

미니선물 시장조성 중단이 유동성과 정보이전관계에 미친 영향*

이 우 백**

〈요 약〉

본 연구는 2021년 3월의 KOSPI200미니선물시장에서 시장조성자의 중단이 관련 시장의 유동성과 정보이전관계에 미친 영향을 실증적으로 분석했다. 주요한 실증 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 시장조성 중단 후 미니선물의 거래대금과 거래량을 포함한 유동성은 중단 전 기간에 대비하여 유의적으로 급감하였으며, 시장조성자가 포함된 기관이 대폭적인 거래활동의 감소를 주도했다. 또한 미니선물의 거래 활동의 위축과 더불어 원선물과 현물의 거래활동도 위축되어, 시장조성중단은 미니선물뿐만 아니라 거래와 연계된 현물의 유동성 변동에도 영향을 미쳤음을 시사한다. 둘째, 미니선물의 유동성 급감으로 인해 시장조성이 운영되었던 기간에 활발하게 작동했던 미니선물시장과 원선물의 현물시장에 대한 정보이전관계는 중단 후 기간에는 유의적인 관계를 발견할 수 없었다. 시장조성 운영 기간의 미니선물과 현물시장간에는 동일 과거 시차에서 유의적인 상호 양방향적 피드백 관계가 확인되었으며, 원선물의 현물시장에 대한 정보이전관계도 미니선물과 동일한 결과를 보였다. 이상의 실증결과는 유동성 규모가 주요 기준인 현행 파생상품의 시장조성대상 종목 선정 정책의 재검토가 필요하며, 시장조성자 운영 정책이 시장간 연계성의 질적 수준에 미칠 영향을 고려하여 수립되어야 할 유의점을 제시한다.

주제어 : 미니선물, 시장조성자, 정보이전, 유동성, 오차수정모형

논문접수일 : 2023년 01월 30일 논문게재확정일 : 2023년 02월 07일

* 본 연구는 2021년도 1분기 한국방송통신대학교의 학술연구지원사업으로 수행되었습니다.

** 한국방송통신대학교 사회과학대학 경영학과 교수, E-mail: datalover@knou.ac.kr

I. 서 론

본 연구는 코스피200미니선물시장(이하 미니선물, mini futures)의 시장조성자가 중단된 이벤트가 현·선물시장의 유동성(liquidity)과 시장간 정보이전(information transmission)과 같은 질적 수준에 미친 효과를 실증적으로 평가하여 시장조성자 정책의 시사점을 제공하는 것을 목적으로 한다. 장내파생상품시장은 주식시장에 선행하여 2015년부터 시장조성자를 도입하여 주가지수, 주식, 채권, 통화 파생상품을 대상으로 운영되고 있다. 미니선물은 거래승수가 기존 선물의 1/5로 축소된 상품으로 1996년에 개설된 코스피200원선물(이하 원선물, regular futures)과 기초자산이 동일하다. 미니선물은 2015년 7월에 개설되면서 시장 개설 초기에 안정적인 시장 유지를 위한 유동성 공급 목적에서 시장조성자 제도가 운영되었으나 2021년 3월부터 시장조성대상 지정 종목에서 제외되었다.¹⁾

미니파생상품은 현물뿐만 아니라 동일 기초자산을 가진 다른 파생상품과 연계 및 차익거래 활용도가 높은 장점을 가지므로, 본 연구의 분석 대상인 미니선물의 시장조성중단은 학술과 정책 측면에서 흥미로우면서 면밀한 검토가 요구되는 연구 주제이다. 미니선물의 시장조성자는 거래과정에서 현물시장과 원선물의 정보이전의 통로를 수행한다. 즉, 시장조성자는 정규시장의 일정시간을 매수·매도의 양방향 호가를 지속적으로 제출하여 유동성을 공급하는 과정에서 정보거래자(informed trader)들에게 포지션이 노출되어 역선택위험에 처할 수 있으므로 현물시장에서 반대 포지션으로 헤지(hedge)를 해야 하기 때문이다. 따라서 미니선물의 시장조성자는 한편으로 ‘시장수용자(market taker)’로서 보유 재고를 청산하거나 보유 재고 포지션의 반대포지션을 주식 현물이나 대안적 헤지수단으로 원선물을 이용해야 한다.²⁾ 이러한 과정에서 미니선물의 가격변동의 정보는 시장조성자의 헤지거래를 통해 현물시장이나 원선물시장에 전달되므로 시장간 연계를 활성화한다. 또한 미니선물은 원선물과 동일한 기초자산을 공유하므로, 상대적으로 정밀한 위험관리가 가능하고 새로운 차익거래기회를 확대할 수 있으며 이 과정에서 시장간 정보연계성이 효율화한다. 이우백(2018a)은 코스피200미니옵션과 원옵션간 가격 스프레드를 이용하는 페어트레이딩(pairs

1) 미니선물시장이 시장조성대상 상품이 제외된 배경에는 두 가지 선행 조치가 있었다. 거래소는 파생상품 시장조성자가 시장조성 과정에서 불가피하게 수반되는 위험회피목적의 헤지거래에 대해 주식현물 거래에 대한 증권거래세 부과와 주식현물 공매도시 업틱룰(up-tick rule)적용을 면제하는 인센티브를 부여하였다. 그러나 2020년 12월에 발표된 미니선물과 옵션에 대한 시장조성자의 공매도 금지와 더불어 후속적으로 파생상품 증권거래세 면제 제외 기준인 연간 거래대금이 300조 이상의 파생상품에 해당되어 시장조성 대상 종목에서 제외되었다.

2) 시장조성자가 미니선물의 매수포지션에서 가격하락으로 인한 손실위험에 노출될 경우 주식현물 바스켓을 공매도하거나 원선물의 매도포지션을 취하는 방식으로 헤지거래를 해야한다.

trading)으로부터 실무적으로 획득가능한 이익 규모를 측정했다. 또한 동일한 기초자산을 공유하는 미니선물과 원선물도 현물가격과 차이인 베이스의 변동을 차익거래로 활용할 수 있으므로, 이러한 과정에서 정보 흐름에 따른 연계성은 가격발견으로 시현된다.

본 연구와 관련한 선행연구들의 주제를 크게 두 부류로 구분하여 고찰한 중심 내용은 다음과 같다. 첫번째로 미니선물은 원선물과 기초자산이 동일하므로 현물과 연계 거래의 확장성이 높고 이에 따른 정보의 효율성이 높다는 점이다. 이러한 현상은 미니선물과 현물, 그리고 원선물간 정보이전과 가격발견을 분석한 국내외 다수의 선행연구들이 보고한다. 대다수의 거래소에서 기존 선물보다 후발적으로 도입되어 전자거래 기반으로 운영되는 미니선물은 기존 선물보다 현물의 가격발견에서 효율성이 높은 것으로 분석되었는데, 이러한 결과는 바로 기존 선물의 전통적인 장내(floor)거래방식과 미니선물의 전자거래방식으로 차이를 설명한다(Hasbrouck, 2003; Kurov and Lasser, 2004; Kurov, 2008; Chung et al., 2010; Karagozoglu and Martell, 1999; Tse and Xiang, 2005). 추가적으로, 기존선물과 미니선물의 가격발견의 효율성의 차이의 요인인 시장형태를 통제하고자 기존선물과 미니선물이 전자거래방식을 공유하는 거래소를 대상으로 분석한 연구도 미니선물의 가격발견의 기여도가 유의적으로 높다는 결론을 내린다(Tao and Song, 2010; Pavabutr and Chaihetphon, 2010; Wang et al., 2013).³⁾ 또한, 이우백(2016)은 개설 초기의 국내 미니선물시장의 거래활동은 원선물에 비해 낮지만, 가격발견의 효율성에서는 원선물과 유사한 수준으로 평가했다. 이와 같은 개설 초기의 성과는 유동성이 축적되어 시장 성숙도가 높아져야 가격발견 기능이 향상한다고 알려진 해외 파생상품시장과 비교할 때, 미니선물에 조기에 도입된 시장조성자 운영의 효과로 추론할 수 있다.

두번째로, 시장조성자의 운영 효과와 관련된 해외 연구들의 대다수가 주식시장이 중심인데 비해 파생상품시장의 시장조성자의 운영 기능을 분석한 연구들은 상대적으로 소수이다. Tse and Zobotina(2004)는 CBOT(Chicago Board of Trade)의 이자율스왑선물계약의 시장조성자가 유동성 증가와 가격발견의 효율성을 개선하였다고 분석했으며, Eldor et al.(2006)은 TASE(Tel Aviv Stock Exchange)의 통화옵션시장에 2004년부터 시행된 시장조성자 제도가 거래량 증가와 스프레드 감소의 효과를 가져와 시장효율성 측면에서 긍정적인 영향을 주었다고 보고한다. 국내에서는 시장조성자와 기능과 동일한 유동성공급자(LP)의 도입 효과를 분석한 연구들은 주로 ETF, ELW, ETN와 같은 파생결합증권에 국한되어 있다.⁴⁾

3) 이와 상반되는 연구로 Lin et al.(2004)은 대만선물시장(TAIEX)에서는 미니 선물보다는 기존 선물시장의 가격발견의 영향력이 크고, McMillan and Garcia(2006)은 스페인의 IBEX미니선물이 도입된 후에 가격발견이 질적 수준이 낮아졌다는 실증 결과를 제시한다.

주식선물시장에서 시장조성제도의 도입과 거래세 면제 효과를 분석한 이우백(2018b)은 분석 기간동안 현물과 선물간 상호 피드백 관계의 가격발견의 성향이 관찰되었다고 보고한다. 또한 강태훈(2019)은 미니선물시장에서 고빈도거래자와 시장조성자의 주문과 거래행태를 분석한 결과로부터 시장조성자의 보상기준에 대한 정책적 시사점을 제시했다.

이상에서 살펴본 선행연구들의 주제와 내용은 미니파생상품시장과 다른 시장간 연계에 따른 정보 효과와, 파생상품시장에서 시장조성자의 도입과 운영이 가져오는 시장의 질적 수준의 실효성을 검증한 분석이 주종을 이룬다. 본 연구에서 중심 분석 대상인 미니선물의 시장조성자의 중단은 도입과 상반되는 이례적 이벤트이므로, 시장조성자 정책의 실효성을 지속성의 관점에서 재검증할 수 있는 차별적인 연구라 할 수 있다. 미니선물의 시장조성제도 중단은 유동성의 질적 측면이나 시장간 연계성에 미칠 효과에 대한 충분한 검토 없이 시행되었으므로 이에 대한 심층적 평가는 필요하다. 시장조성자는 유동성을 공급하여 거래자가 매매에 활발히 참여하게 하여 매매성과의 질을 향상시키고, 제고된 시장의 질적 수준으로 거래자들의 매매를 촉진하여 정보의 효율성을 높이는 순환적 순기능을 발휘한다. 만일 시장조성 중단 후에도 시장조성자의 운영 기간동안 시장의 질적 수준을 유지한다면 시장조성의 효과가 지속되었다는 것으로 평가할 수 있다. 그러나, 시장조성 중단 후에 시장의 질적 수준이 하락한다면, 이는 시장조성자 운영 정책의 타당성에 대한 면밀한 재검토가 요구되는 문제이다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 시장조성 중단 후 기간의 미니선물의 거래대금과 거래량을 포함한 유동성은 중단 전 기간에 대비하여 유의적으로 위축되었으며, 시장조성자가 포함된 기관이 대폭적인 거래활동의 감소를 주도했다. 또한 미니선물의 거래위축과 더불어 원선물과 현물의 거래활동도 위축되어 시장조성중단은 선물뿐만 아니라, 거래와 연계된 현물의 유동성 변동에도 영향을 미쳤음을 시사한다. 둘째, 미니선물의 유동성 급감과 더불어 미니선물과 현물간 정보이전 관계도 중단되었을 뿐만 아니라, 이러한 관계소멸은 원선물과 현물간 정보이전 관계에도 확대되었다. 미니선물 시장조성기간에는 선물과 현물간 유의적인 양방향 환류(feedback) 관계를 보여주었지만, 시장조성 중단 후에는 유동성 급감에 따라 이러한 체계적 관계가 모두 사라지고 비유의적으로 전환되었다. 이같은 결과는 시장조성 중단의 효과가 미니선물에만 국한되지 않고, 현물의 대안적인 헤지 역할을

4) ETF, ELW, ETN의 LP 도입효과에 관한 국내 선행연구로는 최혁, 우민철(2010, 2011), 최영수 외 2인(2012), 우민철(2015), 김도완(2018), 최영수, 권은지(2018), 박수철, 우민철(2019)이 있다. 주식시장의 시장조성자 운영 효과에 대한 연구로는 이우백(2022a)과 주식시장 LP의 성과에 대한 연구로는 정재만, 이우백(2022)을 참조할 수 있다.

하는 원선물에게까지 미친 파급 영향을 설명한다. 특히, 시장조성 중단후 기간에는 미니선물, 원선물, 현물의 세 시장의 상호 연계성 관계가 단절되어 정보이전효과의 질적 수준이 저하된 구조적인 변동이 확인되었다.

이하에서 전개될 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 미니선물 시장조성 중단으로 인한 연관 시장의 유동성의 변동 효과를 설명한다. 제Ⅲ장에서는 현·선물시장간 정보이전에 대한 시장조성 중단의 효과를 실증분석한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 연구의 주요 결과를 요약하고 향후 정책에서 반영해야 할 시사점을 제안한다.

Ⅱ. 미니선물 시장조성 중단의 거래활동 변동 효과

1. 표본기간과 자료

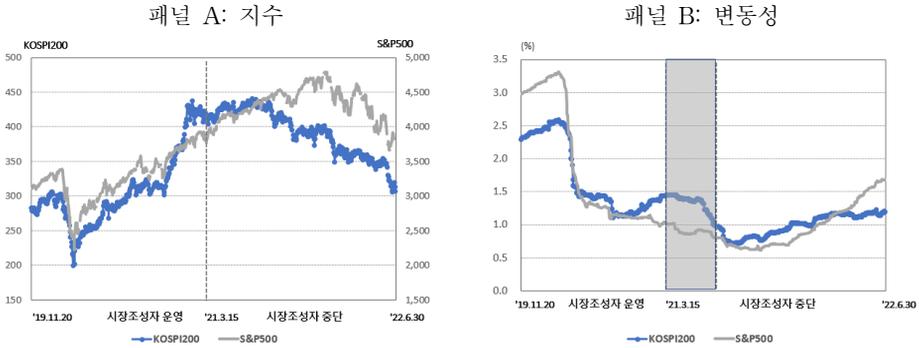
전체 표본기간은 2019년 11월 20일부터 2022년 6월 30일까지 총 645거래일이다. 하위 표본기간은 미니선물의 시장조성제도가 중단된 2021년 3월 15일을 기준으로 2022년 6월 30일까지 322거래일을 ‘시장조성 중단 후 기간’으로, 시장조성제도가 운영되었던 2019년 11월 20일부터 2021년 3월 12일까지의 323거래일을 ‘시장조성 기간’으로 설정했다.

[그림 1]의 패널 A는 표본기간동안 현물인 코스피200과 S&P500 추이를 비교하여 시장조성 중단이 전체 표본기간에서 구조적 변동을 초래한 이벤트임을 시각적으로 제시한다. 투자실무계와 선행연구들은 국내 현물과 파생상품시장은 미국주식시장으로부터 유입되는 정보효과로 인한 한·미시장간 강한 동행적 변동 관계를 실증했다. 본 연구의 표본기간에서도 시장조성 운영 기간까지는 양 지수의 동조화 경향을 보여준다. 시장조성 운영 기간동안 한국과 미국시장은 코로나19 팬데믹 초기에 각각 2020년 3월 19일과 2020년 3월 23일에 저점을 기록한 후, 중앙은행의 유동성 공급 정책에 따라 지속적인 상승 추세를 보인다. 그러나 코스피200은 시장조성자 중단 직후부터 정체한 후에 하락하는 추세를 보인 반면, 미국주식시장은 2021년 12월 27일까지 상승세가 지속한 후에 하락 추세로 전환한다. 미 연준의 금리 인상 기조에 따라 미국과 한국의 지수 하락의 동조화는 2022년부터 시작했지만, 시장조성자 중단 후부터 연준의 금리 인상까지 기간에서 양 지수의 괴리되어 변동하는 행태는 시장조성 중단 효과가 개입되었다고 추론할 수 있다.⁵⁾

5) [그림 1]의 패널 A에서는 KOSPI200의 추이만 제시되었지만, 원선물가격과 미니선물가격의 추이도 그래프에서 현물가격과 겹쳐 식별되지 않으므로 생략했다. 최근월물 종가 기준으로 표본기간의 시장조성자 운영 기간(2019년 11월 20일~2021년 3월 12일)의 미니선물 수익률은 46.83%, 원선물 수익률은 46.88%, 코스피200 수익률은 47.45%였지만, S&P500수익률은 26.80%로 한국보다 낮았다. 반면, 시장조성자 중단 기간(2021년

[그림 1] 표본기간의 KOSPI200과 S&P500비교

표본기간의 KOSPI200과 S&P500지수와 변동성의 시계열 추이다. 패널 A는 2019년 11월 20일부터 2022년 6월 30까지 두 지수의 시계열 추이다. 패널 B는 2020년 4월 16일부터 2022년 6월 30일까지 과거 100일간 수익률의 표준편차로 계산한 이동변동성의 시계열추이다. 회색 음영의 기간은 2021년 3월 15일부터 2021년 8월 4일까지 미니선물 시장조성 중단 전 기간의 거래일과 중단 후 거래일이 혼재되어 계산된 변동성 기간이다.



[그림 1]의 패널 B는 표본기간에서 2020년 4월 16일부터 2022년 6월 30일까지 코스피200과 S&P500의 일별 수익률의 이동변동성(rolling variance)의 시계열 추이로, t일의 변동성은 t-99일부터 t일까지 과거 100거래일간 양 지수의 로그 수익률의 표준편차로 계산했다. 코스피 200과 S&P500은 모두 2020년 7월 5일에 가장 높은 변동성을 기록했으며, 양 시장 모두 지수의 상승기인 시장조성자 중단 전 기간의 변동성이 중단 후 기간보다 유의적으로 높았다.⁶⁾ 실증분석에 사용된 데이터는 한국거래소 홈페이지의 정보데이터시스템(data.krx.co.kr)에서 공시되는 일별 파생상품 투자자별 거래실적과 최근월물 시세이다.

2. 시장조성 중단의 유동성 변동 효과

1) 선물시장

이 절에서는 시장조성자 중단 전·후 기간의 미니선물과 원선물의 유동성의 변동을 비교하고 결과를 분석한다.⁷⁾ <표 1>의 패널 A에는 미니선물의 투자주체별 일별 거래량과

3월 15일~2022년 6월 30일)의 코스피200수익률은 -25.83%, 미니선물 수익률은 -25.58%, 원선물 수익률은 -25.47%로 하락 추세가 확인했던 반면, 같은 기간의 S&P500지수 수익률은 -3.69%로 한국의 시장 상황과는 상이했다.

6) 코스피200수익률의 시장조성 중단 전·후 기간의 표준편차는 각각 1.745%와 1.023%이며, S&P500수익률의 같은 하위기간별 표준편차는 각각 1.933%와 1.141%로 미국 주식시장의 변동성이 높았다.

7) 2017년 3월 27일부터 KOSPI200파생상품의 거래승수가 1/2로 축소됨에 따라 2017년 3월 24일 이전까지 50만 원이었던 원선물의 승수가 25만 원으로 인하되었으며, 10만 원이었던 미니선물의 승수는 5만원으로 인하되었다.

거래대금의 총계 수준과 증감이 요약되어 있다.⁸⁾ 시장조성 중단 전 기간 일평균 거래량과 거래대금은 169,519계약과 27,639억 원이었으며, 중단 후 기간에는 각각 37.11%와 24.88%가 감소했다. 시장조성 중단 전 기간의 일평균 외국인 거래량은 104,858계약으로 전체 거래량에서 61.86%로 거래비중이 가장 높으며, 기관의 거래량은 41,985계약으로 비중은 24.77%이다. 기관에서 시장조성을 수행하는 금융투자회사의 거래량은 40,236계약으로 전체 기관 거래규모의 95.83%를 차지한다.⁹⁾ 시장조성 중단 후 기간의 투자주체별 일평균 거래규모의 변동에서 기관의 거래량과 거래대금은 중단 전 기간 대비 각각 85.42%와 82.53% 감소했으며, 외국인의 거래량과 거래대금은 각각 33.14%와 19.99% 감소했다. 또한 시장조성 중단 후 기간의 금융투자의 일평균 거래량과 거래대금은 4,985계약과 968억 원으로 이 수치는 시장조성 물량의 체결분을 제외한 거래목적의 규모로 볼 수 있다.

시장조성 중단 전 기간의 개인의 일평균 거래량은 거래대금은 각각 22,675계약과 3,781억 원으로 약 14%미만이었으나, 시장조성 중단 후 기간에는 기관과 외국인의 거래활동 감소와 상반되는 약 29%의 비중으로 급증했다. 시장조성 중단 전 기간과 중단 후 기간의 전체 일평균 거래량의 변동에 대한 기관과 외국인의 기여도는 각각 57.01%와 55.24%로 유사한 수준이었다. 그러나 일평균 거래대금의 변동에서 기관의 기여도는 81.76%로 외국인의 기여도인 49.56%보다 월등히 높아서 시장조성 중단이 미니선물시장 거래규모를 위축시킨 직접적 이벤트임이 확인된다.

[그림 2]의 패널 A의 미니선물시장에서 세 투자주체의 거래대금 행태를 보면 시장조성자 운영 기간 후반인 2021년 1월 11일에 거래규모가 이례적으로 급등했다.¹⁰⁾ 특히 기관과 외국인의 거래는 시장조성자 중단 전에 동행적으로 급등한 패턴을 보였으나, 기관은 시장조성자 중단 직후에 급락하여 개인의 거래규모와 역전되어 침체가 지속되는 추세가 확인된다.

<표 1>의 패널 B는 시장조성 중단 전·후 기간의 원선물시장의 투자주체별 거래규모의 변동을 보여준다. 중단 전 기간 일평균 거래량과 거래대금은 각각 356,055계약과 273,653억 원이었으며, 중단 후 기간에는 270,344계약과 262,061억 원으로 24.07%와 4.24%가 감소했다. 중단 전 기간의 일평균 외국인 거래량과 거래대금은 239,148계약과 184,312억 원으로 약 67%의 비중을 차지했으며, 개인의 거래규모는 약 20%로 기관보다 높았다. 기관의 일평균 거래량은 44,586으로 미니선물의 거래량보다 높은 규모이지만, 금융투자의 중단 전 기간의 일평균 거래량과 거래대금은 각각 25,842계약과 19,589억 원으로 전체의 7.26%와 7.16%로

8) 표에 제시된 투자주체별 거래량과 거래대금은 (매수+매도)/2이다.

9) 2020년 말 기준으로 시장조성자로 지정된 금융투자회사는 19개사이다.

10) 2021년 1월 11일의 미니선물의 거래대금은 12조8,633억 원이다.

나타나 미니선물 거래규모의 영향력보다는 낮았다. 중단 후 기간에 외국인의 거래량과 거래대금은 각각 23.37%와 3.61% 감소했으며, 거래량과 거래대금 변동 기여도에서도 각각 65.20%와 57.39%로 나타나 거래규모의 감소를 주도했다. 기관의 거래규모 변동률에서 거래량은 -36.88%와 거래대금은 -21.09%이며, 거래대금 감소의 기여도는 62.62%로 외국인 보다 높았다. 중단 후 기간의 개인의 일평균 거래량은 58,935계약으로 중단 전 기간 대비 18.51%가 감소했지만 거래대금은 오히려 4.22%증가했다.

<표 1> 시장조성운영 중단 전·후 기간 현물·선물시장의 거래활동 변동

미니선물시장에서 시장조성자 운영의 중단 전 기간인 2019.11.20~2021.3.12일까지 기간과 시장조성자가 중단된 기간인 2021.3.15~2022.6.30일까지 기간의 미니선물시장(패널 A), 원선물시장(패널 B), 그리고 현물시장(패널 C)의 투자주체별 거래활동의 기간별 일평균, 일평균 변동(A-B), 변동기여도, 변동률($\frac{A-B}{B}$)과 통계적 유의성을 제시한다. 기간별 일평균요의 괄호안 값은 전체거래에서 차지하는 투자주체 거래 비중이다. 변동기여도는 중단 전 기간 대비 중단 후 기간의 전체 거래활동 일평균의 증분에서 투자주체별 거래활동 일평균의 증분이 차지하는 비율이다. 변동률은 중단 전 일평균 거래규모 대비 증분 비율(%)이다. t-검정은 일평균 차이에 대한 t-통계치이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의하다.

투자주체	시장조성 중단 전		시장조성 중단 후		차이			
	(B)	(A)	A-B	t-검정	기여도 (%)	변동률 (%)		
패널 A: 미니선물 (단위: 계약, 억원)								
기관	41,985 (24.77)	6,120 (5.74)	-35,865 (-19.03)					
금융투자	40,236 (23.74)	4,985 (4.68)	-35,251 (-19.06)	-34.07***	57.01	-85.42		
보험	1 (0.00)	8 (0.01)	7 (0.01)	2.98***	-0.01	621.33		
투신	76 (0.04)	41 (0.04)	-34 (-0.01)	-4.72***	0.05	-45.42		
은행	0 (0.00)	0 (0.00)	- (0.00)	-	-	-		
기타금융	21 (0.01)	100 (0.09)	78 (0.08)	4.56***	-0.12	364.35		
연기금	6 (0.00)	3 (0.00)	-4 (0.00)	-1.73*	0.01	-57.35		
기타법인	1,645 (0.97)	984 (0.92)	-661 (-0.05)	-5.15***	1.05	-40.16		
개인	22,675 (13.38)	30,384 (28.50)	7,709 (15.12)	10.62***	-12.25	34.00		
외국인	104,858 (61.86)	70,108 (65.76)	-34,750 (3.90)	-12.31***	55.24	-33.14		
전체	169,519 (100.00)	106,612 (100.00)	-62,907 (0.00)	-14.43***	100.00	-37.11		
기관	6,812 (24.65)	1,190 (5.73)	-5,622 (-18.91)					
금융투자	6,499 (23.51)	968 (4.66)	-5,531 (-18.85)	25.20***	81.76	-82.53		
보험	0 (0.00)	2 (0.01)	1 (0.01)	3.00***	-0.02	664.97		
투신	11 (0.04)	8 (0.04)	-3 (0.00)	-2.85***	0.05	-29.96		
은행	-	-	- (0.00)	-	-	-		
기타금융	4 (0.01)	19 (0.09)	15 (0.08)	4.49***	-0.22	337.02		
연기금	1 (0.00)	1 (0.00)	-1 (0.00)	-1.25	0.01	-48.91		
기타법인	295 (1.07)	192 (0.92)	-103 (-0.14)	-3.88***	1.50	-34.86		
개인	3,781 (13.68)	5,934 (28.58)	2,154 (14.90)	13.29***	-31.32	56.96		
외국인	17,046 (61.67)	13,639 (65.69)	-3,408 (4.02)	-5.62***	49.56	-19.99		
전체	27,639 (100.00)	20,762 (100.00)	-6,876 (0.00)	-7.11***	100.00	-24.88		

<표 1> 시장조성운영 중단 전·후 기간 현물·선물시장의 거래활동 변동(계속)

투자주체	시장조성 중단 전		시장조성 중단 후		차 이				
	(B)	(A)	(A)	(B)	A-B	t-검정	기여도 (%)	변동률 (%)	
패널 B: 원선물 (단위: 계약, 억원)									
거래량	기관	44,586 (12.52)	28,143 (10.41)	-16,443 (-2.08)			19.18	-36.88	
	금융투자	25,842 (7.26)	15,961 (5.90)	-9,881 (-1.31)	-7.65***		11.53	-38.24	
	보험	1,173 (0.33)	854 (0.32)	-319 (-0.04)	-1.33		0.37	-27.18	
	투신	7,823 (2.20)	5,978 (2.21)	-1,845 (-0.02)	-0.24		2.15	-23.58	
	은행	202 (0.06)	240 (0.09)	38 (0.04)	7.40***		-0.04	19.08	
	기타금융	59 (0.02)	137 (0.05)	77 (0.03)	14.84***		-0.09	130.09	
	연기금	3,838 (1.08)	1,618 (0.60)	-2,221 (-0.49)	-18.65***		2.59	-57.85	
	기타법인	5,649 (1.59)	3,355 (1.24)	-2,294 (-0.28)	-4.25***		2.68	-40.61	
	개인	72,322 (20.31)	58,935 (21.80)	-13,386 (2.28)	-7.54***		15.62	-18.51	
	외국인	239,148 (67.17)	183,266 (67.79)	-55,881 (-0.20)	0.74		65.20	-23.37	
전체	356,055 (100.00)	270,344 (100.00)	-85,711 (0.00)			100.00	-24.07		
거래대금	기관	34,421 (12.58)	27,163 (10.37)	-7,258 (2.21)			62.62	-21.09	
	금융투자	19,589 (7.16)	15,404 (5.88)	-4,185 (1.28)	-7.65***		36.10	-21.36	
	보험	906 (0.33)	829 (0.32)	-78 (0.01)	-1.33		0.67	-8.58	
	투신	6,088 (2.22)	5,767 (2.20)	-321 (0.02)	-0.24		2.77	-5.27	
	은행	150 (0.05)	224 (0.09)	75 (-0.04)	7.40***		-0.64	49.70	
	기타금융	53 (0.02)	133 (0.05)	80 (-0.03)	14.85***		-0.69	150.15	
	연기금	2,922 (1.07)	1,591 (0.61)	-1,331 (0.46)	-18.65***		11.48	-45.56	
	기타법인	4,714 (1.72)	3,216 (1.23)	-1,498 (0.49)	-4.25***		12.92	-31.78	
	개인	54,920 (20.07)	57,240 (21.84)	2,320 (-1.77)	-7.55***		-20.01	4.22	
	외국인	184,312 (67.35)	177,659 (67.79)	-6,653 (-0.44)	0.76		57.39	-3.61	
전체	273,653 (100.00)	262,061 (100.00)	-11,592 (0.00)			100.00	-4.24		
패널 C: 현물 (단위: 1,000주, 억원)									
거래량	기관	361 (18.59)	293 (16.62)	-69 (-1.98)	-8.85***		37.81	-18.96	
	금융투자	143 (7.35)	96 (5.44)	-47 (-1.91)	-12.92***		25.92	-32.88	
	보험	15 (0.76)	11 (0.64)	-4 (-0.12)	-5.20***		1.93	-23.72	
	투신	28 (1.42)	24 (1.35)	-4 (-0.08)	-4.41***		2.16	-14.15	
	은행	2 (0.08)	2 (0.14)	1 (0.05)	1.34		-0.45	51.23	
	기타금융	16 (0.82)	19 (1.07)	3 (0.25)	6.12***		-1.64	18.69	
	연기금	159 (8.16)	141 (7.98)	-18 (-0.18)	-4.99***		9.89	-11.30	
	기타법인	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	-		0.00	-	
	개인	1,233 (63.45)	1,076 (61.05)	-157 (-2.40)	-3.09***		86.77	-12.75	
	외국인	349 (17.96)	394 (22.34)	45 (4.37)	4.17***		-24.58	12.76	
전체	1,944 (100.00)	1,762 (100.00)	-181 (100.00)	-3.00***		100.00	-9.24		
거래대금	기관	21,664 (24.39)	20,577 (23.82)	-1,087 (-0.57)	-1.74*		44.55	-5.02	
	금융투자	8,172 (9.20)	6,005 (6.95)	-2,167 (-2.25)	-4.95***		88.76	-26.52	
	보험	776 (0.87)	672 (0.78)	-104 (-0.10)	-4.28***		4.25	-13.38	
	투신	1,405 (1.58)	1,496 (1.73)	90 (0.15)	1.91*		-3.70	6.42	
	은행	85 (0.10)	94 (0.11)	9 (0.01)	0.36		-0.38	11.05	
	기타금융	792 (0.89)	1,131 (1.31)	338 (0.42)	12.76***		-13.86	42.70	
	연기금	10,434 (11.75)	11,179 (12.94)	745 (1.20)	2.26**		-30.53	7.14	
	기타법인	- (0.00)	- (0.00)	0 (0.00)	-		0.00	-	
	개인	48,821 (54.97)	43,131 (49.94)	-5,690 (-5.03)	-2.89***		233.08	-11.65	
	외국인	18,322 (20.63)	22,658 (26.24)	4,336 (5.60)	7.10***		-177.63	23.67	
전체	88,808 (100.00)	86,367 (100.00)	-2,441 (100.00)	-0.89		100.00	-2.72		

[그림 2]의 패널 B에서 전체 표본기간동안 원선물시장에서는 외국인의 거래규모가 개인과 기관을 지배하고 있으며, 만기일에 기관과 외국인의 거래규모가 급등하는 패턴을 보인다. 시장조성 중단 후 기간에 개인과 외국인의 거래규모가 기관에 비해 급격한 변동이 식별되지 않는 결과는 <표 1>의 패널 B의 투자주체별 거래대금의 변동 행태를 설명한다. <표 1>과 [그림 2]의 패널 A와 패널 B는 시장조성 중단 후 기간의 미니선물과 원선물시장의 유동성 규모는 시장조성 중단으로 인해 현저히 위축되었음을 증명한다.

미니선물의 시장조성 중단으로 인한 미니선물과 원선물의 유동성 변동의 상대적 효과를 비교하기 위해 각 하위기간별로 동일 투자주체의 미니선물과 원선물간 차이에 대해 기간별 차이의 유의성을 확인하는 이중차이검정(difference-in-difference test; DID)을 수행한 결과는 <부표>에 제시된다. 표의 수치는 <표 1>의 패널 A와 패널 B의 투자주체별 일별 거래량과 거래대금의 거래규모와 비중에 대한 미니선물 - 원선물의 차이의 기간 차이와 t검정 결과를 보여준다. 시장조성 중단 전 거래량과 비중의 차이에서는 시장조성자의 역할을 수행하는 금융투자만이 유일하게 양의 값을 보여 원선물보다 거래량이 높았지만, 시장조성 중단 후 기간에는 그 결과가 역전되었다. 거래량 규모의 기간 차이를 보면 금융투자은행을 제외한 투자주체들은 양의 값을 보였으며, 이는 <표 1>의 결과로부터 시장조성 중단 후 원선물의 거래량의 변동률이 미니선물의 변동률보다 낮은 결과에 기인한다. 반면 음의 수치를 보인 금융투자의 거래량 규모 증분과 비중의 증분은 1% 수준에서 유의적이며, 개인과 외국인의 증분 규모보다 큰 것으로 나타났다. 이같은 결과는 시장조성 중단으로 인한 전체 선물시장의 유동성 변동에서 미니선물의 시장조성자였던 금융투자가 주된 영향력을 주도했음을 증명한다.

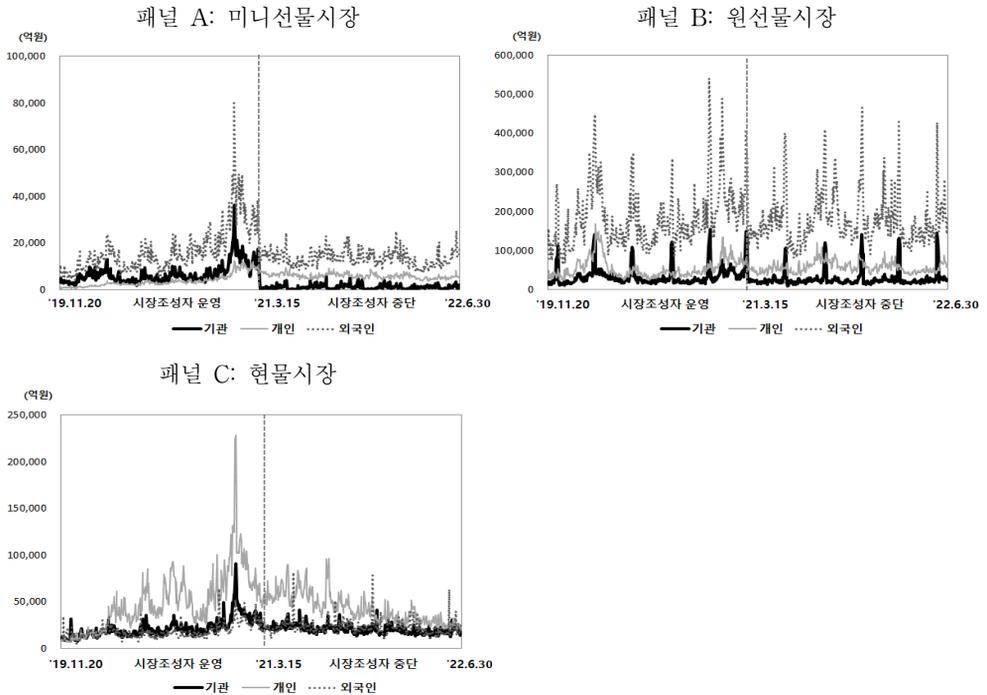
2) 현물시장

선물의 기초자산인 KOSPI200의 거래규모의 변동은 <표 1>의 패널 C에 제시된다. 중단 후 기간의 전체 현물의 일평균 거래량과 거래대금은 중단 전 기간 대비 각각 9.24%와 2.72%가 감소하여 선물시장의 유동성 감소 효과보다 상대적으로 낮았다. 중단 전 기간의 전체 거래량에서 비중이 약 63%인 개인의 일평균 거래량은 중단 후 기간에 12.75% 감소했으며, 약 55%에 이르는 거래대금도 11.65% 감소했다. 전체 거래량과 거래대금의 감소에 대한 개인의 기여도는 각각 86.77%와 233.08%로 다른 투자주체보다 높았다. 중단 전 기간의 일평균 거래규모와 비중에서 외국인을 상회하는 기관의 거래량과 거래대금의 변동률은 각각 약 -19%와 -5%였으며, 거래규모 감소의 기여도는 약 38%와 45%로 나타났다. 중단 전 기간에서 금융투자의 거래량과 거래대금 규모는 연기금보다 낮았지만, 거래규모 감소에

대한 기여도는 기관의 하위 주체 중에서 가장 높아 중단 후 기간의 기관의 유동성 위축을 초래했다. 중단 후 기간의 외국인의 일평균 거래량과 거래대금은 약 13%와 24%가 증가하여, 개인이나 기관과 상이한 거래행태를 보였으며 이로 인해 거래량과 거래대금 규모와 비중은 기관을 상회한다. [그림 2]의 패널 C의 현물시장에서는 미니선물과 같은 거래일인 2021년 1월 11일에 세 투자주체의 거래대금이 이례적으로 동시에 급등한 결과를 보여준다.¹¹⁾ 2020년부터 증가했던 개인의 거래대금은 시장조성 중단 후 기간에 감소세로 전환되었으며, 기관과 외국인의 거래도 침체 국면이 지속되는 추세가 확인된다.

[그림 2] 시장조성 중단의 투자주체별 유동성 변동 효과

표본기간의 미니선물 시장조성사 중단 전 기간(2019년 11월 20일~2021년 3월 12일)과 시장조성사 중단 후 기간(2021년 3월 15일~2022년 6월 30일)의 투자주체별 거래대금의 추이다. 패널 A는 미니선물시장, 패널 B는 원선물시장, 그리고 패널 C는 현물시장이다.



이상의 분석 결과를 종합하면 선물시장과 현물시장의 유동성은 미니선물 시장조성 중단일을 기점으로 모두 감소했으며, 시장조성 중단일 전·후로 투자주체들의 거래행태가

11) 2021년 1월 11일의 KOSPI200의 거래대금은 37조3,800억 원이다.

변동했다. 시장조성자인 금융투자의 비중이 높은 기관의 거래규모는 미니선물은 물론 원선물과 현물에서 대폭적으로 감소한 결과를 보였다. 그러나 미니선물시장과 원선물시장의 개인의 거래대금은 시장조성 중단 후에 증가한 반면, 현물에서는 감소했다. 또한 외국인은 시장조성 중단 후 기간에 미니선물과 원선물에서 거래규모가 감소한 반면, 현물에서는 증가하여 개인과 상반된 행태를 보였다.

3. 시장조성 중단에 따른 투자주체간 거래의 상관관계의 변동

1) 투자주체별 시장간 포지션 상관관계

[그림 3]의 좌측의 패널 A는 표본기간에서 2020년 4월 16일부터 2022년 6월 30일까지 동일 투자주체의 미니선물(MF), 원선물(RF), 현물시장(S)의 일별 순매수비율의 이동상관계수(rolling correlation coefficient)의 시계열 추이이다. t일의 상관계수는 t-99일부터 t일까지 과거 100거래일에 대해 추정되었으며, 일별 투자자의 포지션을 나타내는 순매수 비율은 (매수대금 - 매도대금)/전체거래대금으로 계산했다. 이는 특정 투자주체의 시장별 포지션의 연계성을 파악하여 시장조성 중단으로 인한 거래행태의 변동을 분석할 수 있다. [그림 1]의 과거 100일의 수익률로 계산하는 이동변동성 계산과 같이, 시장조성 중단일부터 100일이 경과하기 전까지 상관계수는 시장조성자 운영 기간의 거래일과 시장조성자 중단 기간의 거래일이 혼재되어 추정되었으므로, 시장조성자 중단 후 기간의 상관관계는 시장조성자 운영 중단일부터 100일이 경과한 시점 이후를 파악해야 한다.

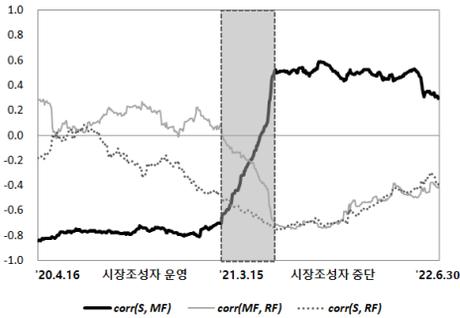
상단의 기관의 미니선물과 현물의 상관계수인 $corr_t(S, MF)$ 는 시장조성자 운영 기간동안 양의 -0.8 미만의 강한 음의 상관관계가 지속되었다. 시장조성자 중단 후부터 상관관계의 강도가 낮아지면서, 시장조성자 중단 기간의 상관계수는 양의 상관관계로 전환되었다. 이 결과는 시장조성자를 포함한 기관은 시장조성자 운영 기간에는 미니선물의 시장조성에 대한 헤지를 현물에서 반대포지션으로 취했지만, 시장조성 중단 후 기간에는 선물의 시장조성과 현물의 헤지 포지션이 없이 현물과 동일한 포지션을 취하는 행태를 보여준다. 기관의 미니선물과 원선물간 상관계수 $corr_t(MF, RF)$ 는 시장조성자 운영 기간에 0.4미만의 양의 값을 보였지만, 시장조성자 중단 후 기간부터는 상호 반대 포지션을 취하는 행태로 나타났다. 한편 기관의 원선물과 현물간 상관계수 $corr_t(S, RF)$ 는 시장조성자 운영 기간과 중단 기간에서 음의 부호를 지속했으나, 시장조성자 중단 후 기간에 $corr_t(MF, RF)$ 와 강한 동조적 경향을 보인다. 이 결과는 시장조성자 중단 후 기간에 기관이 미니선물에 대해서는 현물과 동일 포지션을 취하는 반면, 원선물과는 반대포지션을 보유하는 행태에 기인하기

때문이다. 패널 A의 중간의 개인의 $corr_t(S, MF)$ 과 $corr_t(MF, RF)$ 는 시장조성 운영 기간에 관찰되었던 양의 관계가 중단 후 기간에서도 강하게 지속하는 행태를 보였다. 또한 시장조성

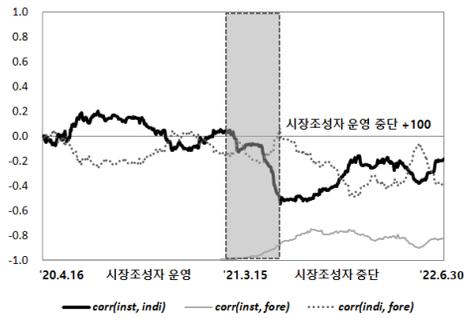
[그림 3] 시장조성 중단에 따른 투자주체간 포지션의 상관관계의 변동

2020년 4월 16일부터 2022년 6월 30일까지 과거 100일간 투자주체의 순매수비율 포지션의 상관계수 시계열 추이이다. 동일 투자주체의 미니선물(MF), 원선물(RF), 현물(S)간 포지션의 상관계수는 패널 A이며, 동일 시장내에서 기관(inst), 개인(indi), 외국인(fore)간 포지션의 상관계수는 패널 B이다. 회색 음영의 기간은 시장조성자 운영이 중단된 2021년 3월 15일부터 2021년 8월 4일까지 100일간으로 미니선물 시장조성 중단 전 기간의 거래일과 중단 후 거래일이 혼재되어 계산된 상관계수의 기간이다.

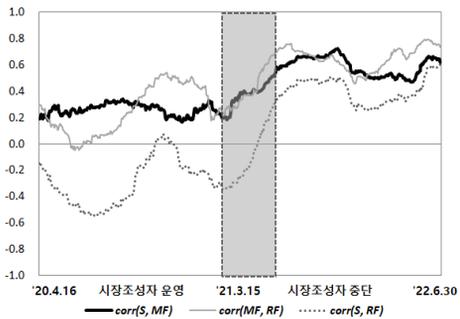
패널 A: 투자주체별 시장간 포지션 상관계수 기관



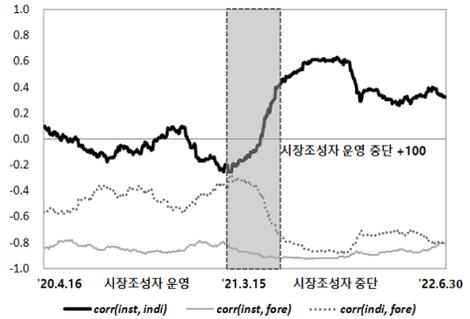
패널 B: 시장별 투자주체간 포지션 상관계수 미니선물



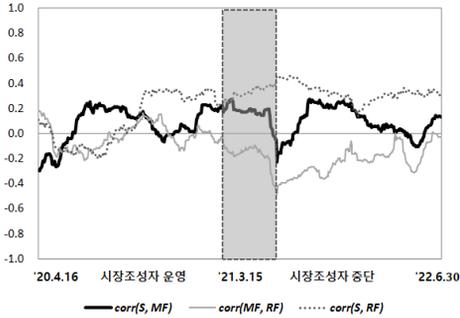
개인



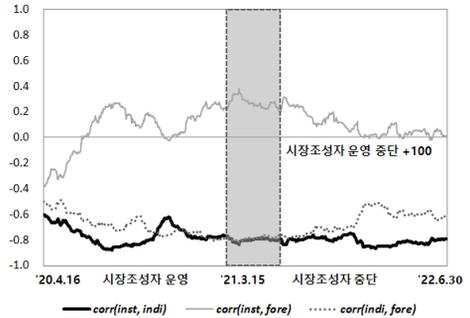
원선물



외국인



현물



운영 기간에 전반적으로 음의 관계가 지배적인 행태를 보였던 $corr_t(S, RF)$ 는 시장조성 중단 후 기간에는 양의 부호로 반전되어, 세 시장에서 취하는 포지션이 유사한 행태를 보였다. 마지막으로 하단에서 외국인은 표본기간동안 지속적으로 현물과 미니선물에 대해 동일한 방향의 포지션을 취하는 경향을 보였으나, 상관관계의 강도는 높지 않았다. 시장조성자 중단 후 기간에서는 원선물에 대해서는 미니선물과 반대 포지션을 취하는 경향이 강해진 반면, 현물에 대해서는 동일 방향의 포지션을 취하는 성향이 지속되었다.

2) 시장별 투자주체간 포지션 상관관계

[그림 3]의 우측의 패널 B는 표본기간동안 동일 시장에서 기관(*indi*), 개인(*inst*), 외국인(*fore*)의 순매수비율의 이동상관계수의 시계열 추이를 보여준다. 상단의 미니선물에서 시장조성 중단 전 기간에는 외국인과 기관의 상관계수를 제외하면 투자주체간 상관계수의 강도가 높지 않았지만, 시장조성 중단 후 기간에는 개인과 기관의 포지션의 상관계수인 $corr_t(inst, indi)$ 는 반대 성향으로 강해지는 추세가 나타났다. 시장조성자 운영 기간동안 기관과 외국인간 포지션의 상관계수는 -1로 상호 완전한 반대 포지션을 취하는 경향을 보였으며, 시장조성 중단 후 기간에도 여전히 강한 음의 상관관계를 지속했다. 또한 개인도 표본기간동안 외국인과 지속적인 음의 상관관계를 지속했다. 중간의 원선물에서 시장조성 운영 기간에 기관은 개인과 뚜렷한 방향성을 관찰할 수 없었지만, 시장조성자 중단 후에는 동일한 포지션을 취하는 관계로 전환되었다. 외국인은 기관과 개인에 대해 상반된 포지션을 취하는 행태가 지속되었다.

마지막으로 하단의 현물에서 투자주체간 상관관계는 표본기간내에서 유의적인 변동 없이 일정한 추세가 지속되었다. 기관과 개인의 포지션은 강한 음의 관계를 보였으며, 외국인도 개인의 포지션과 지속적인 음의 상관관계를 보였다. 시장조성 중단 후 기간에 기관과 외국인포지션의 상관관계는 양의 상관관계를 보였지만, 시장조성 중단 전 기간보다 유의적으로 높지는 않았다.

Ⅲ. 현·선물시장간 정보이전에 대한 시장조성 중단의 효과

1. 분석방법론

선물과 현물시장간 정보이전관계는 현·선물간 차익거래 기회 포착의 실현 과정과 시차 선도·지연 관계(lead-lag relationship)가 반영된 일별 오차수정모형(Vector Error Correction

Model; VECM)에 기반한 그랜저 인과관계 검정(Granger causality test)로 분석한다.

시장간 선도·후행 관계 검정은 개별 선물과 현물로 구성된 이변량 VECM을 추정하고, 미니선물, 원선물, 현물의 3개 시장간 정보이전관계를 분석하기 위한 삼변량 VECM을 추정한다. 선물과 현물로 구성된 이변량 VECM은 식 (1)과 같다. 식 (1)의 오차수정항(error correction term)에서 추정되는 오차조정계수인 θ_j^i 는 베이스스에 내포된 균형가격 조정에 대한 정보를 의미한다. 선물의 시차변수인 f_t^i 는 미니선물(m)과 원선물(r)의 최근월물의 일별 로그수익률이며, 현물 시차변수인 s_t 는 KOSPI200의 일별 로그수익률이다.

$$f_t^i = \alpha_1^i + \theta_1^i basis_{t-1}^i + \sum_{k=1}^5 \beta_{1,k}^i f_{t-k}^i + \sum_{k=1}^5 \gamma_{1,k}^i s_{t-k} + \epsilon_{1,t}^i \tag{1}$$

$$s_t = \alpha_2^i + \theta_2^i basis_{t-1}^i + \sum_{k=1}^5 \beta_{2,k}^i f_{t-k}^i + \sum_{k=1}^5 \gamma_{2,k}^i s_{t-k} + \epsilon_{2,t}^i$$

여기에서 $basis_t^i = \ln(\frac{f_t^i}{s_t})$ $i = m$ (미니선물), r (원선물)

시장간 정보이전 관계 검정에 대한 통계적 유의수준은 F검정 결과의 유의확률을 5% (p-value = 0.05)로 정하여 가격발견의 주도성(leadership)을 판단한다. 만일 $\{\gamma_{1,k}^i\}_{k=1}^5 = \theta_1^i = 0$ 는 기각되지만, $\{\beta_{2,k}^i\}_{k=1}^5 = \delta_2^i = 0$ 가 기각되지 않는다면 이는 현물로부터 선물로 정보가 이전되어 현물가격변동이 선물가격변동의 예측 정보를 가지며($s_t \rightarrow f_t^i$), 현물이 선물시장의 가격발견을 주도한다고 해석한다. 반면, $\{\beta_{2,k}^i\}_{k=1}^5 = \delta_2^i = 0$ 는 기각되지만 $\{\gamma_{1,k}^i\}_{k=1}^5 = \theta_1^i = 0$ 는 기각되지 않는다면, 선물가격변동이 현물가격변동의 예측 정보를 가지며($f_t^i \rightarrow s_t$), 선물이 현물의 가격발견을 주도한다. 만일 $\{\gamma_{1,k}^i\}_{k=1}^5 = \theta_1^i = 0$ 와 $\{\beta_{2,k}^i\}_{k=1}^5 = \delta_2^i = 0$ 가 동시에 기각되었다면 이는 양 시장간 정보흐름이 교류하는 상호피드백 관계($f_t^i \leftrightarrow s_t$)가 성립한다.

식 (1)의 이변량 VECM은 개별 선물과 현물간 정보이전관계에 초점을 둔 분석이므로 원선물과 미니선물간 정보이전관계에 대한 정보는 명시적으로 확인할 수 없다. 미니선물과 원선물의 투자자의 정보보유와 거래전략이 차별적이라면 원선물과 미니선물간에 정보이전 관계가 성립할 수 있으며, 이는 현물의 가격발견에 영향을 미친다. 따라서 개별 선물과 현물간 정보이전관계에 대한 강건성(robustness) 검정으로 이우백(2016)과 같이 미니선물, 원선물, 현물로 구성된 식 (2)의 삼변량 VECM으로 원선물, 미니선물, 현물간 상호 정보이전관계를 분석한다. 검정 방법은 식 (1)의 이변량 VECM과 동일하게 F검정을 적용하여

결과를 해석한다. 예를 들어, 식 (2)의 첫째 회귀식에서 $\{\gamma_{1,k}\}_{k=1}^5 = \lambda_1 = 0$ 가 통계적으로 유의적인 수준에서 기각된다면 미니선물가격에 대한 현물가격의 정보이전효과를 통제하고도 원선물에는 미니선물에 대한 유의적인 정보가 추가적으로 내포되어 있다($f_t^r \rightarrow f_t^m | s_t$)고 평가할 수 있다. 즉, 원선물가격의 정보는 미니선물가격에 대해 현물가격과 유의적인 수준에서 차별적으로 이전됨을 시사한다. 그와 동시에 $\{\delta_{1,k}\}_{k=1}^5 = \theta_1 = \lambda_1 = 0$ 가 비유의적이므로 기각될 수 없다면, 원선물에 내포된 정보만이 미니선물가격에 지배적으로 반영되지만 $\{\delta_{1,k}\}_{k=1}^5 = \theta_1 = \lambda_1 = 0$ 도 기각된다면 원선물과 현물이 동시에 미니선물가격에 정보를 전달하는 관계가 성립함을 의미한다.

$$\begin{aligned}
 f_t^m &= \alpha_1 + \theta_1 basis_{t-1}^m + \lambda_1 basis_{t-1}^r + \sum_{k=1}^5 \beta_{1,k} f_{t-k}^m + \sum_{k=1}^5 \gamma_{1,k} f_{t-k}^r + \sum_{k=1}^5 \delta_{1,k} s_{t-k} + \epsilon_{1,t} \quad (2) \\
 f_t^r &= \alpha_2 + \theta_2 basis_{t-1}^m + \lambda_2 basis_{t-1}^r + \sum_{k=1}^5 \beta_{2,k} f_{t-k}^m + \sum_{k=1}^5 \gamma_{2,k} f_{t-k}^r + \sum_{k=1}^5 \delta_{2,k} s_{t-k} + \epsilon_{2,t} \\
 s_t &= \alpha_3 + \theta_3 basis_{t-1}^m + \lambda_3 basis_{t-1}^r + \sum_{k=1}^5 \beta_{3,k} f_{t-k}^m + \sum_{k=1}^5 \gamma_{3,k} f_{t-k}^r + \sum_{k=1}^5 \delta_{3,k} s_{t-k} + \epsilon_{3,t}
 \end{aligned}$$

VECM는 하위기간의 설정에서 미니선물과 관련한 시장조성 정책의 정보 효과를 고려하여 다음과 같이 시장조성 중단 전·후 기간을 ‘연속기간’과 ‘분리기간’으로 구분하여 추정한다. 연속기간은 시장조성 중단일 기준 전·후 1년의 하위기간으로 시장조성 운영 중단 전 기간은 2020년 3월 12일부터 2021년 3월 12일까지이며, 시장조성 중단 후 기간은 2021년 3월 15일부터 2022년 3월 15일까지이다. 분리기간은 시장조성 중단일 전에 언론에 보도된 과생상품 시장조성 정책 변경의 내용을 고려하여 시장에서 예측가능한 적응기간과 중단에 따른 단기적 적응 행태가 진행되었다고 판단된 기간을 제외한 기간으로 시장조성자 운영 중단 시점을 기준으로 전·후 75일을 제외한 표본기간이다.¹²⁾ 분리기간에서 시장조성자 운영 기간은 2019년 11월 20일부터 2020년 11월 20일까지이며, 시장 조성자 중단 후 기간은 2021년 6월 30일부터 2022년 6월 30일까지이다.

식 (2)와 식 (3)의 기간별 VECM 추정식은 총 12개이며 이에 대한 최적시차를 AIC(Akaike Information Criterion)와 SBC(Schwarz Bayesian Criterion)를 적용한 결과 AIC의 최적

12) 미니선물의 시장조성자의 공매도 금지에 대한 금융위원회의 보도자료는 2020년 12월 18일에 배포되었으며, 미니선물의 시장조성자 제도 폐지가 언론에 보도되기 시작된 시점은 2021년 3월 초부터이다. 2021년 2월 17일에는 기획재정부가 시장조성자에게 부여되는 ‘증권거래세 면제’의 범위를 명시한 ‘조세특례제한법’의 시행규칙 일부를 개정하는 입법예고를 발표하여, 미니선물이 시장조성 대상 품목에서 제외된 것으로 알려졌다.

시차는 3시차가 7개였으며 2시차 이하는 5개였다. SBC의 최적시차는 모두 1시차로 나타나 적용기준에 따라 상이한 시차가 도출되어 충분한 시차를 고려하여 공통 5시차로 정했다.

2. 분석결과

1) 미니선물

<표 2>에는 선물시장별로 현물과 정보이전관계를 연속기간과 분리기간에서 구분하여 시장조성자 중단 전·후기간으로 추정된 결과를 보여준다. 좌측(패널 A)에는 미니선물과 우측(패널 B)에는 원선물의 VECM 추정결과가 제시된다. 먼저 패널 A에서 표 상단의 시장조성 중단 전 기간에서 공통적으로 베이스의 회귀계수는 통계적 유의성이 없었다. 이는 일중 수준에서 현·선물간 가격발견 관계를 분석한 연구에서 베이스는 차익거래 실현을 수반하는 단기적 균형가격조정에서 유의적인 역할을 하지만 일별 수준에서는 그 영향력이 제한적임을 시사한다. 미니선물가격변동(f_t^m)에 대한 과거 현물가격변동(s_{t-k})은 5시차까지 음(-)으로 추정되었으며, 모든 시차에서 유의적이었다. 즉, 이 결과는 미니선물의 거래자들이 과거의 현물가격 변동방향에 역행하는 전략을 실행함을 시사한다. 반면에 자기시차변수인 선물가격변동의 추정 부호는 모두 양(+)으로 추정되었다. 또한 당일 현물가격변동(s_t)에 대한 과거 선물가격변동(f_{t-k}^m)의 정보이전관계를 추정된 회귀계수도 모두 음(-)인 반면, 현물가격변동의 회귀계수는 모두 양(+)으로 상반된 결과를 보였다. 다시 말해서, 현물과 선물가격에 반영되는 정보내용은 상반된다고 결론을 내릴 수 있다. 이는 미래 예상되는 현물과 선물에 대해 선물에는 동일방향의 예측정보가 내포되어 있는 반면, 현물은 이와 반대로 헤지(hedge) 역할을 수행한다는 것을 제시한다. 이상의 시차 선·후행 관계로부터 도출된 현·선물간 정보이전관계는 F검정 결과에서도 강한 유의성을 보인다. 연속기간과 분리기간에서 중단 전 기간의 F통계치는 VECM을 구성하는 회귀식에서 모두 1% 수준에서 유의적이다. 이 결과는 미니선물과 현물간에 반영되는 정보내용이 상호 양방향으로 환류함($f_t^m \leftrightarrow s_t$)을 의미한다.

이제 표의 좌측 하단의 연속기간과 분리기간에서 시장조성자 운영이 중단된 후 기간의 미니선물과 현물간의 관계를 보도록 한다. 시장조성자 중단 전 기간과 대조적으로, 종속변수가 미니선물 또는 현물 여부에 관계 없이 과거 시차변수는 부호 추정의 일관성과 그에 대한 통계적 유의성을 발견할 수 없다. 이러한 시차 선·후행 관계로부터 도출된 정보이전관계를 나타내는 F검정 결과도 10% 수준에서도 유의성을 확인할 수 없다. 즉 시장조성자 운영이

중단된 후에 미니선물과 현물간에 반영되는 정보이전관계는 완전히 소멸된 결과($f_t^m \leftarrow x \rightarrow s_t$)를 보인다. 현물과 미니선물에서 시장조성 중단 전·후 기간의 정보이전관계가 구조적으로 변동했는지에 대한 Chow검정 결과에서도 연속기간에서 미니선물에 대한 F검정의 유의확률은 0.028이고 현물에 대한 유의확률은 0.025로 추정되었으며, 분리기간에도 VECM의 두 회귀식의 F검정의 유의확률은 1%미만으로 나타나 시장조성 중단으로 인해 양 기간의 정보이전관계의 질적 수준이 유의적으로 변동했다고 결론을 내릴 수 있다.¹³⁾

2) 원선물

이제 <표 2>의 우측에 제시된 패널 B의 원선물에 대한 시장조성자 운영 중단 전·후 기간의 VECM 추정결과를 미니선물과 비교하기로 하자. 표 상단의 시장조성자 중단 전 기간에서 베이스의 회귀계수는 미니선물과 같이 연속기간과 분리기간에서 5% 수준에서 유의성을 발견할 수 없었다. 원선물 가격변동(f_t^r)에 대한 과거 현물가격변동(s_{t-k})의 관계가 5시차까지 음(-)으로 추정된 결과도 미니선물의 경우와 동일하다. 또한 자기시차변수인 원선물가격변동의 추정 부호가 모두 양(+)으로 추정되어, 미니선물과 같이 동일 방향에 대한 예측적 정보가 내포된 결과를 보였다.

현물가격변동에 대한 과거 선물가격변동의 관계를 추정한 회귀계수도 모두 양(+)인 반면, 자기시차변수의 회귀계수의 부호는 모두 반대 부호로 추정된 결과도 미니선물과 질적으로 동일하다. 이를 종합하면 현물과 미니선물, 그리고 원선물가격에는 예측적 정보내용이 상호 이전되어 반영되지만, 선물과 현물에 내포된 정보내용은 상반된다. 즉, 단기적 미래에 예상하는 현물가격에는 동일 방향의 미니선물과 원선물 가격변동의 예측정보가 내포되어 있는 반면, 현물의 정보내용에는 거래자들이 선물과 반대포지션인 헤지역할을 수행한다는 것을 제시한다. 원선물의 연속기간에서 시장조성 중단 전 기간에 대한 F검정 결과는 1% 수준에서 유의적이며, 분리기간에서 F통계치는 5% 수준에서 유의적이다. 이 결과는 원선물과 현물간의 정보의 반영속도와 내용이 미니선물과 동행적으로 환류하는 행태($f_t^r \leftrightarrow s_t$)를 입증한다.

13) Chow 검정은 특정한 시점을 기준으로 회귀모형의 설명력에 구조적 변동(structural change)이 발생했는지를 통계적으로 검정하는 방법으로 검정 통계치는 F분포를 따른다. 본 연구에서 적용한 식 (1)과 (2)의 VECM의 Chow 검정 통계치는 다음과 같다.

$$\frac{[SSR_T - (SSR_A + SSR_B)]/k}{(SSR_A + SSR_B)/(n_A + n_B - 2k)}$$

여기에서 SSR_T : 전체 표본기간에 대한 VECM의 잔차제곱합

SSR_A : 시장조성 중단 후 기간에 대한 VECM의 잔차제곱합

SSR_B : 시장조성 중단 전 기간에 대한 VECM의 잔차제곱합

$n_A(n_B)$: 시장조성 중단 후(시장조성 중단 전)의 거래일

k : 절편을 포함한 추정 회귀계수의 수

시장조성 중단 후 기간의 원선물과 현물간의 정보이전관계는 표 하단에 제시된다. 연속기간에서는 f_{t-5} 에서만 양 시장의 가격변동에 대해 공통적으로 10% 수준에서 음의 관계로 추정되었다. s_{t-5} 는 이와 반대로 10% 수준에서 양의 관계로 유의적이지만, F검정 결과에서는 모두 정보이전효과가 발견되지 않았다. 분리기간에서도 연속기간과 동일 시차인 f_{t-5} 와 s_{t-5} 가 상호 반대의 부호로 추정되었지만, 5% 수준에서 통계적 유의성을 보였다. 이 추정결과는 시장조성자 운영 중단 전의 5시차의 회귀계수의 부호와 반대이다. F검정 결과에서 분리기간의 $s_t \rightarrow f_t$ 에 대한 유의확률은 0.056이며, $f_t \rightarrow s_t$ 에 대한 유의확률은 0.097로 나타나, 양 시장간 정보이전효과는 5% 수준에서 성립하지 않았다. 그럼에도 불구하고, Chow검정의 F통계치는 현물과 선물에서 1% 수준에서 유의적이므로, 시장조성자 중단으로 인해 양 시장간 정보이전관계가 단절되어 구조적 변동이 발생했다는 결과를 확인할 수 있다.

<표 2> 시장조성 중단의 선물과 현물간 정보이전 변동효과

표본기간인 2019.11.20.~2022.6.30일까지 하위기간을 ‘연속기간’과 ‘분리기간’으로 구분한 KOSPI200선물가격과 현물가격의 이변량 벡터오차수정모형(VECM) 추정결과이다. ‘연속기간’은 시장조성 중단일 기준 전·후 1년의 하위기간으로 시장조성 중단 전 기간은 2020.3.12.~2021.3.12일까지이며, 시장조성 중단 후 기간은 2021.3.15~2022.3.15일까지이다. ‘분리기간’에서 시장조성자 운영 기간은 2019.11.20.~2020.11.20일까지이며, 시장 조성자 중단 후 기간은 2021.6.30.~2022.6.30일까지이다. 패널 A는 미니선물(f_t^m)과 현물(s_t)의 이변량 VECM추정결과이며, 패널 B는 원선물(f_t^r)과 현물(s_t)의 이변량 VECM 추정결과이다. 표의 수치는 추정 회귀계수이며, *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적이다. F통계치는 종속변수의 상대적 시차설명변수들의 회귀계수의 F검정결과이며, 괄호안의 값은 유의확률(p-value)이다. Chow검정은 시장조성자 중단 전 기간과 중단 후 기간의 구조적 변동의 F검정결과와 유의확률을 보여준다.

표본 기간	패널 A: 미니선물				패널 B: 원선물			
	연속기간		분리기간		연속기간		분리기간	
	f_t^m	s_t	f_t^m	s_t	f_t^r	s_t	f_t^r	s_t
시장조성자 중단 전 기간								
$basis_{t-1}$	0.616	0.319	0.608	0.260	0.712*	0.414	0.751	0.424
f_{t-1}^m	1.133**	1.309	0.782	0.936*	1.073**	1.255***	0.761	0.925*
f_{t-2}^m	1.932***	1.877***	1.169**	1.148**	1.795***	1.739***	1.209**	1.191**
f_{t-3}^m	2.245***	2.132***	1.708***	1.601***	2.308***	2.157***	1.896***	1.783***
f_{t-4}^m	1.217**	1.108**	0.935*	0.806*	1.059**	1.014**	0.653	0.604
f_{t-5}^m	1.084***	0.948**	1.031**	0.839**	0.970**	0.869**	0.800*	0.656*
s_{t-1}	-1.370***	-1.511***	-0.932	-1.044*	-1.314**	-1.455***	-0.912	-1.030*
s_{t-2}	-1.835***	-1.783***	-0.974*	-0.951*	-1.710***	-1.652***	-1.022*	-1.003*
s_{t-3}	-2.155***	-2.053***	-1.630***	-1.535***	-2.238***	-2.096***	-1.845***	-1.738***
s_{t-4}	-1.204**	-1.084**	-0.967*	-0.823*	-1.012**	-0.967**	-0.639	-0.582
s_{t-5}	-1.070**	-0.941**	-1.031**	-0.843**	-0.962**	-0.868**	-0.815*	-0.674*
F 통계치	4.60 (0.000)	5.13 (0.000)	2.35 (0.042)	2.40 (0.038)	4.62 (0.000)	5.23 (0.000)	2.59 (0.026)	2.95 (0.013)
정보이전	$f_t^m \longleftrightarrow s_t$		$f_t^m \longleftrightarrow s_t$		$f_t^r \longleftrightarrow s_t$		$f_t^r \longleftrightarrow s_t$	

<표 2> 시장조성 중단이 선물과 현물간 정보이전 변동효과(계수)

표본 기간	패널 A: 미니선물				패널 B: 원선물			
	연속기간		분리기간		연속기간		분리기간	
	f_t^m	s_t	f_t^m	s_t	f_t^r	s_t	f_t^r	s_t
	시장조성자 중단 후 기간							
$basis_{t-1}$	0.117	-0.019	0.075	-0.057	0.155	0.009	0.098	-0.049
f_{t-1}^m	-0.339	0.004	-0.221	0.067	-0.186	0.128	-0.066	0.174
f_{t-2}^m	0.135	0.240	0.521	0.593	0.319	0.481	0.593	0.722
f_{t-3}^m	-0.105	-0.212	0.458	0.334	0.046	-0.024	0.697	0.583
f_{t-4}^m	-0.356	-0.433	-0.162	-0.172	-0.379	-0.371	-0.074	-0.050
f_{t-5}^m	-0.436	-0.452	-0.719*	-0.736	-0.679*	-0.698*	-0.864**	-0.900**
s_{t-1}	0.364	0.039	0.238	-0.032	0.201	-0.088	0.073	-0.145
s_{t-2}	-0.192	-0.306	-0.604	-0.680	-0.377	-0.547	-0.674	-0.805*
s_{t-3}	-0.028	0.087	-0.527	-0.401	-0.171	-0.088	-0.766	-0.648
s_{t-4}	0.348	0.434	0.122	0.143	0.373	0.377	0.043	0.032
s_{t-5}	0.434	0.449	0.789*	0.807	0.683*	0.700*	0.944**	0.979**
F 통계치	0.66 (0.654)	0.53 (0.751)	1.48 (0.196)	1.09 (0.367)	1.09 (0.367)	1.11 (0.358)	2.19 (0.056)	1.89 (0.097)
정보이전	$f_t^m \leftarrow \times \rightarrow s_t$		$f_t^m \leftarrow \times \rightarrow s_t$		$f_t^r \leftarrow \times \rightarrow s_t$		$f_t^r \leftarrow \times \rightarrow s_t$	
Chow검정	1.94 (0.028)	1.97 (0.025)	2.62 (0.002)	2.72 (0.001)	1.75 (0.053)	1.83 (0.041)	2.24 (0.009)	2.38 (0.005)

3) 미니선물과 원선물의 정보이전효율성 비교

<표 3>은 연속기간과 분리기간별로 식 (2)로 미니선물과 원선물의 정보이전효과의 상대적 우월성을 삼변량 VECM으로 추정된 결과를 요약하여 제시한다. 표의 좌측과 우측은 각각 연속기간(패널 A)과 분리기간(패널 B)이며 상반부와 하반부는 각각 시장조성 중단 전 기간과 중단 후 기간으로 구분된다. 표의 수치들은 해당 종속변수에 대한 설명변수들의 추정 회귀계수들의 귀무가설에 대한 F검정의 통계치와 유의확률이며, 추정 회귀계수의 수치들은 많은 분량을 고려하여 생략한다. 좌측의 연속기간에서 첫째열의 시장조성자 운영 기간 동안 현물의 정보이전의 영향력을 통제한 후에 미니선물에 대한 원선물의 정보이전의 효과에 대한 F통계치는 0.98로, 통계적 유의성은 발견되지 않았다. 반면, 현물가격으로부터 미니선물의 정보이전에 대한 효과를 검증한 F통계치는 4.46이며, 이에 대한 유의확률은 1%미만으로 원선물의 정보이전효과를 통제한 후에도 현물가격변동이 미니선물에 추가적으로 강하게 반영됨이 확인된다.

둘째열의 원선물에 대한 미니선물의 F통계치는 0.89인 반면, 현물의 F통계치는 4.39로 현물의 정보이전효과만 유의적으로 나타났다. 미니선물과 원선물가격변동에 대한 과거

현물가격변동의 추정 회귀계수를 보면, 이변량 VECM을 추정한 <표 2>의 결과와 동일하게 모두 음(-)으로 추정되었다. 그러나, 셋째열의 현물에 대한 미니선물과 원선물의 정보이전 관계의 유의확률은 각각 0.651과 0.685로 유의성을 확인할 수 없었다. 이같은 결과에 대한 가능성으로는 미니선물과 원선물에 내포된 정보내용이 질적으로 동일하기 때문에, 현물가격 변동에 특정 선물의 정보가 일중 수준에서 즉각적으로 반영되므로 단기적 일별 시차적 선·후행 관계에서는 다른 선물의 추가적인 차별적인 정보내용은 없다는 것으로 추론 가능하다.¹⁴⁾ 이와 관련하여, 이우백(2016)은 일중에서 분단위 수준에서는 미니선물과 원선물의 가격발견 기능에서 미니선물이 현물을 선도하는 경향이 원선물보다 강하다는 분석 결과를 참고할 필요가 있다.

<표 3> 시장조성 중단의 미니선물, 원선물, 현물간 정보이전 변동효과

표본기간인 2019.11.20.~2022.6.30일까지 하위기간을 ‘연속기간(패널 A)’과 ‘분리기간(패널 B)’으로 구분한 KOSPI200 미니선물가격(f_t^m), 원선물가격(f_t^r), 현물가격(s_t)의 삼변량 벡터오차수정모형(VECM) 추정결과이다. ‘연속기간’은 시장조성 중단일 기준 전·후 1년의 하위기간으로 시장조성 중단 전 기간은 2020.3.12.~2021.3.12일까지이며, 시장조성 중단 후 기간은 2021.3.15.~2022.3.15일까지이다. ‘분리기간’에서 시장조성자 운영 기간은 2019.11.20.~2020.11.20일까지이며, 시장조성자 중단 후 기간은 2021.6.30.~2022.6.30일까지이다. 표의 수치는 종속변수에 대한 해당 시차설명변수들의 회귀계수의 F검정결과이며, 괄호안의 값은 유의확률(p-value)이다. Chow검정은 시장조성자 중단 전 기간과 중단 후 기간의 구조적 변동의 F검정결과로 괄호안의 수치는 유의확률이다.

표본기간	패널 A: 연속기간			패널 B: 분리기간		
	f_t^m	f_t^r	s_t	f_t^m	f_t^r	s_t
시장조성자 중단 전 기간						
f_{t-k}^m	-	0.89(0.491)	0.66(0.651)	-	1.66(0.145)	1.28(0.273)
f_{t-k}^r	0.98(0.433)	-	0.62(0.685)	1.84(0.106)	-	1.57(0.168)
s_{t-k}	4.46(0.000)	4.39(0.000)	-	2.68(0.023)	2.68(0.022)	-
시장조성자 중단 후 기간						
f_{t-k}^m	-	0.79(0.558)	0.98(0.433)	-	0.75(0.590)	0.87(0.505)
f_{t-k}^r	1.31(0.260)	-	1.50(0.190)	1.41(0.220)	-	1.60(0.161)
s_{t-k}	0.78(0.564)	0.76(0.582)	-	1.59(0.163)	1.61(0.157)	-
Chow 검정	1.66(0.042)	1.66(0.043)	1.73(0.032)	1.43(0.112)	1.42(0.115)	1.39(0.131)

하지만 표의 하반부에 제시된 시장조성 중단 후 기간에는 어느 설명변수도 다른 종속변수에 유의적인 정보이전 관계의 유의성을 확인하지 못했다. 이같은 결과는 시장조성자 중단 후 기간에 현물에 대해 미니선물과 원선물에 내포된 정보내용의 질은 모두 하락했으며,

14) 현물을 제외하고 원선물과 미니선물간의 정보이전효과를 식 (1)의 이변량 VECM으로 분석한 결과에서도 연속기간과 분리기간에 관계 없이 추정회귀계수의 부호의 일관성과 t-검정, F 통계치의 유의성을 확인할 수 없었다.

선물에 대한 현물의 정보 예측력도 소멸되었음을 제시하여 <표 2>의 분석결과를 일관적으로 재입증한다. Chow검정의 F통계치의 유의확률은 세 시장에서 모두 5%미만으로 나타나 시장조성자 중단으로 인해 시장간 정보이전관계에서 구조적 변동이 발생했다는 결과를 재확인한다.

표의 우측에 요약된 분리기간의 F검정 결과에서도 시장조성자 중단 전 기간에서는 s_{t-k} 만이 5% 수준에서 유의적인 결과를 보여 연속기간과 같이 현물에서만 추가적인 예측력이 존재함이 확인되었다. 하지만, 시장조성 중단 후 기간에는 세 변수간 정보이전효과가 소멸하여 미니선물과 대칭적 결과를 입증했다. 세 시장에서 Chow검정의 유의확률은 10%이상으로 나타나, <표 2>의 분리기간의 추정 결과와 달리 구조적 변동 효과는 유효하지 않았다.

3. 강건성 검정

현물의 변동성이 높을수록 선물시장 참여자들의 다양한 전략 실행과 이익 실현 기회가 증가하므로 정보유입이 활발해지며 현·선물간 정보이전이 활성화한다. 또한 시장조성자도 정보거래자들에게 노출되는 역선택위험(adverse selection risk)이 높아지므로, 이를 헤지하기 위해 활발하게 현물거래를 할 것이다. 따라서 현물 변동성이 높은 거래일을 통제하여, 시장조성 중단 전·후 기간의 정보이전효과의 특성을 분석한다. 현물의 변동성을 고려한 VECM은 연속기간의 시장조성 중단 전 기간과 시장조성 중단 후 기간의 일별 현물 수익률의 분포로부터 \pm 표준편차 $\times 2$ 를 벗어나는 범위의 수익률이 발생한 거래일을 고변동 거래일로 정하여 더미변수(h)를 부여한 식 (3)으로 추정한다.¹⁵⁾ 따라서 양 기간에서 고변동 거래일의 더미변수와 설명변수들이 곱해진 교호작용항(interaction term)의 추정회귀계수인 $\theta_1^{h,i}$, $\theta_2^{h,i}$, $\gamma_{1,k}^{h,i}$, $\beta_{2,k}^{h,i}$ 는 변동성이 높은 거래일과 일반 거래일에서 나타나는 양 시장간 정보이전의 효과의 차이를 제시한다.

$$f_t^i = \alpha_1^i + \theta_1^i \text{basis}_{t-1}^i + \sum_{k=1}^5 \beta_{1,k}^i f_{t-k}^i + \sum_{k=1}^5 \gamma_{1,k}^i s_{t-k}^i \quad (3)$$

$$+ h \times (\alpha_1^{h,i} + \theta_1^{h,i} \text{basis}_{t-1}^i + \sum_{k=1}^5 \beta_{1,k}^{h,i} f_{t-k}^i + \sum_{k=1}^5 \gamma_{1,k}^{h,i} s_{t-k}^i) + \epsilon_{1,t}^i$$

15) 제II장 1절의 표본기간의 변동성에서 시장조성중단 전 기간의 KOSPI200수익률의 표준편차가 시장조성중단 후 기간보다 유의적으로 높으므로, 전체 기간의 표준편차를 기준으로 고변동 거래일을 정할 경우에는 시장조성 중단 후 기간의 고변동 거래일수가 중단 전 기간의 고변동 거래일수보다 적다. 따라서 양 기간의 수익률 분포를 고려하여, 기간별 표준편차를 기준으로 고변동 거래일을 정했다.

$$s_t = \alpha_2^i + \theta_2^i basis_{t-1}^i + \sum_{k=1}^5 \beta_{2,k}^i f_{t-k}^i + \sum_{k=1}^5 \gamma_{2,k}^i s_{t-k}^i$$

$$+ h \times (\alpha_2^{h,i} + \theta_2^{h,i} basis_{t-1}^{h,i} + \sum_{k=1}^5 \beta_{2,k}^{h,i} f_{t-k}^{h,i} + \sum_{k=1}^5 \gamma_{2,k}^{h,i} s_{t-k}^{h,i}) + \epsilon_{2,t}^i$$

$i = m$ (미니선물), r (원선물)

<표 4> 현물 변동성을 고려한 선물과 현물간 정보이전변동 효과

2020.3.12.~2022.3.15일까지 기간에 대해 현물 변동성을 고려한 미니선물과 현물의 이변량 VECM(패널 A)과 원선물과 현물의 이변량 VECM(패널 B) 추정 결과이다. VECM에서 d 는 전체 거래일에서 고변동 거래일이면 1, 그 밖의 거래일이면 0인 더미변수이다. 표의 수치는 추정 회귀계수이며, *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적이다. F통계치는 종속변수의 상대적 시차설명변수들의 회귀계수의 F검정결과이며, 괄호안의 값은 유의확률(p-value)이다. Chow검정은 시장조성자 중단 전 기간과 중단 후 기간의 구조적 변동의 F검정결과로 괄호안의 수치는 유의확률이다.

	패널 A. 미니선물				패널 B. 원선물			
	시장조성자 중단 전 기간		시장조성자 중단 후 기간		시장조성자 중단 전 기간		시장조성자 중단 후 기간	
	f_t^m	s_t	f_t^m	s_t	f_t^r	s_t	f_t^r	s_t
$basis_{t-1}$	0.319	0.076	0.094	-0.040	0.384	0.141	0.138	-0.010
f_{t-1}^i	0.953**	1.140***	-0.293	0.073	0.820**	1.028***	-0.171	0.175
f_{t-2}^i	1.694***	1.606***	-0.143	-0.037	1.505***	1.419***	0.034	0.196
f_{t-3}^i	1.062**	0.985**	-0.096	-0.195	1.125***	1.010**	-0.027	-0.091
f_{t-4}^i	0.511	0.449	-0.323	-0.395	0.490	0.486	-0.303	-0.294
f_{t-5}^i	0.112	0.077	-0.546	-0.549*	0.064	0.074	-0.770**	-0.781**
s_{t-1}	-1.091***	-1.263***	0.333	-0.007	-0.963**	-1.152***	0.202	-0.107
s_{t-2}	-1.629***	-1.540***	0.046	-0.058	-1.448***	-1.358***	-0.132	-0.289
s_{t-3}	-1.041**	-0.965**	0.010	0.121	-1.112***	-0.993**	-0.050	0.034
s_{t-4}	-0.496	-0.422	0.288	0.370	-0.458	-0.450	0.265	0.270
s_{t-5}	-0.022	-0.002	0.547	0.552*	0.034	0.006	0.779**	0.792**
F 통계치	3.33 (0.006)	3.70 (0.003)	0.76 (0.580)	0.68 (0.639)	2.75 (0.019)	3.05 (0.011)	1.24 (0.291)	1.43 (0.215)
d	-0.134**	-0.162***	-0.038***	-0.037***	0.093**	0.106**	-0.039***	-0.037***
$d \times basis_{t-1}$	54.361***	62.098***	-27.968*	-26.266*	25.860***	27.550***	-18.098	-15.416
$d \times f_{t-1}^i$	55.903***	62.977***	-15.127	-13.348	42.136***	45.377***	-8.430	-6.373
$d \times f_{t-2}^i$	30.149***	32.796***	-3.296	-1.091	2.957	0.637	3.915	6.450
$d \times f_{t-3}^i$	76.885***	89.394***	-15.162	-13.273	5.399	4.237	-5.943	-3.237
$d \times f_{t-4}^i$	86.962***	101.068***	-13.418	-12.302	36.052***	39.338***	-8.275	-6.288
$d \times f_{t-5}^i$	31.943***	35.005***	-0.650	-0.142	41.984***	45.751***	1.749	2.381
$d \times s_{t-1}$	-58.121***	-65.419***	13.440	11.619	-39.521***	-42.118***	7.069	5.047
$d \times s_{t-2}$	-33.215***	-36.671***	1.438	-0.888	4.441	7.744	-5.658	-8.183
$d \times s_{t-3}$	-85.420***	-99.993***	14.426	12.620	-9.238	-9.091	4.952	2.238
$d \times s_{t-4}$	-76.417***	-88.677***	15.629	14.488	-32.958***	-35.952***	9.829	7.745
$d \times s_{t-5}$	-27.296***	-29.201***	1.415	0.977	-44.728***	-48.658***	-0.959	-1.524
F 통계치	12.63 (0.000)	10.9 (0.000)	6.09 (0.000)	8.17 (0.000)	14.89 (0.000)	14.04 (0.000)	6.86 (0.000)	8.09 (0.000)
Chow 검정			5.72 (0.000)	6.22 (0.000)			5.73 (0.000)	6.38 (0.000)

<표 4>에는 현물시장의 변동성을 고려한 좌측의 미니선물(패널 A)과 우측의 원선물(패널 B)의 시장조성자 중단 전·후 기간에 대해 식 (3)으로 추정한 결과가 제시된다. 표의 상반부는 일반 거래일의 정보이전효과의 추정결과이며, 하반부는 더미변수와 설명변수의 교호항의 추정결과이다. 표 좌측 패널 A의 미니선물과 현물로 구성된 VECM에서 시장조성자 운영 중단 전 기간의 더미변수의 회귀계수는 -0.134과 -0.162로 각각 5%와 1% 수준에서 유의적으로 나타났다. 이결과는 변동성이 높은 거래일에 하방 변동성이 상방 변동성을 지배했음을 설명한다. 시장조성자 운영 기간동안 일반 거래일의 f_{t-k}^m 과 s_{t-k} 의 회귀계수는 5시차까지 상반된 부호로 추정되었으며, 이는 <표 2>의 결과와 동일하다. 5% 수준에서 확인된 통계적 유의성은 3시차까지로 제한되었으며 4~5일 전의 정보는 이전되지 않았지만, 결합귀무가설에 대한 F검정결과는 미니선물과 현물에서 모두 1% 수준에서 유의적으로 나타났다.

하반부에서 베이스스와 더미변수의 교호항의 회귀계수는 1% 수준에서 음의 값으로 추정되었으며, 이는 변동성이 높을 때 현물과 미니선물간 가격조정효과가 강하게 작용함을 의미한다. 더미변수와 시차 변수간 교호항의 추정회귀계수는 고변동 거래일과 일반 거래일의 정보이전효과의 차이를 의미한다. 현물과 미니선물의 5시차까지의 교호항의 회귀계수들은 모두 두 자리 이상의 수치로 1% 수준에서 유의적이며, 부호는 일반 거래일의 회귀계수의 추정치의 부호와 동일하다. 이는 현물가격의 변동성이 높은 거래일에는 일반 거래일보다 정보이전효과가 강하게 반영됨을 증명한다. 시장조성자 운영 기간동안에 일반 거래일의 $f_t^m \rightarrow s_t$ 와 $s_t \rightarrow f_t^m$ 의 성립 여부에 대한 F검정 결과에서는 공통적으로 1% 수준에서 유의적으로 확인되었으며, 고변동 거래일과 일반 거래일간 정보이전효과의 차이에 대한 F검정 결과도 모두 1% 수준에서 유의적이다. 따라서 시장조성 운영 기간동안 현·선물시장간 정보이전은 현물시장의 가격변동과 무관하게 상호 피드백관계($f_t^m \leftrightarrow s_t$)가 지속되었음을 제시한다.

반면, 시장조성자 중단 후 기간에서 정보이전과 관련한 효과에서는 통계적 유의성이 발견되지 않았다. 표의 상반부의 일반 거래일에서 5% 수준의 유의적인 회귀계수는 전무하며, F검정 결과의 유의확률도 비유의적이다. 이같은 결과는 <표 2>의 시장조성자 중단 후 기간에서 통계적 유의성이 미확인된 결과와 일관성을 보인다. 표의 하반부에서 베이스스의 교호항만 10% 수준에서 유의적일뿐, 시차변수 교호항의 회귀계수는 현물이나 미니선물에서 유의성이 발견되지 않았다. 이와 같은 결과는 시장조성자 중단 후 기간에 변동성이 높은 거래일이라도, 현물과 선물에서는 통계적으로 유의적인 정보이전효과를 보여주지 못한다. 이 결과가 요약되어 증명하는 결과는 F검정에서 확인된다. 현물과 선물의 현물과 선물에서 고변동 거래일과 일반 거래일간 정보이전효과의 차이에 대한 F검정 결과는 1% 수준에서

유의적이다. 양 기간 정보이전효과에 대한 구조적 변동에 대한 차이의 Chow 검정 결과도 1% 수준에서 유의적으로 나타나, <표 2>의 결과와 일관성을 유지했다.

패널 B의 원선물에서 현물의 고변동 거래일을 고려한 현·선물간 정보이전효과는 우측에 제시된다. 시장조성자 운영 기간동안 원선물과 현물의 고변동 거래일의 더미변수는 각각 0.093과 0.106으로 5% 수준에서 유의적으로, 미니선물과 반대로 상방 변동성이 하방 변동성보다 높았다. 시장조성자 운영 기간에서 일반 변동성 거래일의 f_{t-k}^r 과 s_{t-k} 는 모두 3시차까지 1% 또는 5% 수준에서 유의적으로 추정되어 좌측의 미니선물의 정보이전효과의 지속기간과 동일하다. 원선물에 대한 현물의 정보이전의 F검정의 유의확률은 0.019이며, 원선물에 대한 현물의 정보이전의 F검정 결과의 유의확률은 0.011로, 양 시장간에는 미니선물과 같이 상호피드백관계가 성립했다. 하반기의 고변동 거래일에서 정보이전효과의 영향력의 추정결과를 보면, 미니선물과 같이 베이스스의 교호항의 회귀계수는 1% 수준에서 음의 값으로 추정되었다. 1% 수준에서 통계적 유의성이 확인된 시차설명변수의 교호항의 회귀계수의 시차는 1,4,5시차로 모두 두자리 수로 미니선물에 비해 정보이전의 지속성은 제한적이지만 F검정으로는 여전히 유의적이었다.

시장조성자 중단 후 기간의 일반 거래일에서 5% 수준의 유의적인 회귀계수는 원선물과 현물의 5시차에서만 확인되었지만, F검정 결과에서는 비유의적이다. 이같은 결과는 좌측의 미니선물과 같은 결과이다. 또한 고변동 거래일에서는 베이스스는 물론, 시차변수 교호항의 회귀계수는 현물이나 원선물에서 유의성이 전혀 발견되어 미니선물의 추정결과와 질적으로 유사한 결과로 해석되었다. 양 기간 정보이전효과에 대한 구조적 변동에 대한 차이의 Chow 검정 결과도 1% 수준에서 유의적으로 나타나, 미니선물의 정보이전효과와 대칭적 결과를 보였다.

IV. 결 론

본 연구는 2021년 3월에 중단된 KOSPI200미니선물시장의 시장조성자의 중단이 연계시장의 유동성과 시장간 정보이전관계에 미친 영향을 실증적으로 분석했다. 구체적으로, 시장조성자가 운영된 미니선물과 현물간 정보이전관계에 미친 직접 영향뿐만 아니라, 원선물과 현물간 정보이전관계의 변동도 분석하여 시장조성 중단이 간접 효과를 분석했다. 선행연구는 시장조성자의 도입에 따른 유동성 제고 효과 검증에 집중된 반면, 본 연구에서 선정한 사례인 시장조성자의 중단 조치는 대다수의 선행연구에서 분석 사례인 도입 정책과 상반되는 이례적 성격의 이벤트이므로, 시장조성자 기능의 실효성을 재검증할 수 있다는

점에서 연구의 차별성을 가진다.

주요한 실증 분석결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 시장조성 중단 후 기간의 미니선물의 거래대금과 거래량을 포함한 유동성은 중단 전 기간에 대비하여 유의적으로 위축되었으며, 시장조성자가 포함된 기관이 대폭적인 거래활동의 감소를 주도했다. 또한 미니선물의 거래위축과 더불어 원선물과 현물의 거래활동도 급감하여, 시장조성중단은 선물뿐만 아니라 거래와 연계된 현물의 유동성 변동에도 영향을 미쳤음을 시사한다. 둘째, 미니선물의 유동성 급감을 수반하여 시장조성 중단 전 기간에 활발하게 작동했던 선물시장과 현물시장간 정보이전관계는 중단 후 기간에 유의적인 관련성이 발견되지 않았다. 시장조성 중단 전 기간에 미니선물과 현물간의 관계는 동일 과거 시차에서 유의적인 양방향적 피드백 관계가 확인되었으며, 원선물과 현물간의 정보이전관계도 질적으로 유사한 결과를 보였다. 특히, 시장조성 중단후 기간에는 미니선물, 원선물, 현물의 세 시장의 상호 연계성 관계가 단절되어 정보이전효과의 질적 수준이 저하된 구조적인 변동이 확인되었다.

시장조성자의 존재는 거래자의 군집성(congregation)을 높여 시장의 유동성을 향상 시키면서 시장의 전체 질적 수준을 제고하는 네트워크 효과 창출에 있다. 본 연구의 실증결과는 유동성 규모만이 주요 기준인 현행 파생상품의 시장조성대상 종목 선정 정책의 재검토가 필요하며, 시장조성자 운영 정책이 유동성 창출과 아울러 시장간 연계성의 질적 수준에 미칠 영향을 고려하여 수립되어야 할 유의점을 조명한다.

참 고 문 헌

- 강태훈, “고빈도 경쟁시장에서 시장조성자제도의 의무·보상기준 개선방향”, 재무연구, 제32권 제4호, 2019, 607-650.
- 금융위원회, 『시장조성자제도 개선 및 불법공매도 적발 강화를 통해 자본시장의 신뢰를 제고하겠습니다』, 보도자료, 2020.
- 김도완, “유동성 공급자와 KOSPI200 ETF의 가격오차 현상”, 한국증권학회지, 제47권 제4호, 2018, 579-605.
- 김석진, 권혁도, 신동훈, 배현민, 정희승, “미니지수선물 상장의 타당성 및 과급효과에 관한 연구”, KRX market 114호, 2014, 30-92.
- 박수철, 우민철, “ETF 시장에서 유동성공급자는 정보 우위에 있는가?”, 경영연구, 제34권 제4호, 2019, 1-28.
- 우민철, “ETN 시장에서의 유동성공급자 간 차이”, 자산운용연구, 제3권 제2호, 2015, 1-18.
- 이우백, “KOSPI200 원선물과 미니선물의 가격발견 기능 비교 분석”, 선물연구, 제24권 제4호, 2016, 557-589.
- 이우백, “KOSPI200 옵션과 미니옵션 페어트레이딩(Pairs Trading)전략의 수익성 분석”, 선물연구, 제26권 제1호, 2018, 115-151.
- 이우백, “주식선물시장의 가격발견 효과 분석”, 선물연구, 제26권 제4호, 2018, 425-463.
- 이우백, “주식시장 시장조성자의 유동성 제고의 실효성 분석”, 한국증권학회지, 제51권 제1호, 2022, 27-62.
- 이우백, “코스피200 파생상품 거래승수 인하의 시장 유동성에 대한 영향력 분석”, 재무관리연구, 제39권 제2호, 2022, 21-60.
- 정재만, 이우백, “한국 주식시장 유동성 공급자(LP)의 성과 분석”, 재무관리연구, 제39권 제4호, 2022, 219-249.
- 최영수, 권은지, “ELW시장의 LP거래 체결패턴 분석”, 금융공학연구, 제17권 제3호, 2018, 1-27.
- 최영수, 주상룡, 이원창, “ELW LP 평가제도에 변동성 활용방안”, 한국증권학회지, 제41권 제1호, 2012, 125-151.
- 최 혁, 우민철, “ELW 시장에서의 유동성공급자 간 차이”, 한국증권학회지, 제39권 제2호, 2010, 161-190.
- 최 혁, 우민철, “유동성공급자 제도의 도입 효과 분석: ELW 시장을 대상으로”, 한국증권학회지, 제40권 제1호, 2011, 19-55.
- Chung, H., H. J. Sheu, and S. Hsu, “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), 742-754.
- Eldor, R., S. Hauser, B. Pilo, and I. Shurki, “The Contribution of Market Makers to the Efficiency of Options Trading in Electronic Exchange,” *Journal of Banking and Finance*, 30, (2006), 2025-2040.
- Hasbrouck, J., “Intraday Price Formation in US Equity Index Markets,” *Journal of Finance*, 58, (2003), 2375-2400.
- Huang, R. D. and H. R. Stoll, “Is it Time to Split the S&P 500 Futures Contract?,” *Financial Analyst Journal*, 53, (1998), 23-35.
- Karagozoglu, A. K. and T. Martell, “Changing the Size of a Futures Contract: Liquidity and Microstructure Effects,” *Financial Review*, 34, (1999), 75-94.
- Kurov, A. and D. J. Lasser, “Price Dynamics in the Regular and E-mini Futures Markets,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, (2004), 365-384.
- 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), 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), 689-707.
- McMillan, D. G. and R. Q. Garcia, “Efficiency of the IBEX Spot-Futures Basis: The Impact of the Mini-Futures,” *Journal of Futures Markets*, 28, (2006), 398-415.
- Pavabutr, P. and P. Chaihetphon, “Price Discovery in the Indian Gold Futures Market,” *Journal of Economics and Finance*, 34, (2010), 455-467.
- Tao, L. and F. M. Song, “Do Small Traders Contribute to Price Discovery? Evidence from the Hong Kong Hang Seng Index Markets,” *Journal of Futures Markets*, 30, (2010), 156-174.
- Tse, Y. and J. Xiang, “Market Quality and Price Discovery: Introduction of the E-mini Energy Futures,” *Global Finance Journal*, 16, (2005), 164-179.
- Tse, Y. and T. Zobotina, “Do Designated Market Makers Improve Liquidity in Open-Outcry Futures Markets?,” *Journal of Futures Markets*, 24, (2004), 479-502.
- 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), 224-237.

<부록>

<부표> 시장조성운영 중단 전·후 미니선물과 원선물의 이중차분검정

미니선물시장에서 시장조성자 운영의 중단 전 기간인 2019.11.20~2021.3.12일까지 기간과 시장조성자가 중단된 기간인 2021.3.15~2022.6.30일까지 기간의 투자주체별 미니선물시장 - 원선물시장의 거래량과 거래대금의 기간별 일평균과 일평균 변동(A-B)의 통계적 유의성을 제시한다. 기간별 일평균 옆의 괄호안 값은 투자주체별 미니선물시장 - 원선물시장의 거래량과 거래대금 비중의 기간별 일평균이다. t-검정은 일평균 거래규모와 비중 차이에 대한 t-통계치이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의하다.

투자주체	시장조성 중단 전 (B)		시장조성 중단 후 (A)		차이(A-B)			
	거래량	비중	거래량	비중	거래규모	t-검정	비중(%p)	t-검정
거래량 (계약)	기관	1,404 (13.99)	-19,651 (-3.98)	-21,055	-9.84***	-17.97	-42.90***	
	금융투자	14,394 (17.40)	-10,976 (-1.13)	-25,370	-16.99***	-18.53	-52.05***	
	보험	-1,172 (-0.26)	-846 (-0.21)	326	1.56	0.05	1.53	
	투신	-7,747 (-1.98)	-5,937 (-1.97)	1,810	3.05***	0.01	0.10	
	은행	-202 (-0.05)	-240 (-0.09)	-38	-1.95*	-0.04	-7.40***	
	기타금융	-38 (-0.01)	-37 (0.03)	1	0.04	0.04	3.39***	
	연기금	-3,832 (-1.11)	-1,615 (-0.62)	2,217	18.77***	0.49	18.59***	
	기타법인	-4,004 (-0.76)	-2,371 (-0.36)	1,633	8.84***	0.40	8.14***	
	개인	-49,646 (-7.21)	-28,552 (6.39)	21,095	8.88***	13.60	30.60***	
	외국인	-134,290 (-6.03)	-113,159 (-2.05)	21,131	3.41***	3.97	11.19***	
전체	-186,537	-	-163,732	-	22,804	2.39**	-	
거래대금 (억원)	기관	-23,191 (13.99)	-22,950 (-3.98)	241	0.14	-17.97	-42.90***	
	금융투자	-13,089 (17.40)	-14,436 (-1.13)	-1,347	-1.27	-18.53	-52.05***	
	보험	-906 (-0.26)	-827 (-0.21)	79	0.43	0.05	1.53	
	투신	-6,077 (-1.98)	-5,759 (-1.97)	318	0.62	0.01	0.10	
	은행	-150 (-0.05)	-224 (-0.09)	-75	-5.11***	-0.04	-7.40***	
	기타금융	-49 (-0.01)	-114 (0.03)	-65	-8.26***	0.04	3.39***	
	연기금	-2,921 (-1.11)	-1,590 (-0.62)	1,330	14.51***	0.49	18.59***	
	기타법인	-4,418 (-0.76)	-3,023 (-0.36)	1,395	5.53***	0.40	8.14***	
	개인	-51,139 (-7.21)	-51,305 (6.39)	-166	-0.11	13.60	30.60***	
	외국인	-167,265 (-6.03)	-164,020 (-2.05)	3,245	0.60	3.97	11.19***	
전체	-246,037	-	-241,321	-	4,716	0.60	-	

The Impact of the Abolition of Market Makers in Mini Futures on the Liquidity and Information Transmission*

Woo-baik Lee**

〈Abstract〉

This study empirically analyzed the impact of the abolition of market makers on March 2021 in the KOSPI200 mini futures market on the liquidity of related markets and information transmission. The main findings are as follows. First, after the abolition of market making system, liquidity of mini futures decreased significantly compared to the period before the abolition, and institutions including market makers led a significant decrease in trading activities. In addition to the contraction of the trading activities of mini futures, the liquidity of regular futures and spot market also concurrently decreased, implying that the abolition of market maker affected not only mini futures but also liquidity of spot linked to futures. Second, there was no significant interrelationship between the futures and spot market after abolition of market makers. A significant feedback relationship was evident between the mini futures and the spot market during the operation of market makers and the information transmission of the regular futures to the spot market was also as effective as that of the mini futures. These overall empirical results suggest that the policy of market makers in derivatives, of which only liquidity size is currently the main criterion, needs to be modified and should be established in consideration of the impact on the quality of intermarket connectivity.

Keywords : Mini Futures, Market Maker, Information Transmission, Liquidity, Error Correction Model

* This work was supported by the academic grant funded by Korea National Open University in the first quarter of 2021.

** Professor, Department of Management, Korea National Open University, E-mail: datalover@knou.ac.kr