

# KOSPI200옵션시장과 선물시장간 가격발견 분석\*

이 우 백 (한국방송통신대학교)\*\*

박 종 원 (서울시립대학교)

## < 요약 >

본 논문은 개별 파생상품시장간 상호 가격발견기능과 결정요인을 KOSPI200옵션시장과 선물시장을 대상으로 실증적으로 검증했다. 실증 분석에는 KOSPI200옵션과 선물의 패리티로부터 유도한 합성선물가격과 실제선물가격으로 구성된 오차수정모형을 활용했다. 양 변수간 선도·후행 관계를 측정한 결과 합성선물이 실제선물을 일방적으로 선도하는 표본일의 비율은 전체 표본의 57%로 합성선물이 실제선물의 가격발견을 지배적으로 주도하는 것으로 분석되었다. 반면 실제선물은 합성선물에 독자적으로 선행하기보다 양방향적 관계에서 환류하는 경향이 강했다. 선도·후행 관계의 대안적인 지표로 Hasbrouck(1995)의 정보량을 도입하여 측정한 결과에서도 합성선물의 정보량은 66%로 실제선물의 값을 현저히 초과하여 역시 가격발견에서 우위에 있음이 확인되었다. 이와 같은 실증분석 결과를 볼 때 양 시장간의 선도·후행관계는 결국 옵션시장의 정보가 선물시장으로 유입되는 구조이며, 선물시장의 가격발견을 옵션시장이 주도하고 있음을 제시한다. 또한 선물시장에 대한 옵션의 가격발견 주도권을 머니니스와 유동성에 따른 표본으로 구분한 결과에서 선물시장의 가격발견의 대부분을 강하게 주도하는 옵션은 등가격 옵션이지만, 외가격과 내가격으로 구성된 비등가격 옵션이 가격발견에 공헌하는 정도는 상대적으로 약한 것으로 파악되었다. 이같은 연구 결과는 거래비용이 저렴하고 위험을 선호하는 투자자들이 집중하는 외가격 옵션에서 가격발견이 관찰된다는 일부 선행연구들의 실증 결과와는 대립된다. 이는 국내 옵션시장에서 외가격을 집중적으로 거래하는 투자주체는 개인투자자이며 이들은 외국인이나 국내 기관투자자에 비해 정보 수준에서 열위에 있으므로 투자손실을 입는다는 선행연구와 관련지어 생각해 볼 수 있다. 거래활동 측면에서도 유동성이 높은 옵션일수록, 가격발견을 주도하는 유동성 외부 효과가 존재하는 것으로 분석되었다.

핵심 단어 : 옵션-선물 패리티, 차익거래, 가격발견, 옵션, 선물

JEL 분류기호: G12, G13

\* 본 논문은 저자들의 견해이며 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](mailto:datalover@knou.ac.kr) ; Tel: 02-3668-4629 ; Fax: 02-3668-4208.

## 1. 서 론

일반적으로 알려진 파생상품시장의 역할 중 하나는 바로 기초자산의 미래 가격에 대한 정보를 제공하는 가격발견 기능이다. 가격발견은 정보가 균형가격에 반영되는 과정이므로, 파생상품 시장에 내재된 가격발견의 역할을 분석하는 것은 그 시장의 정보효율성을 평가한다는 점에서 시장의 운영 정책과 학술적으로 중요한 이슈라 할 수 있다. 이와 같이 개별 파생상품시장에서 관찰되는 기초자산의 가격발견 기능에 대해서는 국내·외 다수의 선행 연구들이 집중적으로 규명하고 있다.

더 나아가 복수의 파생상품시장이 동일한 기초자산을 공유한다면, 파생상품시장들은 상호 정보전달 관계에 따라 시장의 연계성(market linkage)을 가질 것이다. 즉, 개별 파생상품시장들에 기초자산에 대한 정보가 공통적으로 반영되므로 파생상품시장간에 파생상품의 가격발견 기능이 존재하는 것으로 추론할 수 있다. 아울러, 파생상품으로 다른 파생상품의 가격변동 위험을 헤지하거나 가격간의 차이를 얻기 위한 차익거래 과정에서도 정보 흐름에 따른 연계성은 가격발견으로 시현된다. 만일 파생상품시장들에 정보가 흡수되는 속도에 차이가 없다면 파생상품시장들의 가격발견 효과는 유사하겠지만, 거래비용과 같은 시장미시구조적인 요인에 따라 가격발견의 효율성에 차이를 야기할 것이다. 전술했듯이 개별 파생상품과 기초자산간 가격발견에 대해서는 상당히 많은 연구들이 진행되어 왔지만, 복수의 파생상품시장간 정보이전효과와 가격발견 현상을 규명하고자 시도한 연구의 흐름은 현재까지는 미진한 단계라 할 수 있다.

본 논문은 개별 파생상품시장간 상호 가격발견(price discovery)기능과 결정요인을 KOSPI200 옵션시장과 선물시장을 대상으로 실증적으로 검증하고자 한다. 장내파생상품시장에서 동일한 기초자산을 공유하는 KOSPI200옵션과 선물시장은 모두 전세계적으로 거래가 활발한 글로벌 지수 파생상품이라는 점에서 연구의 중요성이 높다. 물론 장내파생상품시장에 동일한 기초자산을 가진 파생상품은 KOSPI200옵션·선물외에도 개별주식 옵션·선물과 미국달러 옵션·선물이 상장되어 있지만 옵션과 선물시장간 개설 시기에서 차이가 크며, 유동성에서도 불균형이 크다. 본 연구의 실증 분석 방법은 KOSPI200옵션과 선물의 패리티로부터 유도한 합성선물(synthetic futures)가격과 실제선물가격으로 구성된 오차수정모형을 활용한다. 이러한 방법론은 옵션의 이론적 가격을 추정하기 위해 별도의 평가모형에 의존할 필요가 없으므로(model-free) 모형 자체에서 발생할 수 있는 오류를 원천적으로 차단하며, 시장에서 관찰되는 옵션가격과 선물가격으로부터 효율적 시장에서 결정되어야 관계가 결정되므로 분석이 용이하다는 강점을 가진다. 옵션·선물 패리티(풋-콜-선물 패리티)를 활용하면 합성선물 또는 합성옵션을 복제할 수 있다. 특히 합성선물은 서로 다른 옵션의 결합을 통해서 선물포지션을 만들 수 있는데 유동성 또는 규제 등 여러 가지 현실적인 제약으로 특정한 선물을 거래하기 어려운 상황이라면 합성선물을 이용해서 선물을 거래한 것과 동일한 효과를 얻을 수 있기 때문에 활용된다. 이러한 과정에서 합성선물과 실제선물간의 정보이전은 옵션시장과 선물시장간의 가격발견을 활성화시킬 것이다.

파생상품시장간 가격발견의 효율성의 차이를 야기할 수 있는 가능성은 파생상품시장이 가진 기초자산의 가격발견 기능에 관한 가설인 거래비용 가설(transaction cost hypothesis)과 정보가설(information hypothesis)의 관점에서 생각해 볼 수 있다. 거래비용가설의 관점에서는 정보거래자들이 시장구조상 거래비용이 저렴하여 레버리지 창출 효과가 높은 파생상품시장을 선호하여 군집하므로 다른 파생상품시장의 가격발견을 주도할 것이다. 또 다른 가설인 정보가설의 관점에서는 정보거래자가 거래를 통해 자신을 은닉할 수 있는 파생상품시장을 선호하며, 정보 열위에 있는 주로 체결비용을 감소시킬 목적을 가진 비정보거래자들도 유동성이 높은 시장에서 거래할 유인을 가지므로 정보거래자들은 이러한 비정보거래자들이 군집한 상황에서 전략적 거래를 실행하여 가격발견 기능이 효율적으로 제고될 것이다.

본 논문과 관련되어 국·내외에서 진행된 선행 연구들은 크게 파생상품시장과 현물시장간의 선도·후행 관계를 분석한 연구들과 옵션과 선물을 이용한 차익거래의 수익성을 분석한 연구들로 분류할 수 있다. 파생상품시장과 현물시장간의 선도·후행 관계를 분석한 실증분석 결과들을 보면 측정 방법론과 파생상품시장의 성숙도에 따라 차이가 존재한다고 보고한다. 옵션시장과 현물시장간의 선도·후행 관계를 분석한 초창기 연구인 Manaster and Rendleman(1982), Bhattacharya(1987)와 Finucane(1991)는 옵션시장이 현물시장을 선도하는 것으로 보고한다. 그러나 후속연구인 Stephan and Whaley (1990), Chan et al.(1993), Easley et al.(1998), Jarneic (1999), Chan et al. (2002) 그리고 Chakravarty et al.(2004)와 같은 비교적 최근의 연구들은 이와 반대 결론을 실증적으로 제시하며 방법론상의 문제점을 제기한다.<sup>1)</sup> KOSPI200옵션시장과 현물시장간 가격발견에 초점을 둔 국내의 연구들도 표본기간과 분석대상에 따라 명확한 결론에는 도달하고 있지 않다. 김서경, 홍정훈(2004)는 Black-Scholes의 옵션가격결정모형으로부터 도출한 내재지수와 실제주가지수간 선도·지연 관계는 1시간 이상 지속되며, 주가 변동이 옵션 가격 변동에 미치는 영향이 큰 것으로 보고한다. 그러나 김선호, 홍정훈(2003)이 풋-콜 패리티로부터 도출한 내재지수를 분석한 결과에서는 2000년 이후에 옵션 가격과 주가 변동간 상호 영향력은 유사하므로 선도·지연 관계가 명확하지 않다고 결론을 내리고 있다. 한편 김세권 외 2인(2009)도 풋-콜 패리티로부터 도출한 내재지수와 실제주가지수간 선도·지연 관계를 분석한 결과에서 등가격 옵션가격은 주가지수에 선행하지만 비등가격옵션은 주가지수에 영향을 미치지 못하며, 주가지수가 옵션가격에 미치는 영향은 제한적임을 보고한다.

한편 S&P500지수를 포함한 주요 주가지수와 선물간 선도·후행 관계를 분석한 Chan(1992)은 선물이 현물을 선도하는 시차는 약 5분 정도이며 이는 선물시장에 시장정보를 가진 거래자들이 주도하기 때문으로 설명한다. Stoll and Whaley(1990)는 1982년부터 1987년까지 표본기간동안 S&P500선물 및 주요 주가지수 선물은 현물 지수의 비거래와 매수·매도 진동 효과를 고려할 때 10분 정도 선행하지만 이러한 선도 효과는 시장이 성숙함에 따라 소멸한다는 시장성숙효과

1) 옵션시장과 현물시장간 선도·후행 관계에 대해 혼재된 실증 결과가 도출되는 설명 가능한 이유로는 연구들마다 사용하는 옵션가격 추정 방법론이 상이하며, Chan et al.(1993)가 제기한 일중 비거래(non-trading)의 편의에 따른 허구적 인과관계가 거론된다.

(market maturation effect)로 설명했다. Grunbichler et al.(1994)는 전자적 스크린 방식으로 매매되는 선물시장이 장내에서 공개발성호가로 거래되는 현물시장에 선행한다는 실증결과를 발견하여 매매방식이 가격발견의 효율성을 결정하는 요인임을 제시했다. 천연가스 선물과 선물옵션(futures option)간 가격발견을 분석한 Boyd and Locke(2014)는 파생상품시장간 가격발견을 분석했다는 점에서 선행연구와 차별적이라 할 수 있다. 이 연구에서는 옵션보다는 선물이 가격발견을 주도하며, 특히 외가격 옵션이 가격발견에서 공헌도가 미미하다고 보고한다. 이상에서 요약한 내용을 보더라도 선행연구들에서는 주로 특정 파생상품과 기초자산간 가격발견에 대한 분석이 수행되었지만 파생상품간 가격발견 분석을 시도한 연구는 극소수라 할 수 있다. 국내에서 선물시장과 현물시장간 선도-후행 관계를 분석한 연구로는 은철수, 장호윤(1998), 김술, 김동석(2000), 배기홍, 장수재(2003), 그리고 이우백(2006)이 있다. KOSPI200선물시장 개설 초기 표본기간을 대상으로 현·선물간 가격발견 관계를 다룬 은철수, 장호윤(1998), 김술, 김동석(2000)은 선물시장이 현물시장을 선도하지만 현물시장이 선물시장을 선도한다는 증거는 찾지 못한 것으로 보고한다. 한편 배기홍, 장수재(2003)는 KOSDAQ50선물과 KOSPI200선물의 가격발견의 효율성을 비교한 결과에서 시장규모와 유동성에서 열위에 있는 KOSDAQ50선물의 가격발견 기능이 KOSPI200선물에 비해 비효율적이라고 결론을 내리고 있다. 이우백(2006)은 현·선물 가격발견의 효율성을 Hasbrouck(2005)가 제시한 정보량으로 측정한 결과에서 선물시장이 가격발견을 주도하지만 시장개설 초기보다는 후반기에 접어들수록 그 공헌도가 감소하는 시장성숙효과가 발생하는 것으로 보고한다.

한편 옵션과 선물을 이용한 차익거래의 수익성을 분석한 연구들은 주로 옵션·선물 패리티의 괴리도로부터 발생하는 차익거래의 기회에 기반을 두고 있다. 이재하(1998)과 태석준(2001)은 KOSPI200선물과 옵션간 패리티를 이용하여 차익거래를 사전적(ex-ante)거래와 사후적(ex-post)거래로 구분해 볼 때 사전적거래가 사후적거래에 비해 차익거래 기회가 감소함을 보였다. 배기홍 외 2인(2004)은 2001년부터 2002년까지 KOSPI200선물과 옵션간 패리티가 타당성을 가지는지를 호가자료를 이용하여 평가한 결과 비차익거래조건을 위반하는 빈도는 체결가격자료를 이용하는 경우보다 현저히 감소하며 개인투자자가 차익거래기회와 시장의 비효율성을 증가시키는 것으로 해석하고 있다. 조담, 박윤선(2008)은 2001년부터 2006년까지 KOSPI200을 기초자산으로 하는 선물과 옵션간의 패리티가 타당성을 가지는지를 검증한 결과 패리티의 괴리도의 크기를 볼 때 옵션시장과 선물시장의 비효율성이 상당히 존재하는 것으로 평가하며, 유동성과 잔존만기, 현물가격의 변동성이 괴리도에 영향을 미치는 변수인 것으로 나타났다.

이상의 선행연구들을 검토하면, 차익거래가 발생하는 비효율성이 어떤 시장에서 기인하는지를 규명하지 못하므로 옵션시장과 선물시장간 가격발견의 효율성을 직접적으로 평가하기에는 한계가 있다. 또한 동일한 기초자산을 가진 개별 파생상품시장의 가격발견 기능을 분석한다 하더라도, 가격발견 기능에서 보다 효율적인 파생상품시장을 직접적으로 비교하여 평가하기에는 무리가 있다. 따라서 이 논문에서 선정한 분석 대상과 방법론의 강점은 선행연구와 차별적으로 공헌

하며, 파생상품시장의 실제 거래 행태에 대해서도 흥미로운 시사점을 제시할 것이다.

본 연구의 주요한 실증 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. KOSPI200옵션을 합성한 선물 가격과 실제선물 가격으로 구성된 오차수정모형으로 양 변수간 선도·후행 관계를 측정한 결과 합성선물이 실제선물을 선도하는 표본일의 비율은 전체 표본의 약 57%으로 합성선물이 실제선물의 가격발견을 지배적으로 주도하는 것으로 분석되었다. Hasbrouck(1995)의 정보량으로 측정한 결과에서도 합성선물은 66%로 실제선물을 현저히 초과하여 가격발견에서 우위에 있음을 제시한다. 이와 같은 실증분석 결과를 볼 때 양 시장간의 선도·후행관계는 결국 옵션시장의 정보가 선물시장으로 유입되는 구조이며, 선물시장의 가격발견을 옵션시장이 주도하고 있음을 제시한다. 또한 선물시장에 대한 옵션의 가격발견 주도권을 머니니스와 유동성에 따른 표본으로 구분한 결과에서 선물시장의 가격발견의 대부분을 강하게 주도하는 옵션은 등가격 옵션이지만, 외가격과 내가격으로 구성된 비등가격 옵션이 가격발견에 공헌하는 정도는 상대적으로 약한 것으로 파악되었다. 또한 거래활동 측면에서도 유동성이 높은 옵션일수록 가격발견을 주도하는 유동성 외부 효과가 존재하는 것으로 분석되었다.

이하에서 전개될 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2 장에서는 실증 분석을 수행하기 위한 연구 설계에서 분석 방법론과 표본 선정 절차를 소개한다. 제 3 장은 본 연구의 첫 번째 실증 분석으로 옵션-선물 패리티로부터 도출된 합성선물과 실제 시장선물간 가격발견과정의 검증 결과를 제시한다. 제 4 장은 제 3 장에서 분석한 가격발견의 효율성을 결정하는 요인들을 탐색적으로 확인한다. 마지막으로 제 5 장에서는 주요 실증분석 결과에 대한 학술적으로 해석하고, 시사점을 정리한다.

## 2. 연구 설계

### 2.1 분석 모형

#### 2.1.1 옵션-선물 패리티와 벡터오차수정모형

본 연구의 실증 분석의 출발점은 만기가 동일한 옵션과 선물간에는 무차익거래 조건이 성립하는 식 (1)의 옵션-선물 패리티(option-futures parity)로부터 출발한다.

$$F_t = (C_t - P_t)e^{rT} + X \quad (1)$$

식 (1)에서  $F_t$ 는 선물가격이며,  $C_t$ 와  $P_t$ 는 각각 행사가격이  $X$ 인 콜옵션의 가격과 풋옵션의 가격이다. 또한  $T$ 는 선물과 옵션 최종거래일까지의 연단위 잔존기간이며,  $r$ 은 무위험이자율의 대용치로 양도성예금증서(Certificate of Deposit ; CD) 90일물의 연율 표시 금리이다. 식 (1)의

우변은 콜옵션의 매수포지션, 풋옵션의 매도포지션, 그리고 액면가  $(F_t - X)$ 에 상응하는 무위험 채권의 매도 포지션으로 구성된 포트폴리오가 선물의 포지션과 동일한 현금흐름을 창출하는 합성선물(synthetic futures)로 설명할 수 있다.<sup>2)</sup> 이제 합성선물로부터 도출된 가격을  $F_t^s$ 라 하고 선물의 실제가격을  $F_t^a$ 라 하자.

만일 선물시장과 옵션시장의 효율성이 상당히 높고 차익거래가 마찰적 요인이 없이 실행된다면 현실 세계에서도 옵션-선물 패리티로부터 도출된 합성선물의 가격( $F_t^s$ )는 실제 선물가격( $F_t^a$ )과 일치해야 한다. 만일 순간적으로 옵션-선물 패리티가 성립하지 않아 차익거래 기회가 포착된다면 이는 다음 식 (2)에서 합성선물가격과 실제선물가격간 발생한 괴리(disparity)를 의미하며, 효율적 시장에서는 차익거래 전략이 즉각적으로 작동되므로 이러한 괴리는 0으로 소멸해야 한다.

$$F_t^s - F_t^a = (C_t - P_t)e^{rT} + X - F_t^a \quad (2)$$

만일 식 (2)에서 실제선물이 과대평가되어 수수료와 호가스프레드와 같은 거래비용을 감안하고도 0보다 크다면 콜옵션을 매도하는 동시에 풋옵션과 선물을 매수하여 구성된 포트폴리오인 컨버전(conversion) 전략을 실행하여 만기에 선물가격의 수준과 무관하게 식 (2)의 우변에 해당하는 차익을 얻을 수 있다. 반대로 실제선물이 과소평가되어 거래비용을 고려하고도 0보다 작을 경우에는 컨버전 전략과 반대로 콜옵션을 매입하고 풋옵션을 매도하여 합성선물의 매입포지션을 만들고, 선물을 매도하는 리버설(reversal)전략으로 차익을 얻을 수 있다.<sup>3)</sup>

합성선물가격과 실제선물가격간에는 기초자산에 대한 정보가 공통적으로 내포되므로 두 가격간에는 공적분 관계(cointegration relationship)가 성립하며, 합성선물가격과 실제선물가격간의 괴리도인 식 (2)는 차익거래의 작동에 따라 장기적인 균형관계를 가질 것이다. Engle-Granger (1987)이 제시한 공적분 관계에 따라 합성선물가격과 실제선물가격으로 구성된 이변량 벡터오차 수정모형은 식 (3)과 같다. 식 (3)에서  $r^s$ 와  $r^a$ 는 각각 9:00부터 14:50분까지 KOSPI200옵션으로

2) 다음과 같은 복제포트폴리오의 만기 현금흐름은 선물계약의 성과와 동일하므로 매수합성선물이며, 선물 계약의 가치는 0이므로 t시점의 현금흐름도 0이어야 한다. 매도합성선물도 동일하게 적용된다.

	t시점 현금흐름	만기 현금흐름	
		$S_t > X$	$S_t < X$
콜 매입	$-C_t$	$S_t - X$	0
풋 매도	$P_t$	0	$-(X - S_t)$
차입	$\frac{F_t - X}{(1+r)^T}$	$-(F_t - X)$	$-(F_t - X)$
	$-C_t + P_t + \frac{F_t - X}{(1+r)^T}$	$S_t - F_t$	$S_t - F_t$

3) 식 (1)의 옵션-선물 패리티는 체결 가격에 근거하고 있으나 실무적으로 옵션-선물 패리티를 위반하여 차익거래 전략을 실행하기 위해서는 호가를 고려한 수익성을 고려해야 한다. 즉, 식 (2)의 합성선물가격과 실제선물가격간의 괴리에는 매수호가와 매도호가간 스프레드가 포함되어 있다.

구성한 합성선물가격과 실제선물가격의 1분 간격 로그수익률이다. 연단위 잔존기간( $T$ )과 CD연  
을 표시 수익률은 일별로 변동하지만 일중에서는 변동하지 않으므로,  $r^s$ 는 결국 콜옵션 1계약  
매입 포지션과 풋옵션 1계약 매도 포지션으로 구성된 포트폴리오의 가치 변동의 근사치이다.<sup>4)</sup>  
또한 오차수정항( $\delta_k dev_{t-1}, k=1,2$ )에서 실제선물가격에 대한 합성선물가격의 로그변화율로 측정한  
 $dev_{t-1}$ 는 현물과 옵션가격간 괴리에 따른 차익거래이익률을 의미하며, 오차조정계수인  $\delta_k$ 의 크기는  
차익거래이익이 소멸되어 장기적 균형가격에 수렴하는 속도를 반영한다.

$$\begin{aligned} r_t^a &= \alpha_1 + \delta_1 dev_{t-1} + \sum_{k=1}^K \beta_{1,k} r_{t-k}^s + \sum_{k=1}^K \gamma_{1,k} r_{t-k}^a + \epsilon_{1,t} \\ r_t^s &= \alpha_2 + \delta_2 dev_{t-1} + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} r_{t-k}^s + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} r_{t-k}^a + \epsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{여기에서 } dev_t &= \ln\left(\frac{F_t^s}{F_t^a}\right) \\ r_t^s &= \ln\left(\frac{F_t^s}{F_{t-1}^s}\right) \\ F_t^a &= \ln\left(\frac{F_t^a}{F_{t-1}^a}\right) \end{aligned}$$

### 2.1.2 선도·후행 관계 분석

옵션시장과 선물시장간의 가격발견에 관한 첫번째 분석은 먼저 식 (3)의 이변량 벡터오차수정  
모형으로부터 합성선물가격과 실제선물가격간의 선도·후행관계(lead-lag relationship)를 검정한  
다. 선도·후행 관계 검정은 먼저 ‘합성선물가격 변동은 실제선물가격 변동의 원인 변수가 아니  
다’라는 귀무가설에 대해  $\{\beta_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 을 검증하고, 추가적으로  $\{\beta_{1,k}\}_{k=1}^K = 0$ 와  $\delta_1 = 0$ 를 분리  
하여 검증한다.  $\delta_1$ 는 차익거래를 통한 선물시장과 옵션시장간 장기적 균형관계가 복원되는 과정  
에서 실제선물가격 변동에 대한 옵션의 영향력을 의미하며,  $\{\beta_{1,k}\}_{k=1}^K$ 도 실제선물 가격 변동에 대  
한 옵션 가격의 단기적 예측력으로 해석될 수 있다. 마찬가지로 ‘실제선물가격의 변동은 합성선  
물가격 변동의 원인변수가 아니다’라는 귀무가설에 대해서도  $\{\gamma_{2,k}\}_{k=1}^K$ 와  $\delta_2$ 에 대해 통계적 유의  
성을 검증한다.

본 연구에서는 식 (3)을 개별 종목에 대해 일별로 추정했으며, 10시차 이내에서 AIC(Akaike  
information criterion)와 SBC(Schwartz Bayesian Criterion)에 의한 최적시차가 개별 종목과  
일별로 상이한 분포를 보이고 있어 보수적인 방법에 따라 일률적으로 10시차를 최적시차로 정했  
다. 귀무가설의 기각여부에 대한 통계적 유의수준은 F검정 결과의 5%(p-value = 0.05)로 정하여

4)  $\Delta F_t^s = [(C_t - P_t)e^{rT} + X] - [(C_{t-1} - P_{t-1})e^{rT} + X] = (\Delta C_t - \Delta P_t)e^{rT}$

가격발견의 주도성(leadership)을 판단한다. 예를 들어 특정 거래일에  $\{\beta_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 는 기각되지만,  $\{\gamma_{2,k}\}_{k=1}^K = \delta_2 = 0$ 가 기각되지 않는다면 이는 선물시장보다 옵션시장에서 정보가 반영되는 속도가 빠르며 옵션시장이 배타적으로 선물시장의 가격발견을 지배하는 표본이다. 반면,  $\{\gamma_{2,k}\}_{k=1}^K = \delta_2 = 0$ 는 기각되지만  $\{\beta_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 는 기각될 수 없다면 역으로 선물이 옵션의 가격발견을 일방적으로 선도하는 경향이 강한 표본으로 해석될 수 있다. 만일  $\{\beta_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 와  $\{\gamma_{2,k}\}_{k=1}^K = \delta_2 = 0$ 가 동시에 기각되었다면, 이는 양 시장간에 정보흐름이 동시적으로 환류하는 상호피드백(feedback) 관계가 성립하는 것으로 해석할 수 있다.

### 2.1.3 정보량의 추정

선도·후행 관계 분석의 대안적인 가격발견 측정치로 본 연구가 선택한 Hasbrouck(1995)의 정보량(information share)은 식 (4)과 같이 계산된다.  $\Omega$ 은 식 (3)의 VECM에서 이노베이션(innovation)인  $\epsilon_t$ 의 분산-공분산 행렬이며,  $\psi$ 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 기여도이다.

$$IS_j = \frac{\psi_j^2 \Omega_{jj}}{\psi \Omega \psi'} = \frac{\psi_j^2 \sigma_j^2}{\sum_{i=1}^n \psi_i^n \sigma_i^n} \quad (4)$$

식 (4)의 정보량 산출 과정에서는 변수간 이노베이션의 상관계수가 결과에 영향을 미치므로 촐레스키 요인분해(Cholesky decomposition)를 이용해야 한다.<sup>5)</sup> 이변량 VECM의 촐레스키 요인분해에서는 특정 변수가 첫째 순서에 위치할 때 계산한 정보량이 상한치이며, 다음 순서에 위치할 때 계산된 정보량이 하한치이므로 상한치와 하한치의 중간값을 평균 정보량으로 정의한다. 합성선물가격 정보량의 상한치( $IS_U^s$ )와 하한치( $IS_L^s$ )는 식 (5)와 같이 산출되며, 실제선물가격 정보량의 상한치( $IS_U^a$ )와 하한치( $IS_L^a$ )는 식 (6)과 같이 산출된다.

$$IS_U^s = \frac{(\gamma_s \sigma_s + \gamma_a \sigma_a \rho_{s,a})^2}{(\gamma_s \sigma_s + \gamma_a \sigma_a \rho_{s,a})^2 + \gamma_a^2 \sigma_a^2 (1 - \rho_{s,a}^2)}, \quad IS_L^s = \frac{\gamma_s \sigma_s (1 - \rho_{s,a}^2)}{(\gamma_a \sigma_a + \gamma_s \sigma_s \rho_{s,a})^2 + \gamma_s^2 \sigma_s^2 (1 - \rho_{s,a}^2)} \quad (5)$$

5) 식 (5)와 (6)에서 이노베이션간의 상관계수가 0이라면 정보량의 하한치와 상한치는 일치한다. Hasbrouck(1995)은 변수간 상관계수가 높아 상한치와 하한치의 차이가 확대되는 문제를 해결하기 위해서는 가급적 변수들의 측정간격을 짧게 하여 상관관계를 낮출 것을 제안하고 있다.



$$IS_U^a = \frac{(\gamma_a \sigma_a + \gamma_s \sigma_s \rho_{s,a})^2}{(\gamma_a \sigma_a + \gamma_s \sigma_s \rho_{s,a})^2 + \gamma_s^2 \sigma_s^2 (1 - \rho_{s,a}^2)}, \quad IS_L^a = \frac{\gamma_a \sigma_a (1 - \rho_{s,a}^2)}{(\gamma_s \sigma_s + \gamma_a \sigma_a \rho_{s,a})^2 + \gamma_a^2 \sigma_a^2 (1 - \rho_{s,a}^2)} \quad (6)$$

선도·후행 관계는 추정회귀계수의 통계적 유의수준을 기준으로 판단하지만 정보량은 이노베이션의 변동성( $\sigma_{j=s,a}$ ), 오차조정계수( $\gamma_{j=s,a}$ ), 그리고 합성선물과 실제선물간 이노베이션간 상관관계수( $\rho_{s,a}$ )에 의해 결정되며 상관관계수가 강할수록 상한치와 하한치간의 괴리가 높다. 본 연구는 Fama and MacBeth(1973)의 접근방법에 따라 표본별로 각 변수의 상·하한치의 평균 정보량을 추정하고, 다시 전체 표본의 평균을 산출한다.

## 2.2 표본기간과 종목

실증 분석에 포함된 전체 표본 기간은 2012년 2월 10일부터 2013년 6월 13일까지이다. 식 (1)의 옵션·선물 패리티는 동일한 만기를 가진 옵션과 선물에 대해 성립해야 하므로, 표본기간 중 최종결제일이 동일한 KOSPI200옵션과 KOSPI200선물의 최근월물 종목을 대상으로 표본으로 정했다. 표본기간동안 KOSPI200선물은 최종결제일이 3, 6, 9, 12월인 종목들이 거래되지만 KOSPI200옵션은 3, 6, 9, 12월중 2개 결제월과 그 외의 월중 가장 가까운 2개의 월의 4개 종목이 상장되어 거래된다. 옵션·선물 패리티가 성립하는 표본을 검정하려면 KOSPI200옵션과 선물의 최종결제일이 동일한 종목들로 제한된다. 또한 KOSPI200옵션과 선물의 일별 거래활동에서 최근월물이 대부분을 점유하므로 일별로 최근월물을 분석 대상으로 정한다. 이러한 절차에 따라 최종결제일이 동일한 KOSPI200옵션과 선물의 최근월물의 거래일은 133일이다. 표본기간 중에는 KOSPI200옵션시장에서 2012년 3월 9일부터 신규 상장되는 결제월물에 대해 거래승수가 50만원으로 기존 승수의 5배가 인상되었다.<sup>6)</sup>

<그림 1>에서는 2012년 2월 10일부터 2013년 6월 13일까지 기간동안 KOSPI200옵션시장과 선물시장의 표본일(회색 음영)과 거래대금의 시계열 추이이다. KOSPI200옵션의 표본일의 일평균 거래대금은 1조1,892억이며, 선물의 일평균 거래대금은 28조9,758억원으로 집계되었다. 최근월물이 거래된 하위 표본기간에서 옵션과 선물의 최종결제일이 동시에 중복되는 만기일에는 반대매매와 차익거래로 인해 매매대금이 급증하는 패턴을 보인다.<sup>7)</sup>

본 연구의 기본 분석 대상인 옵션·선물 패리티는 동일한 행사가격의 콜옵션과 풋옵션으로 구성되므로 표본 종목은 행사가격을 기준으로 설정된다. 예를 들어 행사가격이 200인 콜옵션과 풋옵션을 1종목으로 간주한다. 다음으로 최근월물을 대상으로 현물시장의 접속매매시간이 적용되는

6) 옵션승수 인상으로 인한 유동성 변화가 실증분석에 미칠 영향을 감안하여 표본기간을 옵션승수 이후 기간으로만 제한한 강건성 검정을 분석 모형별로 모두 수행했으나, 전체 표본기간동안의 결과와 질적으로 큰 차이가 없이 유사하여 별도의 보고는 생략한다.

7) 표본일 중 최종결제일에는 KOSPI200옵션/선물 외에도 주식 옵션/선물, 그리고 스타지수선물의 최종결제일이 중복된다.

오전 9:00부터 오후 2:50분까지 행사가격별 콜옵션과 풋옵션의 1분 간격 측정 구간마다 최소 1건 이상의 체결이 성립되었던 거래일만을 표본으로 포함했다. 이는 Chan et al.(1993)에서 제기된 시장간 선도·후행 관계에 영향을 미치는 미시구조적 요인인 비거래(non-trading)의 편의를 제거하기 위한 목적으로 실증 분석에 포함된 최종 표본은 133일동안 일별 350개의 구간에서 모든 거래가 성립되었던 최근월물의 행사가격별 거래일×종목을 대상으로 한다. 이러한 절차를 거쳐 선정된 표본수는 총 1,573 거래일×종목이다. 연구에서 활용된 자료는 한국거래소가 공개적으로 제공하는 KOSPI200 옵션시장의 1분 간격 체결 자료로 행사가격 종목별 체결가, 거래량, 거래대금, 현물지수의 내역이 수록되어 있다.

<표 1>은 개별 옵션의 행사가격과 등가격(at-the-money)간의 차이로 정의한 머니니스(moneyness)에 따른 표본의 거래 활동의 분포를 제시한다. 당일 등가격 옵션은 전일 KOSPI200 현물 증가와 당일 행사가격의 차이가 최소인 옵션으로 머니니스가 0이다. 콜옵션의 머니니스가 0보다 크다면 외가격(out-of-the-money) 상태이며, 0보다 작다면 내가격(in-the-money)이다. 반대로 풋옵션의 경우에는 머니니스가 0보다 크면 내가격 상태이며 0보다 작다면 외가격이다. 콜옵션 종목의 평균거래량은 등가격으로부터 2.5포인트 높은 옵션 행사가격에서 가장 크며, 극외가격(deep option)일수록 거래량이 감소하지만 내가격보다는 훨씬 높은 비대칭적 분포를 보인다. 풋옵션 종목의 평균거래량도 등가격으로부터 2.5포인트 낮은 옵션 행사가격에서 가장 크며, 콜옵션과 마찬가지로 등가격을 중심으로 외가격의 거래량이 내가격보다 현저히 유의적으로 높은 분포를 보인다. 이같은 결과는 옵션 거래자들이 가격이 낮은 외가격 옵션에 집중하는 행태를 설명한다. 콜옵션과 풋옵션 거래량을 합산한 전체 옵션 거래량의 분포를 보면 등가격 옵션의 거래량이 가장 높고, 행사가격이 등가격을 초과하는 옵션이 행사가격이 등가격보다 낮은 옵션보다 높다. 이는 전체 옵션 거래량에서 콜옵션 외가격 종목의 거래량이 풋옵션 외가격 종목의 거래량보다 크기 때문이다.

또한 거래대금의 분포에서도 콜옵션과 풋옵션은 거래량 분포와 같이 등가격과 가장 가까운 외가격 옵션의 거래대금이 가장 크며, 외가격 거래대금의 비중이 높은 비대칭적 형태를 보인다. 행사가격별 콜옵션과 풋옵션 거래대금 합계의 분포에서도 등가격 옵션의 거래대금이 가장 높으며, 극가격에 근접할수록 거래대금이 감소하는 분포를 보인다.

### 3. KOSPI200선물과 옵션의 가격발견의 정보 내용 변화 분석

#### 3.1 일중 합성선물가격과 실제선물가격간 괴리도 분석

본 절에서는 VECM을 추정하기 전에 예비 분석으로 식 (2)의 합성선물가격과 실제선물가격간 괴리도의 분포를 관측하여 차익거래의 실현 기회를 평가한다. <표 2>는 표본을 대상으로 옵션-

선물 패리티로부터 도출되는 합성 선물가격과 실제 선물가격간 괴리도(패널 A)와 괴리도의 절대값(패널 B)을 계산한 일중 기술적 통계치의 평균을 제시하며, <그림 2>는 머니니스와 괴리도의 관계에 관한 산포도이다. 표에 제시된 값들은 개별 행사가격 종목에 대해 일별로 1분 간격 괴리도의 기술적 통계치를 산출한 다음, 이를 다시 평균한 수치이다. 패널 A에 제시된 표본의 괴리도 평균은 -0.002이며 일중 표준편차의 평균은 0.150이다. 하루중 괴리도의 최대값의 평균은 0.529이며 최소값의 평균은 -0.537이다. 괴리도의 평균이 0이라는 귀무가설에 대한 t-통계치의 p-value는 0.584로 나타나 실제선물의 과대평가 또는 과소평가 상태로 편중되어 지속되지 않고, 컨버전과 리버설 전략이 모두 작동했을 것으로 추론된다.

괴리도의 분포가 머니니스에 따라 차이가 있는지를 파악하고자 합성선물을 등가격 종목과 비등가격 종목으로 분류했으며, 비등가격 종목은 내가격 콜옵션과 외가격 풋옵션으로 합성한 종목, 내가격 풋옵션과 외가격 콜옵션으로 합성한 종목으로 구분하여 실제선물가격간 괴리도를 분석했다. 등가격 종목 괴리도의 일평균의 크기는 비등가격 종목보다 낮았으며 표준편차, 최소값, 최대값의 일평균도 낮았다. 내가격 콜옵션과 외가격 풋옵션의 합성선물 괴리도의 일평균은 통계적으로 유의적인 수준에서 양의 값인 반면, 내가격 풋옵션과 외가격 콜옵션의 합성선물의 괴리도의 일평균은 음으로 나타났다. <그림 2>의 패널 A에서 머니니스에 따른 괴리도의 분포를 보면 등가격에 가까운 옵션일수록 괴리도는 0을 중심으로 집중되어 있는 반면, 극가격 옵션일수록 괴리도가 분산하는 경향을 보인다. 일별 거래량 상위 50%에 해당하는 표본 종목들을 고유동성 종목군, 나머지 하위 50%의 표본 종목을 저유동성 종목군으로 구분하여 유동성 차이에 따른 괴리도의 분포를 분석했다. 고유동성 종목과 저유동성 종목을 괴리도의 일평균치는 모두 0과 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났지만, 표준편차, 최소값, 최대값의 일평균은 고유동성 종목보다는 저유동성 종목에서 큰 것으로 분석되었다.

<표 2>의 패널 B에 제시된 괴리도의 절대값( $|F^a - F^s|$ )은 거래비용을 고려하지 않은 차익 거래의 이익의 크기를 제시한다. 괴리도 절대값의 표본 평균은 0.117이며, 일중 표준편차의 평균은 0.109이다. 이는 차익거래과정에서 선물과 옵션의 매매시 수수료를 무시하고 호가스프레드만을 고려한다면 평균적인 차익은 최대한 선물의 1호가 단위보다 낮은 것으로 해석된다.<sup>8)</sup> 머니니스별 표본군에서는 등가격 종목 괴리도의 일평균은 0.063으로 비등가격 종목보다 낮고, 기타 통계치도 비등가격 종목에 비해 낮은 것으로 분석되었다. 이는 <그림 2>의 패널 B에 제시된 괴리도 절대값의 분포에서도 등가격 옵션을 중심으로 극가격에 가까운 옵션일수록 그 수치가 확대되고 있는 현상과 일관성이 있다. 유동성별 표본을 분석한 결과에서도 고유동성의 표본보다는 저유동성의 표본의 모든 통계량이 크다는 결과는 유동성이 낮을수록 주문 체결의 지체 및 호가스프레드와 같은 암묵적 거래비용의 제약적 요인 때문에 괴리도를 해소하기 위한 차익거래과정이 비효율적이라는 의미로 해석될 수 있다.

8) 표본기간 동안 적용된 KOSPI200선물의 1호가단위는 0.05포인트이며, KOSPI200옵션의 1호가 단위는 프리미엄이 3이상이면 0.05포인트이며, 3미만이면 0.01포인트이다.

## 3.2 일중 합성선물과 시장선물간 가격발견의 정보 내용

### 3.2.1. 벡터오차수정모형 추정 결과

<표 3>은 표본에 대해 일중 1분 간격별로 측정한 옵션-선물 패리티로부터 도출한 합성선물과 실제선물로 구성된 식 (3)의 이변량 VECM을 일별로 추정한 결과이다. 표에는 각각 종속변수인 실제선물( $r^a$ )과 합성선물( $r^s$ )에 대해 10시차까지 추정한 회귀계수의 표본 평균치, t-통계치의 표본 평균치, 부호의 분포, 통계적 유의성의 분포 등을 보고한다.

먼저 표의 좌측 부분인 실제선물가격이 종속변수인 오차수정모형의 추정결과를 보기로 한다. 실제선물가격이 차익거래과정을 통해 균형 가격으로 조정된 속도를 나타내는 계수인  $\delta_1$ 을 보면 회귀계수의 평균치는 0.480이며, t-통계치의 평균은 3.517이다. 이는 합성선물가격과 실제선물가격간 괴리율이 1%p 증가할 때 차익거래 실현과정에서 실제선물 수익률은 0.480%p증가하여 균형으로 수렴함을 의미한다. 전체 표본에서  $\delta_1$ 이 양의 부호로 추정된 표본의 비율은 94.53%이며, 5%수준에서 유의한 양의 회귀계수가 추정된 표본일은 74.49%로 나타나 합성선물은 실제선물을 균형가격으로 복원시키는 과정에서 주도적인 영향을 수행하고 있음이 확인된다. 실제선물 수익률의 시차변수인  $r_{t-k}^a$ 의 평균은 9시차까지 모두 음(-)이지만, t-통계치의 평균치와 회귀계수의 유의수준으로 볼 때 자기상관관계는 약하다고 볼 수 있다. 반면 실제 선물가격에 대한 단기적 예측력을 의미하는 합성선물의 과거시차의 가격변동( $r_{t-k}^s$ )은 실제선물 변동과 9시차까지 방향성이 동일하며, 특히 1시차의 회귀계수가 0.286로 가장 높다. 1시차의 t-통계치의 평균은 2.682이며 90%이상의 표본에서 양의 부호로 추정되었으며, 5%수준에서 유의적인 양의 부호로 추정된 표본일도 54%로 나타났다. 그러나, 2시차 이전의  $r_{t-k}^s$ 의 회귀계수의 크기와 통계적 유의성은 현저히 감소하여 선물가격 변동에 내포된 옵션가격의 단기적 예측 정보 내용은 1분 이내에 소멸하고 있음을 확인할 수 있다.

표의 우측 부분에는 합성선물이 종속변수인 오차수정모형의 추정결과가 제시된다. 합성선물을 구성하는 콜옵션과 풋옵션이 차익거래과정을 통해 균형 가격으로 조정된 속도를 나타내는 계수인  $\delta_2$ 을 보면 회귀계수의 평균치는 -0.147이며, t-통계치의 평균도 -1.511으로  $\delta_1$ 과 비교할 때 상대적으로 가격 조정 속도와 통계적 유의성에서 약한 수준이다. 이같은 결과는 합성선물과 실제선물간에 일시적 괴리가 발생한다면 차익거래과정에서 합성선물가격이 실제선물가격을 강하게 상승시켜 균형가격으로 수렴시키지만, 실제선물이 주도적으로 옵션으로 합성된 선물가격을 하락시켜 균형으로 복원시키는 경향은 낮은 것으로 해석할 수 있다.

실제선물 수익률의 시차변수인  $r_{t-k}^a$ 의 평균치는 10시차까지 음(-)의 부호로 지속되었으며, t-통계치의 평균으로 볼 때 유의적으로 추정된 시차는 없다. 각 시차별로 양의 부호이거나 음의 부호가 통계적으로 유의적인 표본일은 5%미만에 불과했다. 이는 옵션시장의 단기적 가격 변동에 대해서 실제 선물가격이 가진 유의적인 예측력은 존재하지 않는다는 것을 의미한다. 또한 합성선물의

시차변수인  $r_{t-k}^s$ 의 회귀계수의 평균치는 10시차까지 양의 자기상관관계를 가져 실제선물의 음의 자기상관관계와 대조적이다.

<표 3>의 결과를 전체적으로 종합하면, 실제선물의 가격발견기능은 옵션으로 구성된 합성선물이 주도적으로 수행한다. 즉, 합성선물과 실제선물간 일시적 괴리 상태가 발생한 경우 거래자들은 옵션 거래를 통해 차익거래기회를 해소하는 과정에서 실제선물 가격변동에 주도적인 영향을 미치는 경향이 강하며, 단기적 선물가격 변동에 대해서도 옵션가격 변동이 가진 선행적 정보 내용이 유의적으로 강한 것임이 확인된다. 이같은 가격발견과정은 결국 옵션시장으로부터 선물시장으로 정보가 이전되는 관계를 설명한다.

### 3.2.2. 합성선물과 선물시장간 선도·후행관계 분석

<표 4>는 <표 3>에서 제시된 VECM의 추정결과를 바탕으로 합성선물과 실제선물간 선도·후행관계를 전체 표본 종목과 머니니스별, 유동성 수준별로 분류한 분석 결과이다. 패널 A는 “오차수정항과 과거시차항의 회귀계수가 모두 0이다”라는 귀무가설이 기각된 표본의 비율로부터 추론된 선도·후행관계 결과이며, 패널 B는 “오차수정항의 회귀계수가 0이다”라는 귀무가설이 기각된 표본의 비율로부터 추론된 선도·후행관계이다. 그리고 패널 C는 “과거시차항의 회귀계수가 모두 0이다”라는 귀무가설이 기각된 표본의 비율로부터 추론된 선도·후행관계 결과이다.

먼저 패널 A에서 전체 표본을 대상으로 분석한 합성선물과 실제선물간 인과관계를 보면 합성선물로부터 실제선물에 대한 일방향적 정보 이전 관계( $F^s \rightarrow F^a$ )가 성립한 표본은 57.22%인 반면, 실제선물이 합성선물을 일방향적으로 선도하는 관계( $F^a \rightarrow F^s$ )가 발견된 표본일은 6.36%에 불과했다. 또한 합성선물과 실제선물간 양방향적 피드백 관계가 나타난 표본일은 31.98%로 나타나, 전반적으로 옵션 시장이 선물 시장의 가격발견의 역할을 주도하는 것을 확인할 수 있다. 전체 표본을 <표 2>와 같이 머니니스별 표본군과 유동성별 표본군으로 분류한 결과도 흥미롭다. 머니니스 표본군은 등가격 종목, 내가격 콜옵션과 외가격 풋옵션 조합 종목, 내가격 풋옵션과 외가격 콜옵션 조합 종목으로 구분했으며, 유동성별 표본은 일별 표본을 대상으로 거래량을 기준으로 상위 50%에 해당하는 종목과 나머지 하위 종목으로 구분했다. 먼저 머니니스별 표본군의 등가격 종목에서는 합성선물이 실제선물을 일방향적으로 선도하는 관계가 성립한 표본 비율은 무려 94.70%이지만, 실제선물이 합성선물을 선행하는 표본은 전무했다. 이는 옵션시장이 절대적으로 선물시장의 가격발견을 주도한다는 증거이다. 한편 등가격 종목을 제외한 비등가격 옵션 종목에서 합성선물로부터 실제선물로 일방향적 정보가 유입된 표본은 약 54%전후로 상당히 유사한 수준이며, 실제선물과 합성선물간 상호정보 이전 관계가 성립한 표본은 각각 35.94%(내가격 콜옵션과 외가격 풋옵션 종목)와 33.65%(내가격 풋옵션과 외가격 콜옵션)로 나타났으나 통계적으로 유의적인 차이는 없었다.<sup>9)</sup> 이는 동일한 머니니스를 가진 콜옵션과 풋옵션이 실제선물

9) 비율의 차이를 검증하는 Z 통계치는 다음과 같다.

가격 변동에 대해 가진 정보내용에는 특별한 차이가 존재하지 않음을 의미한다.

유동성 그룹별로 선도·후행관계를 추정한 결과를 보면 합성선물로부터 실제선물로 일방향적 정보 유출 관계가 성립한 고유동성 표본의 비율은 75.37%인데 비해, 저유동성 표본 비율은 37.89%로 나타나 유동성이 높은 종목일수록 옵션시장이 선물시장의 가격발견을 주도하는 경향이 강하다. 반면 저유동성 종목군에서 실제선물이 합성선물에 배타적으로 정보를 전달한 표본일은 12.89%로 0.25%에 불과한 고유동성 종목군의 표본 비율보다 유의적으로 높았다. 또한 합성선물과 실제선물간 양방향적 피드백 관계가 나타난 표본 비율을 검토하면 저유동성 표본 비율은 40%로 고유동성 표본의 수치를 유의적으로 초과했다. 이같은 결과는 유동성이 높은 옵션 종목일수록 선물시장의 가격발견을 주도하는 반면, 유동성이 낮은 종목에서는 실제선물이 정보를 이전하거나 합성선물과 동시에 상호 환류하는 관계가 강해진 것으로 해석된다. 표에 제시된 유동성 그룹은 표본의 일별 거래량을 기준으로 구분했지만, 강건성 검정으로 일별 거래대금을 기준으로 분석한 결과에서도 고유동성 표본과 저유동성 표본이 수행하는 상이한 가격발견 기능은 질적인 변화 없이 더욱 강하게 나타났다.<sup>10)</sup>

이제는 합성선물과 실제선물을 장기적 균형가격에 수렴시키는 차익거래과정이 가격발견에서 차지하는 역할을 패널 B에서 비교해보자. 이 분석은 Harris et al.(1995)가 제시한 오차수정계수의 통계적 유의수준으로 장기적 선도·후행 관계를 판단하는 방법이다. 만일  $\delta_1$ 이 통계적으로 유의적이고  $\delta_2$ 가 비유의적이라면  $F^s$ 가 괴리도를 주도적으로 조정하므로 옵션이 실제선물을 선도하며, 역으로  $\delta_2$ 이 통계적으로 유의적이고  $\delta_1$ 가 비유의적이라면 실제선물( $F^a$ )이 옵션을 선도하는 것으로 해석한다. 패널 B에서 전체 표본에서 합성선물과 실제선물간 괴리율 해소가 실제선물에 반영되는 표본의 비율은 58.49%로 실제선물이 합성선물을 균형가격으로 복원시키는 표본 비율인 21.74%보다 높다. 또한 괴리율 해소과정에서 동시에 상호 영향을 미친 표본은 15.96%였다. 이상의 결과를 패널 A의 결과와 비교하면, 실제선물이 차익거래 과정에서 옵션 시장의 가격발견을 배타적으로 수행하는 비중이 증가했음에도 불구하고 여전히 차익거래 과정에서는 선물의 가격발견에서 옵션이 기여하는 정도가 지배적이다. 전체 표본을 머니니스 그룹별로 구분한 결과에서는 등가격 종목에서는 합성선물로부터 실제선물에 대해 일방향적 정보 이전 관계가 성립한 표본일의 비율은 무려 91.67%로 나타났다. 이는 등가격 옵션이 차익거래 과정에서 절대적으로 선물시장의 가격발견을 주도하고 있다는 결과를 설명한다. 등가격 종목을 제외한 옵션 표본 중에서 합성선물이 실제선물을 일방향적으로 선도하는 관계가 발견된 표본은 약 55%전후로 상당히 유사한 수준으로 Z 검정결과에서도 내가격 옵션과 외가격 옵션간의 유의적인 차이는 없다.

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

여기에서  $p_A$  : A집단의 표본 비율,  $p_B$  : B집단의 표본 비율,  $n_A$  : A집단 표본수,  $n_B$  : B집단 표본수

10) 일별 거래대금 기준하에 고유동성 표본군에서  $F^s \rightarrow F^a$ 의 관계가 성립한 비율은 84.34%이며, 저유동성 표본군에서  $F^s \leftrightarrow F^a$ 의 관계가 성립한 비율은 49.28%이다.

패널 A와 달리, 실제선물가격이 비등가격 옵션의 합성선물에 선도하는 표본의 비율이 23.27%와 24.29%로 집계되어 합성선물과 실제선물간 양방향적 환류 관계가 성립한 표본의 비율보다 높다. 이는 차익거래를 통한 균형가격 수렴과정에서 실제선물도 합성선물의 가격발견에 상당 부분 공헌한다는 결과로 해석가능하다.

패널 B의 고유동성 표본군에서 합성선물이 실제선물을 선도하는 표본의 비율은 80.30%이며, 합성선물과 실제선물간 양방향적 피드백 관계가 나타난 표본일의 비율은 15.02%이다. 이를 패널 A와 비교하면 합성선물이 실제선물을 선도하는 관계가 발견된 표본의 비율은 약 5%p상승했으며, 실제선물이 합성선물을 선도하는 관계의 표본 비율도 약 4%p상승했음을 확인할 수 있다. 저유동성 표본군의 결과를 패널 A와 비교할 때 관찰되는 두드러진 변화는 바로 실제선물이 합성선물에 선행하는 표본 비율이 대폭적으로 증가한 결과이다. 합성선물이 실제선물을 선도하는 관계가 발견된 표본의 비율은 35.26%로 패널 A의 동일한 관계의 표본의 비율인 35.26%와 큰 차이가 없다. 그러나 실제선물이 합성선물을 선도하는 관계가 발견된 표본의 비율은 40.26%로 패널 A의 수치와 비교할 때 크게 증가한 반면, 합성선물과 실제선물간 양방향적 정보 흐름이 이루어지는 표본은 대폭적으로 감소했다. 따라서 고유동성 표본과 달리 저유동성 표본군에서는 실제선물이 차익거래를 통한 균형수렴과정에서 옵션시장의 가격발견을 주도하는 경향이 강해졌음이 확인된다.

가격발견과정에서 합성선물과 실제선물간 단기적 예측력에 대한 정보내용은 패널 C에서 제시된다. 전체 표본의 단기적 선도·후행 관계를 보면 합성선물이 실제선물에 선도하는 표본의 비율은 45.26%이지만, 선도·후행 관계가 전혀 성립하지 않는 표본도 42.78%에 달한다. 비록 패널 B에 비해 선물시장과 옵션시장에서 단기적 예측력이 존재하는 표본은 감소했으나, 여전히 합성선물이 가격발견의 주도권을 가지고 있다는 점은 일관성이 있다. 전체 표본을 머니니스 그룹별로 구분한 결과에서도 패널 B와 현격한 차이가 발견된다. 먼저, 등가격 옵션에서 합성선물이 실제선물을 선도하는 표본은 17.42%로 대폭적으로 감소했으며, 실제선물이 합성선물을 선도하는 표본도 3.79%에 불과하다. 반면 비등가격으로 구성된 합성선물이 실제선물을 선도하는 표본은 50.66%와 46.13%로 집계되어 등가격보다 가격발견에서 우위에 있다. 따라서 장기적 균형관계로 수렴되는 과정에서 가격발견을 주도하는 주체는 등가격 옵션인 반면, 단기적 예측력을 통한 가격발견은 비등가격 옵션이 주도하는 것으로 해석할 수 있다.

패널 C의 유동성별 표본에서 제시된 결과도 저유동성 옵션은 가격발견에서 고유동성 옵션과 유사한 수준임을 제시한다. 고유동성 표본군에서 합성선물이 실제선물을 선도하는 관계가 관찰된 표본의 비율은 43.47%이다. 한편 저유동성 표본군에서 합성선물이 실제선물을 선도하는 관계가 발견된 표본의 비율도 47.23%로, 고유동성 표본의 수치와 통계적으로 유의적인 수준에서 차이가 없다. 이와 같은 결과는 패널 B의 고유동성 표본에서 합성선물이 실제선물에 선도하는 비율이 저유동성에 비해 현저히 높은 결과와 대비되는 결과이다. 실제선물이 합성선물에 선도하는 표본 비율과 실제선물과 합성선물간 양방향적 환류관계가 성립하는 표본의 비율도 고유동성 표본보다

는 저유동성 표본에서 유의적인 것으로 나타났다. 이는 저유동성 옵션이 선물시장의 가격변동에 대한 단기적 예측력에서 고유동성 옵션보다 강한 정보내용을 가지고 있음을 시사한다.

### 3.2.3. 정보량 추정과 충격반응분석

<표 5>는 Hasbrouck(1995)의 방법론을 적용하여 개별 표본에 대해 식 (5)와 (6)으로 추정한 합성선물과 실제선물의 정보량(information share)의 일평균과 표준편차를 제시한다. 전체 표본에서 합성선물( $F^s$ )의 정보량 평균은 65.3%로 가격발견에 대한 공헌도에서 실제선물( $F^a$ )의 정보량 평균인 34.7%보다 높다. 또한 전체 표본 중에서 합성선물의 정보량이 실제선물의 정보량을 초과한 표본의 비율도 66.6%로 나타났다. 머니니스별로 정보량 평균을 계산한 결과에서는 등가격 옵션으로 합성한 선물가격의 정보량의 평균치가 92.5%이며, 합성선물의 정보량이 실제선물의 정보량보다 높은 표본이 100%로 집계되어 선물가격발견의 대부분을 주도하고 있다. 비등가격 옵션으로 합성한 선물가격의 평균 정보량은 62.9%와 63.5%로 등가격 옵션에 비해 낮지만, 여전히 실제선물 가격보다는 가격발견에서 우위에 있음이 확인된다. 비등가격 옵션을 내가격 옵션 기준으로 콜옵션과 풋옵션 그룹으로 구분한 결과에서는 그룹간 정보량의 유의적인 차이는 발견할 수 없었다.

유동성 표본별로 볼 때 합성선물의 고유동성 표본의 평균 정보량은 82.6%로 실제선물의 평균 정보량의 4배 이상 높은 수치이며, 합성선물이 실제선물의 가격발견을 지배하는 표본비율도 90.5%이다. 그러나 저유동성 표본에서는 실제선물의 정보량이 53.2%로 고유동성 표본의 정보량의 3배 이상이며, 합성선물의 정보량을 통계적으로 유의적인 수준에서 초과한다. 이는 <표 4>에서 제시된 결과와 일관성있게 유동성이 낮은 옵션 표본에서는 정보거래자가 군집할 유인이 낮으므로 가격발견 기능이 둔화되어 상대적으로 선물시장에 비해 정보 흐름이 원활하지 못한 결과로 해석할 수 있다. 강건성 검정으로 일별 거래대금을 기준으로 유동성을 분류한 결과에서도 고유동성 표본의 합성선물 정보량의 평균치는 87.9%이며, 저유동성 표본의 실제선물 정보량의 평균치는 58.8%로 질적인 변화 없이 일관성있는 결과를 제시한다.

<그림 3>은 벡터오차수정모형을 이용하여 합성선물가격과 실제선물가격에 1단위 충격이 가해질 경우 각 변수의 반응을 120시차까지 추정한 충격반응(impulse response)의 경로이다. 어떤 변수에 가해진 충격에 대해 다른 변수가 반응하여 수렴하는 영구적 효과와 그 소요 시차는 그 변수가 가진 정보 효과(information effect)로 해석할 수 있다. 패널 A의 전체 표본에서 실제선물에 충격 1단위가 가해질 경우 합성선물이 완만하게 상승하여 반응하는 수렴치(좌측)보다는 합성선물에 충격 1단위가 가해질 경우 실제선물이 즉각적으로 반응하는 수렴치(우측)가 크다는 것은 바로 선물보다 옵션에 내포된 정보효과가 강함을 제시한다. 패널 A의 결과를 머니니스 표본별로 제시한 패널 B의 분석 결과를 보면 실제선물이 합성선물에 미치는 정보효과는 내가격 콜옵션·외가격 풋옵션 표본에서 가장 높고, 그 수렴치는 0.5를 다소 초과한다. 반면 머니니스별 합성선물



에 가해진 충격에 대해서는 실제선물이 모두 즉각적으로 반응하며, 그 수렴치가 0.6이상이다. 특히 등가격 옵션의 합성선물의 정보 효과는 0.9이상으로 나타나 <표 4>와 <표 5>의 결과와 같이 합성선물이 실제선물의 정보효과를 지배하며, 등가격에서 선물시장의 가격발견의 정보효과가 가장 높다는 것을 확인할 수 있다.

유동성 그룹별로 분석한 패널 C의 분석 결과를 보면 실제선물이 합성선물에 미치는 정보효과에서는 저유동성 표본이 0.6까지 완만하게 상승하여 수렴하는 과정에서 고유동성 표본을 초과함을 확인할 수 있다. 그러나 합성선물에 가해진 충격에 대한 실제선물의 반응을 보면 고유동성 표본이 야기하는 효과가 저유동성보다 현저히 큰 것으로 나타나 가격발견의 효과는 유동성 수준에 따라 차별적으로 나타난다.

## 4. 현물·옵션간 가격발견의 설명요인의 영향력 변화

### 4.1 방법론

제 4 장에서는 제 3 장에서 VECM로 추정된 옵션시장과 선물시장간 가격발견에 영향을 미치는 요인이 무엇인지를 식 (7)의 일별·종목별 통합 회귀모형을 설정하여 검증한다. 표본종목의 종속변수는 옵션시장과 선물시장의 가격발견의 효율성의 측정치로 이미 <표 4>에서 선도·후행관계를 검증하기 위해 활용된 지표인 식 (3)의 결합귀무가설의 F 통계치에 대한 p-value이다. 옵션의 선물가격발견의 효율성을 나타내는  $p^s$ 는 식 (3)에서  $\{\beta_{1,k}\}_{k=1}^K = \delta_1 = 0$ 의 F 검정 통계치에 대한 p-value이며, 선물의 옵션가격발견의 효율성인  $p^a$ 은  $\{\gamma_{2,k}\}_{k=1}^K = \delta_2 = 0$ 의 검정 통계치에 대한 p-value이다. 추가적으로 오차수정항에 대한 p-value와 시차변수에 대한 p-value에 대해서도 검증한다. p-value는 0부터 1까지 범위에서 분포하는 확률이므로 로짓변환(logit transformation)을 취했으며, 수치가 낮을수록 통계적 유의성이 높으므로 가격발견의 정보 효과가 높은 것으로 해석할 수 있다.

$$\ln\left(\frac{p_{i,d}^j}{1-p_{i,d}^j}\right) = \beta_0 + \beta_1 optvol_{i,d} + \beta_2 ftrvol_d + \beta_3 mtr_d + \beta_4 wgtmness_{i,d} + \epsilon_{i,d} \quad (7)$$

여기에서  $\ln\left(\frac{p_{i,d}^j}{1-p_{i,d}^j}\right), j=s,a$ , : 식 (3)에서 결합가설의 F검정에 대한 p-value의 로짓

변환치

$optvol_{i,d}$  : 행사가격별 종목의 일별 콜옵션과 풋옵션 최근월물 거래량

$ftrvol_d$  : 일별 KOSPI200선물 최근월물 거래량

$mtr_d$  : 일별 잔존기간의 로그값

$wgtmness_{i,d}$  : 행사가격별 종목의 일별 거래량가중평균 머니니스

식 (7)에서 설명변수는 행사가격별 콜옵션과 풋옵션을 합산한 최근월물의 일별 거래량( $optvol$ ), KOSPI200선물 최근월물 거래량( $ftvol$ ), 거래일부터 만기일까지의 잔존기간( $mtr$ ), 거래량가중평균머니니스( $wgtmness$ )이다.  $optvol$ ,  $ftvol$ , 그리고  $mtr$ 에는 자연로그를 취했으며,  $ftvol$ 과  $mtr$ 은 특정 거래일의 모든 표본 종목에 공통적으로 적용되는 일별 변수이다. 표본종목 머니니스의 추정치인 식 (8)의 거래량가중평균머니니스(volume-weighted moneyness)는 특정 행사가격의 콜옵션의 머니니스 추정치( $\ln[s/k]$ )와 풋옵션의 머니니스 추정치( $\ln[k/s]$ )를 콜옵션과 풋옵션의 거래량으로 가중평균한 절대값으로 내가격이나 외가격에 거래량이 집중될수록 수치가 증가한다. 만일 전일 현물가격( $s$ )과 행사가격( $k$ )이 완전히 동일하다면 해당 행사가격의 콜옵션과 풋옵션은 모두 등가격이므로  $wgtmness$ 는 거래량 규모에 관계없이 0이다. 그러나  $s$ 와  $k$ 간 차이에 따라 머니니스가 결정되는 경우, 풋옵션과 콜옵션간 거래량의 차이에 따라  $wgtmness$ 가 확대된다. 즉, 극가격에 가까우며 해당 행사가격의 풋옵션과 콜옵션간 거래량의 비대칭성이 높을수록  $wgtmness$ 가 증가한다.

$$wgtmness = \left| \frac{\ln(s/k)cvol + \ln(k/s)pvol}{(cvol + pvol)} \right| = \left| \frac{\ln(s/k)(cvol - pvol)}{cvol + pvol} \right| \quad (8)$$

여기에서  $s$  : 전일 KOSPI200종가

$k$  : 행사가격

$cvol$  : 콜옵션 거래량

$pvol$  : 풋옵션 거래량

## 4.2 분석 결과

<표 6>의 패널 A에서는 오차수정항과 과거시차항의 회귀계수에 대한 p-value로 판단한 가격발견의 효율성을 설명 변수에 대해 회귀분석으로 추정한 결과가 제시된다. 먼저 첫 번째 줄의 옵션시장의 선물시장에 대한 가격발견의 효율성이 종속변수( $\ln[p^s/(1-p^s)]$ )인 경우  $optvol$ 의 회귀계수는 -2.09로 1%수준에서 통계적으로 유의적인 반면,  $ftvol$ 의 회귀계수는 1.37이다. 이는 옵션시장이 가진 선물시장의 가격발견의 효과는 유동성이 높은 옵션 종목일수록, 그리고 선물시장의 거래활동이 상대적으로 낮은 거래일에서 증가함이 확인된다. 옵션 만기일까지의 잔존기간( $mtr$ )과 옵션의 가격발견 효율성간에 추정된 유의적인 음의 부호는 만기일에 접근할수록 옵션 거래량이 증가하면서 선물시장의 가격발견을 활성화하는 효과로 해석된다.  $wgtmness$ 가 양의 부호로 추정된 결과는 등가격에 가깝고, 콜옵션과 풋옵션간 거래량의 비대칭성이 낮은 옵션일수록 선물시장에 대한 가격발견이 활성화한다는 결과를 제시한다.

옵션시장 가격발견에 대한 선물시장의 정보효과가 종속변수( $\ln[p^a/(1-p^a)]$ )인 회귀모형에서 추

정된 설명변수의 부호는 반대이다. 즉, 옵션의 유동성이 낮고 만기일까지 잔존기간이 길수록, 극 가격에 가깝고 풋-콜 거래량의 차이가 클수록 상대적으로 선물가격이 가진 가격발견 기능이 활성화함을 알 수 있다. 흥미로운 점은 선물시장의 유동성과 선물시장의 가격발견 기능간에는 음의 상관관계로 추정되었으나 통계적 유의성은 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 이는 선물시장의 거래활동에는 옵션시장의 가격발견에 영향을 미치는 직접적 요인을 규명되지 않는다는 의미이다. 모형적합도와 개별 회귀계수의 통계적 유의수준으로 볼 때 옵션시장이 가진 가격발견의 정보효과에 관한 설명력이 높음이 확인된다.

패널 B에서는 과거시차항을 제외한 오차수정항의 회귀계수에 대한 *p-value*로 판단한 가격발견의 효율성을 설명 변수에 대해 회귀분석으로 추정한 결과가 제시된다. 전반적인 결과는 패널 A와 유사하다. 즉, 유동성이 높고 등가격에 가까우며, 풋-콜 거래량의 비대칭성이 낮은 옵션이 만기일에 접근할수록 옵션시장이 가진 선물가격의 가격발견에 대한 기여도가 높음이 확인된다. 그러나 패널 A와 달리 선물시장의 유동성은 옵션시장이 가진 가격발견에 직접적인 영향을 미치는 요인으로 더 이상 작용하지 않는다. 또한 옵션의 유동성이 낮고 만기일까지 잔존기간이 많이 남아있을수록, 극가격에 가깝고 풋-콜 거래량의 차이가 클수록 상대적으로 선물시장이 옵션시장에 대한 가격발견의 역할이 높아지는 것으로 나타났다.

패널 C는 오차수정항을 제외한 과거시차항의 회귀계수의 *p-value*로 환산한 가격발견 측정치에 대한 설명 변수의 회귀분석 결과이다. 선물시장 가격발견에 대한 옵션시장의 정보효과를 설명하는 변수들의 추정부호와 통계적 유의수준을 볼 때, *wgtmness*의 부호가 음으로 추정된 결과는 패널 A와 패널 B의 결과와 상이하다. 즉 선물가격 변동에 대한 옵션가격의 단기적 예측력은 오히려 극가격에 가깝고 콜-풋 거래량의 불균형이 높은 옵션일수록 강하다는 것으로 해석된다. 패널 B와 패널 C에 제시된 *wgtmness* 추정결과를 패널 A의 결과와 비교하면, 가격발견의 구성 요소 중에서 장기적 균형에 수렴하는 정보효과가 단기적 예측력을 지배하고 있음을 확인할 수 있다. 아울러 선물시장의 거래활동(*ftrvol*)이 낮은 거래일일수록 상대적으로 선물시장의 가격발견이 옵션시장에 의존하는 경향이 통계적으로 유의적인 수준에서 강하다. 즉, 패널 B와 패널 C에 제시된 *ftrvol*의 추정결과와 패널 A의 결과를 비교하면 선물시장의 유동성이 낮을 때 옵션시장의 가진 가격발견에서 장기적 균형관계에 의한 요인보다 단기적 예측력에 의한 요인이 강하게 작용하는 것으로 확인된다. 패널 C에 제시된 옵션시장의 가격발견에 대한 선물시장의 정보효과에 대한 변수들의 설명력을 패널 B와 비교하면 통계적으로 유의적인 변수는 *optvol*과 *wgtmness*이며, 부호는 패널 B와 동일하다. 그러나 패널 B에서 유의적으로 추정된 만기일까지 잔존기간의 통계적 유의성은 소멸되었음을 확인할 수 있다.

## 5. 분석결과의 해석과 결론

학계나 실무계에서는 개별 파생상품과 기초자산간 가격발견에 대해서 상당히 많은 연구들이

진행되어 왔지만, 복수의 파생상품시장간 정보이전효과와 가격발견 현상을 규명하고자 시도한 연구의 흐름은 현재까지는 미진한 단계이다. 본 논문은 개별 파생상품시장간 상호 가격발견기능과 결정요인을 KOSPI200옵션시장과 선물시장을 대상으로 실증적으로 검증했으며, KOSPI200옵션과 선물의 패리티로부터 유도한 합성선물가격과 실제선물가격으로 구성된 오차수정모형을 활용했다.

실증 분석 결과 KOSPI200옵션을 합성한 선물 가격과 실제선물 가격으로 구성한 오차수정모형으로 양 변수간 선도·후행 관계를 측정한 결과 합성선물이 실제선물을 일방적으로 선도하는 표본의 비율은 전체 표본의 57%로 합성선물이 실제선물의 가격발견을 지배적으로 주도하는 것으로 분석되었다. 반면 실제선물은 합성선물에 독자적으로 선행하기보다 양방향적 관계에 있는 경향이 강했다. 이같은 결과는 양 시장이 시장개설 시기에서 큰 차이가 없이 유사한 성장과정을 거쳤으며, 거래의 상호 연계성이 강하다는 점에서 볼 때 흥미로운 결과라 할 수 있다. 대안적인 지표로 Hasbrouck(1995)의 정보량으로 측정한 결과에서도 합성선물의 정보량은 66%로 실제선물의 값을 현저히 초과하여 가격발견에서 우위에 있음을 제시한다. 따라서 이와 같은 실증분석 결과를 볼 때 양 시장간의 선도·후행관계는 결국 옵션시장의 정보가 선물시장으로 유입되어 선물시장의 가격발견이 이루어지고 있음을 의미한다. 이같은 결과와 관련하여 생각해볼 수 있는 가능성으로는 선물시장은 주로 시장정보에 근거한 방향성(directionality) 예측 전략이 활용되는 반면, 옵션시장의 양방향성을 포함하는 변동성(volatility) 예측 전략은 선물시장의 가격 변동에 대한 정보를 제공하므로 가격발견에서 우위에 있을 수 있다. 또한 합성선물 외에도 옵션을 활용하면 다양한 현금흐름을 복제할 수 있는 합성 기능을 창출하므로 정보거래자들이 옵션시장에서 매매과정에서 선물시장의 가격발견을 효율적으로 탐색할 것으로 예상할 수 있다.

선물시장에 대한 옵션의 가격발견 주도권을 머니니스와 유동성에 따른 표본으로 구분한 결과에서 선물시장의 가격발견의 대부분을 강하게 주도하는 원인은 등가격 옵션인데 비해, 외가격이나 내가격으로 조합된 비등가격 옵션이 가격발견에 공헌하는 정도는 상대적으로 약한 것으로 파악되었다. 이같은 연구 결과는 거래비용이 저렴하고 위험을 선호하는 투자자들이 집중하는 외가격 옵션의 거래활동에서 가격발견이 관찰된다는 국외시장을 대상으로 분석한 선행연구들의 실증 결과와는 차별화된다.<sup>11)</sup> 선행연구인 정재만과 김재근(2005)은 KOSPI200옵션시장의 투자자별 성과 분석에서 개인 투자자는 기관 및 외국인 투자자에 비해 정보 열위에 있는 노이즈 거래자로 손실을 많이 입으며, 주로 외가격 위주의 저가 옵션의 포지션을 당일 청산하는 투기형태의 경향을 지닌다고 보고한다. 따라서 정보 거래자가 집중하는 등가격 옵션에서는 가격발견이 활성화하는 반면, 노이즈 거래자들이 주로 선호하는 외가격 옵션에서는 상대적으로 가격발견 기능이 둔화될 가능성이 높다. 아울러 남길남 외 2인(2014)이 외국인의 지수예측력은 다른 투자주체에 비해 가장 우월하며 주로 등가격 중심으로 매도 스트래들을 하는 경향이 강한 반면, 개인 투자자

11) 옵션의 풋-콜 거래비용에 기초자산 가격 변동에 대한 예측력에 관한 정보내용이 포함되었다는 실증적 증거를 제시하는 주요한 연구들로는 Chen et al.(2005), Chan et al.(2009)이 있으며, 유동성과 레버리지 효과가 높은 외가격 옵션이 가격발견을 주도한다고 보고한다.

의 예측능력은 가장 열위에 있다고 보고한다. 따라서 이는 옵션의 가격발견의 효율성이 투자주체의 정보 보유 능력과 매매전략에 따라 결정될 가능성을 제시한다.

거래활동 측면에서도 유동성이 높은 옵션일수록, 가격발견을 주도하는 유동성 외부 효과(liquidity externalities)가 존재하는 것으로 분석되었다. 즉, 유동성이 높은 시장일수록 거래자가 매매에 활발하게 참여하여 매매성과의 질을 향상시키며, 이러한 질적으로 제고된 시장일수록 시장 참여자들의 거래가 활성화되어 자산가격에 정보가 반영되므로 가격발견이 효율적으로 제고되는 결과를 보여준다.

본 연구는 KOSPI200옵션과 선물을 대상으로 수행되었지만, 기초자산을 공유하는 다른 파생상품시장간의 가격발견과정이 어떠한지에 대한 분석도 후속 연구에서 다룰수 있는 흥미로운 주제로 기대한다. 아울러 본 연구의 분석 대상 범위는 일반적인 주간시장에 국한되었으나, 기초자산이 거래되지 않는 야간 옵션과 선물시장간 가격발견 메커니즘을 규명하는 작업도 본 연구의 실증 결과를 보완할 수 있는 주제라 할 수 있다.

## 참 고 문 헌

- 김서경, 홍정훈, “내재주가지수를 이용한 옵션시장과 주식시장의 상호관계에 관한 실증연구”, 한국증권학회지 제33권 제3호(2004), pp. 95-122.
- 김석진, 황종식, 도영호, “KOSPI 200 옵션의 풋-콜 패리티와 시장효율성”, 생산성논집 제25권 제2호(2011), pp. 5-21.
- 김선호, 홍정훈, “풋-콜 패리티를 이용한 주가지수옵션시장과 주식시장의 관계에 관한 연구”, 2003년 5개 학회 춘계 공동학술연구발표회, 2003.
- 김세권, 윤정선, 홍정훈, “우리나라 시장에서의 주가지수와 주가지수옵션가격의 선후행 관계에 관한 연구”, 경영연구 제24권 제1호(2009), pp. 217-239.
- 김 술, 김동석, “주가지수선물과 주가지수의 가격발견에 관한 실증연구 : 공적분과 오차수정모형”, 선물연구 제7권 제1호(2000), pp.87-116
- 남길남, 이효섭, 천창민, 『파생상품시장의 현황 진단과 발전방향』, 자본시장연구원 정책토론회 자료집(2014), 자본시장연구원
- 배기홍, 장수재, “KOSDAQ50지수선물시장과 KOSPI200지수선물시장의 정보효율성 비교분석,” 선물연구 제11권 제2호(2003), pp.27-49.
- 배기홍, 장수재, 조진완 “KOSPI200선물과 옵션시장간 차익거래의 수익성에 관한 실증연구,” 선물연구 제12권 제2호(2004), pp.45-71.
- 은철수, 장호윤, “한국주식시장에서의 주가지수선물과 현물시장간의 상호작용에 관한 연구”, 한국재무학회 발표논문집, 1998.
- 이우백, “KOSPI200선물시장 성숙화에 따른 가격발견의 변화 분석”, 선물연구 제14권 제2호(2006), pp.51-77.
- 이재하, “KOSPI200선물과 옵션간의 일중 사전적 차익거래 수익성 및 선종결전략”, 증권학회지 제23권 제1호(1998), pp.45-71.
- 정재만, 김재근, “개인투자자의 옵션매매 성과와 행태”, 선물연구 제13권 제1호(2005), pp. 99-127.
- 조담, 박윤선, “코스피200 주가지수의 선물·옵션 패리티에 관한 실증분석”, 산업경제연구 제21권 제1호(2008), pp.369-390.
- 태석준, “KOSPI200옵션시장과 선물시장 사이의 일중 가격관계와 차익거래 전략”, 재무관리논총 제7권 제1호(2001), pp.133-152.
- Admati, A., and P. Pfleiderer, A Theory of Intraday Patterns : Volume and Price Variability, *Review of Financial Studies* 1, 1988, pp. 3-40.
- Battalio, H., B. Hatch, and R. Jennings, SOES Trading and Market Volatility, *Journal of*

- Financial and Quantitative Analysis* 32, 1997, pp. 225-238.
- 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.
- Black, F., Fact and Fantasy in use of Options, *Financial Analysts Journal* 31, 1975, pp. 61-72.
- Black, F., Noise, *Journal of Finance* 41, 1986, pp. 529-543.
- Boyd, N., and Locke, P., Price Discovery in Futures and Options Markets, *Journal of Futures Markets* 34, 2014, pp. 853-867.
- Chan, K., A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship Between the Cash Market and Stock Index Futures Market, *Review of Financial Studies* 5, 1992, pp. 123-152.
- 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 Moneyneess : Evidence from TXO Options, *Pacific-Basin Finance Journal* 17, 2009, pp. 189-208.
- Chakravarty, S., H. Gulen, and S. Mayhew, 2004, Informed trading in stock and option markets, *Journal of Finance* 59, 2004, pp. 1235-1257.
- Chen, C., P. Lung, and N. Tay, Information Flow between the Stock and Option markets : Where Do Informed Traders Trade?, *Review of Economics Studies* 14, 2005, pp. 1-23.
- Easley, D., M. O'ara, and P. S. Srinivas, Option Volume and Stock Prices : Evidence on Where Informed Traders Trade, *Journal of Finance* 53, 1998, pp. 431-465.
- Engle, R.F., and Clive W.J. Granger, Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica* 55, 1987, pp. 251-276.
- Fama, E. F. and MacBeth. J. D., Risk, Return, and Equilibrium : Empirical tests, *Journal of Political Economy* 81, 1973, pp. 607-636.
- Finucane, T. J., Put-Call Parity and Expected Returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 26, 1991, pp. 445-458.
- 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.
- Grunbichler, A., Longstaff, F. A., and Schwartz, E. S., Electronic Screen Trading and the Transmission of Information : An Empirical Examination, *Journal of Financial Intermediation* 3, 1994, pp. 166-187.
- Harris, F., McInish, T., Shoesmith, G., 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.
- Hasbrouck, J., One Security, Many Markets : Determining the Contributions to Price Siscovery, *Journal of Finance* 50, 1995 pp. 1175~1199
- Jarnecic, E., Trading Volume Lead/Lag Relations Between the ASX and ASX Option Market : Implications of Market Microstructure, *Australian Journal of Management* 24, 1999, pp. 77-94.
- Manaster, S. and R. J. Rendleman, Option Prices as Predictors of Equilibrium Stock Prices, *Journal of Finance* 37, 1982, pp. 1043-1058.
- Mayhew, S., S. Atulya and S. Kuldeep, The Allocation of Informed Trading across Related Markets: An Analysis of the Impact of Changes in Equity-Option Margin Requirements, *Journal of Finance* 55, 1995, pp. 1635-1654.
- Stephan, J. A., and R. E. Whaley, Intraday Price Change and Trading Volume Relations in the Stock and Option Markets, *Journal of Finance* 45, 1990, pp. 191-220.
- Stoll, R. H., and R. E. Whaley, The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 1990, pp. 441-468.



<표 1> 머니니스별 옵션 종목의 분포와 거래 활동

표본기간인 2012년 2월 10일부터 2013년 6월 13일까지 최종결제일이 동일한 KOSPI200옵션과 선물의 최근월물의 거래일에서 KOSPI200옵션의 머니니스별 표본 종목의 분포와 거래량과 거래대금의 일평균치이다. 머니니스는 옵션 행사가격에서 전일 등가격을 차감한 값이며, 등가격은 전일 KOSPI200 종가와 행사가격 간 차이가 최소인 옵션의 행사가격이다.

머니니스 (행사가격 - 등가격)	종목비율 (%)	거래량(단위 : 계약)			거래대금(단위 : 100만원)		
		콜옵션	풋옵션	전체	콜옵션	풋옵션	전체
15.0이상	10.85	105,773	336	106,109	4,795	661	5,456
12.5	4.84	225,801	1,144	226,945	19,122	1,662	20,784
10.0	6.59	261,284	2,160	263,445	35,769	2,555	38,324
7.5	8.27	293,119	6,401	299,521	61,698	6,180	67,878
5.0	8.53	329,828	26,829	356,657	88,269	18,556	106,825
2.5	8.53	335,445	71,666	407,111	93,360	41,806	135,166
0	8.53	262,484	216,131	478,615	85,193	87,949	173,142
-2.5	8.53	100,411	293,461	393,872	48,134	90,118	138,252
-5.0	8.33	17,079	262,580	279,659	15,446	65,790	81,236
-7.5	7.82	4,877	216,512	221,389	5,674	44,615	50,290
-10.0	6.01	1,841	173,421	175,262	2,347	30,103	32,450
-12.5	3.75	917	143,201	144,119	1,436	20,556	21,992
-15.0이하	9.43	206	54,112	54,318	446	5,986	6,432

<표 2> 합성선물과 실제선물간 괴리도의 분포

표본기간인 2012년 2월 10일부터 2013년 6월 13일까지 최종결제일이 동일한 KOSPI200옵션과 선물의 최근월물의 거래일에서 일중 접속매매시간동안 1분 간격의 옵션·선물 패리티로부터 도출된 합성선물가격( $F_t^s = (C_t - P_t)e^{rT} + X$ )과 실제선물가격( $F_t^a$ )간 괴리도(패널 A)와 괴리도의 절대값(패널 B)의 일별 기술적 통계치의 일평균이다. 머니니스별 표본은 등가격(ATM), 내가격 콜옵션과 외가격 풋옵션( $ITM_{call}$ ,  $OTM_{put}$ ), 내가격 풋옵션과 외가격 콜옵션( $ITM_{put}$ ,  $OTM_{call}$ )으로 분류했으며, 유동성별 표본은 고유동성 표본(계약수 기준 상위 50%)과 저유동성 표본(계약수 기준 하위 50%)으로 분류했다.

통계치	전체 표본	머니니스별 표본			유동성별 표본	
		$ATM$	$ITM_{call},$ $OTM_{put}$	$ITM_{put},$ $OTM_{call}$	고유동성	저유동성
패널 A. $F^s - F^a$						
평 균	-0.002	0.000	0.011	-0.013	0.000	-0.004
표준편차	0.150	0.089	0.159	0.153	0.094	0.208
최대값	0.529	0.398	0.563	0.521	0.408	0.650
중위수	-0.001	0.000	0.009	-0.012	-0.001	-0.004
최소값	-0.537	-0.403	-0.530	-0.567	-0.420	-0.657
p-value	0.584	0.609	0.031	0.001	0.390	0.474
패널 B. $ F^s - F^a $						
평 균	0.117	0.063	0.127	0.118	0.068	0.169
표준편차	0.109	0.062	0.116	0.111	0.066	0.153
최대값	0.651	0.465	0.678	0.659	0.482	0.819
중위수	0.088	0.047	0.095	0.088	0.050	0.128
최소값	0.002	0.001	0.002	0.003	0.001	0.003
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

<표 3> 일중 합성선물가격과 실제선물가격간 벡터오차수정모형 추정

표본기간인 2012년 2월 10일부터 2013년 6월 13일까지 최종결제일이 동일한 KOSPI200옵션과 선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정한 합성선물가격과 실제선물가격의 벡터오차수정모형 추정결과이다. 회귀계수는 일별로 추정된 표본종목 회귀계수의 평균치이며, t-통계치는 일별로 추정된 표본종목 회귀계수의 t-통계치의 평균치이다. +부호는 기간별 표본에서 양의 회귀계수로 추정된 표본의 비율(%)이며, +(-)유의는 기간별 표본에서 5%수준에서 통계적으로 유의한 양(음)의 회귀계수가 추정된 표본의 비율이다.

추정 모형	$r_t^a = \alpha_1 + \delta_1 dev_{t-1} + \sum_{k=1}^{10} \beta_{1,k} r_{t-k}^s + \sum_{k=1}^{10} \gamma_{1,k} r_{t-k}^a + \epsilon_{1,t}$					$r_t^s = \alpha_2 + \delta_2 dev_{t-1} + \sum_{k=1}^K \beta_{2,k} r_{t-k}^s + \sum_{k=1}^K \gamma_{2,k} r_{t-k}^a + \epsilon_{2,t}$				
설명변수	회귀 계수	t- 통계치	+부호 (%)	+유의 (%)	-유의 (%)	회귀 계수	t- 통계치	+부호 (%)	+유의 (%)	-유의 (%)
$dev_{t-1}$	0.480	3.517	94.53	74.49	0.00	-0.147	-1.511	16.67	0.32	37.66
$r_{t-1}^s$	0.286	2.682	90.97	54.13	0.32	0.122	0.712	73.79	14.95	1.21
$r_{t-2}^s$	0.077	0.597	69.47	11.39	1.15	0.046	0.156	58.52	3.05	1.97
$r_{t-3}^s$	0.037	0.249	58.78	6.55	2.93	0.025	0.087	54.39	2.61	2.74
$r_{t-4}^s$	0.036	0.206	58.21	5.73	2.29	0.009	0.030	52.29	2.74	3.24
$r_{t-5}^s$	0.022	0.103	54.64	3.50	3.37	0.013	0.057	52.74	2.61	2.61
$r_{t-6}^s$	0.015	0.085	52.93	4.13	2.54	0.016	0.040	52.42	3.12	3.63
$r_{t-7}^s$	0.008	0.055	52.16	3.24	2.54	0.017	0.063	52.04	2.61	2.67
$r_{t-8}^s$	0.005	0.040	50.57	3.88	2.86	0.018	0.101	53.75	3.37	2.04
$r_{t-9}^s$	0.008	0.033	49.05	3.05	2.42	0.013	0.086	55.22	2.86	3.18
$r_{t-10}^s$	-0.008	-0.047	47.96	2.99	3.56	0.002	0.011	50.95	3.63	3.18
$r_{t-1}^a$	-0.104	-1.119	20.36	0.51	24.36	-0.054	-0.202	41.67	2.99	5.34
$r_{t-2}^a$	-0.045	-0.430	36.20	1.21	9.22	-0.021	-0.042	47.01	4.20	3.18
$r_{t-3}^a$	-0.028	-0.260	39.89	1.78	5.53	-0.018	-0.085	46.69	2.61	4.01
$r_{t-4}^a$	-0.026	-0.282	40.01	1.40	5.03	-0.019	-0.082	46.63	2.99	3.56
$r_{t-5}^a$	-0.016	-0.162	43.38	2.35	4.26	-0.023	-0.111	45.93	3.37	4.39
$r_{t-6}^a$	-0.014	-0.160	43.51	2.54	4.20	-0.026	-0.136	44.72	2.48	3.75
$r_{t-7}^a$	-0.014	-0.173	42.75	1.21	4.33	-0.028	-0.160	44.59	2.54	4.52
$r_{t-8}^a$	-0.008	-0.119	46.63	1.15	3.44	-0.015	-0.094	46.63	3.56	3.50
$r_{t-9}^a$	-0.002	-0.031	48.98	1.91	2.86	-0.006	-0.045	48.09	2.67	3.44
$r_{t-10}^a$	0.001	0.050	52.48	2.99	2.54	-0.005	-0.100	44.78	3.88	4.96
$adj R^2$	0.523					0.033				

<표 4> 일중 합성선물과 시장선물간 선도·후행관계

표본기간인 2012년 2월 10일부터 2013년 6월 13일까지 최종결제일이 동일한 KOSPI200옵션과 선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정한 합성선물가격과 실제선물가격의 이변량 벡터 오차수정모형으로 추정한 선도·후행관계이다. 패널 A는 오차수정항과 과거시차항의 회귀계수, 패널 B는 오차수정항의 회귀계수, 패널 C는 과거시차항의 회귀계수로 판단한 결과이다. 표에 제시된 값은 선도·후행 관계에 해당하는 표본의 비율(%)이다.  $F^a \leftarrow F^s$ 는 합성선물가격이 실제선물가격을 일방적으로 선도하는 표본이며  $F^a \rightarrow F^s$ 는 실제선물가격이 합성선물가격을 일방적으로 선도하는 표본이다.  $F^a \longleftrightarrow F^s$ 는 합성선물가격과 실제선물가격간 양방향적 관계의 표본이며,  $F^a \leftarrow \times \rightarrow F^s$ 는 합성선물가격과 실제선물가격간 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	전체 표본	머니니스별 표본				유동성별 표본		
		$ATM$ (A)	$ITM_{call},$ $OTM_{put}$ (B)	$ITM_{put},$ $OTM_{call}$ (C)	차이 (B-C)	고유동성 (D)	저유동성 (E)	차이 (E-D)
패널 A. 오차수정항과 과거시차항 ( $\{\beta_{1,k}\}_{k=1}^{10} = \delta_1 = 0, \quad \{\gamma_{2,k}\}_{k=1}^{10} = \delta_2 = 0$ )								
$F^a \leftarrow F^s$	57.22	94.70	54.49	54.41	0.08	75.37	37.89	37.47***
$F^a \rightarrow F^s$	6.36	0.00	5.74	7.87	-2.13	0.25	12.89	-12.65***
$F^a \longleftrightarrow F^s$	31.98	5.30	35.94	33.65	2.29	24.38	40.00	-15.62***
$F^a \leftarrow \times \rightarrow F^s$	4.45	0.00	3.83	4.07	-0.24	0.00	9.21	-9.21***
전체	100.00	100.00	100.00	100.00	0.00	100.00	100.00	0.00
패널 B. 오차수정항 ( $\delta_1 = 0, \delta_2 = 0$ )								
$F^a \leftarrow F^s$	58.49	91.67	55.52	56.17	-0.65	80.30	35.26	45.03***
$F^a \rightarrow F^s$	21.74	0.00	23.27	24.29	-1.02	4.43	40.26	-35.83***
$F^a \longleftrightarrow F^s$	15.96	8.33	16.64	16.42	0.22	15.02	16.84	-1.82
$F^a \leftarrow \times \rightarrow F^s$	3.81	0.00	4.57	3.12	1.44	0.25	7.63	-7.39***
전체	100.00	100.00	100.00	100.00	0.00	100.00	100.00	0.00
패널 C. 과거시차항 ( $\{\beta_{1,k}\}_{k=1}^{10} = 0, \quad \{\gamma_{2,k}\}_{k=1}^{10} = 0$ )								
$F^a \leftarrow F^s$	45.26	17.42	50.66	46.13	4.53*	43.47	47.23	-3.76
$F^a \rightarrow F^s$	4.58	3.79	4.42	4.75	-0.33	2.96	6.33	-3.38***
$F^a \longleftrightarrow F^s$	7.38	0.76	9.28	6.92	2.36	5.67	9.10	-3.44***
$F^a \leftarrow \times \rightarrow F^s$	42.78	78.03	35.64	42.20	-6.56**	47.91	37.34	10.57***
전체	100.00	100.00	100.00	100.00	0.00	100.00	100.00	0.00

<표 5> 합성선물과 실제선물의 정보량 추정 결과

표본기간인 2012년 2월 10일부터 2013년 6월 13일까지 최종결제일이 동일한 KOSPI200옵션과 선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정한 합성선물가격과 실제선물가격의 이변량 벡터 오차수정모형으로 추정한 Hasbrouk의 정보량이다. 표에 제시된 값은 표본의 평균치이며, 괄호안의 값은 표준편차이다. 표본간 차이에 대한 t-통계치의 p-value가 괄호안에 제시되며,  $F^s > F^a$  (%)는 합성선물의 정보량이 실제선물의 정보량보다 높은 표본의 비율이다.

정보량	전체	머니니스별 표본				유동성별 표본		
		ATM (A)	$ITM_{call},$ $OTM_{put}$ (B)	$ITM_{put},$ $OTM_{call}$ (C)	차이 (B-C)	고유동성	저유동성	차이
$F^s$	65.3 (33.9)	92.5 ( 9.0)	62.9 (34.2)	63.5 (34.1)	(0.751)	82.6 (20.9)	46.8 (35.3)	(0.000)
$F^a$	34.7 (33.9)	7.5 ( 9.0)	37.1 (34.2)	36.5 (34.1)	(0.751)	17.4 (20.9)	53.2 (35.3)	(0.000)
차이	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		(0.000)	(0.012)	
$F^s > F^a$ (%)	66.6	100.0	66.6	66.1		90.5	45.7	

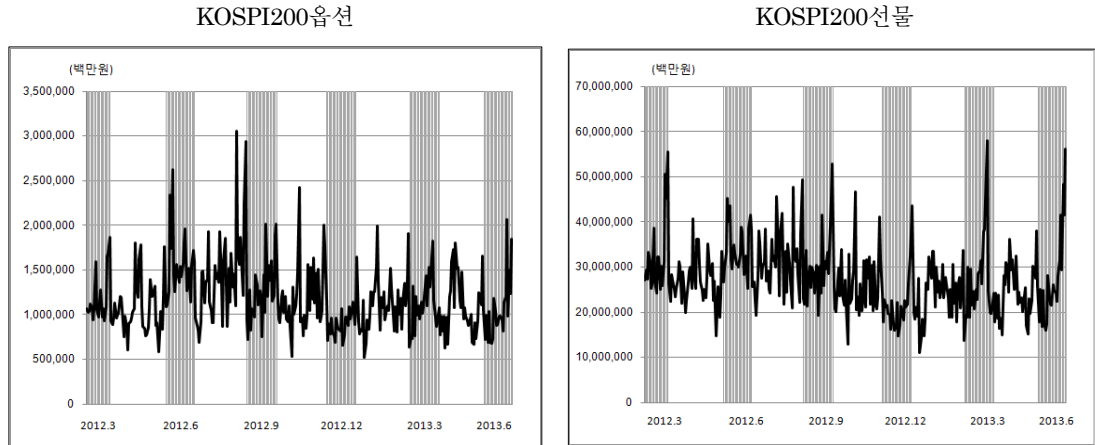
<표 6> 옵션시장과 선물시장간 선도·후행 측정치에 대한 회귀분석

표본기간인 2012년 2월 10일부터 2013년 6월 13일까지 최종결제일이 동일한 KOSPI200옵션과 선물의 최근월물의 거래일 표본에 대한 합성선물과 실제선물의 선도·후행 측정치에 대한 회귀분석 추정 결과이다. 종속변수는 합성선물가격과 실제선물가격간 선도·후행관계에 대한 F통계치 p-value의 로짓변환치이다. 설명변수는 표본 종목의 일별 옵션거래량의 로그값(*optvol*), 일별 선물거래량의 로그값(*ftvol*), 표본의 만기까지 잔존기간일수의 로그값(*mtr*), 거래량가중평균머니니스(*wgtmness*)이다. 패널 A는 오차수정항과 과거시차항의 회귀계수, 패널 B는 오차수정항의 회귀계수, 패널 C는 과거시차항의 회귀계수에 관한 결과이다. 괄호안의 값은 t-통계치이며, \*\*\*,\*\*,\*는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 통계적으로 유의하다.

설명변수	<i>intercept</i>	<i>optvol</i>	<i>ftvol</i>	<i>mtr</i>	<i>wgtmness</i>	<i>adj R</i> <sup>2</sup>
종속변수						
패널 A. 오차수정항과 과거시차항의 회귀계수에 대한 p-value						
$\ln(\frac{p^s}{1-p^s})$	-14.23 (-2.04)**	-2.09 (-29.42)***	1.37 (2.45)**	-0.80 (-4.44)***	1.13 (20.61)***	0.573
$\ln(\frac{p^a}{1-p^a})$	-0.92 (-0.16)	0.21 (3.81)***	-0.30 (-0.68)	0.42 (2.95)***	-0.66 (-15.07)***	0.183
패널 B. 오차수정항의 회귀계수에 대한 p-value						
$\ln(\frac{p^s}{1-p^s})$	-1.86 (-0.32)	-1.10 (-18.93)***	0.17 (0.38)	-0.43 (-2.93)***	1.30 (28.77)***	0.553
$\ln(\frac{p^a}{1-p^a})$	-9.27 (-2.12)**	0.35 (8.05)***	0.30 (0.86)	0.38 (3.39)***	-0.63 (-18.56)***	0.286
패널 C. 과거시차항의 회귀계수에 대한 p-value						
$\ln(\frac{p^s}{1-p^s})$	-29.44 (-2.83)***	-0.48 (-4.55)***	2.67 (3.19)***	-0.95 (-3.54)***	-0.73 (-9.02)***	0.075
$\ln(\frac{p^a}{1-p^a})$	2.17 (0.69)	0.07 (2.27)**	-0.282 (-1.11)	0.025 (0.31)	-0.092 (-3.73)***	0.018

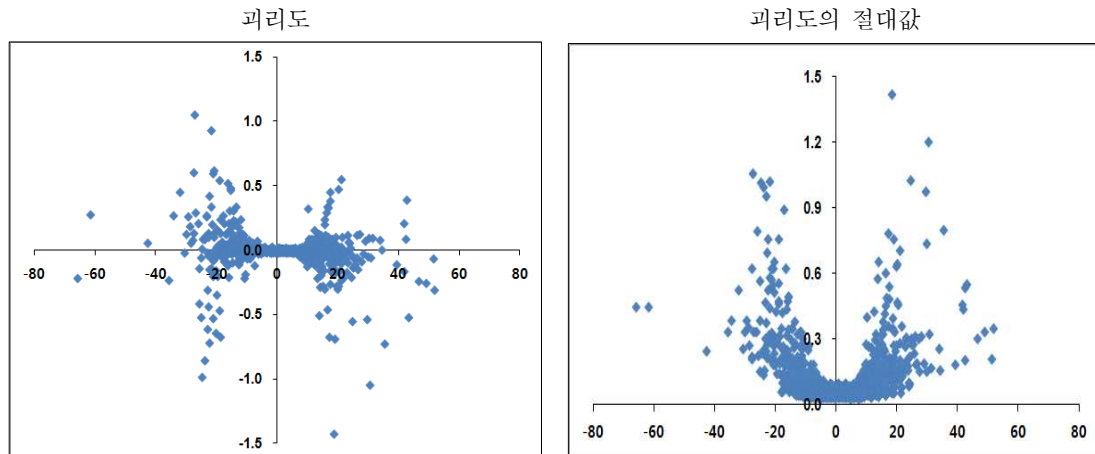
<그림 1> KOSPI200옵션과 선물시장의 거래활동

표본기간인 2012년 2월 10일부터 2013년 6월 13일까지 KOSPI200옵션과 선물의 일별 최근월물 거래대금의 시계열 추이이다. 회색 음영 부분은 KOSPI200옵션과 선물의 최종결제일이 동일한 최근월물의 거래일이다.



<그림 2> 합성선물가격과 실제선물가격간 괴리도

표본기간인 2012년 2월 10일부터 2013년 6월 13일까지 최종결제일이 동일한 KOSPI200옵션과 선물의 최근월물의 거래일에서 일중 접속매매시간동안 1분 간격 옵션-선물 패리티로부터 도출된 합성선물가격( $F_t^s = (C_t - P_t)e^{rT} + X$ )과 실제선물가격( $F_t^a$ )간 괴리도(좌측)와 괴리도의 절대값(우측)의 분포이다. 종축이 괴리도이며, 횡축은 행사가격에서 등가격을 차감한 머니니스이다.

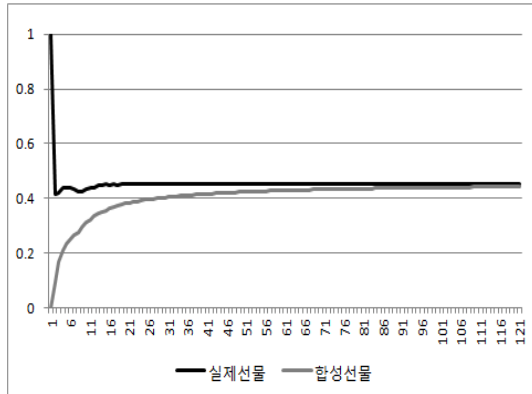


### <그림 3> 충격반응분석

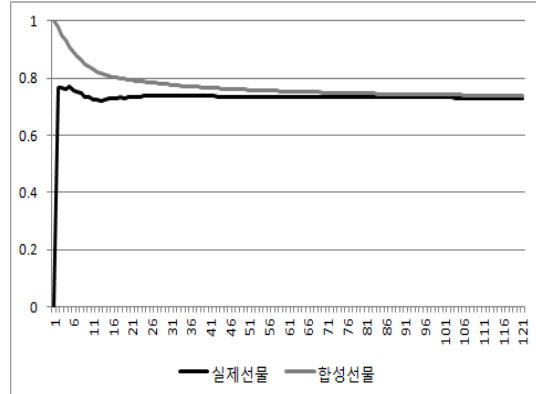
표본기간인 2012년 2월 10일부터 2013년 6월 13일까지 최종결제일이 동일한 KOSPI200옵션과 선물의 최근월물의 거래일에서 접속매매시간동안 1분 간격으로 측정한 합성선물가격과 실제선물가격의 벡터오차수정모형을 이용하여 추정한 충격반응함수의 표본 평균치이다.

#### 패널 A. 전체 표본

실제선물가격에 가해진 충격 1단위에 대한 실제선물과 합성선물의 반응

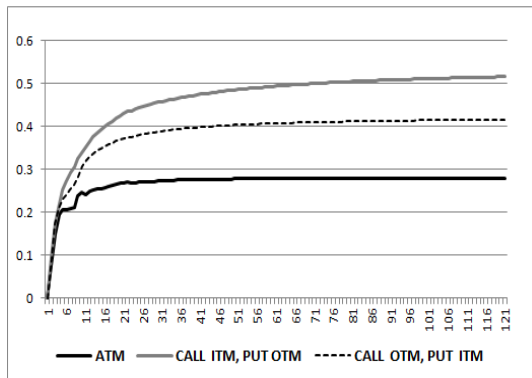


합성선물가격에 가해진 충격 1단위에 대한 실제선물과 합성선물의 반응

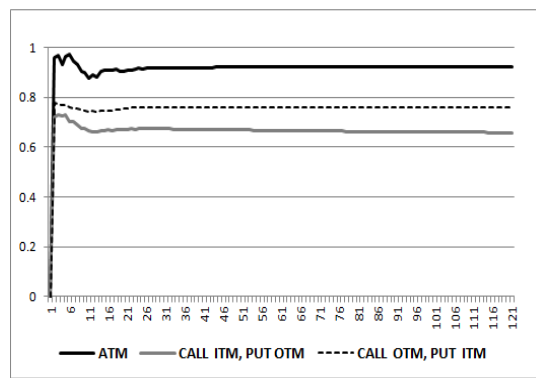


#### 패널 B. 머니니스별 표본

실제선물가격에 가해진 충격 1단위에 대한 합성선물의 반응

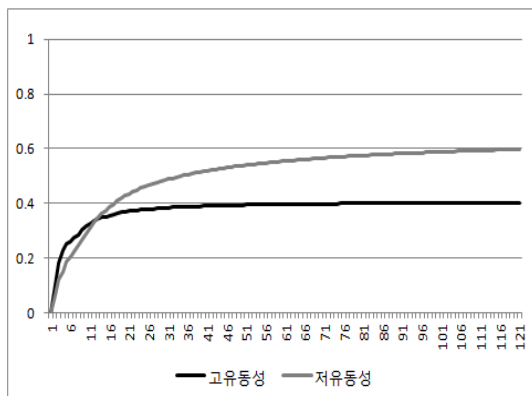


합성선물가격에 가해진 충격 1단위에 대한 실제선물의 반응



#### 패널 C. 유동성별 표본

실제선물가격에 가해진 충격 1단위에 대한 합성선물의 반응



합성선물가격에 가해진 충격 1단위에 대한 실제선물의 반응

