

KOSPI200 원선물과 미니선물의 가격발견 기능 비교 분석*

이 우 백 (한국방송통신대학교)**

< 요약 >

2015년 7월에 도입된 미니선물은 거래승수가 기존 선물의 1/5로 축소된 상품으로 거래전략의 활성화와 정밀한 헤지로 기존 선물을 보완하는 역할을 가진다. 본 논문은 미니선물의 질적 수준을 현물에 대한 가격발견의 효율성으로 평가하여, 동일한 표본기간동안의 원선물과 비교했다. 벡터오차수정모형(VECM)과 Hasbrouck의 정보량으로 추정된 본 연구의 주요한 실증 분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 미니 선물이 도입된 후 8개월 동안 미니 선물의 일평균 계약수는 원선물의 16.6%이며 거래대금은 원선물의 3.3%였지만, 미니선물 도입으로 인한 원선물 거래 활동의 잠식 현상은 나타나지 않았다. 이는 원선물로부터 미니선물시장으로 수요가 이전하기보다는 미니선물에 대한 신규 수요가 창출되어 전체 선물시장의 규모가 확대되었음을 제시한다. 둘째, 벡터오차수정모형으로 미니선물과 현물간 선도-후행 관계를 검증한 결과, 미니 선물의 도입 이후 기간동안 원선물과 미니 선물은 모두 유의적으로 현물을 선도하였으며 현물 가격발견에 대한 원선물과 미니 선물간 주도력에서는 통계적으로 유의적인 차이가 발견되지 않았다. 이는 미니선물시장의 거래활동과 성숙도가 원선물에 비해 낮음에도 불구하고, 가격발견의 효율성에서는 원선물과 동등한 수준으로 평가된다. 특히 원선물, 미니선물, 현물간 상호작용을 동시에 고려하여 정보량을 추정한 결과에서는 오히려 미니선물이 현물을 선도하는 경향이 원선물보다 강한 것으로 나타났다. 이같은 실증 분석 결과를 종합하면, 개설 이후 시장의 성숙도와 유동성이 상당기간 축적된 후에 미니선물의 가격발견 기능이 향상하는 것으로 분석된 해외 시장의 미니선물의 사례와 비교할 때 이례적이라고 볼 수 있다. 또한 이같은 결과는 원선물과 미니선물의 거래활동의 규모를 통제했을 때, 미니선물의 가격발견의 효율성이 원선물을 능가한다고 볼 수 있다.

핵심 단어 : 미니선물, 원선물, 차익거래, 가격발견, 유동성

JEL 분류기호: G12, G13

* 본 논문은 최종 연구결과가 아니므로 인용을 삼가하여 주시기 바랍니다.

** 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. 서론

2015년 7월 20일에 도입된 KOSPI200 미니(mini) 선물·옵션은 기존의 KOSPI200 선물·옵션과 기초자산은 동일하지만 계약당 거래금액이 1/5로 축소된 상품이다. 1997년에 미국 CME에 S&P500을 기초자산으로 하는 E-mini S&P500 선물이 최초로 도입된 이후, 주요 거래소에서 시장환경 변화에 따른 경쟁력 강화를 위해 미니 파생상품을 상장하고 있는 추세이다.¹⁾ 전통적인 공개옥션호가(open-outcry) 거래 방식에 기반한 S&P500 또는 NASDAQ100과 같은 기존 선물에 비해 미니선물은 전자방식으로 거래되므로 체결속도와 거래처리 및 비용, 그리고 익명성 등에서 가진 경쟁적 우위가 성장을 견인했다고 볼 수 있다. 국내 파생상품시장에서 미니시장은 해외 금융시장보다 후발적으로 미니금선물이 2010년에 최초로 도입되었으나, 2011년 이후에는 거래량이 일별 100계약 내외에 불과하여 미니시장을 포함한 전체 금선물시장의 활성화 목적을 달성했다고 보기는 어렵다. 금융당국은 KOSPI200지수 관련 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.²⁾

본 연구의 목적은 기초자산이 KOSPI200지수로 동일한 미니선물(mini futures)과 기존에 상장된 원(原)선물(regular futures)에 내재된 현물의 가격발견(price discovery)의 효율성을 비교하여 평가한다. 선물이 가진 본연적 기능은 현물의 가격발견이므로, 미니선물에도 가격발견 기능이 효율적으로 작동되는지를 검증하는 것은 시장의 질적 수준을 평가한다는 점에서 학술적으로 중요하다 볼 수 있다. 원선물인 KOSPI200선물에 대해서는 이미 상당수의 선행연구들이 현·선물 간 선도·지연 관계 분석을 통해서 하루내에서 선물이 현물을 일정 시차를 두고 선행한다는 결론으로 전반적으로 수렴하고 있으며 이는 선물이 가진 현물가격의 단기적 예측력을 설명하는 정보가설(information hypothesis)와 거래비용가설(transaction cost hypothesis)의 내용과 부합함을 제시한다(김솔과 김동석, 2000 ; 김서경과 고흥수, 2000 ; 이해영과 임병준, 2000 ; 배기홍과 장수재, 2003 ; 이우백, 2006). 그렇지만 아직까지 미니 파생상품시장이 가진 가격발견의 효율성에 대한 학술적 연구가 없다는 점에서 이 연구는 최초의 연구로서 차별성을 가지며, 미니 파생상품이 기존 파생상품의 대체상품으로서 수행하는 경제적 역할을 평가하므로 정책적 시사점을 제공할 것이다.

원선물시장과 동일한 기초자산을 공유하는 미니선물시장이 시장구조와 유동성, 그리고 거래비

-
- 1) 해외의 미니 파생상품은 옵션보다는 지수선물에 치중되어 있다. 글로벌 옵션시장 중 상당수는 지수보다 개별주식옵션인 경우가 많으므로, 별도의 미니시장 개설에 대한 필요성이 낮기 때문이다.
 - 2) 미니 파생상품시장 개설의 배경에 대해서는 금융위원회 보도자료 『자본시장 개혁을 위한 정책 추진방안』과 한국거래소 보도자료 『미니코스피200선물·옵션 상장』을 참조할 수 있다. KOSPI200선물은 시장 개설 이후부터 거래승수가 50만원이었지만, KOSPI200옵션은 개설 당시 10만원이던 거래승수를 2012년 3월 9일부터 50만원으로 인상하여 선물의 거래승수와 일치시켰다. 따라서 KOSPI200미니옵션은 승수인상 전의 원래 거래승수로 환원시킨 상품이라 할 수 있다. KOSPI200옵션의 거래승수 인상의 배경에 대해서는 한국거래소 보도자료 『코스피200옵션 거래승수 인상 시행』과 이우백(2014)를 참조하기 바란다.

용에서 정보거래자들이 선호할 수 있는 차별성을 가진다면 현물의 가격발견 기능 측면에서도 차이가 존재할 것이다. 본 연구와 관련한 미니선물 상품 도입의 실효성을 평가한 연구들의 주제는 크게 두 부류로 구분할 수 있다. 첫번째 연구 분야는 미니선물 상품이 현물 가격발견과정을 효율화시킨 원인을 장내(floor)거래방식이 아닌 전자거래방식으로 보고, 가격발견 효율성의 차이가 거래방식(trading mechanism)의 차이에 기인한다는 실증적 결과를 제시한다. Hasbrouck (2003)와 Kurov and Lasser (2004)은 미국의 E-mini S&P500선물이 도입된 후 기존 S&P500선물의 가격발견의 공헌보다는 상대적으로 전자거래방식의 E-mini시장에서 가격발견이 지배적임을 보고하며, 다른 해외 거래소들을 대상으로 진행된 연구들의 결론도 전반적으로 전자거래방식의 미니선물이 장내거래방식의 기존 선물의 가격발견 기능을 능가하는 것으로 전반적인 결론을 내린다 (Ates and Wang, 2005a, 2005b ; Chung et al., 2010 ; Gilbert and Rijken, 2006 ; Karagozoglu and Martell, 1999 ; Tse and Xiang, 2005). 두 번째 연구 분야는 동일한 전자거래방식 기반에서 원선물과 미니선물의 가격발견의 효율성을 비교하는 것에 초점을 두고 있으므로 첫번째 연구주제와 달리 원선물과 미니선물의 가격발견의 효율성의 차이를 거래방식의 통제 하에서 규명한다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. Choy and Zhang (2010)은 홍콩의 항셱(Hang Seng)지수를 기초자산으로 하는 원선물이 가격발견에서 지배적인 역할을 수행하는 반면, 상대적으로 미니선물의 기여도는 낮다는 결과를 제시한다. 그러나, Tao and Song (2010)은 항셱지수 미니선물에서도 소규모 거래는 가격발견과정에서 유의적인 공헌을 수행함을 보였다. Pavabutr and Chaihetphon (2010)은 인도상품거래소(MCX)에 상장된 미니금선물은 거래대금 비중 대비 가격발견에 대한 공헌도가 원선물보다 유의적으로 높음을 제시한다. 또한 Wang et al.(2013)은 대만 선물시장(TAIFEX)에서 전자거래기반인 원선물과 미니선물간의 가격발견을 검증한 결과, 미니선물이 원선물에 비해 가격발견에 대한 기여도가 유의적으로 높다고 평가한다. 본 연구의 분석 대상인 KOSPI200원선물과 미니선물도 모두 한국거래소의 주문집계장(electronic limit order book)에 기반한 전자방식으로 거래되므로, 거래방식의 효과를 통제하여 순수히 원선물과 미니선물간 가격발견을 비교한다는 점에서 이러한 연구 분야에 포함된다고 볼 수 있다.

벡터오차수정모형(VECM)에 기반한 현·선물간 선도·후행 관계 분석과 Hasbrouck(1995, 2003)이 제안한 정보량(information share)으로 추정된 본 연구의 주요한 실증 분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 미니 선물이 도입된 후 8개월 동안 미니 선물의 일평균 계약수는 원 선물의 16.6%이며 거래대금은 원선물의 3.3%였지만, 미니선물 도입으로 인한 원선물 거래 활동의 잠식 현상은 나타나지 않았다. 이는 원선물로부터 미니선물시장으로 수요가 이전하기보다는 미니선물에 대한 신규 수요가 창출되어 전체 선물시장의 규모가 확대되었음을 제시한다. 둘째, 벡터오차수정모형으로 미니선물과 현물간 선도·후행 관계를 검증한 결과, 미니선물의 도입 이후 기간동안 원선물과 미니선물은 모두 유의적으로 현물을 선도하였으며 현물 가격발견에 대한 원선물과 미니선물간 주도력에서는 통계적으로 유의적인 차이가 발견되지 않았다. 이는 미니선물시장의 거래활동과 성숙도가 원선물에 비해 낮음에도 불구하고, 가격발견의 효율성에서는 원선물과

동등한 수준으로 평가된다. 특히 원선물, 미니선물, 현물간 상호작용을 동시에 고려하여 정보량을 추정할 결과에서는 오히려 미니선물이 현물을 선도하는 경향이 원선물보다 강한 것으로 나타났다. 이같은 실증 분석 결과를 종합하면, 개설 이후 시장의 성숙도와 유동성이 상당기간 축적된 후에 미니선물의 가격발견 기능이 향상하는 것으로 분석된 해외 시장의 미니선물의 사례와 비교할 때 이례적이라고 볼 수 있다. 또한 이같은 결과는 원선물과 미니선물의 거래활동의 규모를 통제했을 때, 미니선물의 가격발견의 효율성이 원선물을 현저히 능가한다고 볼 수 있다.

이하에서 전개될 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2 장에서는 미니 선물의 제도적 특성을 원선물과 비교하며 표본기간동안 원선물과 미니선물의 거래 활동 변화를 비교하고 분석한다. 제 3 장에서는 실증 분석 방법론을 소개하고 제 4 장에서는 현·선물간 선도·후행 관계 분석에 초점을 두어 원선물과 미니선물의 현물가격발견과정의 효율성을 비교한다. 마지막으로 제 5 장에서는 연구의 주요 결과를 요약하고 시사점을 정리한다.

2. KOSPI200 원선물과 미니선물의 거래 제도와 행태 비교

2.1 미니선물의 거래 제도적 특성

<표 1>에는 미니선물의 제도적 특성을 기존 원선물과 대비하여 비교한다. 미니선물의 거래승수는 원선물의 1/5인 10만원이며, 호가단위는 0.02포인트이다.³⁾ 따라서 미니선물의 최소호가단위 금액은 2,000원으로 원선물 최소호가단위 금액의 8/100 수준이며, 호가단위는 원선물에 비해 세밀한 특성을 가진다. 예를 들어, 원선물의 1포인트 가격변동은 20호가단위가 필요하지만, 미니선물은 50호가단위가 수반된다. 따라서 호가단위가 세밀한 미니선물은 체결 속도에서 원선물보다는 빠르며, 호가의 변동폭이 클 것이다.

원선물의 호가수량 한도는 1,000계약인데 비해, 미니선물의 호가수량 한도는 5,000계약으로 거래승수를 고려한다면 최대거래금액은 동일하다. 미니선물 시장에서 지정가(limit order)로만 호가가 허용된 것은 원선물 시장의 호가 종류와 비교할 때 제약적인 측면이라 볼 수 있다. 시장가 주문을 제외하고 지정가로만 허용하는 것은 원선물의 야간시장에서 적용되는 방식과 동일하며, 이는 유동성 공급이 부족할 경우에 발생할 수 있는 급격한 가격변동위험을 낮추고자 하는 목적으로 해석할 수 있다. 결제월물 상품으로 보면 원선물은 분기월물과 만기월물 각 2종류, 연월물이 3종류의 총 7개의 만기월별 상품이 상장되어, 최장 3년 만기 상품이 거래되고 있다. 반면 미니선물에는 분기월 2종류와 이를 제외한 비분기월 4종류가 상장되며, 만기가 가장 긴 상품의 만기는 6개월이다. 따라서 미니선물의 만기는 실질적으로 6개월 동안 매달 도래하므로, 분기와 반

3) 해외 거래소에 상장된 미니지수선물 상품인 E-mini S&P500, E-mini Nasdaq100, Mini FTSE100, Mini HangSeng 지수선물, Mini H-shares 지수선물의 거래승수도 원지수선물의 1/5이다. 해외 거래소의 미니지수선물의 명세에 대해서는 김석진 외 4인(2014)의 내용을 참조할 수 있다.

기에만 만기가 도래하는 원선물을 보완하는 역할을 하게 된다. 한편 미니선물의 만기일의 정산 가격은 KOSPI200현물가격을 사용하지만, 만기가 아닌 평일의 일일정산가격은 분기월물과 비분기월로 구분된다. 미니선물의 분기월물 정산가격은 원선물 분기월물 증가로 정해지지만, 비분기월물의 경우에는 당일 미니선물의 증가가 정산가격으로 사용된다.

<표 1> 원선물과 미니선물의 거래 제도의 비교

구분	KOSPI200원선물	KOSPI200미니선물
기초자산	KOSPI200 지수	
거래승수	50만원	10만원
호가가격단위	0.05p	0.02p
호가수량 한도	1,000계약	5,000계약
호가의 종류	지정가, 시장가, 조건부지정가, 최유리지정가	지정가
결제월물	분기월 2개, 반기월 2개, 연월 3개 (최장 3년)	연속 비분기월 4개, 분기월 2개 (최장 6개월)
정산가격		분기월일 경우에는 원선물 가격으로 정산하며, 비분기월에는 당일 미니선물 가격으로 정산
최종거래일	결제일의 두 번째 목요일	

2.2 원선물과 미니선물의 거래활동 비교

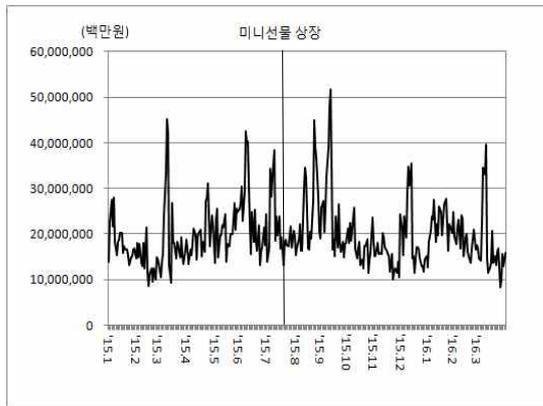
<그림 1>에서는 A부터 D까지 원선물과 미니선물의 거래활동의 일별 추이가 제시된다. A에서는 2015년 1월부터 2016년 3월까지 원선물과 미니선물을 포함한 전체 선물의 거래대금의 일별 추이를 제시한다. 2015년 1월부터 미니선물의 상장 직전일인 7월 19일까지의 원선물의 일평균 거래대금은 19조9,340억원이며, 미니선물 상장 이후부터 2016년 3월 31일까지의 원선물과 미니선물의 전체 선물의 일평균 거래대금은 19조8,899억원으로 감소했지만, t-검정과 비모수 검정 모두 미니선물 상장 전·후 기간동안 통계적으로 유의적인 차이는 없었다. 상장 후 기간동안 미니선물을 제외한 원선물의 거래대금의 일평균은 19조2,670억원으로 역시 상장 전 기간보다 감소했지만 상장 전·후 기간동안 일평균의 유의적인 차이는 없었다. 그래프를 생략했지만, 2015년 1월부터 7월 19일까지의 원선물의 일평균 거래량은 156,136계약이며, 미니선물 상장 이후부터 2016년 3월 31일까지의 원선물의 일평균 거래량은 162,261계약으로 증가했으나 통계적으로 유의적인 차이는 없었다. 그렇지만 미니선물 상장 이후 기간의 원선물과 미니선물의 전체 선물의 일평균 계약수는 186,893계약으로 t-검정과 비모수 검정 모두 미니선물 상장 전 기간의 평균치와 동일하다는 귀무가설을 기각했다. 이같은 결과는 비록 단기적이기는 하지만 미니선물 도입으로 인해 새로운 수요가 원선물 수요를 잠식하지는 않았으며, 전체 선물시장의 수요가 증가한 것

으로 해석할 수 있다.

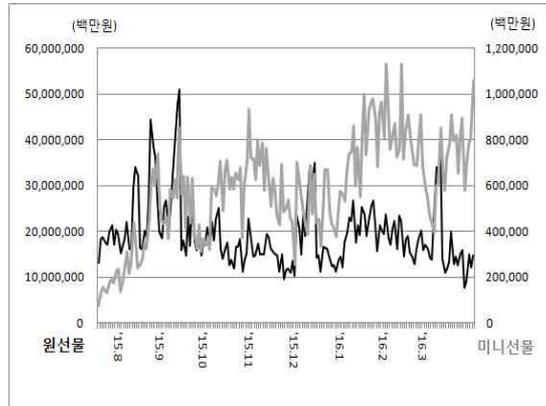
<그림 1> 원선물과 미니선물의 거래활동 비교

KOSPI200원선물과 미니선물 거래활동의 추이를 제시한다. 패널 A에서는 2015년 1월부터 2016년 3월까지 원선물과 미니선물을 포괄하는 전체 선물시장의 일별 거래대금 추이이다. 패널 B는 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 원선물(좌축)과 미니선물(우축)의 일별 거래대금을 비교한다. 패널 C와 패널 D는 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 일별 원선물(미니선물) 거래대금의 투자주체 비중(매수거래대금 비중과 매도거래대금 비중의 평균)을 제시한다.

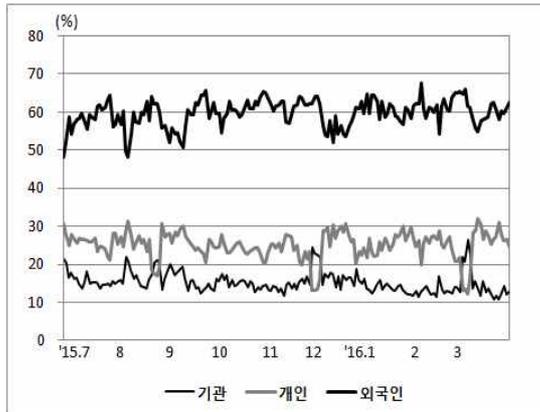
A. KOSPI200선물시장 전체 일별 거래대금 추이



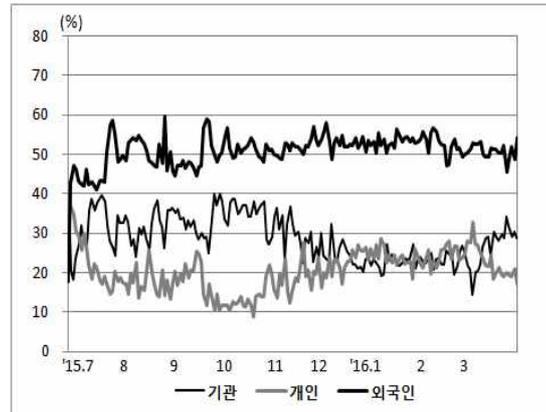
B. 원선물과 미니선물 일별 거래대금 비교



C. 원선물의 투자주체 비중



D. 미니선물의 투자주체 비중



B에서는 미니선물이 상장된 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지의 원선물과 미니선물의 일별 거래대금의 추이를 확대하여 제시한다. 원선물은 2015년 10월 전까지 거래대금이 큰 폭으로 급증한 거래일이 관찰되었지만, 이후 기간동안에는 전반적으로 일정한 추세를 유지했음을 확인할 수 있다. 미니선물은 상장 이후 지속적으로 증가하는 추세를 보였으며, 특히 2016년 이후로 거래활동이 두드러지게 확대되었다. C와 D는 각각 원선물과 미니선물에 대해 기관, 개인, 외국인의 일별 거래대금의 비중의 추이를 제시한다. C의 원선물에서 외국인의 비중은 50%~70%에서 변동하며, 30%이하인 개인과 기관의 비중을 지배하고 있다.4) D의 미니선물에서 투자주체

4) 해당 기간동안 외국인의 원선물 거래대금의 비중의 일평균치는 59.70%이며, 기관과 개인의 일평균치는

별 비중을 원선물과 비교하면 분석 기간동안 외국인의 비중은 50%내외에서 변동하여 원선물의 비중보다는 소폭 낮다. 한편 2015년까지 기관의 비중은 40%를 하회하며 개인의 비중을 초과했으나, 2016년 이후로는 개인과 기관의 비중은 동일한 수준으로 변화되었음이 관찰된다.⁵⁾ 이와 같은 결과는 외국인은 원선물과 미니선물을 포괄한 전체 지수선물의 거래활동을 주도하는 투자 주체임이 확인된다. 반면, 상대적으로 거래단위당 금액규모가 큰 원선물시장에서는 미니선물의 상장 이후에도 개인투자자의 시장 이탈로 인한 비중의 변동이 없이 그 추세가 유지되고 있다. 한편 미니선물 시장에서는 개장 후 초기 기간에는 기관의 거래활동이 개인보다 높았지만, 미니선물의 정보가 시장에 확산되면서 2016년 이후에는 미니선물 거래의 직접적 효용을 누리는 개인의 비중이 증가하고 있음이 관찰된다.

<표 2> 일별 원선물과 미니선물 거래활동의 비교

2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지의 일별 원선물(패널 A)과 미니선물(패널 B)의 거래활동, 그리고 전체 선물시장에서 미니선물의 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. 원선물					
거래량	162,261	63,213	145,170	63,318	434,854
거래대금	19,302,848	7,132,678	17,628,407	7,762,133	50,889,780
미결제약정수량	125,537	21,562	125,182	-	210,515
패널 B. 미니선물					
거래량	24,632	9,336	24,938	5,379	49,952
거래대금	587,054	217,298	595,518	131,644	1,128,506
미결제약정수량	8,747	5,055	7,367	983	29,344
패널 C. 미니선물비중(%)					
거래량	13.93	5.41	14.47	3.63	27.81
거래대금	3.20	1.38	3.27	0.75	7.13
미결제약정수량	6.78	7.72	5.60	0.95	100.00

<표 2>에서는 <그림 1>에서 제시되었던 표본기간 동안 일별 원선물(패널 A)과 미니선물(패널 B) 거래활동을 요약하여 제시하며, 패널 C에서는 원선물과 미니선물을 합산한 전체 선물시장에서 미니선물 거래규모가 차지하는 비중을 제시한다. 원선물의 일평균 거래량은 약 16만2천계약이며, 미니선물의 일평균 거래량은 약 2만4천계약으로 전체 지수선물시장에서 미니선물이 차지하는 비중은 약 14%이다. 원선물의 거래대금의 일평균치는 약 19조3천억원이며, 미니선물은 전체 선물시장의 3.20%인 5,870억원이다. 일평균 미결제약정수량을 보면 원선물은 12만5천계약이며, 미니선물은 8천7백계약으로 전체 미결제약정수량에서 6.78%를 차지하는 것으로 집계되었다. 따라서, 표본기간동안 전체 지수선물시장에서는 원선물의 거래활동이 압도적인 비중을 차지

각각 15.28%와 25.02%로 집계되었다.
 5) 2016년 1월 이후 기관과 개인의 미니선물 거래대금의 비중의 일평균치는 각각 24.15%와 23.69%로 통계적으로 유의적인 차이가 없었다.

하고 있는 것으로 해석된다. 추가적으로, 미결제약정수량 대비 거래량을 계산하여 원선물 거래자와 미니선물 거래자들의 투기성 성향을 비교했다. Bessembinder and Seguin(1993)에 따르면 미결제약정수량의 감소는 만기 전 반대매매의 증가를 의미하므로 미결제약정수량에 비해 거래량이 많을수록 그만큼 투기적(speculative) 선물 수요가 높은 것으로 해석가능하다. 이 지표의 원선물과 미니선물의 일평균치는 각각 1.29와 3.48로 계산되어, 원선물에 비해 소액거래 위주인 미니선물시장에 헤지(hedge)보다는 투기적 성향이 강한 것으로 나타났다.

3. 분석방법론

3.1 표본기간과 자료

실증 분석에 포함된 전체 표본기간은 미니선물의 상장 후 10일이 경과한 2015년 8월 3일부터 2016년 3월 31일까지 163거래일이며, 한국거래소가 외부에 공개적으로 판매하는 원선물과 미니선물의 1분 간격 체결자료와 거래활동 자료를 활용했다. 표본 종목은 KOSPI200원선물과 미니선물에서 거래활동의 대부분을 점유하는 최근월물을 일별로 선정했다.⁶⁾

3.2 선도·후행 관계 분석

원선물과 미니선물에 내재된 현물의 가격발견 효과는 현·선물간 차익거래 기회 포착의 실현과정과 단기적 시차 선도·지연 관계(lead-lag relationship)에 기인하므로, 이를 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)을 활용하여 검증한다.

KOSPI200 선물과 현물로 구성된 이변량 벡터오차수정모형은 식 (1)과 같다. 식 (1)의 오차수정항($\delta_k dev_{t-1, k=1,2, i=r,m}^i$)에서 시장 선물가격(F_t^i)에 대한 이론적 선물가격(\hat{F}_t^i)의 로그변화율로 측정된 dev_{t-1}^i 는 선물의 이론적 가격과 시장선물가격간 괴리에 따른 차익거래이익률을 의미하며, 오차조정계수인 δ_k 의 크기는 이러한 차익거래이익이 소멸하는 과정에서 균형가격에 수렴하는 속도(speed of adjustment)를 반영한다.⁷⁾ 이론적 선물가격은 보유비용모형(cost-of-carry model)에 따라 만기까지 잔여기간동안 현물에 대해 무위험이자율의 연속복리수익률을 적용하여 계산했으며, 양도성예금증서(CD) 금리를 무위험이자율의 대용치로 사용했다.⁸⁾ 현물 시차변수인 sr_t 은 9:00부터 14:50분까지 KOSPI200의 1분 간격으로 측정된 로그수익률이며, fr_t^i 는 원선물(r)과 미

6) 거래량 기준으로 미니선물에서 최근월물이 차지하는 비율의 표본기간동안의 일평균은 84.13%이며, 동일기간동안 원선물에서 최근월물이 차지하는 비율의 일평균은 79.64%이다.

7) 즉, dev_t^i 는 현 선간 이론적 베이스를 괴리율로 표시한 것이다.

8) 연속복리수익률을 적용한 이론적 선물가격은 $\hat{F}_t = S_t e^{r_d(D-d)}$ 이다. t 는 1분 간격 측정시각이며, r_d 는 d 일에 적용되는 CD금리, $D-d$ 는 만기일까지 잔여기간이다.

니선물(m) 가격의 1분 간격 로그수익률이다.

$$\begin{aligned} sr_t &= \alpha_1 + \delta_1 dev_{t-1}^i + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} sr_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} fr_{t-k}^i + \epsilon_{1,t} \\ fr_t^i &= \alpha_2 + \delta_2 dev_{t-1}^i + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} sr_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} fr_{t-k}^i + \epsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\text{여기에서 } dev_t^i = \ln\left(\frac{\widehat{F}_t^i}{F_t^i}\right)$$

$$sr_t = \ln\left(\frac{\widehat{F}_t^i}{F_{t-1}^i}\right) = \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right)$$

$$fr_t^i = \ln\left(\frac{F_t^i}{F_{t-1}^i}\right) \quad i = r(\text{원 선물}), m(\text{미니 선물})$$

선도·후행 관계 검정은 먼저 ‘선물가격 변동은 현물가격 변동의 원인 변수가 아니다’라는 귀무가설에 대해 $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 을 검증하고, 추가적으로 $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = 0$ 와 $\delta_1 = 0$ 를 분리하여 검증한다. δ_1 는 차익거래를 통한 선물가격과 현물가격간 장기적 균형관계가 복원되는 과정에서 현물 수익률에 미치는 선물 수익률의 영향력을 의미하며, $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K$ 는 현물가격 변동에 대한 선물 가격 변동의 단기적 예측력으로 해석될 수 있다. 마찬가지로 ‘현물가격 변동은 선물가격 변동의 원인변수가 아니다’라는 귀무가설에 대해서도 $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K$ 와 δ_2 에 대해 통계적 유의성을 검증한다.

본 연구에서는 식 (1)을 원선물과 미니선물에 대해 일별로 추정했으며, 10시차 이내에서 AIC(Akaike information criterion)와 SBC(Schwartz Bayesian Criterion)에 의한 최적시차가 일별로 상이한 분포를 보이고 있어 보수적인 방법에 따라 일률적으로 10시차를 최적시차로 정했다. 귀무가설의 기각여부에 대한 통계적 유의수준은 F검정 결과의 5%(p-value = 0.05)로 정하여 가격발견의 주도성(leadership)을 판단한다. 예를 들어 특정 거래일에 $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 는 기각되지만, $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K = \delta_2 = 0$ 가 기각되지 않는다면 이는 선물시장으로부터 현물시장으로 정보가 이전되어 선물시장이 현물시장의 가격발견을 지배하는 표본이다. 반면, $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K = \delta_2 = 0$ 는 기각되지만 $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 는 기각될 수 없다면, 역으로 현물시장에서 선물가격이 발견되는 경향이 강한 표본으로 해석될 수 있다. 만일 $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 와 $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^K = \delta_2 = 0$ 가 동시에 기각되었다면 이는 양 시장간 정보흐름이 교류하는 상호피드백 관계가 성립하는 것으로 해석할 수 있다.

3.3 정보량의 추정

선도·후행 관계 분석의 대안적인 가격발견 측정치로 본 연구가 선정한 Hasbrouck(1995)의

정보량(information share)은 식 (2)와 같이 계산된다.⁹⁾ Ω 은 식 (1)의 VECM에서 이노베이션(innovation)인 ϵ_t 의 분산-공분산 행렬이며, ψ 은 이동평균회귀계수(moving average coefficient)의 합계이다. 일시적인 효과가 아닌 정보의 유입에 의한 이노베이션이 가격에 지속적으로 반영되는 공통확률추세의 총변동성은 $\psi\Omega\psi'$ 이며, 이러한 총변동성 중에서 j 번째 변수가 차지하는 비중이 바로 가격발견의 기여도(contribution)이다.

$$IS_j = \frac{\psi_j^2 \Omega_{jj}}{\psi\Omega\psi'} = \frac{\psi_j^2 \sigma_j^2}{\sum_{i=1}^n \psi_i^2 \sigma_i^2} \quad (2)$$

식 (2)의 정보량 산출 과정에서는 변수간 이노베이션의 상관계수가 결과에 영향을 미치므로 출레스키 요인분해(Cholesky decomposition)를 이용해야 한다.¹⁰⁾ 이변량 VECM의 출레스키 요인분해에서는 특정 변수가 첫째 순서에 위치할 때 계산한 정보량이 상한치이며, 다음 순서에 위치할 때 계산된 정보량이 하한치이므로 상한치와 하한치의 중간값을 평균 정보량으로 정의하며, 이 값이 클수록 가격발견에 대한 기여도가 크다고 해석한다. 선물가격 정보량의 상한치(IS_U^f)와 하한치(IS_L^f)는 식 (3)와 같이 산출되며, 현물가격 정보량의 상한치(IS_U^s)와 하한치(IS_L^s)는 식 (4)과 같이 산출된다.

$$IS_U^f = \frac{(\delta_f \sigma_f + \delta_s \sigma_s \rho_{s,f})^2}{(\delta_f \sigma_f + \delta_s \sigma_s \rho_{s,f})^2 + \delta_s^2 \sigma_s^2 (1 - \rho_{s,f}^2)}, \quad IS_L^f = \frac{\delta_f \sigma_f (1 - \rho_{s,f}^2)}{(\delta_s \sigma_s + \delta_f \sigma_f \rho_{s,f})^2 + \delta_f^2 \sigma_f^2 (1 - \rho_{s,f}^2)} \quad (3)$$

$$IS_U^s = \frac{(\delta_s \sigma_s + \delta_f \sigma_f \rho_{s,f})^2}{(\delta_s \sigma_s + \delta_f \sigma_f \rho_{s,f})^2 + \delta_f^2 \sigma_f^2 (1 - \rho_{s,f}^2)}, \quad IS_L^s = \frac{\delta_s \sigma_s (1 - \rho_{s,f}^2)}{(\delta_f \sigma_f + \delta_s \sigma_s \rho_{s,f})^2 + \delta_s^2 \sigma_s^2 (1 - \rho_{s,f}^2)} \quad (4)$$

선도·후행 관계는 추정회귀계수의 통계적 유의수준을 기준으로 판단하지만, 정보량은 이노베이션의 변동성($\sigma_{k=s,f}$), 오차조정계수($\delta_{k=s,f}$), 그리고 선물과 현물간 이노베이션간 상관계수($\rho_{s,f}$)에 의해 결정되며 상관계수가 강할수록 상한치와 하한치간의 괴리가 확대된다. 본 연구는 Fama and MacBeth (1973)의 접근방법에 따라 거래일별로 각 변수의 상·하한치의 평균 정보량을 추정하고, 다시 전체 표본의 일평균을 산출한다.

9) Hasbrouck(1995)의 정보량을 활용한 주요 후속 연구로는 Huang(2002), Hasbrouck(2003), Chakravarty et al.(2004), Cao et al.(2009)을 참조할 수 있다.

10) 식 (3)과 (4)에서 이노베이션간의 상관계수가 0이라면 정보량의 하한치와 상한치는 일치한다. Hasbrouck(1995, 2003)은 변수간 상관계수가 높아 상한치와 하한치의 차이가 확대되는 문제를 해결하기 위해서는 가급적 변수들의 측정간격을 짧게 하여 상관관계를 낮출 것을 제안하고 있다.

4. 실증분석 결과

4.1 원선물과 미니선물 일중 거래의 특성 비교

<표 3>은 원선물과 미니선물의 하루중 30분 간격으로 형성되는 가격변동과 거래활동이 일중 전체의 가격변동과 거래활동에 기여하는 정도로 측정한 가격공헌(price contribution)과 거래활동공헌(trading contribution)의 일중 패턴을 제시한다.¹¹⁾ 표의 좌측열에 제시된 원선물과 미니선물의 가격공헌은 선행연구에서 밝혀진 오전장에 집중된 가격공헌이 오후로 감소하다 폐장시에 소폭 증가하는 전형적인 '역J자' 형태를 공통적으로 제시한다. 양 선물 모두 하루 중에서 개장 직후부터 30분이내의 가격변동이 하루 중 가격변동의 약 22%를 설명하며 9시 30분 이후에 가격공헌은 점차 감소하지만, 11시까지 누적된 가격공헌은 하루중 가격형성의 50%를 초과한다. 하루중 12개 구간에서 측정한 원선물과 미니선물간 가격공헌의 평균 차이에 대한 t 검정 결과 어느 구간에서 동일하다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이와 같이 동일한 기초자산을 공유하는 원선물과 미니선물의 하루 중 가격형성과정에서 통계적인 차이를 발견할 수 없다는 결과는 하루중 정보가 반영되는 속도가 유사함을 시사한다.

거래활동 공헌은 두 번째 열의 거래량공헌과 세 번째 열의 거래대금공헌으로 분리되어 제시된다. 먼저 거래량공헌의 일중 패턴을 보면 가격공헌과 같이 주로 오전에 거래활동이 집중되어 있음을 확인할 수 있다. 원선물의 개장 직후 30분간 거래량 공헌은 17.87%이며, 11시까지의 누적 거래량공헌은 50%를 초과한다. 미니선물의 일중 거래량 공헌 패턴도 원선물과 유사한 행태를 제시한다. 미니선물의 개장 직후 30분간 거래량 공헌은 16.49%이며, 누적 거래량공헌이 50%에 도달하는 시간은 11시 이내이다. 그렇지만, 개장 후 1시간 이내의 공헌도에서는 원선물이 미니선물을 통계적으로 유의적인 수준에서 초과한다. 11시 후 시간대에서는 원선물과 미니선물간 공헌도의 차이는 0.5%포인트 이내임에도 불구하고, 전반적으로 미니선물이 원선물이 통계적으로 유의적인 수준에서 초과한다는 결과가 관찰된다. 따라서, 원선물과 미니선물의 일중 거래활동의 패턴은 상당히 유사하지만, 원선물의 거래활동은 개장 직후 시간대에 미니선물보다 집중된 반면, 미니선물의 거래활동이 오후 시간대에 분산된 경향은 원선물에 비해 강한 것으로 해석할 수 있다. 거래활동 공헌의 다른 지표인 거래대금공헌의 수치를 거래량공헌과 비교하면 소수점 단위에서

11) 30분 간격별 가격공헌(PC_{30min})과 거래활동 공헌(TC_{30min})의 계산식은 다음과 같다. Δp_d 는 d 일의 시가 대비 증가 가격변동이며, Δp_{30min} 는 개장 이후 30분 간격으로 폐장까지 측정한 가격변동으로 가격공헌은 일별 가격변동에서 30분 간격의 가격변동이 차지하는 비중을 일별 가격변동의 절대값의 비중을 가중치로 하여 일평균한 값이다. 또한 trd_d 는 d 일의 거래활동이며, trd_{30min} 는 개장 이후 30분 간격으로 폐장까지 측정한 거래활동으로 거래활동 공헌은 일별 거래활동에서 30분 간격 거래활동이 차지하는 비중을 일별 거래활동의 비중을 가중치로 하여 일평균한 값이다.

$$PC_{30min} = \sum_{d=1}^D \left(\frac{|\Delta p_d|}{\sum_{d=1}^D |\Delta p_d|} \right) \frac{\Delta p_{30min}}{\Delta p_d}, \quad TC_{30min} = \sum_{d=1}^D \left(\frac{trd_d}{\sum_{d=1}^D trd_d} \right) \frac{trd_{30min}}{trd_d}$$

소폭의 차이가 발견될 뿐, 질적으로는 거래량공헌과 동일하다고 볼 수 있다. 거래대금공헌에서 원선물과 미니선물간 구간별 평균 차이 검정 또한 거래량공헌과 유사한 패턴을 보인다. 이상에서 관찰된 <표 3>의 하루 중 가격 및 거래활동공헌으로 보면, 원선물은 미니선물과 큰 차이 없이 질적으로 유사하다고 결론을 내릴 수 있다.

<표 3> 원선물과 미니선물의 30분 간격별 가격공헌과 거래활동 공헌

2015년 8월 3일부터 2016년 3월 31일까지의 일별 30분 간격 원선물과 미니선물의 가격공헌, 거래량공헌과 거래대금공헌과 원선물과 미니선물간 평균치의 차이에 대한 t-통계치를 제시한다. *,**,***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적이다.

시간대	가격공헌(%)			거래량공헌(%)			거래대금공헌(%)		
	원선물 (A)	미니선물 (B)	차이검정 (A-B)	원선물 (A)	미니선물 (B)	차이검정 (A-B)	원선물 (A)	미니선물 (B)	차이검정 (A-B)
9:00~9:30	21.68	21.69	0.71	17.87	16.49	-6.69***	17.90	16.50	-6.68***
9:30~10:00	11.53	12.08	0.13	12.57	12.52	-2.01**	12.59	12.53	-2.01**
10:00~10:30	9.28	9.39	0.74	11.63	11.70	0.76	11.62	11.69	0.76
10:30~11:00	13.27	12.50	0.97	10.79	11.00	0.31	10.80	11.00	0.31
11:00~11:30	9.70	10.45	-1.42	7.98	8.00	1.65	7.99	8.02	1.64
11:30~12:00	5.92	5.04	-1.32	5.94	6.00	2.24**	5.94	6.00	2.24**
12:00~12:30	8.56	7.88	1.86	5.02	5.32	4.21**	4.99	5.30	4.22**
12:30~13:00	8.96	9.02	-0.71	5.22	5.62	4.47**	5.21	5.61	4.47**
13:00~13:30	1.06	0.91	-1.45	4.87	5.16	5.69**	4.85	5.15	5.69**
13:30~14:00	3.75	4.18	0.42	5.38	5.79	4.49**	5.38	5.79	4.50**
14:00~14:30	2.94	3.29	-0.88	7.29	7.36	0.27	7.28	7.36	0.27
14:30~14:50	4.10	4.35	-0.07	5.77	5.26	-5.12**	5.77	5.27	-5.12**

<표 4>는 오차수정모형 추정의 예비분석으로 1분 간격 선·현물간 시장베이스스(market basis)와 가격변동성의 분포를 요약한 일별 기술적 통계치 평균을 제시한다. 베이스스와 변동성은 원선물과 미니선물의 규모를 비교하기 위하여 절대값으로 측정했으며, <표 1>에서 확인했듯이 양 선물의 최소호가단위에서 차이가 있으므로 호가단위의 배수로 표준화한 값으로도 측정했다. 패널 A에서 원선물의 1분 간격 베이스스의 평균치는 0.650으로 미니선물의 베이스스인 0.545를 유의적으로 초과한다. 또한 표준편차를 비롯한 분포와 관련된 기술적 통계치에서도 원선물이 전반적으로 미니선물보다 크다. 이는 호가단위가 세밀한 미니선물이 차익거래나 투자전략에서 정밀한 전략을 실행할 수 있음을 제시한다. 한편 베이스스를 최소호가단위로 표현할 경우 원선물 베이스스는 13호가단위인 반면, 미니선물 베이스스는 27호가단위로 측정되었다.

원선물과 미니선물의 1분 간격 가격변동성을 보면 원선물 가격변동성의 평균치는 1.2호가단위에 해당하는 0.062인 반면, 미니선물 가격변동성의 평균치는 0.057로 최소호가단위의 2.9배로 1%수준에서 통계적으로 유의적인 차이를 보였다. 또한 다른 기술적 통계치에서도 원선물은 미니선물의 수치를 유의적으로 초과하는 것으로 분석되었다. 이는 미니선물의 호가단위가 원선물보다 낮기 때문에 유발할 수 있는 급격한 가격변동은 나타나지 않고, 호가단위가 낮기 때문에 투자측면에서 정밀함을 추구할 수 있는 유용성이 높은 것으로 해석할 수 있다. 또한 호가단위금액으

로 볼 때 원선물의 경우 1분간 가격변동이 30,000원이지만, 미니선물은 5,800원으로 미니선물의 거래체결시 소요되는 부담이 현저히 낮음을 알 수 있다.

<표 4> 일중 베이스와 가격변동성의 기술적 통계치

표본기간인 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 KOSPI200원선물과 미니선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정된 베이스와 가격변동성의 절대값의 기술적 통계치(패널 A)와 원선물과 미니선물간 차이검정(패널 B)결과이다. 패널 A는 일별로 측정된 1분 간격 베이스와 가격변동성의 절대값의 기술적 통계치의 일평균이며, 괄호안의 값은 최소호가단위 기준 배수의 일평균이다. 패널 B는 원선물과 미니선물간 기술적 통계치의 평균 차이의 t통계치와, 최소호가단위 기준 배수의 일평균 차이(각괄호)를 제시한다. *,**,***는 10%, 5%, 1%수준에서 유의적이다.

	원선물 베이스 ($ fp_t - sp_t $)	미니선물 베이스 ($ fp_t^m - sp_t^m $)	원선물 가격변동성 ($ fp_t^r - fp_{t-1}^r $)	미니선물 가격변동성 ($ fp_t^m - fp_{t-1}^m $)	현물가격 변동성 ($ sp_t - sp_{t-1} $)
패널 A. 기술적 통계치					
평균	0.650 (13.0)	0.545 (27.3)	0.062 (1.2)	0.057 (2.9)	0.072
표준편차	0.152 (3.0)	0.150 (7.5)	0.068 (1.4)	0.064 (3.2)	0.061
중위수	0.660 (13.2)	0.551 (27.5)	0.051 (1.0)	0.041 (2.0)	0.054
최소값	0.293 (5.9)	0.227 (11.4)	0.000 (0.0)	0.000 (0.0)	0.000
최대값	1.076 (21.5)	0.967 (48.3)	0.478 (9.6)	0.471 (23.5)	0.429
패널 B. 원선물과 미니선물간 차이검정					
평균	4.16*** [-8.24***]		6.42*** [-30.78***]		
표준편차	0.33 [-20.22***]		6.25*** [-32.09***]		
중위수	4.14*** [-8.12***]		9.76*** [-18.58***]		
최소값	3.18*** [-3.38***]		-		
최대값	4.11*** [-14.27***]		2.37*** [-27.69***]		

<표 5>는 선물가격과 현물가격간 공적분 관계(cointegration relationship)를 요한센(Johansen) 검정 방법으로 제시한 결과이다. 두 가격 시계열간에 공적분 관계가 존재한다면 선물가격과 현물가격의 차이인 베이스의 시계열은 안정적이며, 선물가격과 현물가격간에 장기적 균형관계가 존재함을 의미한다. 공적분 검정은 원선물과 현물간 공적분, 미니선물과 현물간 공적분으로 구분하여 거래일별로 MAX검정과 TRACE검정을 수행했다. 표에 제시된 수치는 공적분 관계 검증 결과의 비율이다. 먼저, 원선물가격과 현물가격간 공적분 관계에서 MAX 통계치가 H_0 의 임계치인 14.07과 H_1 의 임계치인 3.76을 모두 초과하여 기각하는 거래일의 비율은 55.6%로, 최소한 1개 이상의 공적분 관계가 존재하는 것으로 해석할 수 있다. H_0 를 기각하지만, H_1 를 기각하지 못한 거래일의 비율은 44.4%로 나타났다. 이는 원선물과 현물은 랜덤워크 과정을 따르며 불안정적이지만, 공적분이 1개 존재하므로 양 변수의 가격간에는 장기적 균형관계가 성립한다. 이와 같이 선물과 현물간 장기적 균형관계가 성립하는 이유는 바로 선물가격과 현물가격간 차이인 베이스가 일정 수준 확대되어 현-선 차익거래 기회가 발생할 경우에 현물과 선물의 프로그램 매매로 균형관계로 복귀시키는 특성 때문이다. TRACE 검정에서도, 모든 거래일에서 H_0 이 기각되어 적어도 1개 이상의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났으며, MAX검정에서 제시된

수치와 질적으로 큰 차이를 보이지 않았다.

다음으로 미니선물가격과 현물가격간 공적분 관계도 원선물과 현물가격간 관계의 결과와 유사하다. MAX 검정과 TRACE 검정에서는 H_0 와 H_1 의 임계치를 모두 초과하여 최소한 1개 이상의 공적분 관계가 존재하는 비율은 52.8%로 동일하다. 또한 H_0 를 기각하지만, H_1 를 기각하지 못해서 공적분이 1개로 파악된 거래일의 비율은 47.2%로 나타났다. 이같은 분석 결과는 미니선물과 원선물 모두 현물과 가격괴리가 발생할 경우에 차익거래과정을 통해서 균형가격으로 복귀하는 장기적 관계가 성립하며, 동등한 수준인 것으로 해석할 수 있다.

<표 5> 선물가격과 현물가격간 공적분 관계

표본기간인 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 KOSPI200원선물과 미니선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정된 원선물과 현물, 미니선물과 현물간 공적분 검정 결과이다. 공적분 검정은 요한센 검정을 이용하여 MAX검정과 TRACE검정으로 구분하여 측정했다. 표에 제시된 수치는 160표본일에 대해 각 귀무가설(H_0 , H_1)의 공적분 개수(r)에 대한 검증 결과가 해당하는 비율이다.

검정방법	MAX 검정		TRACE 검정	
	$H_0 : r \leq 0$	$H_1 : r = 1$	$H_0 : r \leq 0$	$H_1 : r \leq 1$
귀무가설				
임계치	(14.07)	(3.76)	(15.34)	(3.84)
원선물과 현물 (%)	기각	기각	기각	기각
	55.6		54.4	
미니선물과 현물 (%)	기각	미기각	기각	미기각
	44.4		45.6	
원선물과 현물 (%)	기각	기각	기각	기각
	52.8		52.8	
미니선물과 현물 (%)	기각	미기각	기각	미기각
	47.2		47.2	

4.2 벡터오차수정모형 추정

<표 6>은 표본기간 동안 원선물과 미니선물로 구분하여 일중 1분 간격으로 측정된 현물 수익률과 선물수익률로 구성된 식 (1)의 이변량 VECM을 일별로 추정한 결과의 요약이다. 패널 A와 패널 B는 각각 종속변수인 sr 와 fr^i 에 대해 10시차까지 추정한 회귀계수의 평균치, t-통계치의 평균치, 부호의 분포, 통계적 유의성의 분포와 원선물과 미니선물로 구분한 추정 결과의 차이를 보고한다.

먼저 패널 A의 좌측열에서 원선물가격과 현물가격간 균형관계로 조정되는 속도를 나타내는 계수인 α_1 의 크기와 통계적 유의성을 보자. α_1 이 통계적으로 유의적이라면 이는 괴리율 변동이 현물수익률 변동에 영향을 미치는 것이므로 선물가격이 현물가격을 선도하며, 선물이 현물가격발견을 주도하는 것으로 해석된다. 좌측열의 원선물가격의 α_1 의 평균은 -0.074이며, t-통계치의 평균은 -1.850이다. 또한 전체 표본일에서 양의 부호로 추정된 표본일의 비율은 6.29%이며, 표본일의 44.65%에서 5%수준에서 유의적인 음의 회귀계수가 추정되었다. 이는 괴리율이 1%p 증가할 때,

저평가된 선물을 매수하며, 현물을 공매하는 매수차익거래 과정에서 현물가격 수익률은 0.074%p 감소하여 균형으로 수렴함을 의미한다. 한편 선물수익률의 시차변수인 fr_{t-k}^r 의 일평균은 10시차까지 모두 양(+)이지만, 과거시차일수록 회귀계수의 크기와 통계적 유의성이 단조 감소하므로 예측력이 약화되는 것으로 해석될 수 있다. fr_{t-k}^r 의 회귀계수는 4시차 이내에서 t-통계치의 평균이 1.895였으며, 40%이상의 거래일에서 통계적 유의성이 확인되었다. 따라서 선물시장의 가격 변동은 평균적으로 4분 정도 현물 시장지수의 변동에 유의적으로 선행하고 있으며, 선물가격은 현물의 가격발견기능을 수행하고 있음을 확인할 수 있다.

이제 패널 A의 우측열에서 VECM의 추정결과를 보기로 한다. 미니선물가격의 δ_1^m 의 평균은 -0.075이며, t-통계치의 평균은 -1.849로 추정되어 회귀계수의 수치와 통계적 유의성의 측면에서 원선물의 추정결과와 비교할 때 근본적으로 동일함을 확인할 수 있다. 이는 선물과 현물의 가격 괴리로부터 탐색되는 차익거래를 실현하는 과정에서 원선물과 미니선물시장에서 거래자들은 유사한 행태를 가짐을 제시한다. 또한 미니선물 수익률의 시차변수인 fr_{t-k}^m 의 회귀계수의 일평균도 원선물과 같이 10시차까지 모두 양(+)이며, 통계적 유의성에서도 원선물과 질적으로 차이가 없음을 보여준다. 다만, 미니선물의 fr_{t-1}^m 의 회귀계수는 0.316으로 원선물의 동일 시차의 회귀계수에 비해 5%수준에서 유의적으로 높은 것으로 분석되어 오히려 현물수익률에 대한 예측력의 크기에서는 원선물보다 높았다. 이와 같이 미니선물시장의 가격 변동이 평균적으로 4분 정도 현물 시장지수의 변동에 유의적으로 선행하며 선물가격이 현물의 가격발견기능을 수행하고 있다는 결과는 원선물과 질적으로 동일한 특성으로 볼 수 있다.

이제는 현물가격 변동이 선물가격 변동에 미치는 영향력을 패널 B에서 보도록 한다. 먼저, 좌측의 원선물과 현물로 구성된 VECM으로부터 추정된 δ_2 의 일평균치는 0.028로 추정되어 괴리율이 1%p증가할 때 차익거래를 통해 현물가격 수익률은 0.028%p정도 상승하여 균형으로 수렴함을 의미한다. 그렇지만 t-통계치의 일별 평균치는 0.643으로 유의적으로 볼 수 없다. 5%수준에서 유의적인 양의 부호로 추정된 표본일의 비율은 10%미만이며, 음의 부호로 추정된 표본일 비율 또한 1.89%에 불과하여 패널 A의 현물수익률이 종속변수인 모형의 추정결과와 극명한 대조를 보인다. 즉, 선물가격과 현물가격간 괴리로부터 추구할 수 있는 차익기회는 주로 선물가격이 현물가격을 주도적으로 조정하고 있으며, 이는 선물시장으로부터 현물시장으로 정보가 이전되는 관계로 볼 수 있다. 이제 현물수익률의 시차변수인 sr_{t-k} 의 회귀계수의 일평균을 보면, 4시차까지 양(+)으로 추정된 표본일의 비율이 50%이상이며 평균치도 양의 값을 가진다. 그렇지만 t-통계치의 평균은 1 미만이며, 유의적으로 추정된 표본일의 비율도 10%를 초과하지 못하므로 선물가격 변동에 대한 선물가격변동의 예측력은 낮다고 해석된다. 5시차 이후로 sr_{t-k} 의 회귀계수의 일평균도 음수로 전환되었지만 음의 부호로 추정된 표본일의 비율이 지배적으로 높지는 않으므로 t-통계치의 일평균도 낮은 편이다.

<표 6> 선물과 현물간 2변량 벡터오차수정모형 추정 결과

표본기간인 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 KOSPI200원선물과 미니선물의 최근월물의 거래일에서 접속매대시간동안 1분 간격으로 측정된 선물가격과 현물가격의 벡터오차수정모형 추정결과이다. 회귀계수는 일별로 추정된 회귀계수의 평균치이며, t-통계치는 일별로 추정된 회귀계수의 t-통계치의 평균치이다. +부호는 기간별 표본에서 양의 회귀계수로 추정된 표본의 비율(%)이며, +(-)유의는 5%수준에서 통계적으로 유의한 양(음)의 회귀계수가 추정된 표본의 비율이다. 회귀계수 차이의 수치는 원선물과 미니선물의 회귀계수의 일평균에 대한 t-통계치이다. *,**,***는 10%, 5%, 1%수준에서 유의적이다.

설명변수	원선물($i = r$)					미니선물($i = m$)					회귀계수 차이 (원-미니)
	회귀 계수	t-통계치	+부호 (%)	+유의 (%)	-유의 (%)	회귀 계수	t-통계치	+부호 (%)	+유의 (%)	-유의 (%)	
패널 A. $sr_t = \alpha_1 + \delta_1 dev_{t-1}^i + \sum_{k=1}^{10} \beta_{1,k} sr_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \gamma_{1,k} fr_{t-k}^i + \epsilon_{1,t}^i$											
<i>intercept</i>	0.000	-0.932				0.000	-0.308				-2.05*
dev_{t-1}^i	-0.074	-1.850	6.29	0.00	44.65	-0.075	-1.849	6.29	0.00	45.28	0.09
fr_{t-1}^i	0.285	4.425	100.00	93.08	0.00	0.316	4.630	99.37	94.34	0.00	-2.48**
fr_{t-2}^i	0.243	3.568	100.00	88.68	0.00	0.249	3.451	98.74	86.16	0.00	-0.49
fr_{t-3}^i	0.172	2.479	99.37	68.55	0.00	0.174	2.364	95.60	66.04	0.00	-0.17
fr_{t-4}^i	0.135	1.895	98.11	48.43	0.00	0.134	1.779	92.45	47.17	0.00	0.14
fr_{t-5}^i	0.105	1.480	95.60	36.48	0.63	0.107	1.433	89.31	34.59	0.63	-0.18
fr_{t-6}^i	0.084	1.191	88.68	27.67	0.63	0.080	1.076	81.76	23.27	0.63	0.38
fr_{t-7}^i	0.056	0.815	84.91	15.72	0.63	0.057	0.777	69.81	16.98	0.63	-0.07
fr_{t-8}^i	0.042	0.621	73.58	8.81	0.63	0.047	0.658	74.84	9.43	1.26	-0.62
fr_{t-9}^i	0.037	0.539	74.21	10.69	1.26	0.038	0.508	70.44	8.18	1.26	-0.06
fr_{t-10}^i	0.022	0.356	69.81	5.03	1.26	0.023	0.342	61.01	5.03	1.26	-0.12
$adj R^2$			0.207					0.212			
패널 B. $fr_t^i = \alpha_2 + \delta_2 dev_{t-1}^i + \sum_{k=1}^{10} \beta_{2,k} sr_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \gamma_{2,k} fr_{t-k}^i + \epsilon_{2,t}^i$											
<i>intercept</i>	0.000	0.459				0.000	0.135				1.76*
dev_{t-1}^i	0.028	0.643	71.07	9.43	1.89	0.023	0.586	69.81	10.06	1.26	0.82
sr_{t-1}	0.043	0.624	72.96	10.69	1.89	0.029	0.465	66.67	8.81	1.89	1.40
sr_{t-2}	0.030	0.400	64.15	10.06	5.03	0.025	0.334	62.26	9.43	6.29	0.52
sr_{t-3}	0.005	0.086	54.09	5.66	4.40	0.004	0.074	52.20	3.77	4.40	0.10
sr_{t-4}	0.000	0.041	53.46	1.89	3.77	-0.002	0.004	52.20	1.89	4.40	0.25
sr_{t-5}	-0.002	-0.013	48.43	3.14	5.66	-0.001	-0.013	49.06	2.52	5.03	-0.06
sr_{t-6}	-0.015	-0.190	41.51	2.52	6.92	-0.013	-0.178	43.40	2.52	5.03	-0.21
sr_{t-7}	-0.010	-0.151	43.40	0.00	2.52	-0.010	-0.148	42.14	0.63	2.52	-0.07
sr_{t-8}	-0.008	-0.118	47.17	0.63	1.89	-0.009	-0.147	45.28	1.26	4.40	0.12
sr_{t-9}	-0.006	-0.098	50.31	1.26	3.77	-0.004	-0.065	50.94	1.89	4.40	-0.23
sr_{t-10}	-0.010	-0.164	40.25	1.89	6.92	-0.010	-0.173	45.91	1.89	7.55	0.00
$adj R^2$			0.029					0.022			

패널 B의 우측에는 미니선물 수익률이 종속변수로 도입된 VECM의 추정결과가 제시된다. δ_2^m 의 일평균은 0.023이며, t-통계치의 평균은 0.586으로 추정되어 좌측의 원선물의 수치와 비교하

면 소폭 낮기는 하지만 부호와 통계적 유의성 측면에서는 질적인 차이는 없다고 볼 수 있다. 따라서 선물과 현물간 가격피리로부터 탐색되는 차익거래를 실현하는 과정에서 거래자들은 원선물과 마찬가지로 미니선물의 가격 조정을 통해서 균형관계에 복귀시키는 것으로 해석할 수 있다. 현물수익률의 시차변수인 sr_{t-k} 의 회귀계수의 일평균은 3시차까지 양(+)으로 추정되었지만 t-통계치의 평균은 0.5미만이며, 유의적으로 추정된 표본일의 비율도 10%를 초과하지 못하며, 4시차 이후로의 회귀계수의 일평균도 음수로 전환되었지만 역시 통계적으로 유의성을 가진 표본일의 비율은 미미하다. 패널 B의 추정결과를 요약하면, 현물가격보다는 선물가격이 차익거래과정을 주도하며 현물가격 변동 자체는 원선물과 미니선물 가격변동에 대한 단기적 예측력에 대한 정보 내용이 반영되어 있다고 볼 수는 없다. 결국 <표 6>의 추정결과는 원선물과 미니선물은 차익거래과정과 단기적 예측력에서 현물을 지배하며, 원선물과 미니선물에 내포된 현물가격발견의 효율성은 동등한 수준인 것으로 평가할 수 있다.

4.3 선도·후행관계 분석

<표 7>은 <표 6>로 추정한 VECM의 결과로부터 선물(F)과 현물(S)간 선·후행 관계를 원선물과 미니선물로 구분하고, 그 차이를 분석한 결과이다.¹²⁾ 좌측열에는 “오차수정항과 과거시차항의 회귀계수가 모두 0이다”라는 귀무가설이 기각된 거래일의 비율로부터 추론된 선물과 현물간 선·후행 관계 결과이며, 중간열은 차익거래과정에 초점을 두고 “오차수정항의 회귀계수가 0이다”라는 귀무가설이 기각된 거래일의 비율로부터 추론된 선·후행 관계 결과이다. 그리고 우측열에는 단기적 예측력을 포착하는 “과거시차항의 회귀계수가 모두 0이다”라는 귀무가설이 기각된 거래일의 비율로부터 추론된 선·후행 관계 결과이다.

먼저 좌측열에서 현물과 선물간 인과관계를 보면, 원선물로부터 현물에 대한 일방향적 정보 이전 관계($S \leftarrow F$)가 성립한 표본일의 비율은 83.13%였으며, 원선물과 현물간 양방향적 피드백 관계($S \leftrightarrow F$)가 나타난 표본일은 15.62%로 나타나, 전반적으로 선물이 현물의 가격발견의 역할을 주도하는 것을 확인할 수 있다. 정보전달에서 현물이 원선물을 선도한 거래일은 전무했다. 또한 미니선물로부터 현물에 대한 일방향적 정보 이전 관계가 성립한 표본일의 비율도 85.63%였으며, 나머지 거래일에서는 원선물과 현물 지수간 양방향적 피드백 관계만이 관찰되었다. 원선물과 미니선물에 대해 선·후행 관계에 해당하는 표본일의 비율의 차이에 대한 z검정 결과에서

12) 원선물과 현물간 선·후행관계와 미니선물과 현물간 선·후행관계에 따른 거래일의 비율의 차이를 검증하는 z통계치는 다음과 같다.

$$z = \frac{p_r - p_m}{\sqrt{p(1-p)\left(\frac{1}{n_r} + \frac{1}{n_m}\right)}}, \quad p = \frac{n_r p_r + n_m p_m}{n_r + n_m}$$

여기에서 p_r : 원선물과 현물간 선·후행관계 표본 비율,
 p_m : 미니선물과 현물간 선·후행관계 표본 비율,
 n_r : 원선물의 표본일수, n_m : 미니선물의 표본일수

도 통계적 유의성은 발견할 수 없었다.

<표 7> 선물과 현물간 선도·후행 관계

표본기간인 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 KOSPI200원선물의 미니선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정된 선물가격과 현물가격의 이변량 벡터오차수정모형으로 추정된 선도·후행관계이다. 패널 A는 오차수정항과 과거시차항의 회귀계수, 패널 B는 오차수정항의 회귀계수, 패널 C는 과거시차항의 회귀계수로 판단한 결과이다. 표에 제시된 값은 선도·후행 관계에 해당하는 거래일의 비율(%)이다. $S \leftarrow F^i$ 는 선물가격이 현물가격을 일방적으로 선도하는 표본이며 $S \rightarrow F^i$ 는 현물가격이 선물가격을 일방적으로 선도하는 표본이다. $S \longleftrightarrow F^i$ 는 선물가격과 현물가격간 양방향적 관계의 표본이며, $S \leftarrow x \rightarrow F^i$ 는 선물가격과 현물가격간 선도·후행관계가 성립하지 않는 표본이다. 선도·후행관계 성립의 임계치는 F-통계치의 p-value의 0.05이다. ***,**,*는 비율차이에 대한 z검정 결과 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의하다.

선도·후행 관계	패널 A. 오차수정항과 과거시차항 ($\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^{10} = \delta_1 = 0,$ $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^{10} = \delta_2 = 0$)			패널 B. 오차수정항 ($\delta_1 = 0, \delta_2 = 0$)			패널 C. 과거시차항 ($\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^{10} = 0,$ $\{\beta_{2,k}\}_{k=1}^{10} = 0$)		
	원선물 (A)	미니선물 (B)	차이 (A-B)	원선물 (A)	미니선물 (B)	차이 (A-B)	원선물 (A)	미니선물 (B)	차이 (A-B)
$S \leftarrow F^i$	83.13	85.63	-0.62	43.7	42.1	0.28	80.00	84.38	1.46
$S \rightarrow F^i$	0.00	0.00	0.00	9.5	9.4	0.02	1.88	1.88	-1.02
$S \longleftrightarrow F^i$	15.62	14.37	0.31	1.3	1.9	-0.44	8.13	8.13	0.00
$S \leftarrow x \rightarrow F^i$	1.25	0.00	1.42	45.6	46.5	-0.17	10.00	5.63	1.46
전 체	100.0	100.0	0.00	100.0	100.0	0.00	100.0	100.0	0.00

두 번째 열은 Harris et al.(1995)가 제시한 오차수정계수의 통계적 유의수준으로 장기적 선도·후행 관계를 판단하는 방법이다.¹³⁾ 현·선물간 선도·후행 관계가 성립하는 거래일의 비율은 50%를 초과했으며, 순수히 원선물과 미니선물이 현물을 선도하는 거래일 비율은 각각 43.7%과 42.1%로 차이에 대한 통계적 유의성은 발견되지 않았다. 현물이 원선물과 미니선물에 선행하는 거래일의 비율은 9.5%와 9.4%로 나타나, <표 6>에서 확인되었듯이 저평가된 선물을 매수하며, 현물을 공매하는 매수차익거래 과정에서 현물의 가격변동을 주도하는 것과 일관성을 보인다.

세 번째 열에서는 과거시차항의 단기적 예측력으로 평가한 현·선물간 인과관계를 제시한다. 원선물로부터 현물에 대한 일방향적 정보 이전 관계($S \leftarrow F$)가 성립한 표본일의 비율은 80%로 원선물 가격변동은 현물 가격변동에 대해 유의적인 예측력을 가진 거래일이 지배적임이 확인된다. 또한 미니선물로부터 현물에 대한 일방향적 정보 이전 관계가 성립한 표본일의 비율도 84.38%로 원선물의 수치와 유의적인 차이는 없었다. 따라서 오차수정항과 과거시차항의 통계적

13) δ_1 이 통계적으로 유의적이고 δ_2 이 비유의적이라면 선물이 현·선물간 오차를 주도적으로 조정하므로 선물이 현물에 선도하며, δ_2 이 통계적으로 유의적이고 δ_1 이 비유의적이라면 현물이 현·선물간 오차를 주도적으로 조정하므로 현물이 선물에 선도한다고 해석한다. δ_1 과 δ_2 과 통계적으로 모두 유의적이라면 현물과 선물간에는 양방향적 피드백 관계이므로 장기적 균형관계로 수렴하며, δ_1 과 δ_2 과 모두 비유의적이라면 현물과 선물간에는 정보이전관계가 성립하지 않는다고 해석한다.

유의성에서는 선물이 현물가격발견을 주도하는 경향이 지배적이며, 이를 원선물과 미니선물로 구분해도 질적으로 동일하다는 것으로 설명된다.

4.4 정보량 추정과 충격반응분석

<표 8>은 Hasbrouck(1995)의 방법론을 적용하여 개별 거래일 표본에 대해 식 (3)과 (4)로 추정된 선물과 현물의 정보량(information share)의 일평균과 표준편차를 패널 A에 제시하며, 패널 B에서는 현·선물 차익거래과정의 가격발견의 주도권에 대한 강건성 검정(robustness test)으로 Gonzalo and Granger(1995)가 제시한 영구적 요인 가중치(common permanent factor weight)(이하 GG 요인 가중치)를 평가한다. 또한 <그림 2>는 표본기간동안 원선물과 미니선물의 정보량과 GG 요인 가중치의 일별 추이를 제시한다. 먼저 원선물과 현물의 2변량 VECM으로 추정된 원선물 정보량의 상한치와 하한치간 평균치의 일평균은 0.692로, 선물이 현물의 가격발견을 지배한다는 <표 6>과 <표 7>의 결과를 재입증한다. 또한 미니선물과 현물의 2변량 VECM으로 추정된 미니선물의 정보량 일평균도 0.695로 가격발견에 대한 공현도에서 현물의 정보량의 2배를 초과한다. 원선물과 미니선물간 정보량이 동일하다는 귀무가설은 t검정과 비모수검정 적용 결과에서 기각할 수 없었다.¹⁴⁾ 이는 미니선물의 현물가격발견 기능이 원선물과 통계적으로 차이가 없다는 <표 6>과 <표 7>의 결과와 일치한다. 한편, 원선물과 미니선물의 정보량이 동등한 수준이라도 이를 선물시장의 유동성 규모로 통제하여 가격발견의 효율성을 파악할 필요가 있다. <표 2>에서 거래량 기준으로 전체 선물시장에서 미니선물의 비중은 13.93%이므로, 미니선물의 거래량 비중 대비 정보량 평균치는 4.99인 반면, 원선물의 거래량 비중(86.07%) 대비 정보량 평균치는 0.80로 유동성 규모를 통제한다면 미니선물의 효율성이 원선물을 현저히 초과한다.

패널 B에서 제시된 GG 요인 가중치는 Schwarz and Szakmary(1994)과 Eun and Sabherwal(2003)에서도 활용된 측정치로 양 시장이 균형수준으로 조정되는 속도인 오차조정계수의 상대적 크기로 가격발견의 공현도를 측정하는 것이 목적이다. 선물의 GG 요인 가중치는 식 (3)으로 추정된 δ_1 와 δ_2 에 대해 $|\delta_1|/(|\delta_1|+|\delta_2|)$ 의 비율로 측정하며, 이 값이 클수록 선물시장이 현물시장보다 균형으로 조정하려는 주도력이 높다는 것을 의미한다. 따라서 앞의 Harris et al.(1995)에서 선도·후행 관계를 검정하는 기준이 오차수정항의 회귀계수의 통계적 유의수준인 반면, GG 요인 가중치는 회귀계수의 절대값의 비율이라는 점에서 차이가 있다. 선물시장과 현물시장에서 가격발견이 유사한 수준으로 발생한다면 GG 요인 가중치는 통계적으로 0.5이어야 하며, 가격발견이 선물시장에서 활발하게 진행될수록 GG 요인 가중치는 1에 가까운 값을 가진다. 원선물의 GG 요인 가중치의 일평균치는 0.628로 나타났으며, 이는 괴리율을 조정하는 과정에서

14) 현·선물간 가격발견에 대해 동일한 방법론을 적용한 선행연구인 이우백(2006)이 추정된 1997년부터 2003년까지 기간동안 선물의 일평균 Hasbrouck의 정보량은 0.614이다.

원선물시장이 현물시장을 주도하는 비중이 높음을 의미한다. 미니선물의 GG 요인 가중치의 일평균치는 0.644로 원선물과 같이 차익거래과정에서 현물가격을 균형가격으로 복귀시키는 주도적 역할을 수행하지만, 양 선물간 GG 요인 가중치의 일평균의 차이에서는 통계적 유의성을 발견할 수 없었다. 이는 패널 A에 제시된 양 선물간 정보량이 질적으로 동등하다는 결과를 뒷받침하는 증거이다.

<표 8> 선물과 현물간 2변량 벡터오차수정모형의 Hasbrouk 정보량과 GG 요인 가중치

표본기간인 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 KOSPI200원선물과 미니선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정된 선물가격과 현물가격의 이변량 벡터오차수정모형으로 추정된 Hasbrouk의 정보량과 GG요인 가중치이다. 패널 A의 정보량의 수치는 일별로 추정한 상한치, 하한치, 그리고 상한치와 하한치의 평균치의 일평균이며, 괄호안의 값은 표준편차이다. 선물 > 현물 비율(%)은 전체 표본일 중에서 선물 정보량의 평균치가 50%를 초과한 표본일이 차지하는 비율이다. 패널 B에는 일별로 추정한 GG요인 가중치의 일평균, 중간값, 표준편차이며, 선물 > 현물 비율(%)은 전체 표본일 중에서 선물의 오차수정공헌도가 50%를 초과하는 표본일이 차지하는 비율이다. 원선물-미니선물은 원선물과 미니선물간 Hasbrouk 정보량과 GG 요인 가중치에 대한 일평균 차이에 대한 t-통계치와 비모수 Wilcoxon 검정 통계치의 p-value이다.

	원선물과 현물의 2변량 VECM		미니선물과 현물의 2변량 VECM		원선물 - 미니선물	
	원선물	현물	미니선물	현물	t-통계치	비모수 p-value
패널 A. Hasbrouk 정보량						
상한치	0.819 (0.246)	0.435 (0.298)	0.822 (0.242)	0.431 (0.293)	-0.13	0.973
하한치	0.564 (0.298)	0.180 (0.246)	0.568 (0.293)	0.177 (0.242)	-0.11	0.988
평균치	0.692 (0.264)	0.308 (0.259)	0.695 (0.264)	0.304 (0.259)	-0.00	0.989
선물 > 현물 비율(%)	72.3		76.7			
패널 B. GG 요인 가중치						
평균	0.628	0.372	0.644	0.356		
중간값	0.685	0.315	0.695	0.305	-0.54	0.633
표준편차	0.264	0.264	0.254	0.254		
선물 > 현물 비율(%)	69.8		70.4			

<그림 2>에서 패널 A에서 원선물과 미니선물의 Hasbrouk 정보량은 특정한 추세가 없이 양 선물간 동조적으로 변동하는 패턴이 강하며, 이같은 경향은 패널 B의 GG 요인 가중치에서도 파악된다.¹⁵⁾ 추가적으로, 11월 30일을 기준으로 전·후 4개월간을 분리하여 정보량과 GG 요인 가중치가 표본기간내에서도 기간별로 가격발견의 효율성이 변동했는지를 검증했다. 먼저, 원선물의 후반기의 정보량의 일평균치는 0.721으로 전반기보다 증가했지만, t검정과 비모수검정 결과에서

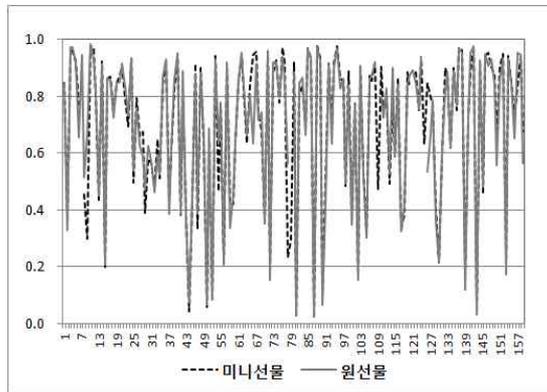
15) 표본기간동안 일별 원선물과 미니선물간 정보량의 상관계수는 0.967이며, GG요인 가중치의 상관계수는 0.961로 계산되었다.

양 기간의 평균치가 동일하다는 귀무가설을 기각할 수 없었으며, 미니선물의 양 기간의 평균치도 통계적으로 유의적인 차이가 없었다. 또한 기간별로 원선물과 미니선물간 정보량의 일평균도 유의적인 차이가 없었으며, 이는 표본기간내에서 현물의 가격발견 기능이 균일하게 작동했던 것으로 확인된다.

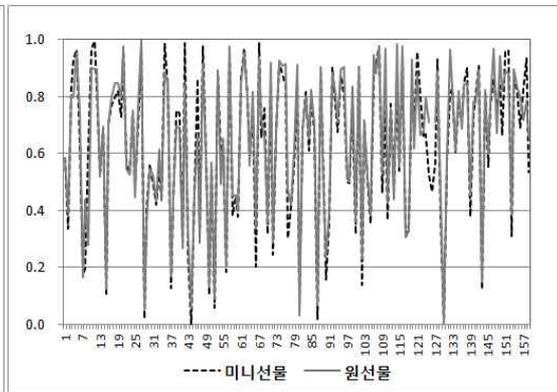
<그림 2> 원선물과 미니선물의 Hasbrouk 정보량과 GG 요인 가중치

표본기간인 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 KOSPI200원선물과 미니선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정한 선물가격과 현물가격의 이변량 벡터오차수정모형으로 추정된 Hasbrouk의 정보량(패널 A)과 GG 요인 가중치(패널 B)의 일별 추이이다.

패널 A. Hasbrouk 정보량



패널 B. GG 요인 가중치



이상의 분석 결과를 종합하면, 미니선물이 개장 이후 단기간에 원선물과 동등한 수준의 현물 가격발견의 효율성으로 평가된 것은 이례적인 사례로 볼 수 있다. 선행연구인 Wang et al.(2013)의 TAIFEX를 대상으로 한 원선물과 미니선물간 선도·후행 관계를 보면, 미니선물의 거래활동이 원선물을 추격할 정도로 활성화되는 단계에서 미니선물이 원선물을 역전하는 현상이 나타난다. 이는 유동성의 외부효과(liquidity externality)로 설명할 수 있다. 즉, 유동성이 높아지면서 정보거래자들이 군집하는 경향이 강해지고, 이러한 정보거래자들은 가격발견의 효율성을 제고시키는 선순환 구조를 의미한다. 해외 사례에서 유동성의 활성화는 시장이 일정 수준으로 성숙화되어야 가능하므로, 미니선물이 개설되고 일정 기간후에 가격발견의 기능이 향상한다. 따라서, 본 연구의 실증 분석 결과에서 미니선물이 원선물과 개장초기부터 동등한 수준에서 현물 가격발견의 기능을 가진 것은 단순히 유동성의 규모로는 설명할 수 없으며, 시장에 참여하는 투자자의 구조 및 거래 전략의 차별성으로 설명할 수 있을 것이다.

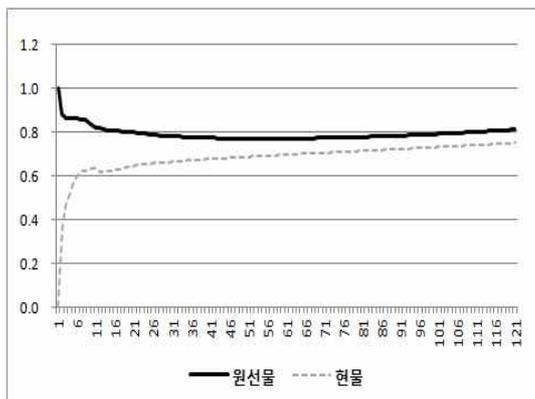
<그림 3>는 식 (1)의 오차수정모형을 이용하여 현물과 선물에 충격이 1단위 가해질 경우 각 변수가 반응하는 행태를 추정된 충격반응함수(impulse response function)의 일평균치이다. 특정 변수의 충격이 다른 변수에 가해질 때 반응의 크기는 영구적 효과(permanent effect)와 일시적 효과(temporary effect)로 구성되는데, 특정 변수에 내포된 정보 효과(information effect)는 영구

적 효과가 지속적으로 수렴하는 수준의 크기로 측정 가능하다. 패널 A의 원선물과 현물의 벡터 오차수정모형에서 원선물 수익률에 충격 1단위가 가해질 경우 현물지수 수익률은 10시차까지 급격히 상승한 다음, 이후에 완만히 120시차까지 0.78까지 수렴한다. 반면, 현물 수익률 충격 1단위가 가해질 때 원선물 수익률은 큰 폭의 상승 없이 70시차까지 완만히 상승하다 이후에는 하락하여 0.2미만으로 하회함이 관찰된다. 따라서 특정 변수에 가해진 충격 1단위에 대한 상대 변수의 반응의 크기로 판단할 때 선물가격에 내포된 정보효과가 현물보다 높은 것으로 평가할 수 있다. 이같은 결과는 원선물 시장의 참여자들의 정보 거래가 현물 시장의 가격발견을 주도한다는 <표 7>과 <표 8>의 분석 결과를 재입증한다.

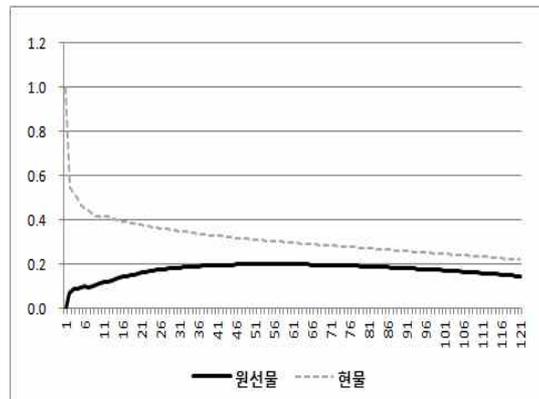
<그림 3> 선물과 현물 벡터오차수정모형의 충격반응함수 분석

표본기간인 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 KOSPI200원선물과 미니선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정된 선물가격과 현물가격의 이변량 벡터오차수정모형을 이용하여 추정된 일별 충격반응함수의 일평균이다. 패널 A는 원선물가격과 현물가격으로 구성된 벡터오차수정모형, 패널 B는 미니선물가격과 현물가격으로 구성된 벡터오차수정모형으로 추정한 결과이다.

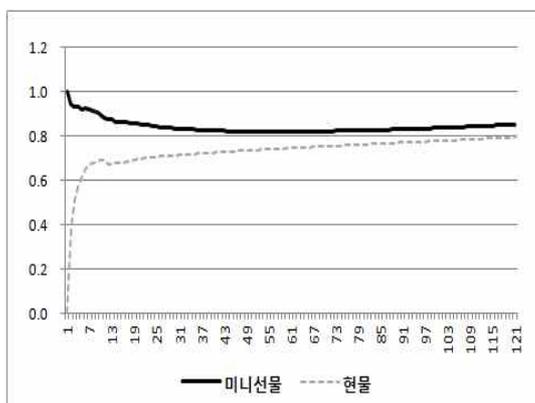
패널 A. 원선물과 현물의 벡터오차수정모형
원선물에 가해진 충격 1단위에 대한 반응



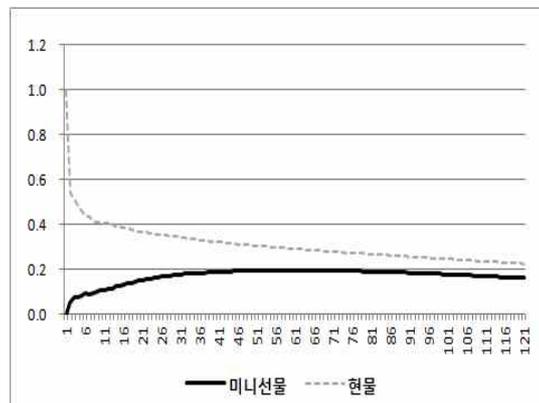
현물에 가해진 충격 1단위에 대한 반응



패널 B. 미니선물과 현물의 벡터오차수정모형
미니선물에 가해진 충격 1단위에 대한 반응



현물에 가해진 충격 1단위에 대한 반응



미니선물과 현물로 구성된 오차수정모형으로부터 추정된 충격반응분석의 결과는 패널 B에 제시된다. 좌측 그래프에 제시된 미니선물 수익률에 충격 1단위에 대해 현물 수익률이 10시차까지 급격히 상승하여 수렴하는 동적 변화의 패턴은 원선물의 영향력과 유사하다. 아울러, 우측 그래프에서 현물 수익률 충격 1단위가 가해질 때 미니선물 수익률의 동적 반응은 0.2미만으로 하회하는 패턴도 패널 A와 유사하다. 이같은 결과는 원선물 시장과 미니선물의 참여자들의 정보 거래가 동등한 수준에서 현물 시장의 가격발견을 주도한다는 것으로 일관된 결과를 제시한다.

4.5 강건성 검정

이상의 분석은 개별 선물과 현물간 가격발견과정에 초점을 두고 분석한 것으로 원선물과 미니선물간에 존재할 수 있는 정보이전관계를 고려하지 않았다. 그러나 원선물 거래자와 미니선물 거래자의 정보보유와 차익거래 실현 능력에서 차별적이라면 원선물과 미니선물간에는 선도·후행 관계가 성립할 수 있다. 또한 거래금액과 호가단위가 원선물과 상이한 미니선물의 거래제도의 편의성이 높다면 가격발견에서도 미니선물이 원선물보다 우월할 것이다. 따라서, 개별 선물과 현물간 선도·후행 관계에 대한 강건성 검정으로 원선물, 미니선물, 현물간의 상호 정보이전관계를 분석하고자 다음 식 (5)의 3변량 오차수정모형으로 Hasbrouck(1995)의 정보량을 측정한다.

$$\begin{aligned}
 sr_t &= \alpha_1 + \delta_1 dev_t^r + \lambda_1 dev_t^m + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} sr_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} fr_{t-k}^r + \sum_{k=1}^K \theta_{1,k} fr_{t-k}^m + \epsilon_{1,t} \\
 fr_t^r &= \alpha_2 + \delta_2 dev_t^r + \lambda_2 dev_t^m + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} sr_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} fr_{t-k}^r + \sum_{k=1}^K \theta_{2,k} fr_{t-k}^m + \epsilon_{2,t} \\
 fr_t^m &= \alpha_3 + \delta_3 dev_t^r + \lambda_3 dev_t^m + \sum_{k=1}^K \beta_{3,k} sr_{t-k} + \sum_{k=1}^K \gamma_{3,k} fr_{t-k}^r + \sum_{k=1}^K \theta_{3,k} fr_{t-k}^m + \epsilon_{3,t}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

$$\begin{aligned}
 \text{여기에서 } dev_t^r &= \ln\left(\frac{\widehat{F}_t^r}{F_t^r}\right) \\
 dev_t^m &= \ln\left(\frac{\widehat{F}_t^m}{F_t^m}\right)
 \end{aligned}$$

<표 9>는 원선물, 미니선물, 그리고 현물로 구성된 VECM으로 Hasbrouck의 정보량을 추정한 결과이다. 원선물과 미니선물 평균치의 합계는 0.744로, <표 8>에서 제시된 개별 선물과 현물의 2변량 VECM으로 추정한 선물의 정보량이 0.7미만인 점을 고려할 때 높은 수치를 제시한다. 이는 원선물과 미니선물이 개별적으로 현물의 가격발견을 주도하지만, 원선물과 미니선물간 정보이전 관계에서도 선도·후행 관계가 내재하는 것으로 파악된다. 원선물과 미니선물 정보량의 상한치, 하한치, 그리고 평균치의 일평균을 비교할 때 미니선물은 원선물을 유의적으로 초과한

다. 원선물과 미니선물 정보량이 동일하다는 귀무가설은 t 검정과 비모수 검정 결과에서 모두 1%유의수준에서 기각했다. 이같은 결과는 개별 선물이 현물에 선행하는 경향에서는 통계적인 차이가 없지만, 개별 선물간 선도·후행 관계를 반영한다면 미니선물이 원선물의 가격발견 기능보다는 우위에 있다고 볼 수 있다. 표본기간의 거래일에 대해 특정 변수의 평균치가 다른 변수들의 평균치보다 큰 거래일들의 빈도를 보면, 미니선물 정보량의 평균치가 원선물이나 현물의 수치보다 높았던 비율은 49.7%로 가장 높았으며 현물 정보량의 평균치가 최대치였던 거래일의 비율은 25.9%였다. 즉, 원선물이 정보 이전 과정에서 현물을 유의적으로 주도했던 거래일의 비율은 높지 않음에도 불구하고, 주도성의 크기에서는 현물을 지배했음이 확인된다.

<표 9> 원선물, 미니선물과 현물간 3변량 Hasbrouck 정보량

표본기간인 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 KOSPI200원선물과 미니선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정된 원선물가격, 미니선물가격, 현물가격의 이변량 벡터오차수정 모형으로 추정된 Hasbrouck의 정보량이다. 괄호안의 값은 표준편차이며, 최대비율(%)은 전체 표본일 중에서 특정 변수의 평균치가 나머지 두 변수의 평균치보다 큰 표본일의 비율이다. 원선물-미니선물은 원선물과 미니선물간 Hasbrouck 정보량의 일평균 차이에 대한 t-통계치와 비모수 Wilcoxon 검정 통계치의 p-value이다. ***,**,*는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의하다.

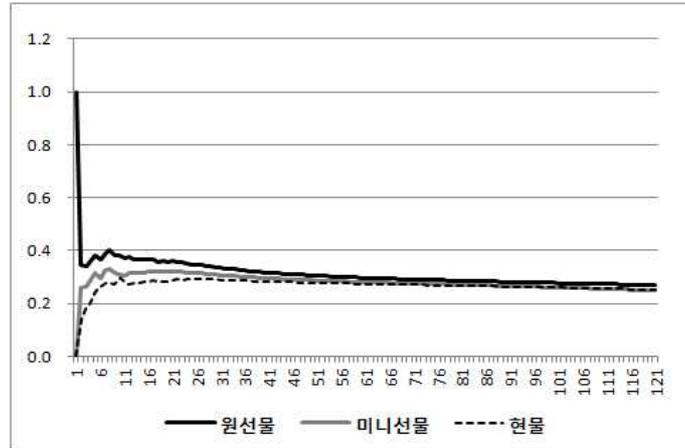
	원선물	미니선물	현물	원선물-미니선물	
				t-통계치	비모수 p-value
상한치	0.700 (0.240)	0.750 (0.244)	0.404 (0.282)	-3.30***	0.001
하한치	0.071 (0.105)	0.112 (0.135)	0.160 (0.227)	-3.58***	0.001
평균치	0.349 (0.132)	0.395 (0.154)	0.256 (0.239)	-3.54***	0.001
최대비율(%)	24.5	49.7	25.9		

<그림 4>에 제시된 충격반응함수는 원선물, 미니선물, 현물의 3변량오차수정모형을 이용하여 각 변수에 충격이 1단위 가해질 경우 상대 변수가 반응하는 행태를 추정한 것이다. 패널 A에는 원선물에 충격 1단위가 가해질 경우 미니선물과 현물의 반응이 제시된다. 미니선물과 현물은 10시차까지 약 0.3단위로 급격히 상승한 다음, 이후에 완만히 120시차까지 하락하여 수렴한다. 미니선물 1단위 충격에 대한 원선물과 현물의 반응을 제시한 패널 B에서는 원선물에 충격 1단위가 가해질 때 미니선물은 약 0.6단위까지 즉각적으로 상승한 후 하락하다 완만히 재상승하는 패턴을 보인다. 반면, 원선물의 충격에 대한 현물의 반응의 크기는 미니선물에 비해 낮으며, 시차 진행에 따라 완만히 상승하는 경향을 보인다. 따라서 원선물과 미니선물에 가해진 충격에 대한 상대 선물과 현물의 반응이 수렴하는 영구적 효과의 크기를 비교해 볼 때, 미니선물이 원선물을 지배함을 제시한다.

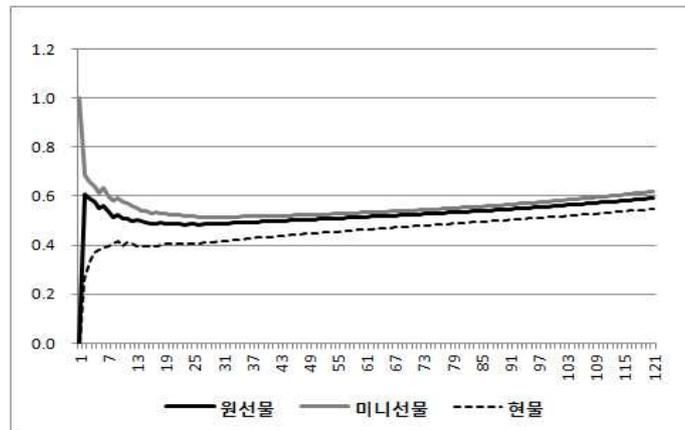
<그림 4> 원선물, 미니선물과 현물 벡터오차수정모형의 충격반응함수

표본기간인 2015년 7월 20일부터 2016년 3월 31일까지 KOSPI200원선물과 미니선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정된 원선물가격, 미니선물가격, 현물가격의 3변량 벡터오차수정모형을 이용하여 추정된 일별 충격반응함수의 일평균이다.

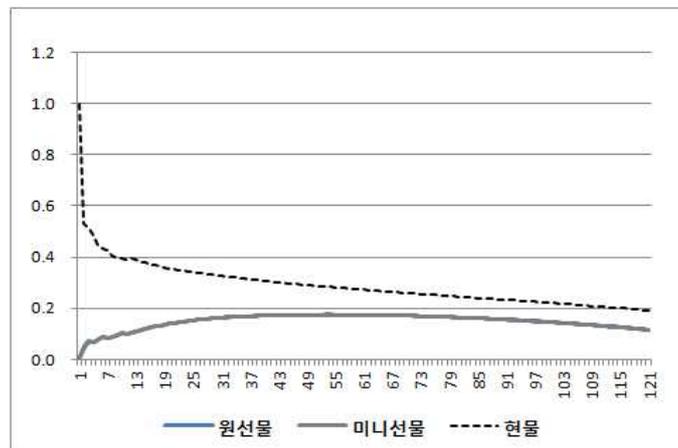
패널 A. 원선물에 가해진 1단위 충격에 대한 반응



B. 미니선물에 가해진 1단위 충격에 대한 반응



C. 현물에 가해진 1단위 충격에 대한 반응



패널 C에 제시된 현물에 가해진 충격에 대한 원선물과 미니선물의 반응 진행은 유사하다. 원선물과 미니선물의 반응은 완만히 지속되지만, 약 0.2를 초과하지 못한다. 이러한 패턴은 <그림 3>의 패널 A와 패널 B에 제시된 현물 충격에 대한 원선물과 미니선물의 반응 행태와 유사하다. 따라서, <그림 4>에서 시사하는 미니선물의 가격발견에 대한 영구적 효과가 원선물보다 크다는 결과는 미니선물과 원선물의 상호관계를 고려할 때 미니선물의 현물가격발견 기능이 원선물을 능가한다는 <표 9>의 결과를 재입증한다.

5. 결 론

KOSPI200 미니 선물·옵션은 기존의 KOSPI200선물·옵션과 기초자산은 동일하지만 계약당 거래금액이 1/5로 축소된 상품이다. 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. 본 연구는 미니선물에 내재된 현물의 가격발견의 효율성을 기존 선물의 가격발견과 비교했다. 선물이 가진 본연적 기능은 현물의 가격발견이므로, 미니선물에도 가격발견 기능이 효율적으로 작동되는지를 검증하는 것은 제도의 목적을 평가한다는 점에서 중요하다고 볼 수 있다.

본 연구의 주요한 실증 분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 미니 선물이 도입된 후 8개월 동안 미니선물의 일평균 계약수는 원선물의 16.6%이며 거래대금은 원선물의 3.3%였으며, 미니선물 도입으로 인한 원선물 거래 활동의 잠식 현상은 나타나지 않았다. 이는 원선물로부터 미니선물시장으로 수요가 이전하기보다는 미니선물에 대한 신규 수요가 창출되어 전체 선물시장의 규모가 확대되었음을 제시한다. 둘째, 미니선물의 도입 이후 기간동안 원선물과 미니선물은 모두 유의적으로 현물을 선도하였으며, 이러한 현물 가격발견에 대한 원 선물과 미니 선물간 주도력에서는 통계적으로 유의적인 차이가 발견되지 않았다. 이는 미니선물시장의 역사의 성숙도가 원선물 시장에 비해 짧음에도 불구하고, 가격발견의 효율성 측면에 본 시장의 질적 수준에서는 원선물과 동등하다고 평가된다. 특히 원선물, 미니선물, 현물간 상호작용을 동시에 고려할 경우에는 오히려 미니선물이 현물을 선도하는 경향이 원선물보다 강한 것으로 나타났다. 이같은 실증 분석 결과를 종합하면, 국내에 도입된 미니선물도 원선물의 가격발견의 효율성보다 높은 것으로 분석된 해외 시장의 미니 선물의 사례를 지지한다고 볼 수 있다. 또한 시장의 성숙도와 원선물과 미니선물의 거래활동의 상대적 비중으로 볼 때, 거래활동 지표에 대비한 상대적인 가격발견의 공헌도로 평가한다면 미니선물의 가격발견의 효율성이 원선물을 능가한다고 볼 수 있다.

본 연구의 표본기간이 미니선물의 개설 초기임을 생각할 때, 기간이 확대된다면 향후 미니선물시장이 성숙해지고 유동성이 증가함에 따라 미니선물의 가격발견효과에도 영향을 가져올 가능성이 있다. 본 연구에서는 현물의 가격발견의 효율성 측면에서 원선물과 미니선물시장의 질적 수준을 비교하고 검증했으나, 투자자들의 전략 행태가 양 선물시장에서 차이가 있는지를 검증하는 것도 흥미로운 연구가 될 것으로 판단한다.

참 고 문 헌

- 금융위원회 보도자료, 『자본시장 개혁을 위한 정책 추진방안』, 2015.
- 김서경, 고헌수, “주가지수와 주가지수선물 관계의 일중 거래자료 분석”, 한국증권학회지 제27권 (2000), pp.101-137.
- 김석진, 권혁도, 신동훈, 배현민, 정희승, “미니지수선물 상장의 타당성 및 과급효과에 관한 연구”, KRX market 114호 (2014), pp.30-92.
- 김 술, 김동석, “주가지수선물과 주가지수의 가격발견에 관한 실증연구 : 공적분과 오차수정모형”, 선물연구 제7권 (2000), pp.87-116.
- 한국거래소 보도자료, 『코스피200 옵션 거래승수 인상 시행』, 2012.
- 한국거래소 보도자료, 『미니코스피200선물·옵션 상장』, 2015.
- 이우백, “KOSPI200선물시장 성숙화에 따른 가격발견의 변화 분석”, 선물연구 제14권 제2호 (2006), pp.51-77.
- 이우백, “KOSPI200옵션 거래승수 인상 조치에 따른 투자 행태 변화 분석”, 한국증권학회지 제43권 제1호 (2014), pp.237-277.
- 이해영, 임병준, “선물시장의 증거금 변경이 현물 및 선물시장에 미치는 영향”, 한국증권학회지 제27권 (2000), pp.181-211.
- Ates, A., and Wang, G. H. K., Liquidity and the evolution of price discovery on floor versus screen-based trading systems : an analysis of the foreign exchange futures markets, *Review of Futures Markets* 14, 2005a, pp.217-245.
- Ates, A., and Wang, G. H. K., Information transmission in electronic versus open-outcry trading systems: an analysis of U.S. equity index futures markets, *Journal of Futures Markets* 25, 2005b, pp.679-715.
- Bessembinder, H. and P.J. Seguin, Price volatility, trading volume, and market depth : evidence from futures markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28, 1993, pp.21-39.
- Cao, C., Hansch, O., and Wang, X., The informational content of an open limit-order book, *Journal of Futures Markets* 29, 2009, pp.16-41.
- Chakravarty, S., Gulen, H., and Mayhew, S., Informed trading in stock and option markets, *Journal of Finance* 59, 2004, pp.1235-1257.
- Choy, S. K., and Zhang, H., Trading costs and price discover, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 34, pp.37-57.
- Chung, H., Sheu, H. J., and Hsu, S., Trading platform, market volatility and pricing efficiency in the floor-traded and E-mini index futures markets. *International*

- Review of Economics and Finance* 19, 2010, pp.742–754.
- Eun, C. S., Sabherwal, S., Cross-border listings and price discovery : Evidence from U.S.-listed Canadian stocks, *Journal of Finance* 58, 2003, pp.549–575.
- Fama E. F., and J. D. MacBeth, "Risk, return, and equilibrium : empirical tests, *Journal of Political Economy* 81, 1973, pp.607–636.
- Gilbert, C. L., & Rijken, H. A., How is futures trading affected by the move to a computerized trading system? Lessons from the LIFFE FSTE 100 contract, *Journal of Business Finance & Accounting* 33, 2006, pp.1267–1297.
- Gonzalo, J., and Granger, C.W.J., Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. *Journal of Business & Economic Statistics* 13, 1995, pp.27–36.
- Hasbrouck, J., One security, many markets : Determining the contributions to price discovery, *Journal of Finance* 50, 1995, pp.1175–1199
- Hasbrouck, J., Intraday price formation in US equity index markets, *Journal of Finance* 58, 2003, pp.2375–2400.
- Harris, F., McInish, T., and Wood, R., Cointegration, error correction, and price discovery on informationally linked security markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 1995, pp.563–579.
- Huang, R., The quality of ECN and Nasdaq market maker quotes, *Journal of Finance* 57, 2002, pp.1285–1319.
- Karagozoglu, K. A., and Martell, F. T., Changing the size of a futures contract: Liquidity and microstructure effects. *Financial Review* 34, 1999, pp.75–94.
- Kurov, A., and Lasser, D. J., Price dynamics in the regular and e-mini futures markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39, 2004, pp.365–384.
- Kurov, A., Information and noise in financial markets : evidence from the e-mini index futures, *Journal of Financial Research* 31, 2008, pp.247–270.
- Kurov, A., Tick size reduction, execution costs, and informational efficiency in the regular and e-mini NASDAQ-100 index futures market, *Journal of Futures Markets* 28, 2008, pp.871–888.
- Lin, C.C., H. Hsu, and C.Y. Chiang, The information transmission between two substitutes of index futures : the case of TAIFEX and mini-TAIEX stock index futures, *Asia-Pacific Management Review* 9, 2004, pp.689–707.
- Pavabutr, P., and Chaihetphon, P., Price discovery in the Indian Gold futures market, *Journal of Economics and Finance* 34, 2010, pp. 455–467.
- Schwarz and Szakmary, Price discovery in petroleum markets : arbitrage, cointegration

- and the time interval of analysis, *Journal of Futures Markets* 14, 1994, pp.147-167.
- Tao, L., and Song, F. M, Do small traders contribute to price discovery? Evidence from the Hong Kong Hang Seng index markets, *Journal of Futures Markets* 30, 2010, pp. 156-174.
- Tse, Y., and Xiang, J., Market quality and price discovery : Introduction of the E-mini energy futures, *Global Finance Journal* 16, pp.164-179.
- Theissen, E., Price discovery in floor and screen trading systems, *Journal of Empirical Finance* 9, 2002, pp.455-474.
- Wang, T.T., C.C. Chang, and W.C. Lee, Price discovery between regular and mini index futures in the Taiwan Futures Exchange, *International Review of Economics and Finance*, 27, 2013, pp.224-237.