수는 이준서의 2인(2010)에 따라 옵션 거래변수의 과거 시차 변수를 이용한다. 즉, 식 (3)의 2SLS추정에서는 설명변수의 과거 5시차 변수를 도구 변수로 도입하며, 식 (4)의 2SLS추정에서도 ret_t 의 과거 5시차 변수를 도구 변수로 도입한다.

$$ret_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \epsilon_t \tag{3}$$

$$X_t = \gamma_0 + \gamma_1 ret_t + \epsilon_t \tag{4}$$

$$X \in \{pcr^r, pcr^m, call^r, call^m, put^r, put^m\}$$

동시적 인과관계에서 풋-콜 비율의 변동과 주가지수의 변동의 내생성을 판단하기 위한 Wu-Hausman 검정 통계치는 식 (5)와 같다.⁸⁾ 식 (5)에서 $\hat{\beta}^{OLS}$ 는 OLS의 추정 회귀계수이며, $\hat{\beta}^{IV}$ 는 도구 변수를 활용한 2SLS의 추정 회귀계수이다. Wu-Hausman 검정 통계치는 χ^2 분포를

8) Wu De-min, (1973), Hausman, J. A., (1978)

따른다.

$$H = (\widehat{\beta}^{OLS} - \widehat{\beta}^{IV})' [var(\widehat{\beta}^{IV}) - var(\widehat{\beta}^{OLS})]^{-1} (\widehat{\beta}^{OLS} - \widehat{\beta}^{IV}) \quad (5)$$

귀무가설은 ‘ $\widehat{\beta}^{OLS}$ 와 $\widehat{\beta}^{IV}$ 는 모두 일치 추정량(consistent estimator)이다’이며 만일 귀무가설이 기각된다면, $\widehat{\beta}^{IV}$ 는 일치 추정량인데 비해 $\widehat{\beta}^{OLS}$ 는 그렇지 못하다. 따라서 식 (3)과 (4)에 대해 Wu-Hausman 검정 결과 5%유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 없다면 설명변수는 외생변수이므로 OLS로 추정하지만, 귀무가설을 기각한다면 설명변수에는 내생성이 존재하므로 도구변수를 활용하여 2SLS로 추정한 결과로 동시적 인과관계를 판단하기로 한다. 만일 식 (3)에서 β_1 이 유의적이며 γ_1 이 비유의적이라면 옵션 거래변수는 지수변동의 원인($X \rightarrow ret$)이며, β_1 이 비유의적이며 γ_1 이 유의적이라면 지수변동이 옵션 거래변수의 원인($ret \rightarrow X$)이다. 만일 β_1 과 γ_1 이 모두 유의적이라면 옵션 거래변수와 지수변동은 상호 원인으로 환류하는 관계이다($X \leftrightarrow ret$). 본 연구에서는 회귀계수의 t검정 결과의 유의수준을 5%(p-value = 0.05)로 정하여 인과관계 여부를 판단한다.

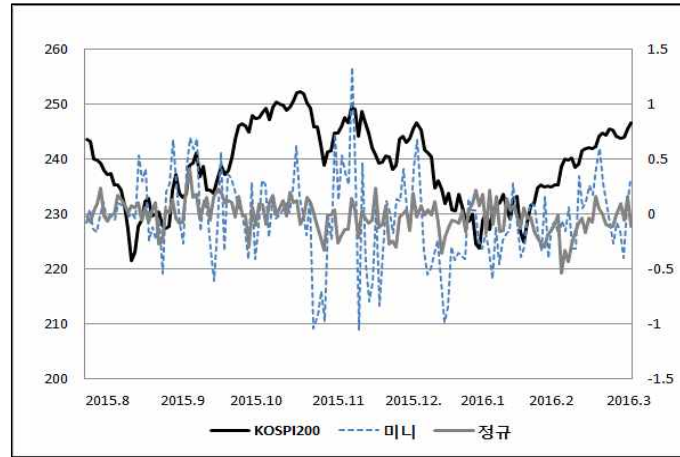
4. 실증분석 결과

4.1 변수의 기술적 통계치와 상관관계

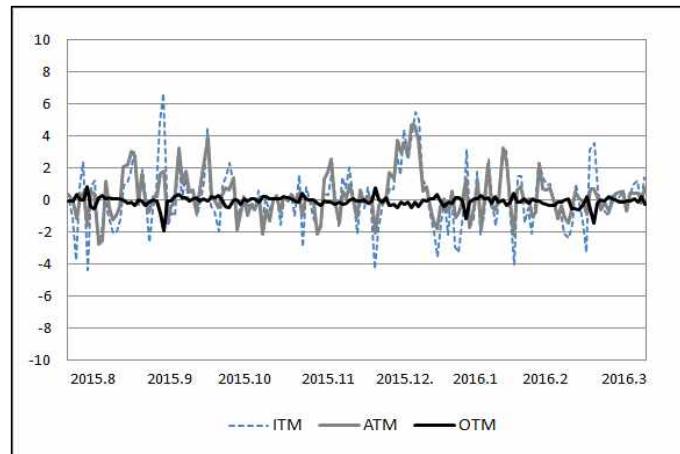
<그림 2>는 분석 대상인 풋-콜 비율의 수준(level) 변수의 표본 기간의 일별 추이에 관한 그래프이며 제시하며, <표 3>은 VAR에 도입된 풋-콜 비율의 차분변수, 콜옵션 거래량 증감율, 풋옵션 거래량 증감율의 일별 기술적 통계치이다. <그림 2>의 패널 A에서 시장지수인 KOSPI200은 표본기간 내에서 221의 저점에서 252의 고점의 범위에서 등락하며, 미니 옵션 풋-콜 비율은 시장의 추세에 따라 정규 옵션 풋-콜 비율에 비해 변동성이 높은 특성을 보인다. 패널 B는 정규 옵션의 일별 머니니스(moneyness)별 풋-콜 비율을 제시한다. 내가격(ITM)과 등가격(ATM) 풋-콜 비율은 상호 동행적으로 변동하는 패턴이 관찰되는 반면, 상대적으로 OTM 풋-콜 비율의 변동폭은 낮은 경향을 지속하고 있다. 미니 옵션 풋-콜 비율이 제시된 패널 C에서도 ITM과 ATM 풋-콜 비율은 OTM보다 변동성과 동행성이 높은 추세를 보이고 있다. <표 3>의 기술적 통계치에서 패널 B의 미니 옵션의 거래활동 지표를 패널 A의 정규 옵션과 비교하면 표준편차가 크며, 개별 거래활동내에서 머니니스의 표준편차를 비교할 때에는 ITM와 ATM이 OTM보다 큰 것이 특징이다.

<그림 2> 표본기간의 KOSPI200지수와 풋-콜 비율의 일별 추이

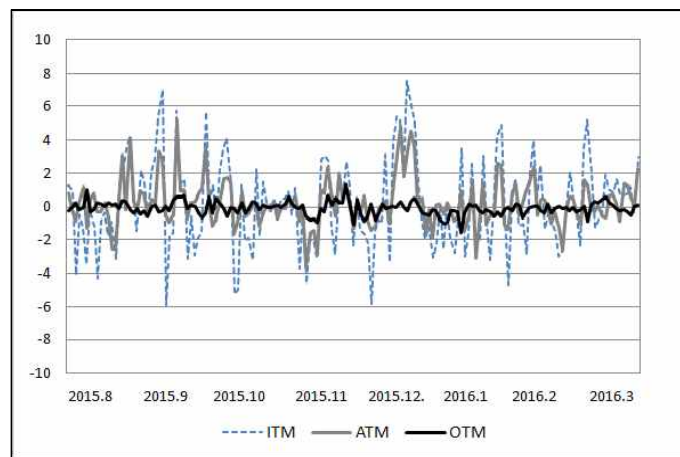
패널 A. 일별 KOSPI200과 미니 옵션과 정규 옵션의 풋-콜비율



패널 B. 정규 옵션의 일별 머니니스별 풋-콜비율



패널 C. 미니 옵션의 일별 머니니스별 풋-콜비율



<표 3> 옵션거래 활동지표의 기술적 통계치

2015.8.3~2016.3.31일까지 기간의 정규 시장(패널 A)과 미니 시장(패널 B)의 일별 풋-콜 비율, 콜옵션 거래량, 풋옵션 거래량의 기술적 통계치이다. 풋-콜 비율은 풋옵션 대비 콜옵션의 연속복리증가율, 콜옵션 거래는 전일 콜옵션 거래량 대비 당일 콜옵션 거래량의 연속복리증가율, 풋옵션 거래는 전일 풋옵션 거래량 대비 당일 풋옵션 거래량의 연속복리증가율로 측정했다.

	풋-콜 비율				콜옵션 거래				풋옵션 거래			
	ITM	ATM	OTM	전체	ITM	ATM	OTM	전체	ITM	ATM	OTM	전체
패널 A. 정규 시장												
평균	0.021	0.007	-0.003	0.000	0.002	-0.004	-0.007	-0.007	-0.019	-0.011	-0.004	-0.007
중간값	0.051	0.098	-0.017	0.006	-6.766	-5.311	-0.905	-1.399	-0.070	0.066	-0.009	-0.004
표준편차	2.269	1.432	0.374	0.167	1.670	1.346	0.369	0.413	1.275	1.089	0.364	0.386
최소값	-8.300	-3.595	-1.261	-0.529	-6.766	-5.311	-0.905	-1.399	-4.284	-5.080	-1.237	-1.259
최대값	6.413	3.691	1.846	0.386	3.525	3.182	1.039	0.941	3.781	3.120	1.048	1.101
왜 도	-0.287	-0.158	0.544	-0.209	-1.146	-1.740	0.311	-0.709	-0.172	-1.505	-0.061	-0.508
첨 도	1.068	0.134	5.201	0.060	2.755	4.980	0.213	1.600	0.807	6.173	0.662	1.363
패널 B. 미니 시장												
평균	0.024	0.014	0.004	0.004	0.019	0.015	0.016	0.015	-0.005	0.000	0.011	0.011
중간값	0.051	0.057	-0.002	-0.023	-0.041	0.118	-0.019	0.003	-0.033	0.102	0.007	-0.017
표준편차	3.136	1.681	0.474	0.414	1.864	1.190	0.447	0.406	1.827	1.281	0.428	0.427
최소값	-12.927	-4.679	-1.374	-1.396	-7.398	-4.743	-0.972	-1.052	-6.093	-4.215	-1.482	-1.586
최대값	7.337	5.535	1.508	1.519	5.109	3.150	1.932	1.195	5.530	3.639	1.438	1.452
왜 도	-0.262	-0.100	-0.008	0.004	-0.432	-0.869	0.553	0.045	-0.048	-0.138	-0.068	-0.089
첨 도	1.125	0.712	1.079	1.723	1.845	2.282	1.510	0.083	0.999	1.063	1.603	1.551

<표 4>는 옵션 시장간 거래활동 지표의 상관계수(패널 A)와 시장별 머니니스간 상관관계(패널 B, C)이다. 패널 A에서 정규 시장의 거래활동은 미니 시장과 강한 양의 상관관계를 보인다. 그렇지만 ITM이나 ATM보다는 OTM의 상관계수는 상대적으로 낮다. 패널 B의 정규 시장에서 ITM과 ATM간 풋-콜 비율의 상관계수는 통계적으로 유의적인 양의 상관계수를 보이지만 ITM과 OTM간 풋-콜 비율의 상관계수와 ATM과 OTM간 풋-콜 비율간 상관계수는 음의 상관계수를 보여 OTM 옵션 거래자가 상반되는 매매행태를 보이고 있음을 확인할 수 있다. 콜옵션 거래량은 ITM과 ATM간에 양의 상관관계를 보였지만 OTM과는 상관관계의 유의성이 없는 반면, 풋옵션 거래량은 ITM과 ATM, 그리고 OTM간에 모두 양의 상관관계를 보였다. 또한 패널 C에서 미니 시장의 거래 활동 지표는 공통적으로 ITM과 ATM간에서만 유의적인 양의 상관관계가 존재할 뿐 OTM은 다른 머니니스 상태의 옵션과 유의적인 상관계수가 발견되지 않았다.

<표 4> 옵션거래 활동지표의 상관관계

2015.8.3~2016.3.31일까지 기간의 정규 시장과 미니 시장간 상관계수(패널 A), 정규 시장 거래활동의 머니니스간 상관계수(패널 B), 그리고 미니 시장 거래활동의 머니니스간 상관계수(패널 C)이다. ***,**,*는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의적이다.

패널 A. 정규 시장과 미니 시장간 상관계수												
풋-콜 비율				콜옵션 거래량				풋옵션 거래량				
	ITM	ATM	OTM	전체	ITM	ATM	OTM	전체	ITM	ATM	OTM	전체
	0.807***	0.767***	0.507***	0.427***	0.788***	0.762***	0.509***	0.532***	0.651***	0.588***	0.466***	0.437***

패널 B. 정규 시장 거래활동의 머니니스간 상관계수									
풋-콜 비율			콜옵션 거래량			풋옵션 거래량			
	ITM	ATM	OTM	ITM	ATM	OTM	ITM	ATM	OTM
ITM	1.000	0.859***	-0.686***	1.000	0.894***	-0.000	1.000	0.716***	0.217***
ATM		1.000	-0.461***		1.000	0.080		1.000	0.313***
OTM			1.000			1.000			1.000

패널 C. 미니 시장 거래활동의 머니니스간 상관계수									
풋-콜 비율			콜옵션 거래량			풋옵션 거래량			
	ITM	ATM	OTM	ITM	ATM	OTM	ITM	ATM	OTM
ITM	1.000	0.725***	-0.075	1.000	0.596***	0.012	1.000	0.514***	0.116
ATM		1.000	0.019		1.000	-0.035		1.000	0.170
OTM			1.000			1.000			1.000

4.2 정규시장과 미니시장간 일별 시차 선도·후행 관계

그랜저 인과관계 검정을 수행하기 위해서는 식 (2)의 VAR시차수를 결정하는 과정이 필요하다. 본 연구에서 머니니스와 거래 활동 지표의 조합에 따른 36개의 VAR모형에 대해 AIC(Akaike information criterion)와 SBC(Schwartz Bayesian Criterion)의 값을 최소화하는 최적 시차수를 10시차 이내에서 산출하여 적용했다.

<표 5>에는 정규시장 풋-콜 비율, 미니시장 풋-콜 비율, 그리고 지수 변동 측정치인 KOSPI200수익률의 일별 3변량 VAR를 전체 수준과 머니니스별로 추정하여 변수간 선도·후행 관계를 판단한다. 변수간 선도·후행 관계는 특정 종속변수에 대한 설명변수의 추정 회귀계수와, 종속변수와 설명변수가 상호 도치되어 추정된 회귀계수의 통계적 유의성에 대한 F검정 결과의 p-value의 조합에 따라 지수수익률(ret_t)과 정규 시장 풋-콜 비율(pcr_t^r), 지수변동과 미니 시장 풋-콜 비율(pcr_t^m), 그리고 정규 시장 풋-콜 비율과 미니 시장 풋-콜 비율의 3종류의 선도·후행 결과가 괄호안에 판정된다.

먼저 F 검정의 p-value로 볼 때 종속변수가 수익률(ret_t)인 회귀모형에서는 어떠한 머니니스 그룹에 대해서도 ‘정규 시장 풋-콜 비율의 과거 시차의 회귀계수가 모두 0이다’라는 귀무가설 ($H_0: \{\gamma_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$)과 ‘미니 시장 풋-콜 비율의 과거 시차의 회귀계수가 모두 0이다’라는 귀무가설

($H_0 : \{\delta_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$)은 5%수준에서 기각할 수 없었다. 또한 풋-콜 비율의 누적적 예측 효과를 검증하는 귀무가설도 정규 시장이나 미니 시장에서 모두 기각되지 않았으며, 이는 정규 시장이나 미니 시장에서 공통적으로 옵션 투자행태가 반영된 풋-콜 비율에는 KOSPI200변동에 대한 선행적 정보가 존재하지 않다는 것을 시사한다.

<표 5> 풋-콜 거래량 비율과 KOSPI200지수수익률간 선도·후행 관계 분석

2015.8.3~2016.3.31일까지 기간의 KOSPI200수익률과 풋-콜 비율의 머니니스별 VAR 추정 결과로, 시차 설명 변수에 대한 F 검정의 p-value가 제시된다. 괄호안은 인과관계로 ‘←’은 X가 Y에 일방적으로 선행하는 표본이며 ‘→’ Y가 X에 일방적으로 선행하는 표본이다. ‘←→’는 X와 Y간 양방향적 관계의 표본이며, ‘←x→’는 X와 Y간 선도·후행관계가 성립하지 않는 표본이다. 선도·후행관계 성립의 임계치는 p-value = 0.05이다.

머니 니스	VAR	$ret_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} pcr_t^r + \sum_{k=1}^K \delta_{1,k} pcr_t^m + \epsilon_{1,t}$ $pcr_t^r = \alpha_2 + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} pcr_t^r + \sum_{k=1}^K \delta_{2,k} pcr_t^m + \epsilon_{2,t}$ $pcr_t^m = \alpha_3 + \sum_{k=1}^K \beta_{3,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{3,k} pcr_t^r + \sum_{k=1}^K \delta_{3,k} pcr_t^m + \epsilon_{3,t}$				
	설명변수	ret_t (지수수익률)	pcr_t^r (정규 시장)		pcr_t^m (미니 시장)	
	귀무가설 종속변수	$\{\beta_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$ $\sum_{k=1}^5 \beta_{j,k} = 0$	$\{\gamma_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$ $\sum_{k=1}^5 \gamma_{j,k} = 0$	$\{\delta_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$ $\sum_{k=1}^5 \delta_{j,k} = 0$		
I T M	ret_t		0.594	0.258	0.949	0.509
	pcr_t^r	0.362	0.386		0.077	0.071
	pcr_t^m	0.104	0.053	0.178	0.052	
A T M	ret_t		0.750	0.890	0.946	0.884
	pcr_t^r	0.177	0.013		0.357	0.630
	pcr_t^m	0.260	0.047	0.568	0.281	
O T M	ret_t		0.649	0.432	0.471	0.334
	$rper_t$	0.227	0.496		0.395	0.556
	$mper_t$	0.857	0.354	0.338	0.164	
전 체	ret_t		0.574	0.647	0.697	0.214
	$rper_t$	0.577	0.999		0.054	0.868
	$mper_t$	0.233	0.086	0.275	0.378	

정규 시장의 풋-콜 비율에 대한 과거 주가지수 변동과 미니 시장의 투자자 행태의 설명력은 종속변수가 pcr^r 인 회귀모형에서 제시된다. 정규 시장의 ATM 풋-콜 비율변동에서 주가지수의 변동은 개별 시차에서 선도 관계는 확인되지 않았으나, 5%수준($p\text{-val} = 0.013$)에서 누적적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 정규 시장의 전체 수준 풋-콜 비율에 선행하는 지수변동의 유의성은 확인하지 못했으며, 미니 시장의 풋-콜 비율도 5%유의수준에서 정규 시장에 선행하는 증거도 없었다. 이와 같은 결과는 전체 정규시장에서 풋-콜 비율에 내포된 옵션 거래가 주가지수 변동에 후행하여 추종하여 거래하는 행태를 보고한 이우백(2014)의 결과와 차이가 있으며, 파생상품 시장 규제에 따른 투자자들의 이탈이 매매 패턴의 변화를 유발할 것으로 추측된다.

미니 시장의 풋-콜 비율에 대한 주가지수 변동이나 정규 시장 투자자들의 행태에 대한 예측적 설명력을 보면, 등가격 옵션에서만 5% 통계적 유의수준에서 주가지수 변동에 누적적 영향을 받는 것으로 나타날 뿐이다($p\text{-val}=0.047$). 이상의 결과를 요약하면, 일별 수준에서 풋-콜 비율의 변동에 내포된 정규시장과 미니시장의 투자자들은 미래 주식시장변동을 예측하여 선행적 매매를 취하는 정보적 행태가 아니며, ATM 옵션에서만 정규 시장과 미니 시장의 투자자들이 주가 변동을 지속적으로 추종하여 매매하는 행태만 확인되었을 뿐이다.

다음 <표 6>은 정규시장과 미니시장의 콜옵션과 KOSPI200수익률의 일별 3변량 VAR에서 변수의 설명력의 통계적 유의성으로 평가한 선도·후행 관계를 제시한다. 종속변수가 수익률인 회귀모형에서는 정규 시장 콜옵션 거래자나 미니 시장 콜옵션 거래자의 매매가 지수변동에 일방적으로 선도한다는 결과는 5%유의수준에서 발견되지 않았다. 이같은 결과는 <표 5>와 일관성 있게 콜옵션 거래 변동에 내포된 정규 시장과 미니 시장의 투자자들의 행태에는 미래 주식시장 변동 예측에 대한 내용을 확인할 수 없다는 결과를 재확인한다. 반면 정규 시장에서 OTM 콜옵션 투자자들은 시장추세를 추종하는 행태를 보인다. OTM 콜옵션 거래량은 1%수준에서 과거 시차의 주가지수 변동에 의해 설명되지만($p\text{-val} = 0.001$), 누적적 효과에 대해서는 통계적 유의성이 발견되지 않았다. 이는 주가지수 변동의 방향성을 추종하는 단기적 모멘텀 투자자의 행태로 해석할 수 있다. 또한 귀무가설 $H_0: \{\beta_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$ 도 기각되어 정규 시장의 전체 콜옵션 거래의 증감도 주가변동에 후행하는 것으로 분석되었는데 이는 내가격이나 등가격보다 거래 비중이 높은 외가격 옵션이 전체 옵션에 미치는 효과에 기인한다. 그러나 미니 시장의 콜옵션은 전체 수준이나 머니니스별로 지수변동을 추종하는 결과를 발견할 수 없었으며, 정규 시장의 콜옵션과도 유의적 관계가 없었다.

<표 6> 콜옵션거래와 KOSPI200지수수익률간 선도·후행 관계 분석

2015.8.3~2016.3.31일까지 기간의 KOSPI200수익률과 콜옵션 거래량의 머니니스별 VAR 추정 결과로, 시차 설명 변수에 대한 F 검정의 p-value가 제시된다. 괄호안은 인과관계로 ‘←’은 X가 Y에 일방적으로 선행하는 표본이며 ‘→’ Y가 X에 일방적으로 선행하는 표본이다. ‘←→’는 X와 Y간 양방향적 관계의 표본이며, ‘←x→’는 X와 Y간 선도·후행관계가 성립하지 않는 표본이다. 선도·후행관계 성립의 임계치는 p-value = 0.05이다.

머니 니스	VAR	$ret_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} call_t^r + \sum_{k=1}^K \delta_{1,k} call_t^m + \epsilon_{1,t}$ $call_t^r = \alpha_2 + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} call_{t-k}^r + \sum_{k=1}^K \delta_{2,k} call_{t-k}^m + \epsilon_{2,t}$ $call_t^m = \alpha_3 + \sum_{k=1}^K \beta_{3,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{3,k} call_{t-k}^r + \sum_{k=1}^K \delta_{3,k} call_{t-k}^m + \epsilon_{3,t}$				
	설명변수	ret_t (지수수익률)	$call_t^r$ (정규 시장)		$call_t^m$ (미니 시장)	
	귀무가설 종속변수	$\{\beta_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$ $\sum_{k=1}^5 \beta_{j,k} = 0$	$\{\gamma_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$ $\sum_{k=1}^5 \gamma_{j,k} = 0$	$\{\delta_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$ $\sum_{k=1}^5 \delta_{j,k} = 0$		
I T M	ret_t		0.647	0.673	0.524	0.096
	$call_t^r$	0.276	0.258		0.191	0.887
	$call_t^m$	0.093	0.088	0.613	0.193	
A T M	ret_t		0.179	0.559	0.191	0.169
	$call_t^r$	0.345	0.320		0.975	0.515
	$call_t^m$	0.337	0.363	0.338	0.025	
O T M	ret_t		0.891	0.712	0.875	0.382
	$call_t^r$	0.001	0.964		0.117	0.446
	$call_t^m$	0.509	0.777	0.463	0.084	
전 체	ret_t		0.705	0.405	0.272	0.241
	$call_t^r$	0.021	0.216		0.082	0.376
	$call_t^m$	0.429	0.753	0.455	0.103	

마지막으로 시장별 풋옵션 거래와 주식시장 변동의 선도·후행 관계를 검증한 결과는 <표 7>에 제시된다. 정규 시장의 전체 풋옵션거래와 머니니스별 풋옵션거래가 설명변수로 주가지수 변동이나 미니 시장의 풋옵션거래에 유의적으로 선행한다는 결과는 발견할 수 없었다. 미니 시장의 전체 풋옵션 거래는 지수변동이나 정규 시장의 풋옵션 거래에 선행하지는 않았다. 그러나 ITM 풋옵션은 과거 시차일의 누적효과를 통해 5%수준에서 정규 시장 풋옵션 거래에 영향을 미치는 반면(p-val=0.039), OTM 풋옵션은 정규 시장 풋옵션거래보다 일부 거래일에서 5%수준에서 유의적으로 선행하는 결과를 보였으나(p-val=0.011), 귀무가설 $\sum_{k=1}^5 \gamma_k = 0$ 은 기각할 수 없어 누적효

과는 소멸되는 것으로 나타났다. 한편 주식시장 변동은 미니 ITM 풋옵션, 정규 ATM, OTM, 그리고 전체 풋옵션 매매의 변동을 유발하는 선행 요인으로 작용한다.

<표 7> 풋옵션거래와 KOSPI200지수수익률간 선도·후행 관계 분석

2015.8.3~2016.3.31일까지 기간의 KOSPI200수익률과 풋옵션 거래량의 머니니스별 VAR 추정 결과로, 시차 설명 변수에 대한 F 검정의 p-value가 제시된다. 괄호안은 인과관계로 ‘←’은 X가 Y에 일방적으로 선행하는 표본이며 ‘→’ Y가 X에 일방적으로 선행하는 표본이다. ‘↔’는 X와 Y간 양방향적 관계의 표본이며, ‘↔x→’는 X와 Y간 선도·후행관계가 성립하지 않는 표본이다. 선도·후행관계 성립의 임계치는 p-value = 0.05이다.

머니 니스	VAR	$ret_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} put_{t-k}^r + \sum_{k=1}^K \delta_{1,k} put_{t-k}^m + \epsilon_{1,t}$ $put_t^r = \alpha_2 + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} put_{t-k}^r + \sum_{k=1}^K \delta_{2,k} put_{t-k}^m + \epsilon_{2,t}$ $put_t^m = \alpha_3 + \sum_{k=1}^K \beta_{3,k} ret_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{3,k} put_{t-k}^r + \sum_{k=1}^K \delta_{3,k} put_{t-k}^m + \epsilon_{3,t}$				
	설명변수	ret_t (지수수익률)	put_t^r (정규 시장)		put_t^m (미니 시장)	
	귀무가설 종속변수	$\{\beta_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$ $\sum_{k=1}^5 \beta_{j,k} = 0$	$\{\gamma_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$ $\sum_{k=1}^5 \gamma_{j,k} = 0$	$\{\delta_{j,k}\}_{k=1}^5 = 0$ $\sum_{k=1}^5 \delta_{j,k} = 0$		
I T M	ret_t		0.775	0.557	0.551	0.178
	put_t^r	0.101	0.073		0.139	0.039
	put_t^m	0.018	0.004	0.815	0.882	
A T M	ret_t		0.453	0.468	0.096	0.087
	put_t^r	0.115	0.035		0.894	0.433
	put_t^m	0.286	0.065	0.061	0.054	
O T M	ret_t		0.845	0.633	0.119	0.125
	put_t^r	0.021	0.418		0.011	0.912
	put_t^m	0.572	0.401	0.894	0.603	
전 체	ret_t		0.713	0.544	0.141	0.094
	put_t^r	0.018	0.398		0.056	0.814
	put_t^m	0.288	0.319	0.851	0.306	

이상의 <표 5>부터 <표 7>까지의 결과를 전반적으로 요약하면 정규 옵션이나 미니 옵션의 일별 단위의 거래활동 지표에는 향후 주가지수 변동에 대한 유의적인 설명력이 내포되지 않았다. 머니니스별로 통계적 유의수준에 따라 옵션 투자자들이 과거 주가지수의 변동에 후행하여 포지션을 취하는 행태가 관찰되었지만 이는 정규 시장이나 미니 시장에서 유의적 차별성이 없었다. 그러나 지수변동이 풋옵션에 미치는 영향은 콜옵션에 미치는 영향보다 비대칭적으로 큰 것으로 나타났다. 이상의 결과는 전반적으로 정규 시장이나 미니 시장 모두 공통적으로 일별 수준

이 단기간내에서 시장변동에 후행한다는 경향을 가진다는 것으로 요약되는데, 이같은 관계 효과가 동일한 거래일에서도 성립하는지를 검증해야 할 필요가 있다. 또한 거래자의 시장전망의 기간이 하루 이내로 설정할 경우 일별 과거 시차변수에서는 그 예측효과가 발견될 수 없으므로 동일 거래일내에서 선도·후행 관계를 통해 파악될 수 있다.

4.3 충격반응함수 분석

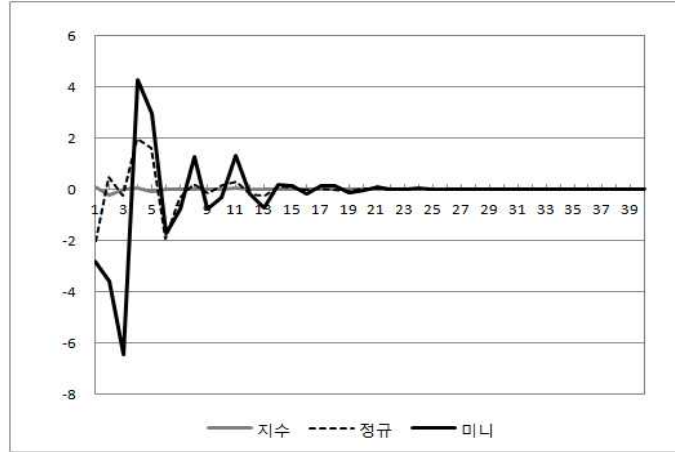
<그림 3>부터 <그림 5>는 VAR을 이용하여 거래활동 지표에 충격이 가해질 경우 각 변수가 이 충격에 반응하는 행태를 추정한 충격반응함수(impulse response function)를 제시한다. 특정 변수의 충격이 다른 변수에 가해질 때 시현되는 반응의 크기는 바로 특정 변수에 내포된 영구적 정보 효과(information effect)로 평가될 수 있다. <그림 3>의 패널 A에서 주가지수, 정규 풋-콜 비율, 미니 풋-콜 비율의 VAR에서 지수 수익률에 가해진 충격에 대해 정규 풋-콜 비율과 미니 풋-콜 비율의 반응은 13일 후까지 지속됨을 보여준다. 미니 옵션은 3일 후에 음(-)의 최대 반응 크기를 보이는 반면, 정규 옵션은 4일 후에 양의 최대 반응 크기를 보이지만 반응의 규모에서는 미니 옵션이 정규 옵션보다 우위에 있다.

정규 옵션의 풋-콜 비율의 충격에 대한 다른 변수의 반응은 패널 B에 제시된다. 미니 옵션은 3일 후에 음의 반응 크기가 확대되었지만 반응 크기를 패널 A와 비교하면 현저히 낮다. 그러나 주식시장의 반응은 0을 중심으로 특별한 반응을 보이지 않는다. 미니 옵션의 이같은 결과는 지수변동에 내포된 정규·미니 옵션 거래활동의 정보 효과가 정규 옵션에 내포된 지수변동이나 미니 옵션의 정보 효과보다 압도적으로 높으며, 특히 정규 옵션에 내포된 지수변동에 대한 설명력은 극히 낮다는 것을 시사한다. 미니 옵션의 풋-콜 비율의 충격에 함축된 정보 내용을 제시한 패널 C도 패널 B의 결과와 유사하다. 미니 옵션의 충격은 정규 옵션의 반응만을 유발하지만, 지수변동은 무반응에 가까운 수준에 불과하다. 또한 정규 옵션 반응의 크기는 패널 A보다는 현저히 낮다.

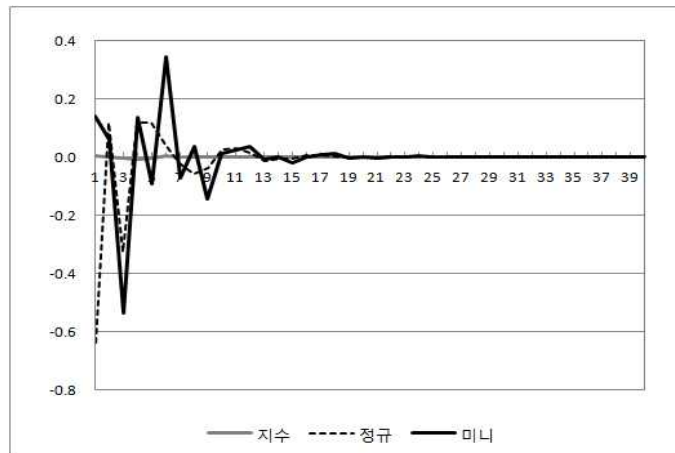
<그림 4>와 <그림 5>는 풋-콜 비율을 구성하는 요소인 콜 거래량과 풋 거래량을 분리하여 VAR로 추정한 충격반응함수 결과이다. 패널 A에서 콜옵션과 풋옵션 모두 지수변동 충격에 대한 정규 거래와 미니 거래의 반응의 행태는 동조적이며, 패널 B와 패널 C에서 나타난 반응보다 크다. 그러나 패널 B와 패널 C에서 정규 옵션과 미니 옵션이 주가지수에 미치는 영향력은 미미하며, 다른 시장의 반응만을 유발한다. 따라서 일별 콜옵션이나 풋옵션의 변동 자체는 지수변동에 대한 유의적인 정보가 내포되었다고 볼 수 없다는 결과는 <그림 3>의 풋-콜 비율의 분석 결과와 일관성을 유지한다. 또한 지수변동의 충격에 의해 콜옵션이나 풋옵션이 유의적으로 반응한다는 결과도 풋-콜 비율의 반응 행태와 일치한다.

<그림 3> 풋-콜 비율의 충격반응함수

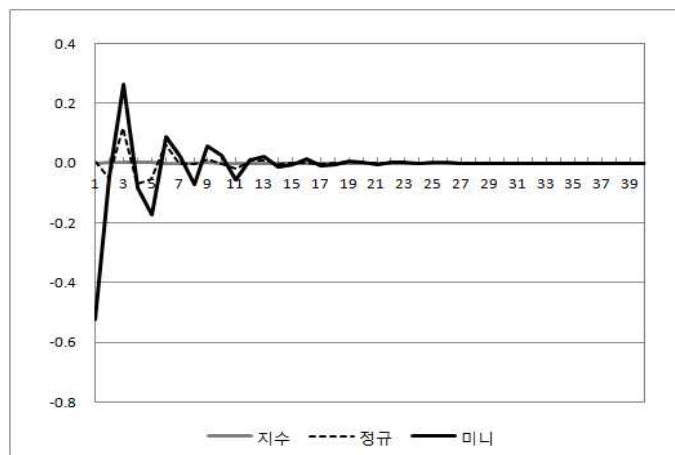
패널 A. 지수 충격에 대한 반응



패널 B. 정규 풋-콜 비율에 대한 충격에 대한 반응

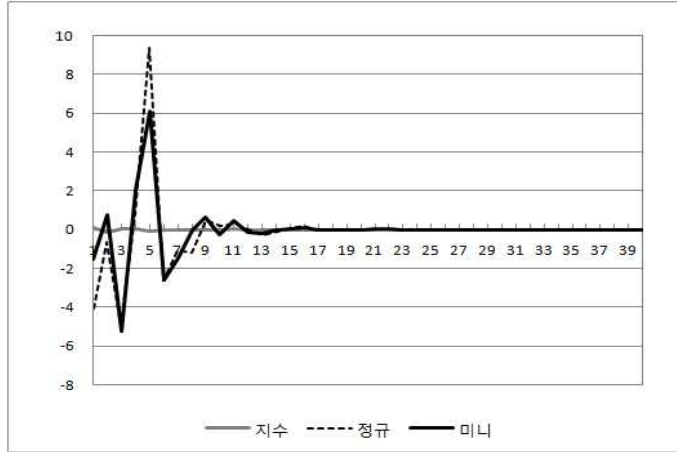


패널 C. 미니 풋-콜 비율에 대한 충격에 대한 반응

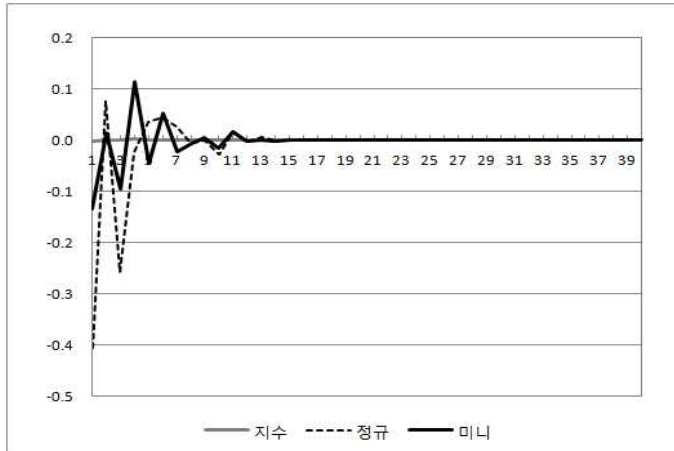


<그림 4> 콜옵선거래의 충격반응함수

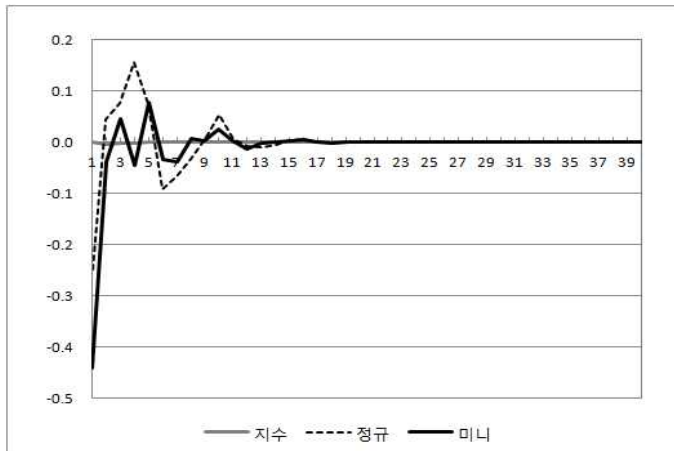
패널 A. 지수 충격에 대한 반응



패널 B. 정규 콜 충격에 대한 반응

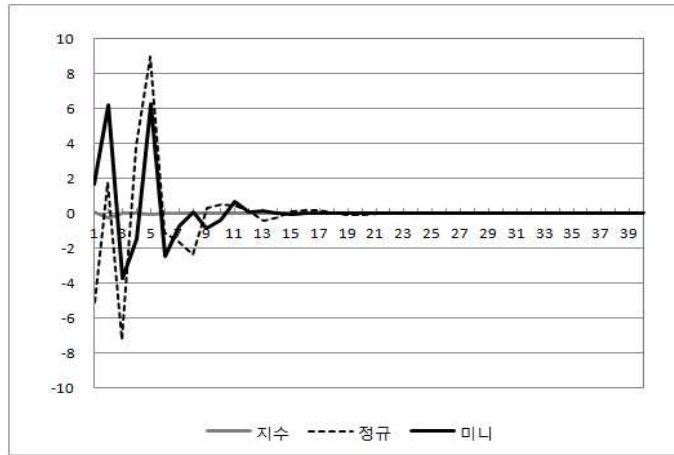


패널 C. 미니 콜 충격에 대한 반응

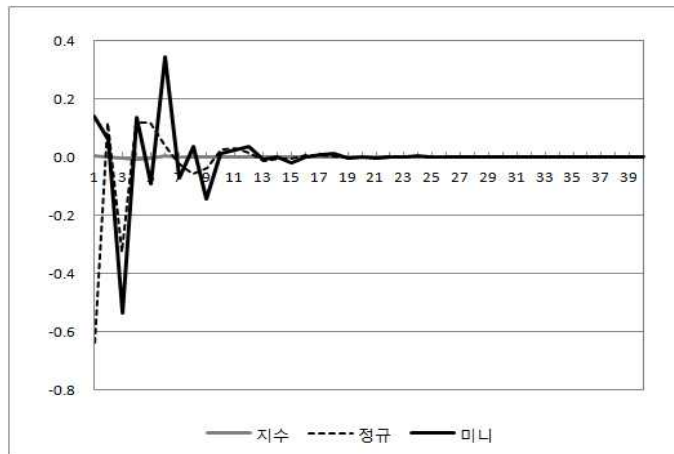


<그림 5> 풋옵션거래의 충격반응함수

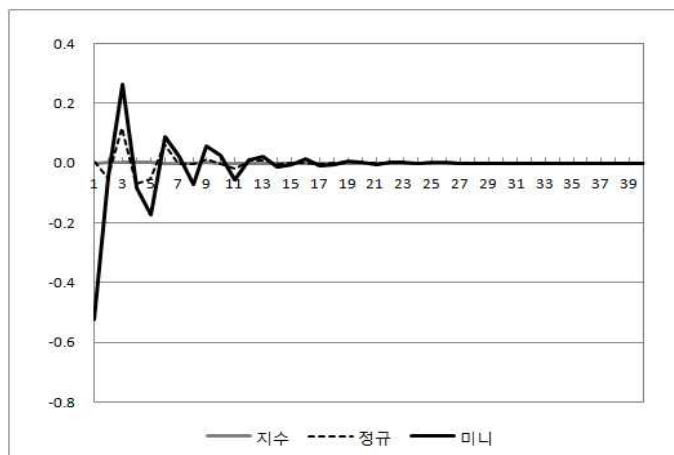
패널 A. 지수 충격에 대한 반응



패널 B. 정규 풋 충격에 대한 반응



패널 C. 미니 풋 충격에 대한 반응



4.4 정규시장과 미니시장간 동시적 인과관계

<표 8>부터 <표 10>까지는 옵션 거래활동 지표와 주가지수 수익률간의 동시적 (contemporaneous) 인과관계에 대해 시장 구분(2)×머니니스(4)×회귀식(2)×추정방법(2)×거래 활동 지표(3)의 총 96개의 추정결과를 제시한다. 각 표의 패널 A와 패널 B에는 식 (3) 회귀모형과 식 (4) 회귀모형에 대해 OLS와 2SLS로 추정된 결과와 내생성 여부에 대한 Wu-Hausman 검정 결과를 제시한다. 인과관계는 설명변수의 통계적 유의성에 초점을 두고 있으며 식 (3)과 식 (4)의 절편(β_0, γ_0)은 모두 통계적으로 0과 유의적인 차이가 없으므로 지면 분량의 절약을 위해 생략했다.

풋-콜 비율과 지수변동간의 동시적 인과관계는 <표 8>에 제시된다. 패널 A는 전체 수준과 머니니스별로 식 (3)의 회귀모형에 설명변수로 도입된 풋-콜 거래량 비율의 내생성 여부를 판단한다. Wu-Hausman 검정 결과를 보면 ITM과 ATM은 정규 시장과 미니 시장에서 모두 높은 χ^2 통계치를 보여 귀무가설을 기각하지만, OTM은 정규시장과 미니시장에서 5%수준에서 귀무가설을 기각할 수 없다. 이 결과에 따라 ITM과 ATM 옵션 거래자들의 행태는 당일 내에서 KOSPI200변동에 따라 결정되는 내생적 관계를 갖지만, OTM 풋-콜 비율은 외생적 변수로 간주된다. 따라서 식 (3)에 대해 ITM과 ATM은 도구변수를 이용한 2SLS로 추정하며, OTM은 OLS로 추정한다. 그러나 전체 수준에서 정규 시장은 귀무가설을 기각할 수 없어 OLS 추정치로 인과관계를 판단하지만 미니 시장은 5%수준에서 귀무가설을 기각하므로 2SLS 추정치로 판단한다.

ITM과 ATM의 도구 변수 추정 결과에 따른 β_1 의 통계적 유의성은 정규 시장과 미니 시장 모두에서 발견되지 않아, 풋-콜 비율에 내재된 매매 행태는 당일 KOSPI200변동에 영향력을 미치지 못하는 것으로 해석된다. 반면, Wu-Hausman 검정 결과에 따라 OLS로 추정된 정규 시장의 OTM의 회귀계수는 1%수준에서 통계적으로 유의적인 음의 값(-0.593)으로 추정된 반면, 미니 시장에서는 양의 부호(0.463)로 추정된 상이한 결과를 제시한다. 즉, 정규 시장에서 OTM 거래자들은 시장지수가 상승하면 오히려 콜옵션 매입보다 풋옵션 매입이 증가하는 추세 역행적 행태를 취하지만 미니 시장에서는 이와 상반되는 추세 추종적 행태를 취한다. 정규 시장의 전체 수준에서 OLS 추정치와 미니 시장의 전체 수준의 2SLS 추정치에서는 통계적 유의성을 발견할 수 없었다.

패널 B에는 당일 내 주가 변동이 풋-콜 비율 변동에 원인 변수로 작용하는지에 관한 식 (4)를 검증한 결과이다. Wu-Hausman 검정 결과에 따르면 모든 머니니스와 시장별로 χ^2 통계치의 p-value를 볼 때 5%수준에서 귀무가설을 기각할 수 없으므로 OLS 추정치는 일치 추정량의 성질을 가진다. 이와 같은 결과는 시장지수 변동은 옵션 거래 활동에 대한 외생적 영향을 미친다는 결과이다. OLS로 추정된 회귀계수의 부호는 패널 A의 OLS 추정치와 동일하며, 정규 시장의 전체 수준을 제외하면 모두 1%수준에서 통계적으로 유의적이다.

이를 종합하여 인과관계를 판단하면 정규 시장의 전체 풋-콜 비율에 내재된 투자자의 행태는 시장과 유의적인 관계를 발견할 수 없지만 머니니스별로는 상이한 행태가 나타난다. 당일 내에서 ITM과 ATM거래자들은 시장 지수 추세를 추종하는 경향에 따라 지수변동이 원인변수로 작용하지만 OTM거래활동은 시장지수와 양방향적 피드백 관계에 있다는 것을 알 수 있다. 한편 미니 시장에서 전체 매매는 시장지수와 양방향적 관계로 변동하여 정규 시장과 차이를 보인다.

<표 8> 풋-콜 비율과 KOSPI200지수수익률간 동시적 인과관계 검정

2015.8.3~2016.3.31일까지 기간의 KOSPI200수익률과 정규시장과 미니시장의 풋-콜 비율의 전체·머니니스별 동시적 인과관계를 OLS와 도구변수(IV)로 추정한 결과로, 설명 변수의 회귀계수와 괄호안의 t-통계치가 제시된다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의적이다. Wu-Hausman 검정에는 χ^2 통계치와 괄호안의 p-value가 제시된다. ‘←’은 풋-콜비율이 지수변동에 일방적으로 선행하는 표본이며 ‘→’는 지수변동이 풋-콜비율을 일방적으로 선도하는 표본이다. ‘↔’는 풋-콜비율과 지수변동간 양방향적 관계의 표본이며, ‘↔x→’는 풋-콜비율과 지수변동간 선도·후행관계가 성립하지 않는 표본이다. 선도·후행관계 성립의 임계치는 p-value의 0.05이다.

머니니스 시장	ITM		ATM		OTM		전 체	
	정규	미니	정규	미니	정규	미니	정규	미니
패널 A. $ret_t = \beta_0 + \beta_1 pcr_t^k + \epsilon_t \quad (k=r, m)$								
OLS 추정								
pcr_t^k	0.172 (5.49)***	0.146 (6.60)***	0.262 (5.16)***	0.262 (6.42)***	-0.593 (-2.95)***	0.463 (2.92)***	0.251 (0.53)	0.946 (5.21)***
IV 추정								
pcr_t^k	-0.003 (-0.05)	-0.024 (-0.48)	-0.100 (-0.80)	-0.111 (-1.09)	-0.457 (-1.23)	-0.074 (-0.23)	-0.654 (-0.80)	-0.174 (-0.41)
Wu-Hausman	9.916***	14.22***	9.851***	16.14***	0.193	3.79	1.827	8.458**
내생성 검정	(0.007)	(0.001)	(0.007)	(0.000)	(0.908)	(0.151)	(0.401)	(0.015)
패널 B. $pcr_t^k = \gamma_0 + \gamma_1 ret_t + \epsilon_t \quad (k=r, m)$								
OLS 추정								
ret_t	96.69 (5.63)***	152.21 (6.63)***	58.42 (5.35)***	79.23 (6.42)***	-8.412 (-2.77)***	11.11 (2.92)***	0.683 (0.47)	16.56 (5.19)***
IV 추정								
ret_t	135.32 (1.52)	165.98 (1.39)	43.15 (0.77)	23.60 (0.35)	-26.58 (-1.56)	-12.65 (-0.58)	-0.127 (-0.02)	3.087 (0.19)
Wu-Hausman	0.194	0.699	0.078	0.014	1.170	1.209	0.015	0.735
내생성 검정	(0.907)	(0.705)	(0.962)	(0.993)	(0.557)	(0.546)	(0.992)	(0.692)
인과관계	$ret \rightarrow pcr^r$	$ret \rightarrow pcr^m$	$ret \rightarrow pcr^r$	$ret \rightarrow pcr^m$	$ret \leftrightarrow pcr^r$	$ret \leftrightarrow pcr^r$	$ret \leftrightarrow x \rightarrow pcr^r$	$ret \rightarrow pcr^m$

이제는 <표 9>의 콜옵션 거래와 KOSPI200수익률간 동시적 인과관계를 검정하기로 한다. 패널 A에서 머니니스별로 식 (3)의 회귀모형에 설명변수로 도입된 콜거래량의 내생성 여부를 판단한 결과는 <표 8>과 차이가 있다. Wu-Hausman 검정 결과를 보면 모든 추정 결과에서 정규 시장과 미니 시장에서 내생성이 있다는 귀무가설을 5%수준에서 기각할 수 없다. 따라서 식 (3)에 대해서는 OLS 추정치로 콜옵션과 지수변동간의 관계를 파악한다. 정규 시장과 미니 시장의

ITM과 ATM의 OLS의 회귀계수는 1%수준에서 유의적인 양의 값으로 추정되었으며 이는 시장 지수 변동과 콜옵션 포지션간에는 동일한 방향을 가진다는 예상되는 관계에 부합하는 결과이다. 그러나 OTM과 전체 수준에서는 5%수준에서 회귀계수의 통계적 유의성을 발견할 수 없었다.

<표 9> 콜옵션거래와 KOSPI200지수수익률간 동시적 상관관계 검정

2015.8.3~2016.3.31일까지 기간의 KOSPI200수익률과 정규시장과 미니시장의 콜옵션거래의 전체·머니니스별 동시적 인과관계를 OLS와 도구변수(IV)로 추정한 결과로, 설명 변수의 회귀계수와 괄호안의 t-통계치가 제시된다. ***,**,*는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의적이다. Wu-Hausman 검정에는 χ^2 통계치와 괄호안의 p-value가 제시된다. ‘←’은 콜옵션이 지수변동에 일방적으로 선행하는 표본이며 ‘→’는 지수변동이 콜옵션을 일방적으로 선도하는 표본이다. ‘↔’는 콜옵션과 지수변동간 양방향적 관계의 표본이며, ‘←x→’는 콜옵션과 지수변동간 선도·후행관계가 성립하지 않는 표본이다. 선도·후행관계 성립의 임계치는 p-value의 0.05이다.

머니니스 기간	ITM		ATM		OTM		전 체	
	정규	미니	정규	미니	정규	미니	정규	미니
패널 A. $ret_t = \beta_0 + \beta_1 call_t^k + \epsilon_t$ ($k = r, m$)								
OLS 추정								
$call_t^k$	0.202 (4.54)***	0.227 (5.85)***	0.252 (4.44)***	0.288 (4.75)***	-0.404 (-1.92)*	0.126 (0.73)	0.162 (0.84)	0.375 (1.86)*
IV 추정								
$call_t^k$	0.029 (0.29)	0.066 (0.87)	0.087 (0.52)	0.071 (0.45)	-0.135 (-0.27)	-0.094 (-0.25)	0.146 (0.37)	0.028 (0.06)
Wu-Hausman 검정	3.935 (0.140)	5.969 (0.051)	1.108 (0.575)	2.227 (0.328)	0.344 (0.842)	0.417 (0.812)	0.002 (0.999)	0.616 (0.735)
패널 B. $call_t^k = \gamma_0 + \gamma_1 ret_t + \epsilon_t$ ($k = r, m$)								
OLS 추정								
ret_t	63.07 (4.82)***	2.702 (0.73)	49.196 (4.71)***	43.635 (4.75)***	-4.991 (-1.64)	81.294 (5.88)***	2.497 (0.71)	6.261 (1.87)*
IV 추정								
ret_t	56.05 (0.84)	-39.803 (-1.54)	33.270 (0.62)	8.344 (0.17)	-57.310 (-2.18)**	83.397 (1.16)	-18.940 (-1.03)	-17.022 (-0.93)
Wu-Hausman 검정	0.011 (0.994)	0.001 (1.000)	0.092 (0.955)	0.525 (0.769)	4.012 (0.134)	2.764 (0.251)	1.404 (0.496)	1.679 (0.432)
인과관계	ret	ret	ret	ret	ret	ret	ret	ret
	↔	←x→	↔	↔	←x→	→	←x→	←x→
	$call^r$	$call^m$	$call^r$	$call^m$	$call^r$	$call^m$	$call^r$	$call^m$

패널 B에는 당일내 주가 변동이 콜옵션 거래에 역으로 원인 변수로 작용하는지에 관한 식 (4)를 검증한 결과이다. 패널 A와 마찬가지로 Wu-Hausman 검정 결과에서 시장별 머니니스와 전체 수준에서 귀무가설이 기각되지 않아 OLS 추정치는 모두 일치 추정량의 성질을 가지며 KOSPI200지수변동은 풋-콜 비율의 외생적 변수로 작용한다. OLS추정 결과를 보면, 정규 시장에서는 ITM과 ATM 회귀모형에서 1%수준에서 유의적이며, 미니 시장에서는 ATM와 OTM 회귀모형에서 유의적으로 나타났다. 그러나 전체 수준에서는 풋-콜 비율과 달리 정규 시장과 미니 시장에서 통계적 유의성을 발견할 수 없었다. 따라서 패널 A와 패널 B의 결과로부터 8건의 인과

관계 판단 결과에서는 인과관계가 성립한 경우는 4건이었으며 이 중 3건이 콜옵션 거래와 지수 변동간 상호피드백 관계가 나타났다.

풋옵션 거래량과 지수 변동간 동시적 인과관계 검정은 <표 10>에 제시된다. 패널 A로부터 머니니스별로 식 (3)의 회귀모형에 설명변수로 도입된 내생성 여부를 판단한 결과는 미니 시장의 ITM을 제외하면 <표 9>의 패널 A와 유사하다. 따라서 미니 시장의 ITM은 2SLS로 추정하면 나머지 회귀식은 OLS로 추정하여 풋옵션과 지수변동간의 관계를 파악한다. 유의적인 회귀계수는 정규 시장의 ITM, 미니 시장 ATM과 OTM, 전체 수준에서 추정되었으며, 모두 1%수준에서 음의 부호였다. 이는 시장지수 변동 방향을 예측하여 풋옵션 매입 포지션을 취하는 투자자의 행태와 부합하는 결과라 할 수 있다.

<표 10> 풋옵션거래와 KOSPI200지수수익률간 동시적 상관관계 검정

2015.8.3~2016.3.31일까지 기간의 KOSPI200수익률과 정규시장과 미니시장의 풋옵션거래의 전체·머니니스별 동시적 인과관계를 OLS와 도구변수(IV)로 추정한 결과로, 설명 변수의 회귀계수와 괄호안의 t-통계치가 제시된다. ***,**,*는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의적이다. Wu-Hausman 검정에는 χ^2 통계치와 괄호안의 p-value가 제시된다. ‘←’은 풋옵션이 지수변동에 일방적으로 선행하는 표본이며 ‘→’는 지수변동이 풋옵션을 일방적으로 선도하는 표본이다. ‘↔’는 풋옵션과 지수변동간 양방향적 관계의 표본이며, ‘←x→’는 풋옵션과 지수변동간 선도·후행관계가 성립하지 않는 표본이다. 선도·후행관계 성립의 임계치는 p-value의 0.05이다.

머니니스	ITM		ATM		OTM		전 체	
	정규	미니	정규	미니	정규	미니	정규	미니
패널 A. $ret_t = \beta_0 + \beta_1 put_t^k + \epsilon_t \quad (k = r, m)$								
OLS 추정								
put_t^k	-0.215 (-3.61) ^{***}	-0.429 (-2.42) ^{***}	-0.090 (-1.25)	-0.203 (-3.50) ^{***}	0.228 (1.06)	-0.429 (-2.42) ^{***}	0.138 (0.67)	-0.520 (-2.89) ^{***}
$adj R^2$								
IV 추정								
put_t^k	0.103 (0.57)	-0.118 (-0.25)	0.346 (1.03)	0.135 (0.80)	0.100 (0.16)	-0.118 (-0.25)	0.335 (0.73)	0.081 (0.18)
Wu-Hausman 검정	3.510 (0.173)	11.378 (0.003)	1.751 (0.417)	4.521 (0.104)	0.046 (0.977)	0.516 (0.773)	0.233 (0.890)	2.203 (0.332)
패널 B. $put_t^k = \gamma_0 + \gamma_1 ret_t + \epsilon_t \quad (k = r, m)$								
OLS 추정								
ret_t	-33.62 (-3.27) ^{***}	-70.92 (-4.99) ^{***}	-9.228 (-1.02)	-35.597 (-3.50) ^{***}	3.42 (1.14)	-8.404 (-2.42) ^{***}	1.814 (0.55)	-10.294 (-2.87) ^{***}
IV 추정								
ret_t	-79.28 (-1.42)	-82.58 (-1.11)	-9.878 (-0.22)	-15.251 (-0.29)	-30.73 (-1.49)	-27.158 (-1.39)	-18.814 (-1.09)	-20.109 (-1.15)
Wu-Hausman 검정	0.692 (0.708)	0.026 (0.987)	0.000 (1.000)	0.152 (0.927)	2.797 (0.247)	0.956 (0.620)	0.330 (0.848)	1.474 (0.479)
인과관계	ret	ret	ret	ret	ret	ret	ret	ret
	↔	→	←x→	↔	←x→	↔	←x→	↔
	put^r	put^m	put^r	put^m	put^r	put^m	put^r	put^m

패널 B의 당일 내 주가 변동이 풋옵션 거래 변동에 원인 변수로 작용하는지에 관한 식 (4)를 검증한 결과에서 Wu-Hausman 검정 통계치는 모든 회귀식에서 OLS 추정치가 일치 추정량의 성질을 확보함을 재확인하고 있다. 유의적인 회귀계수는 정규 시장의 ITM, 미니 시장에서는 ITM, ATM과 OTM, 전체 수준에서 추정되었다. 따라서 전체 수준에서는 정규 시장의 풋옵션은 지수변동과 상호관계 통계적 유의성이 발견되지 못했지만, 미니 시장의 풋옵션은 상호 작용하는 관계가 강하다. 패널 A와 패널 B의 결과로부터 인과관계가 성립한 경우는 5건이었으며, 이 중 4건에서 풋옵션 거래와 지수변동간 상호피드백 관계가 나타났다.

5. 결 론

KOSPI200 미니 옵션은 기존의 KOSPI200옵션과 기초자산은 동일하지만 계약당 거래금액이 1/5로 축소된 파생상품이다. 1997년에 CME에 S&P500을 기초자산으로 하는 E-mini S&P500 선물이 도입된 이후, 해외 파생상품 시장에서는 시장환경 변화에 따른 경쟁력 강화를 위해 미니 파생상품을 상장하고 있는 추세이다. 미니옵션은 현물과 연계한 차익거래전략은 물론, 정규옵션과 연계한 거래전략에 활용될 수 있으므로 진입장벽이 높은 정규 옵션의 대안 상품으로 투자자에게 편익을 제공할 수 있다는 점은 한국 파생상품시장의 질적 성장 측면에서 긍정적으로 평가된다.

옵션이 가진 본연적 기능 중 하나는 연관 시장의 가격발견이며, 이러한 가격발견은 거래자의 행태와 전략을 통해 시현된다. 정규 시장과 미니 시장간 정보전달구조에 기반한 가격발견 효과에 대해서는 다수의 선행 연구들이 규명하였지만, 이러한 가격발견을 유발하는 요인으로 양 시장의 거래행태의 관계에 대한 설명이 뒷받침되어야 한다. 본 연구는 미니 옵션 시장에서 투자자들의 행태가 기존 옵션 시장과 어떠한 연관성을 가지는지를 선도·후행 검정으로 분석했다. VAR로 기존 정규 시장과 미니 시장의 거래활동의 관계를 추정한 분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 정규 옵션과 미니 옵션의 거래가 주식시장변동에 일별 수준에서 선행한다는 통계적으로 유의적인 증거는 발견되지 않았으며, 정규 시장과 미니 시장 모두 주식시장 변동에 후행하는 것으로 나타났다. 이같은 결과는 정규 옵션과 미니 옵션의 거래자들이 주가 변동을 예측하는 정보적 거래자로 시장에 참여하기보다 시장 추세를 추종하는 노이즈 거래자에 부합하는 행태를 보인다. 머니니스 종목으로 구분할 때 레버리지와 유동성 효과에서 ITM이나 ATM보다 우위에 있는 OTM 거래자들의 매매행태에 주가변동에 대한 예측력이 내포되었다고 볼 수는 없었다. 이는 일부 선행 연구결과와 상이한 결과로 외가격 옵션의 비중이 높은 국내 옵션 시장의 특성에 기인한다.

둘째, 옵션거래와 지수변동간 동시적 인과관계로 볼 때 전체 수준에서 미니 옵션과 주식시장 동간 동시적 상호인과관계는 풋-콜 비율과 풋옵션에서 성립되는 반면, 정규 시장과 주식시장간 관계를 발견할 수 없었다. 머니니스별 분석 결과에서도 전반적으로 옵션거래가 주식시장변동의

원인으로 작용하기보다는 주식시장 변동에 따라 옵션 거래자들이 매매행태를 취하는 추세 추종 전략을 보였다. 또한 정규 시장이나 미니 시장의 거래 행태는 주식시장 변동의 선행하는 유의적인 설명력이 없다는 점에서 시차적 선도·후행 관계가 존재하지 않지만, 주식시장과 상호 피드백하는 관계에서는 미니 시장이 정규 시장보다 유의적으로 강한 것으로 분석되었다. 이같은 결과는 개설 이후 시장의 성숙도와 유동성이 상당기간 축적된 후에 미니 상품의 가격발견 기능이 향상하는 것으로 분석된 해외 시장의 사례와 비교할 때 이례적이라고 볼 수 있다. 따라서 정규 파생상품시장에 비해 역사가 짧고 시장 규모도 작은 미니옵션시장의 특성에 도 불구하고 가격발견의 질적 수준이 효율적으로 나타난 결과는 바로 정규 시장 거래행태와 유사한 수준의 미니 옵션의 거래행태에 기인하는 것으로 해석할 수 있다.

전술한 바 있듯이 본 연구의 표본기간이 미니옵션의 개설 초기임을 고려할 때, 향후 미니옵션시장이 성숙해지고 유동성이 증가한다면 미니옵션의 거래행태에도 영향을 미칠 가능성도 있으며 이는 추후 수행해야 할 과제이다. 또한 본 연구는 실무적 관행에 기반한 일별 수준의 거래활동 지표들을 변수로 활용했지만 심층적으로 일중 수준에서 양 시장에서 거래활동의 주가지수 변동을 분석한다면 본 연구에서 도출된 결과와 비교되어 설명할 수 있을 것이다. 아울러, 본 연구의 결과를 추가적으로 재확인하기 위해 미니 시장이 먼저 개설된 선물시장에 대해 투자자들의 전략 행태의 유사성을 실증적으로 검증하는 것도 흥미로운 연구가 될 것으로 판단한다.

참 고 문 헌

- 금융위원회 보도자료, 『장내옵션시장, ELW시장 및 FX마진시장 건전화방안』, 2011.
- 한국거래소 보도자료, 『코스피200 옵션 거래승수 인상 후 시장 건전성 제고』, 2013.
- 한국거래소 보도자료, 『코스피200 옵션 거래승수 인상 시행』, 2012.
- 김민호, 김민철, “KOSPI200 옵션의 거래량, 미결제약정수량, 그리고 현물주식 시장의 변동성”, 금융연구 18권(2004), pp. 111-141.
- 김 술, “콜/풋옵션 거래금액 비율의 정보효과”, 선물연구 제15권 2호(2007), pp. 31-53.
- 김 술, 박혜현, “주가지수옵션 미결제약정 수량과 현물 주식시장 수익률 간의 정보효과”, 선물연구 제20권 1호(2012), pp. 65-100.
- 문성주, 이동호, 양성국, 유영중, “COMS(Composite Optimized Margin System)제도 변경이 선물의 거래량 및 개인투자자 비중에 미치는 영향”, 대한경영학회지 제20권 3호(2007), pp. 1433-1450.
- 이준서, 빈기범, 장광익, “주가와 공매도간 인과 관계에 관한 실증 연구”, 한국증권학회지 제39권 3호(2010), pp. 449-489.
- 이우백, “KOSPI200옵션 거래승수 인상 조치에 따른 투자 행태 변화 분석”, 한국증권학회지 제43권 1호(2014), pp. 237-277.
- 이우백, “KOSPI200 야간 옵션 풋-콜 비율의 가격발견 분석”, 선물연구 제24권 1호(2016a), pp. 153-184.
- 이우백, “KOSPI200 원선물과 미니선물 가격발견 기능 비교 분석”, 선물연구 제24권 4호(2016b), pp. 557-589.
- 이우백, “미니파생상품시장의 가격발견 효과 분석 : KOSPI200 미니옵션의 사례”, 선물연구 제25권 4호(2017), pp. 623-656.
- 이재하, 한덕희, “KOSPI 200 현물 및 옵션시장에서의 수익률과 거래량간의 선도-지연관계”, 선물연구 제15권 2호(2007), pp. 121-143.
- 이재호, 『코스피 200 옵션 승수 인상 효과 분석』, 한국 파생금융포럼 창립기념 세미나발표 자료집, 2012.
- 이혜영, 임병진, “선물시장의 증거금변경이 현물 및 선물시장에 미치는 영향”, 한국증권학회지 제27권 1호(2000), pp. 181-212.
- 정재만, 김재근, “개인투자자의 옵션매매 성과와 행태”, 선물연구 제13권 1호(2005), pp. 99-127.
- 조선규, “국내 파생상품 증거금을 변경이 변동성 및 거래량에 미치는 영향”, KRX market 9월호(2013), pp. 30-100.
- 최병욱, “옵션거래량 정보는 현물가격을 예측하는가? KOSPI 200 옵션시장에 대한 실증분석”, 한국증권학회지 제40권 4호(2011), pp. 551-578.

- 한국파생상품학회·자본시장연구원, 『국내 파생상품시장의 진단 및 기능제고를 위한 연구용역』, 2012.
- Anthony, J. H., 1998, The Interrelation of Stock and Options Market Trading — Volume Data, *Journal of Finance* 43, pp. 949-964.
- Bessembinder, H., and P. J. Seguin, Futures Trading Activity and Stock Price Volatility, *Journal of Finance* 11, 1993, pp. 2015-2034.
- Bhattacharya, M., Price Changes of Related Securities : the Case of Call Options and Stocks, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, 1987, pp. 1-15.
- 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.
- 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. P. Chung, and W. Fong, The Informational Role of Stock and Option Volume, *Review of Financial Studies* 15, 2002, pp. 1049-1075.
- Chan, K., Y. Chang, and P. Lung, Informed Trading under Different Market Conditions and Moneyiness : Evidence from TXO Options, *Pacific-Basin Finance Journal* 17, 2009, pp. 189-208.
- 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.
- Chow, G. C., Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica* 28, 1960, pp. 591-605.
- 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.
- 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.
- Hardouvelis, G. A., Margin Requirements and Stock Market Volatility, *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review* 13, 1988, pp. 80-89.
- _____, G. A., Margin Requirements, Volatility and Transitory Component of Stock Prices, *American Economic Review* 80, 1990, pp. 737-762.

- Hardouvelis, G. A. and Peristiani, S., Margin Requirements, Speculative Trading, and Stock Price Deluctuations : The Case of Japan, *Quarterly Journal of Economics* 107, 1992, pp. 1333-1370.
- Hartzmark, M., The Effects of Changing Margin Levels on Futures Market Activity: The Composition of Traders in the Market, and Price Performance, *Journal of Business* 59, 1986, pp. 151-180.
- Hausman, J. A., Specification Tests in Econometrics, *Econometrica* 46, 1978, pp. 1251-1271
- Hsieh, D. A. and M. H. Miller, Margin Regulations and Stock Market Volatility, *Journal of Finance* 45, 1990, pp. 3-29.
- Kupiec, P. H., Futures Margins and Stock Price Volatility : Is there any link?, *Journal of Futures Markets* 12, 1993, pp. 677-691.
- Manaster, S. and R. J. Rendleman, Option Prices as Predictors of Equilibrium Stock Prices, *Journal of Finance* 37, 1982, pp. 1043-1058.
- Moser, J. T., The Implication of Futures Margin Changes for Futures Contracts: An Investigation of Their Impact on Price Volatility, Market Participation, and Cash-futures Covariances, *Review of Futures Markets*, 1991, pp. 377-404.
- Pan, J. and A. M. Poteshman, The Information in Option Volume for Future Stock Prices, *Review of Financial Studies* 19, 2006, pp. 871-908.
- Salinger, M. A., Stock Market Margin Requirements and Volatility : Implication for Regulation of Stock Index Futures,” *Journal of Financial Service Research* 3, 1989, pp. 121-138.
- Wu, De-Min, Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors and Disturbances, *Econometrica* 41, 1973, pp. 733-750.