

외국인의 고빈도 IOC 주문은 정보기반거래인가? KOSPI 200 옵션을 중심으로*

¹ 최 병 욱**

<요 약>

본 연구에서는 KOSPI 200 지수옵션시장을 대상으로 특별주문 중 하나인 IOC (immediate-or-cancel) 주문의 특성과 정보성을 조사하였다. 2019년 5월부터 2020년 9월까지 지수옵션의 호가자료와 체결자료를 분석하여 얻은 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 거래량의 56%가 IOC 주문을 통해 체결되었고, 이중 99%는 외국인투자자가 실행한 것이며, 고빈도매매(HFT)를 통한 동시다발적 동반매매(herding)의 형태를 보이고 있다. 둘째, 전체 체결량의 26%를 차지하는 개인투자자가 IOC 주문의 거래상대방으로는 38%의 점유율을 나타내, 개인투자자의 주문특성이 IOC 주문을 유인하는 여러 요인 중 하나인 것으로 보인다. 셋째, IOC 매매의 가격충격(price impact)은 일반매매에 비해 더 컸지만 정보거래확률(PIN)은 낮게 나타났다. 그 이유는 IOC 매매를 실행한 정보거래자의 주문 강도가 일반매매에 비해 높았지만, 비정보거래자의 주문 강도 또한 높았기 때문으로 풀이된다. 결론적으로 KOSPI 200 지수옵션시장에서 IOC 주문이 일반주문에 비해 더 많은 사적 정보를 기반으로 실행된 것이라고 단정하기 어렵고, 오히려 주문집계장(limit order book)의 주문흐름을 이용한 알고리즘거래에 더 가깝다는 점을 시사한다.

주제어 : 시장미시구조, IOC 주문, 정보거래확률(PIN), 고빈도거래(HFT), 옵션

논문접수일 : 2022년 07월 14일 논문수정일 : 2022년 07월 29일 논문재확정일 : 2022년 07월 30일

* 이 논문은 2021년도 한국거래소 연구비 지원에 의한 논문임. 본 논문에 대해 유익한 조언을 해주신 두 분의 익명 심사위원과 정재만 편집위원장께 감사드립니다.

** 건국대학교 경영대학 경영학과 교수, E-mail: bwchoi@konkuk.ac.kr

I. 서론

호가유형의 하나인 IOC(immediate-or-cancel)주문은 주문조건을 충족하는 재고수량이 주문집계장(limit order book)에 존재할 경우 주문수량 한도 내에서 즉시 체결되고, 주문조건을 충족하는 재고가 없거나 부족하여 체결되지 않고 남은 잔량은 즉시 취소 처리되는 주문으로서 이를 즉시 집행 후 잔량 취소주문 또는 FAK(Fill-and-kill) 주문이라고도 부른다. 이와 유사한 특별주문으로 FOK(Fill-or-kill) 주문이 있는데 이는 주문조건을 충족하는 재고가 주문량과 같거나 이보다 많을 경우에만 전량 체결시키되 1개라도 부족할 경우 전체주문량을 모두 취소시키는 주문이다. IOC와 FOK 주문은 특별주문(special order)으로 분류되며 2004년 1월부터 한국거래소에 도입되었다.

일반적으로 지정가주문으로 호가를 낼 경우 체결되지 않은 미체결 수량은 추후 정정 또는 취소주문을 내기 전까지 주문집계장에 반영되어 거래상대방을 기다린다. 하지만 IOC 주문은 이와 다르게 주문가격과 미체결수량이 주문집계장에 반영되지 않아 다른 투자자

들에게 공개되지 않으며 미체결 주문잔량이 의도하지 않은 시장상황에 의해서 체결되는 가능성(예를 들어 picking-off)도 미연에 방지할 수 있다는 특징이 있다. 일반적인 지정가

주문의 경우 주문가격으로 체결되지 않더라도 이후 체결상대방이 나타날 때까지 주문집계장에 기록되어 추후 체결이 가능할 수도 있는 반면, IOC 주문의 경우 반드시 주문시점에만 해당 주문가격이 유효하다는 측면에서 IOC 주문자에게는 시장상황과 거래상황에 대한 실시간 모니터링 능력과 신속한 주문능력(low latency)이 일반주문자보다도 더 요구된다. 이러한 이유로 IOC 주문이 고빈도거래를 기반으로 활용되고 있다는 점은 매우 자연스러운 현상이라 볼 수 있다. 아울러 IOC 주문의 중요한 특징 중의 하나는 유동성소비형이라는 점이다. IOC 주문자는 주문집계장에 남아 있는 재고에 대한 일방적인 소비자이다. IOC 주문은 단 1계약의 유동성도 공급할 수 없는 주문이다. 왜냐하면 주문자의 주문조건을 충족되는 기존의 주문집계장 재고를 소비만 할 뿐, 충족하지 않고 남은 주문자의 미체결수량은 자동으로 즉시 취소되어 주문집계장에 전혀 기록되지 않기 때문이다.

본 연구에서는 2019년 5월부터 2020년 9월까지의 표본기간동안 KOSPI 200 주가지수옵션

시장에서 기록된 최근월물 지수옵션의 호가자료와 체결자료를 통해 IOC 주문의 현황을 분석하였다. 그 결과 IOC 주문에 의해 체결된 옵션거래량이 전체 체결량의 절반 이상인 56%를 차지하였고, 또한 대부분 외국인 투자자들이 주도하는 것으로 나타났다. 구체적으로 IOC 매매의 99.7%는 외국인 투자자가 실행한 것이었고 국내의 기관과 개인투자자의 비중은 모두 더해도 0.3%에 불과하여 외국인 투자자의 편중이 매우 심한 것으로 드러났다.

본 연구의 목적은 지수옵션시장에서 외국인투자자가 전적으로 주도하는 IOC 주문이 사적정보를 기반으로 하는 거래인지 여부를 조사하는 것이다. IOC 주문이 2004년 한국거래소에 도입된지 많은 기간이 경과되었지만 외국인투자자만이 이 거래를 거의 독점적으로 활용

한다는 점과 전체 체결량의 절반 이상이 IOC 주문에 의해 체결된다는 점, 그리고 한국거래소의 지수옵션 등 파생상품시장에서 외국인투자자가 높은 수익을 실현하고 있다는 점(Lee, 2015)을 종합해볼 때 IOC 주문의 실행자가 정보거래자인지 여부를 알아보는 것은 매우 당연한 수순일 것이다.²

주가지수 파생상품에 사적 정보를 보유한 거래자가 존재하는지에 관해 Schlag and Stoll(2005)은 지수선물에는 정보기반거래가 존재하는 반면 지수옵션에는 존재하지 않는다고 주장하였고, Erenburg, Kurov, and Lasser(2006)은 지수선물에 정보거래가 존재한다고 보고하였다. 또한 Ahn, Kang, and Ryu(2008)와 Lee(2015)는 각각 KOSPI 200 옵션시장과 선물시장에서 외국인투자자가 상대적인 정보우위에 있다고 주장하였다. 하지만 Hendershott and Riordan(2013)과 Lee(2015)가 지적한 바와 같이 외국인 고빈도거래자의 우위가 반드시 구체적인 사적 정보를 기반으로 할 필요는 없다고 보았다. 예를 들어 주문흐름을 분석하여 시장가격이 시장효율성에 위배되는 가격으로 이탈하는 순간을 포착하고 그 차이를 이익으로 전환하는 거래 알고리즘과 빠른 주문시스템을 갖추었다면 시장에서 남들보다 우위의 거래자가 될 것이다. 이러한 차원에서

² FOK 주문은 표본기간동안 총 135,011개의 주문이 제출되었다. 이 중에서 외국인투자자는 133,870개의 주문을 제출하였다. FOK의 비중은 주문건수 기준 전체주문의 0.009%에 불과하고 이 주문으로 인해 체결된 옵션계약수는 1,364개 밖에 되지 않아 본 연구에서는 고려하지 않는다. 참고로 Non-IOC 주문은 FOK 주문과 일반주문인데 FOK 주문의 비중이 워낙 작아 본 연구에서는 Non-IOC 주문과 일반주문을 혼용하여 사용한다.

본 연구는 한국의 지수옵션시장에서 외국인의 전유물인 IOC 주문이 거시경제정보 등 사적정보를 바탕으로 실행되는 것인지 아니면 주문흐름정보에 대한 분석을 토대로 실행되는 것인지 여부를 살펴보려 한다.

먼저 본 연구에서 파악한 IOC 주문의 특성을 정리하면 다음과 같다. 첫째, IOC 주문이 알고리즘 거래의 일종인 고빈도거래(HFT, high-frequency trading)를 통해서 활용되고 있었다. 대부분의 IOC 주문의 주문가격이 거래상대방의 최우선매수호가 또는 최우선매도

호가와 동일하였을 뿐 아니라, 최우선호가와 재고량을 반영한 동일한 주문가격과 주문 수량을 갖는 동일한 포지션을 취한 다수의 고빈도거래자가 거의 같은 시간대에 동시다발적으로 경쟁적으로 주문을 발생시키고 있었다. 주문의 시간차이가 최대 15ms(1밀리세컨은 1/1000초)

이고 주문가격과 거래 방향이 동일하며 연속해서 세 개 이상 발생한 IOC 매매를 IOC 동반매매

(IOC herding)라 정의한다면, 이 동반매매의 평균 길이가 7개이고 80% 이상에서 그 길이가 3개에서 9개 이내로 나타났으며, 길이가 30 이상인 IOC 동반매매도 전체의 1% 이내에서 발생하였다. 또한 주문시각이 동일한 동반매매도 빈번히 발생하고 있다는 점을 고려한다면 현재의 고빈도매매의 경쟁은 1ms의 영역을 이미 넘어섰고 마이크로세컨(micro-second) 단위의 속도경쟁으로 진입한 것으로 추정된다.

둘째, 전체 광역투자자³ 1,766개 가운데 분석 기간동안 IOC 주문을 통해 거래를 체결한 광역투자자는 100개 정도로 나타났다. 이중 상위 10개의 광역투자자가 전체 IOC 매매의 73%를 거래하고 있고, 전체 옵션체결량 중에서는 32%의 시장점유율을 차지하고 있으며, 옵션체결량의 70%를 IOC 주문으로 집행하고 있는 것으로 나타났다.

셋째, IOC 동반매매에서의 성공률, 즉 IOC 주문에서 최소한 1개 이상의 계약이 체결되는 성공비율은 등가격 콜옵션의 경우 2019년에는 15%이고 코로나 팬데믹 이후인 2020년에는 9% 정도로 감소하는 것으로 나타났다. 또한 상위 5개 광역투자자의 시장 점유율이 2019년 36%에서 2020년 45%로 증가하여 코로나 팬데믹 이후 독점적 지배력이 강화된 것으로 보인다.

본 연구에서 밝히고자 하는 또 다른 주요 연구과제는 IOC 주문의 정보력이 일반주문과 비교하여 차별적인 것인가의 여부이다. 이를 위해 본 연구에서는 IOC 주문의 가

³ 광역투자자의 정의는 제III장 제1절을 참고바람.

격충격(price impact)과 정보거래확률(PIN, probability of information-based trading)이 Non-IOC 주문, 즉 일반 주문에 비해 얼마나 다른지를 조사한다. 먼저 IOC 주문은 일반 주문에 비해 더 큰 가격충격을 보이는 것으로 조사되었다. 즉 IOC매수주문은 일반 매수주문에 비해 주문 직후 최우선호가의 평균값을 더 상승시키고 IOC매도주문은 이를 더 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 가격충격은 외가격, 등가격, 내가격순으로 높았고 만기일에는 급격히 증가하는 모습을 보이고 있다. 다만 가격충격은 콜옵션과 풋 옵션에 대해서는 차이가 없었고 주문 직후의 호가 관찰 시점을 1초에서 5초, 10초, 1분 및 5분으로 증가시켜도 그 결과에 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. IOC 주문이 일반 주문보다 더 높은 가격충격을 야기한 이유는, IOC 주문의 동시다발적 특성에서 찾아야 할 것이다. 앞서 기술했듯이 IOC 주문이 동반매매의 형태로써 다수의 거래자로부터 거의 동시에 발생되어 거래상대방측 최우선 호가의 잔고가 모두 체결되기 때문에 (즉, 매수직후 최우선우선매도호가 증가하거나 혹은 매도직후 최우선매수가격이 하락하여) 가격충격이 높게 나타나는 것이라고 짐작된다.

한편, Easley et al.(2002)의 모형을 토대로, IOC 주문으로 주도하여 체결된 옵션거래량과 IOC 주문이 아닌 일반주문이 주도하여 체결된 옵션거래량을 이용하여 각각 계산된 PIN을 비교한 결과 IOC 주문의 PIN이 일반주문과 비교하여 작은 값을 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 콜과 풋옵션 및 모든 머니니스에 대해 일관되게 나타났다. 따라서 IOC 주문이 일반주문에 비해 더 많은 사적정보를 기반으로 하여 발생한 주문이라고 단정하기 어려운 것으로 파악된다. 거래량을 일정한 기준으로 구분한 뒤 각각의 그룹에서 정보거래확률을 분석하는 연구는 Park et al.(2021)이 한국의 주식시장에서 기관, 개인, 외국인 등 투자자그룹별로 PIN을 계산한 바 있다. Park et al.(2021)이 체결 건에 대해 매수와 매도의 주도그룹을 기관, 개인, 외국인 등 세 가지로 분류하여 PIN을 계산했다면 본 연구에서는 IOC 주문 여부를 기준으로 거래를 분류하여 각각의 그룹에서 PIN을 계산했다는 차이점이 있다.⁴

학계에 보고된 IOC 주문에 대한 선행연구는 많지 않다. 호주의 주식시장을 대상으로 한 Duong et al.(2017)의 연구가 유일하다. 이 연구는 2009년 S&P/ASX 주식시장의 전체 체결량 중에서 IOC와 FOK 주문의 주도에 의해 체결된 거래량의 비율이

⁴ 한국의 주식시장을 대상으로 PIN을 분석한 연구로는 박종호, 엄경식(2008)과 최혁, 양철원(2006)의 연구가 있다.

11.45%를 차지하고 있고, 이들 주문이 일반주문보다 높은 가격충격을 보인다는 결과를 제시하였으며 이를 근거로 이들 주문에 정보력이 있는 것으로 파악하고 있다.

KOSPI 200 지수옵션시장에서 활발하게 이용되는 IOC 주문은 고빈도거래를 기반으로 하고 있다. 한국의 주식시장에서 발견된 구체적인 고빈도거래 형태는 Hasbrouck and Saar(2013)가 미국시장을 대상으로 최초로 제기하고 정재만 외 2인(2014)이 2009~2010년의 한국주식시장을 대상으로 분석하여 보고한 전략적 반복주문(strategic runs)이 있다. 전략적 반복주문이란 동일한 거래자가 매수(또는 매도)와 취소주문을 반복하여 발생시키는 것이다. 전략적 반복주문의 경우 주문들 사이의 최대 시차가 1초이고 주문량과 체결량 모두 전체에서 차지하는 비중이 10% 미만이라고 보고하고 있다. Lee(2015)는 한국의 지수선물시장에서 고빈도거래(HFT)가 시장에 미치는 영향을 분석하였는데, 2009~2010년의 표본기간에 대해 고빈도거래가 전체 주문량의 32%를 그리고 전체 체결량의 24%를 차지하는 것으로 보고하고 있다. 본 연구에서 제시한 IOC 동반매매는 주문간의 최대 시차가 15ms이고 또 HFT의 일부인 IOC 거래가 전체 체결량의 절반 이상을 차지한다는 점을 고려한다면 10년간의 분석기간 차이를 감안하더라도 옵션시장에서의 HFT 거래는 주식과 선물시장보다 매우 활발하게 실행되고 있음을 알 수 있다. 한국시장에서의 HFT에 대한 연구로는 이외에도 윤주영, 김강휘(2011), 우민철, 최혁(2013), 우민철, 이우백(2014), 박수철(2020)과 Kang et al.(2020)이 있지만 주로 HFT의 현황과 형태 및 HFT가 변동성과 스프레드 등 시장 품질에 미치는 영향, 또는 HFT의 활용 등에 대해 다루고 있고 IOC에 대한 연구는 찾아보기 힘들다. 해외문헌에서도 2010년 이후 HFT에 대해 활발한 연구가 발표되고 있지만 IOC 등 특별주문에 대한 연구는 Duong et al.(2017) 이외에는 찾아보기 어렵다.⁵

⁵ HFT에 대한 연구는 크게 세 가지로 분류할 수 있다. 첫째 분야는 이러한 트렌드에 따라 야기된 거래의 특징과 시장에 미치는 영향을 조사한 연구이고, 둘째 분야는 속도경쟁이라는 새로운 환경에서 적응하는 투자자의 새로운 주문행태에 관한 연구이고, 세 번째는 고빈도거래자와 빠른 주문속도의 거래자를 대상으로 한 수수료와 인위적인 처리지연 등의 각종 정책과 그것의 효과 등에 관한 연구이다. 빠른 주문과 고빈도매매가 시장에 긍정적인 영향을 미친다는 연구로는 Hasbrouck and Saar(2013), Brogaard et al.(2013), Menkveld(2013), Ammar and Hellara(2021)가 있다. Budish et al.(2015)은 HFT와 속도경쟁이 시장유동성을 악화시켰고, Foucault et al.(2015)은 속도우위를 갖는 정보기반거래자의 주문흐름의 변동성이 증가한다고 보고하였으며, Baron et al.(2019)과 Brogaard et al.(2014)은 고빈도거래자의 잦은 시장가

본 연구의 학문적 기여는 다음과 같다. 첫째, 2004년에 국내에 보급된 이래 아직까지 국내 산업과 학계에 생소한 IOC 주문의 사용현황과 영향을 처음으로 제시하고 분석하였으며, 아울러 IOC 주문이 고빈도매매의 주요 거래기법의 하나로 사용되었음을 밝혔다. 둘째, 한국의 지수옵션시장에서 IOC 주문이 다수의 고속주문거래자(Low latency trader, LLT) 또는 고빈도거래자로부터 동시에 발생하는 동반매매 현상을 발견하였다는 점이다. 셋째, 본 연구는 미시시장구조이론(market microstructure theory)에 대한 연구의 주요 흐름에서, IOC 매매의 정보성 유무를 Easley et al.(2002)이 제시한 정보거래확률모형을 통해 분석하여 PIN의 응용 범위를 확장시켰다는 점이다. 마지막으로 한국의 지수옵션시장에서 외국인이 타 투자그룹에 비해 상대적인 우위를 점할 수 있는 이유 중의 하나로써 정교한 주문흐름분석 알고리즘과 빠른 주문시스템에 기반을 두었다는 주장을 뒷받침하는 새로운 근거를 제시하였다는 점이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 데이터 및 IOC의 거래현황을 기술하고, 제III장에서는 IOC 동반매매를 분석하며 제IV장에서는 IOC 주문의 가격충격을 조사한다. 제V장에서는 정보거래확률모형을 이용하여 IOC 주문이 정보기반거래인지 분석하고 제VI장에서는 결론과 시사점을 기술한다.

II. 데이터 및 거래현황

본 연구에서 사용하는 데이터는 한국거래소 정보데이터시스템에서 유료로 제공받은 것으로서 2019년 5월부터 2020년 9월까지의 기간에서 3월, 6월, 9월, 12월 만기물이고 잔존만기 30일 이내인 KOSPI 200 주가지수옵션의 호가 및 체결데이터이다. 호가데이터에는 매 주문에 대해 종목코드와 호가접수시각 및 호가번호, 호가수량, 호가가격, 매

주문으로 인해 가격충격이 증가하는 등 시장에 부정적인 영향을 끼쳤다고 분석한다. 고빈도거래의 특성에 관한 일반적인 연구로서는 Avellaneda and Stoikov(2008), Carrion(2013), Hagstromer and Nordern(2013), Stoll(2014), Chung and Lee(2016), Foucault et al.(2016), Kirilenko et al.(2017), Korajczyk and Murphy(2019), Kang et al.(2020)이 있고, 고빈도거래자의 유형별 수익성을 분석한 연구로는 Baron et al.(2012)이 있으며, 속도경쟁과 고빈도거래가 거래자의 주문행태에 미치는 영향을 분석한 논문으로는 Hoffmann(2014), Foucault et al.(2016), Park and Ryu(2019) 등이 있다.

도 및 매수 1단계에서부터 5단계까지의 호가가격 및 호가잔량, 호가유형(시장가, 지정가 등) 및 호가조건코드(IOC, FOK 주문 여부), 그리고 국가코드, 외국인투자자구분코드, 투자자구분코드, 회원사번호, 지점번호 등이 기록되어 있다. 또한 체결데이터에는 매 체결건에 대해 종목코드, 체결시각, 체결번호, 체결가격, 체결수량, 매도(매수)호가접수시각, 매수(매도)호가접수번호 및 매수자(매도자)의 호가 정보 및 투자자정보가 수록되어 있다. 이 데이터로부터 모든 주문과 체결 건에 대해 IOC 주문 여부를 파악할 수 있고, 모든 체결 건에 대해 매수주도와 매도주도 여부 및 거래주체를 파악할 수 있다.

<표 1>은 표본기간 중 접속매매시간인 오전 9시 직후부터 오후 3시 35분(만기일에는 오후 3시20분) 직전까지 발생한 KOSPI 200 지수옵션에 대한 전체 주문에 대해서 IOC 및 비IOC의 주문유형을 분류하여 정리한 것이다. 전체 주문건수 중 IOC 주문건수의 비율은 35.45%이고, Non-IOC 즉, 일반주문건수의 비중은 64.55%로 나타났다. IOC 주문비중은 매수와 매도 간에 큰 차이가 없었다. 다만 IOC의 경우 시장성주문(marketable order)의 비율(1.78%)이 Non-IOC 시장성주문의 비율(1.36%)보다 약간 높았다. 이는 IOC 주문의 경우 시장의 방향성에 대한 자신감이 일반주문보다 크다는 것을 시사한다. 여기서 시장성주문은 시장가주문(market order)과 시장가체결가능지정가주문(marketable limit order)을 모두 포함한다.

<표 1> 주문유형별 분류

아래 표는 2019년 5월 14일부터 2020년 9월 10일까지의 거래일 중 만기월이 3월, 6월, 9월, 12월이고 잔존만기 30일 이내인 KOSPI 200 옵션의 호가데이터를 분석하여 정리한 것이다. 표의 비율은 IOC 주문과 Non-IOC 주문을 제출한 주문수를 기준으로 계산한 값이다. 표에서 시장성주문은 시장가주문과 거래상대방의 최우선매도(매수)호가보다 같거나 높은(낮은) 매수(매도)호가의 지정가주문을 의미한다.

매수 주문		
	IOC 주문	Non-IOC 주문
시장성주문	0.89%	0.65%
최우선매수호가보다 높은 호가	1.94%	3.03%
최우선매수호가	5.63%	10.04%
최우선매수호가보다 낮은 호가	0.94%	4.45%
취소 주문	8.69%	14.29%

매도주문		
------	--	--

	IOC 주문	Non-IOC 주문
시장성주문	0.89%	0.71%
최우선매도호가보다 낮은 호가	1.87%	3.03%
최우선매도호가	5.32%	10.14%
최우선매도호가보다 높은 호가	0.95%	4.13%
취소주문	8.32%	14.09%
합 계	35.45%	64.55%

<표 2>는 투자자 유형과 IOC 주문 여부를 구분하여, 표본기간 중 발생한 옵션주문량과 체결량을 정리한 것이다. <표 2>의 패널 A에 의하면, IOC 주문의 99%가 외국인 투자자에 의해 발생한 것이고 나머지 1%가 국내의 개인과 기관투자자가 발생시킨 것이다. <표 2>의 패널 B는 투자자 유형별로 IOC 및 비IOC 주문에 의한 체결량을 정리한 것이다. 체결량 기준으로는 IOC의 비율이 전체 체결량 중 55.89%를 차지하여 절반 이상의 거래가 IOC 주문을 통해서 체결되는 것으로 나타났다. 또한 전체 IOC에 의한 옵션 체결량 중 외국인 거래의 비중은 99.7%에 달하고 있다. 또한 국내 기관투자자와 개인투자자가 IOC보다는 거의 대부분 Non-IOC 주문을 통해서 거래를 체결하는 반면 외국인투자자는 Non-IOC 주문보다 IOC 주문을 3.5배(=55.71%/15.73%) 더 많이 사용하는 것으로 나타났다.

<표 2> 투자자 유형별 주문건수 및 체결량의 분류

아래 표는 2019년 5월 14일부터 2020년 9월 10일까지의 거래일 중 만기월이 3월, 6월, 9월, 12월이고 존만기 30일 이내인 KOSPI 200 옵션의 호가데이터와 체결데이터를 토대로, IOC와 Non-IOC 주문 각각에 대해 기관, 개인 및 외국인투자자의 주문건수와 체결량을 각각 정리한 것이다. 패널 B에서 체결량의 단위는 옵션계약이다.

패널 A: 주문건수 기준

	IOC		(%)	Non-IOC		(%)
	매수	매도		매수	매도	
기관투자자	84,221	119,827	0.01	16,349,044	17,808,580	2.42
개인투자자	4,039,711	281,673	0.31	36,366,766	28,718,893	4.62
외국인투자자	250,845,935	244,208,945	35.13	404,649,199	405,919,233	57.51
소계			35.45			64.55

패널 B: 체결량 기준

	IOC		(%)	Non-IOC		(%)
	매수	매도		매수	매도	
기관투자자	145,960	206,576	0.11	14,214,533	16,731,170	9.73
개인투자자	116,421	114,139	0.07	26,471,634	32,824,862	18.65
외국인투자자	88,305,664	88,855,335	55.71	24,988,597	25,024,588	15.73
소계			55.89			44.11

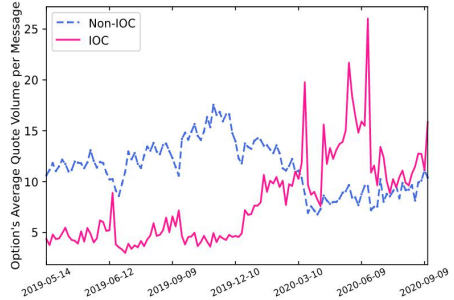
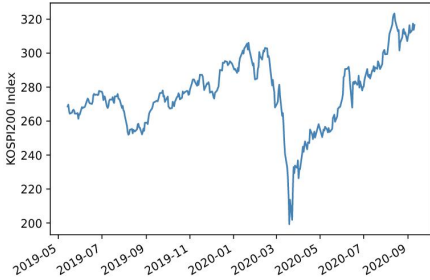
[그림 1]의 Panel A는 표본기간인 2019년 5월 14일부터 2020년 9월 10일까지 기초 자산인 KOSPI 200 주가지수의 일별 추이를 나타낸 것이다. 그림에서 코로나 팬데믹의 영향으로 2020년 3월 초에 주가지수가 급락하고 이후 회복하는 양상을 보이고 있다. Panel B는 주문 건당 평균 주문량을 IOC 주문과 Non-IOC 주문 각각에 대해서 일별로 추이를 그린 것이다. 2020년 3월부터 IOC 주문의 평균주문량이 Non-IOC의 주문량을 크게 앞지르다 이후 두 주문량 사이에 격차가 감소하는 모습을 보이고 있다. Panel C는 일별 주문수량을 IOC 주문과 Non-IOC 주문 각각에 대해서 나타낸 것이다. IOC의 주문수량은 대체적으로 Non-IOC 주문수량보다 적은 것으로 나타나고 있다. Panel D는 총체결량을 IOC 주문과 Non-IOC 주문으로 구분하여 일별로 나타낸 것이다. 전반적으로 체결량은 만기에 가까울수록 증가하며 전기간에 대해 IOC 체결량이 Non-IOC 체결량을 약간 앞서고 있다.

[그림 1] 옵션계약의 주문량과 체결량 추이

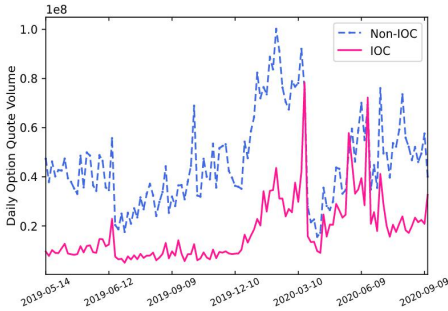
Panel A는 표본기간인 2019년 5월 14일부터 2020년 9월 10일까지 기초자산인 KOSPI 200 주가지수의 일별 추이를 나타낸 것이다. Panel B는 주문 건당 평균 주문량을 IOC 주문과 Non-IOC 주문 각각에 대해서 일별로 추이를 그린 것이다. Panel C는 일별 주문수량을 IOC 주문과 Non-IOC 주문 각각에 대해서 나타낸 것이다. Panel D는 총체결량을 IOC 주문과 Non-IOC 주문으로 구분하여 일별로 나타낸 것이다. 그림에서 주문량과 체결량의 단위는 옵션계약이다.

Panel A: KOSPI 200 주가지수

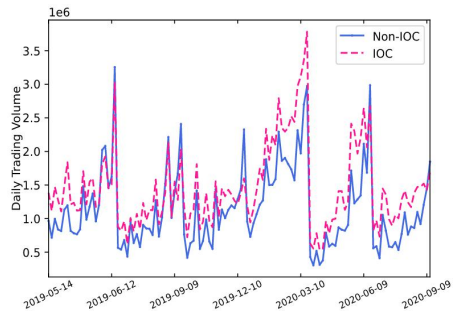
Panel B: 일별 주문건당 평균 주문량



Panel C: 일별 주문량



Panel D: 일별 총체결량



Ⅲ. 고빈도 IOC 매매의 양상

1. 광역투자자

본 연구에서는 “광역투자자”를 다음과 같이 정의한다. 광역투자자란 거래자의 국가 코드, 외국인투자자구분코드, 투자자구분코드, 회원사번호, 지점번호의 조합으로 구성된 코드로 구분되는 투자자를 의미한다. 외국인투자자구분코드를 통해서 매수자(매도자)를 외국인, 국내 개인, 국내기관투자자로 구분할 수 있으며, 투자자구분코드를 이용하여 거래자의 업종(금융투자, 보험, 사모, 은행, 개인 등)을 파악할 수 있다. 본 데이터에는 계좌정보가 포함되어 있지 않으나 앞서 제시한 5개의 필드로 구성된 광역투자자코드를 이용하여 제한적이거나 거래자의 특성을 분석해 볼 수 있다. 광역투자자코드가 동일할 경우 거래측

면에서 동질성이 비교적 강해 이를 통해 제한적이거나 투자자별 거래 특성을 파악할 수 있다. 참고로 광역투자자코드가 동일해도 서로 다른 계좌일 가능성이 많다. 동일

지점에 다수의 계좌가 개설될 수 있기 때문이다. 물론 계좌가 동일해도 거래자가 다를 가능성도 존재한다. 예를 들어 하나의 기관에서 여러 거래자가 한 개의 계좌로 거래를 하는 경우이다. 일반적으로 광역투자자코드가 다르면 동일한 계좌 또는 동일 거래자가 아니라고 가정할 수 있다. 물론 예외도 존재한다. 만약 어떤 거래자가 서로 다른 증권 회사에 각각 한개의 계좌를 가지고 거래한다면 이 거래자에게는 두개의 광역투자자코드가 존재하기 때문이다. 광역투자자가 지니는 이러한 한계에도 불구하고 본 연구에서는 고빈도 IOC 주문의 경쟁을 분석할 때 경쟁단위로서 계좌 대응으로 광역투자자코드를 사용한다.

표본기간 중 접속매매 시간대인 오전 9시 직후부터 오후 3시35분 (옵션만기일에는 오후 3시 20분) 직전까지 잔존만기 최근월물인 KOSPI 200 지수옵션을 거래한 광역투자자는 <표 3>의 Panel A에 정리된 바와 같이 모두 1,766개이다. 이중에서 국내의 개인투자자그룹에 속하는 광역투자자는 1,181개이고, 국내의 기관투자자그룹에서는 389개이며 외국인투자자

그룹에서는 196개이다. 개인투자자그룹에서 광역투자자의 수가 많이 집계된 이유는 개인들이 거래하는 지점의 수가 많기 때문인 것으로 풀이된다.

이중에서 IOC 거래는 100개 이내의 광역투자자에 의해서 시도되었다. 또한 IOC 거래가 활발한 상위 5개의 광역투자자가 IOC 주문으로 체결된 전체 옵션거래량의 46% 정도를 차지하고 상위 20개의 광역투자자가 91%를 차지하는 것으로 나타났다. 상위 5개 광역

투자자의 체결량은 전체 옵션체결량의 20% 정도를 차지하고 상위 20개 광역투자자는 50%를 차지하는 것으로 나타났는데, 이는 IOC 거래비율이 높은 투자집단이 전체 옵션시장에 있어서도 시장점유율이 매우 높은 투자집단임을 보여준다. 또한 IOC 거래량 기준 상위 5개 광역투자자가 체결한 전체 옵션계약 중에서 IOC 주문으로 체결된 계약의 비율은 76%이고, 상위 50개 광역투자자의 경우에도 이 비율은 최소 50%를 유지하고 있는 나타났다. 결론적으로 전체 옵션체결량의 61%를 점유하는 상위 50개 광역투자자가 IOC 거래를 대부분(99.8%) 주도하고 있으며 이 투자자들은 평균적으로 거래량 중 절반 이상을 IOC 주문으로 체결하고 있는 것으로 나타났다.

<표 3> 광역투자자의 분포 및 시장점유율

표의 Panel A는 광역투자자의 수를 투자자그룹별로 분류하여 정리한 것이다. Panel B는 IOC 거래량이 많은 순위로

광역투자자를 정렬한 후 일정 순위의 그룹별로 시장점유율을 IOC 체결량과 전체 체결량 기준으로 각각 정리한 것이다. 여기서 광역투자자란 투자자의 국가 및 외국인여부, 투자자구분, 회원사번호, 지점번호의 조합으로 구성된 코드에 의해 구분되는 투자자를 의미한다.

Panel A: 투자자 그룹 별 광역투자자의 수

국내 개인투자자	1,181
국내 기관투자자	389
외국인 투자자	196
합계	1,766

Panel B: 광역투자자의 시장점유율

IOC 거래량 순위	IOC 체결량의 시장점유율 (%)	누적 (%)	전체 체결량의 시장점유율 (%)	누적 (%)	전체 체결량 대비 IOC 체결량의 비율 (%)
#1-5	46.28	46.28	20.44	20.44	75.79
#6-10	26.36	72.64	11.88	32.32	70.47
#11-20	17.88	90.52	17.60	49.92	49.20
#21-50	9.28	99.80	11.08	61.00	51.67
#51-100	0.20	100.00	7.70	68.70	8.27
#101-1766	0.00	100.00	31.30	100.00	0.00

2. 고빈도 IOC 주문의 유형

1) IOC의 전략적 반복주문

고빈도거래가 추구하는 알고리즘은 매우 다양하다. 앞서 설명한 IOC 동반매매 외에 Hasbrouck and Saar(2013)와 정재만 외(2014)에 소개된 전략적 반복주문(strategic runs)

이다. 이 주문은 매우 짧은 시간동안 동일한 투자자가 매수와 취소를 반복하거나 매도와 취소를 반복하는 주문유형이다. 일반적으로 주문을 취소하려면 별도의 주문취소를 접수해야 한다. 하지만 IOC 주문은 별도의 취소주문을 발생시키지 않고도 체결조건에 맞지 않는 주문은 자동취소된다. 따라서 IOC 주문 하나만으로 호가주문과 취소주문이

순차적으로 발생한다. <표 4>는 2019년 6월 4일에 발생한 IOC 주문의 반복적 주문의 예를 보여준다. 전략적 반복주문이 2013년에 보고된 이후 시장에서 여전히 계속 사용된다는 것이 매우 흥미롭다.

<표 4>에서 특정 광역투자자는 오전 9:42:44:22부터 9:42:45:849까지 1.625초 동안 행사가격 267인 등가격 콜옵션 종목에 대해 총 7개의 IOC 매수주문을 신청한다. 만약 주문집계장에 해당 주문조건에 맞는 매도잔고가 존재할 경우 주문은 즉시 체결되지만, 그렇지 않을 경우 주문은 자동적으로 취소되는 수순을 밟고 있다. 표에서 첫 주문으로서 9:42:44:224에 116개의 수량을 3.17포인트의 가격에 접수한 신규매수주문은 주문집계장의 최우선매도호가 3.18

포인트보다 0.01포인트 낮아 체결되지 않으며 즉시 취소된다. 취소주문의 접수번호 앞에 붙은 “1000”은 원주문에 대한 취소주문을 나타낸다. 이후에도 5번에 걸쳐 유사한 매수주문을 접수하지만 모두 취소되고 9:42:45:849에 7번째의 주문에 대해서만 주문수량 6개 중에서 2개만 비로소 체결되고 체결되지 않은 4개의 주문수량은 자동 취소되고 있다.

<표 4> IOC 주문의 전략적 반복

아래 표는 2019년 6월 4일 오전 9:42:44:224로부터 9:42:45:849까지의 1.625초 동안 행사가격 267인 등가격 콜옵션 종목에 대해 동일한 광역투자자가 제출한 IOC 매수주문만을 시간 순서대로 정리한 것이다.

주문번호	주문시간	주문량	B/S	신규/ 취소	매수 주문가	최우선 매도호가	잔고량	체결여부
126979	9:42:44:224	116	buy	신규	3.17	3.18	50	
1000126979	9:42:44:224	116	buy	취소	3.17	3.18	50	
126990	9:42:44:227	3	buy	신규	3.16	3.18	50	
1000126990	9:42:44:227	3	buy	취소	3.16	3.18	50	
127101	9:42:44:370	8	buy	신규	3.18	3.19	2	
1000127101	9:42:44:370	8	buy	취소	3.18	3.19	2	
127291	9:42:44:841	1	buy	신규	3.18	3.19	12	
1000127291	9:42:44:841	1	buy	취소	3.18	3.19	12	
127329	9:42:44:902	10	buy	신규	3.19	3.20	12	
1000127329	9:42:44:902	10	buy	취소	3.19	3.20	12	

127356	9:42:44:964	3	buy	신규	3.18	3.19	1	
1000127356	9:42:44:964	3	buy	취소	3.18	3.19	1	
127723	9:42:45:849	6	buy	신규	3.18	3.18	2	체결
1000127723	9:42:45:849	6	buy	취소	3.18	3.19	8	

IOC 조건이 없는 일반적인 전략적 반복주문은 IOC 주문과 달리 유동성을 일방적으로 소비만 하는 주문유형은 아니다. 왜냐하면 체결되지 않고 남은 주문수량은 주문집계장에 기록되고 거래상대방이 나타날 때까지 대기하기 때문이다. 하지만 IOC 조건이 추가된 주문과 전략적 반복주문은 시장에 유동성을 전혀 공급하지 않는다. 체결 조건에 맞지 않는 주문수량은 주문집계장에 대기하지 않고 즉시 취소되기 때문이다.⁶

2) IOC 동반매매

앞서 기술한 바와 같이 IOC 동반매매란 주문의 시간차이가 최대 15ms이고 주문가격과 거래 방향이 동일하고 연속 3개 이상 발생한 IOC 매매로 정의한다. <표 5>는 IOC 동반매매의 전형적인 하나의 예를 보여준다. 표의 IOC 동반매매에서 최초의 IOC매수주문은 9:43:10:088에 발생하였고 이어 0.001초 후에 주문가격이 동일한 11개의 IOC 매수주문이 서로 다른 광역

투자자로부터 동시에 발생하였다. <표 5>에서 마지막 열의 광역투자자코드는 앞서 설명한 바와 같이 국가코드, 외국인투자자구분코드, 투자자구분코드, 회원사번호, 지점번호의 조합에 의해 고유하게 형성되는 코드이다. 17개의 서로 다른 광역투자자 코드(0001-0017)는 본 연구를 위해 편의상 붙인 것이다.

<표 5>의 예에서 17개의 광역투자자가 총 26개의 IOC 매수주문을 제출하고 있다. 첫 번째 주문 후 0.001 초의 시차를 두고 8개와, 3개 및 또 다른 3개의 동일 IOC 주문이 같은 시간대에 발생하였다. 정리하자면 0.004초의 시간 범위 내에서 발생한 26

⁶ 전략적 반복주문이 시장에 미치는 영향에 대해 Hasbrouck and Saar(2013)와 정재만 외 2인(2014)의 평가가 서로 다르게 나타난다. 전자는 긍정적으로 후자는 부정적으로 평가한다. 하지만 IOC 조건이 추가된 전략적 반복주문은 시장에 대기하지 않아 유동성을 전혀 공급하지 않는다는 점을 고려해볼 때 시장에 부정적인 영향을 미칠 것으로 추정된다. 이에 대해서는 후속의 연구를 통해 규명이 가능할 것이다.

개의 동일주문 중에서 처음 한 개의 주문만 체결에 성공하고 나머지 주문들은 모두 체결되지 못하고 즉시 취소처리 되었다. 여기서 주목할 사항은 모든 주문들이 애초에 시장성주문을 제출하였지만 시간경쟁에서 밀리는 바람에 0.001초 차이로 최우선매도호가 3.14포인트에서 3.15포인트로 상승하게 되어 시장성주문이 본의 아니게 체결 가능성이 없는 지정가주문으로 자동적으로 변경되었다는 점이다. 이에 대한 근거는 다음과 같다. 마지막 네 개의 주문(주문번호 130699 - 130703)을 보면 주문수량이 모두 11개로 기록되어 있는데 이는 첫 번째 주문(주문번호 130671)이 접수되는 시점의 최우선매도호가의 잔고량과 동일한다. 따라서 주문수량 11개는 우연히 같은 것이 아니라 최우선매도호가의 잔고량 11개를 매수하려는 의도에서 발생한 것이라고 추정할 수 있다. 결론적으로 IOC 동반매매의 주문들은 애초에 시장가주문을 의도하고 시도되었다는 점이다. 이러한 점을 고려하면 IOC 동반매매의 거래자들은 매우 유사한 알고리즘을 작동시키면서 최우선호가 잔량 전부를 빠른 속도로 소비시키는 고빈도 매매자들인 것으로 추정된다.

<표 5> IOC 동반매매

아래 표는 2019년 6월 4일 오전 9:43:10:088부터 9:43:10:092까지의 0.004초 동안 행사가격 267인 등가격 콜옵션 종목의 거래에서 발생한 주문 중에서 IOC 매수주문만을 시간 순서대로 정리한 것이다.

주문번호	주문시각	B/S	주문량	매수 주문가	최우선 매도호가	잔고량	체결여부	광역투자자 코드
130671	9:43:10:088	Buy	11	3.14	3.14	11	체결	0001
130672	9:43:10:089	Buy	11	3.14	3.15	8		0002
130673	9:43:10:089	Buy	11	3.14	3.15	8		0003
130674	9:43:10:089	Buy	11	3.14	3.15	8		0004
130675	9:43:10:089	Buy	11	3.14	3.15	8		0005
130676	9:43:10:089	Buy	11	3.14	3.15	8		0006
130678	9:43:10:089	Buy	11	3.14	3.15	8		0007
130679	9:43:10:089	Buy	11	3.14	3.15	8		0008
130681	9:43:10:089	Buy	4	3.14	3.15	8		0009
130682	9:43:10:089	Buy	11	3.14	3.15	8		0010
130683	9:43:10:089	Buy	55	3.14	3.15	8		0003
130684	9:43:10:089	Buy	5	3.14	3.15	8		0011
130685	9:43:10:090	Buy	4	3.14	3.15	8		0006
130687	9:43:10:090	Buy	11	3.14	3.15	8		0008

130688	9:43:10:090	Buy	2	3.14	3.15	8	0012
130689	9:43:10:090	Buy	11	3.14	3.15	8	0010
130691	9:43:10:090	Buy	1	3.14	3.15	8	0013
130692	9:43:10:090	Buy	11	3.14	3.15	8	0010
130693	9:43:10:090	Buy	175	3.14	3.15	8	0014
130695	9:43:10:091	Buy	10	3.14	3.15	6	0015
130697	9:43:10:091	Buy	4	3.14	3.15	6	0006
130699	9:43:10:091	Buy	11	3.14	3.15	6	0016
130701	9:43:10:092	Buy	11	3.14	3.15	6	0016
130702	9:43:10:092	Buy	11	3.14	3.15	6	0016
130703	9:43:10:092	Buy	11	3.14	3.15	6	0017

3. IOC 동반매매의 경쟁분석

<표 6>은 표본기간 동안 잔존만기 30일 이내인 콜옵선종목에서 발생한 IOC 동반매매의 발생분포를 연도와 머니니스를 구분하여 각각 정리한 것이다. 머니니스와 연도에 관계없이 콜옵선의 경우 길이가 5~9 범위인 IOC 동반매매가 가장 많았고, 길이가 3~4인 IOC 동반매매가 두 번째로 많았으며, 10~14인 동반매매는 세 번째로 나타났다. 길이가 3~14인 IOC 동반매매는 전체 동반매매의 90% 이상을 차지하고 있다. 주문건수 기준으로는 연도와 머니니스에 관계없이 길이가 5~9인 동반매매에 가장 많았고 10~14가 두 번째이며 3~4가 세 번째로 나타났다. IOC 주문의 성공은 IOC 주문량 중에서 한 개라도 체결이 되는 것으로 정의하는데, 주문의 성공률은 대체적으로 동반매매의 길이에 반비례하고 있으나 길이가 30 이상인 동반매매의 경우 오히려 증가하는 양상을 보이기도 한다. 2019년보다 코로나팬데믹 이후인 2020년에 IOC 동반매매의 경쟁은 더 치열해지고 있다. 동반매매의 횟수 측면에서 등가격과 외가격의 경우 40% 정도 증가하였고 내가격에서는 60% 정도 증가하고 있다. 평균성공률은 2020년도에 감소하고 있는데, 모든 머니니스에 대해 2019년도의 성공률보다 최소 2.75% 포인트, 최대 5% 포인트 감소하는 것으로 나타났다. 이는 코로나팬데믹 이후 IOC의 주문경쟁이 더 심화되고 있음을 보이고 있다. 표에는 수록하지 않았지만 풋옵선에서도 콜옵선과 유사한 형태로 IOC 동반매매가 발생하고 있다.

<표 6> IOC 동반매매의 발생분포

아래 표는 2019년 5월부터 2020년 9월까지 잔존만기일 30일 이내의 KOSPI 200 ATM 콜옵션과 5포인트 OTM 및 ITM 콜옵션의 주문에 대해 길이가 3 이상인 IOC 동반매매의 발생 분포와 동반매매에 포함된 주문건수 그리고 체결에 성공한 주문수 및 비율 등을 정리한 것이다.⁷

패널 A: ATM 콜옵션

	동반매매의 길이	개수 (#)	비율 (%)	주문수 (#)	주문수 (%)	성공주문수 (#)	성공률 (%)
2019	3~4	120,568	31.39	410,986	15.34	112,605	27.40
	5~9	191,339	49.82	1,279,277	47.75	186,082	14.55
	10~14	50,850	13.24	585,073	21.84	68,155	11.65
	15~19	14,747	3.84	243,796	9.10	23,982	9.84
	20~29	5,951	1.55	134,955	5.04	12,908	9.56
	30+	598	0.16	25,252	0.94	4,046	16.02
	All	384,053	100.00	2,679,339	100.00	407,778	15.22
2020	3~4	174,018	32.81	593,342	18.27	88,433	14.90
	5~9	297,691	56.12	1,898,255	58.46	180,272	9.50
	10~14	46,288	8.73	526,919	16.23	46,328	8.79
	15~19	9,325	1.76	153,637	4.73	11,334	7.38
	20~29	2,794	0.53	63,284	1.95	3,561	5.63
	30+	302	0.06	11,736	0.36	1,174	10.00
	All	530,418	100.00	3,247,173	100.00	331,102	10.20

패널 B: OTM 콜옵션

	동반매매의 길이	개수 (#)	비율 (%)	주문수 (#)	주문수 (%)	성공주문수 (#)	성공률 (%)
2019	3~4	124,239	33.01	422,278	15.80	129,264	30.61
	5~9	176,606	46.93	1,179,475	44.12	193,685	16.42
	10~14	49,869	13.25	576,080	21.55	74,596	12.95
	15~19	16,943	4.50	281,109	10.52	29,278	10.42

⁷ 참고로 ATM 콜옵션에서 동반매매의 길이가 1 또는 2인 IOC 매매의 주문건수는 2019년과 2020년에 각각 4,759,323개와 1,983,271개이고 성공률은 각각 9%와 20%이다.

	20~29	7,801	2.07	177,416	6.64	17,594	9.92
	30+	858	0.23	36,901	1.38	5,703	15.45
	All	376,316	100.00	2,673,259	100.00	450,120	16.84
2020	3~4	164,882	31.25	561,081	16.79	111,174	19.81
	5~9	295,836	56.08	1,908,335	57.09	206,291	10.81
	10~14	51,255	9.72	584,231	17.48	56,719	9.71
	15~19	11,418	2.16	187,636	5.61	15,346	8.18
	20~29	3,697	0.70	83,818	2.51	5,934	7.08
	30+	463	0.09	17,572	0.53	2,106	11.98
	All	527,551	100.00	3,342,673	100.00	397,570	11.89

<표 6> IOC 동반매매의 발생분포(계속)

패널 C: ITM 콜옵션

	동반매매의 길이	개수 (#)	비율 (%)	주문수 (#)	주문수 (%)	성공주문수 (#)	성공률 (%)
2019	3~4	64,084	28.23	218,350	14.23	48,995	22.44
	5~9	127,441	56.14	854,982	55.73	105,126	12.30
	10~14	27,429	12.08	312,796	20.39	30,681	9.81
	15~19	5,972	2.63	98,020	6.39	8,114	8.28
	20~29	1,905	0.84	43,007	2.80	3,480	8.09
	30+	162	0.07	7,005	0.46	757	10.81
	All	226,993	100.00	1,534,160	100.00	197,153	12.85
2020	3~4	115,290	31.86	394,559	18.00	49,282	12.49
	5~9	211,129	58.34	1,341,309	61.20	119,949	8.94
	10~14	28,173	7.79	319,098	14.56	25,902	8.12
	15~19	5,303	1.47	87,240	3.98	5,856	6.71
	20~29	1,718	0.47	39,234	1.79	1,957	4.99
	30+	260	0.07	10,411	0.47	515	4.95
	All	361,873	100.00	2,191,851	100.00	203,461	9.28

<표 7>은 등가격 콜과 풋옵션 종목에서 IOC 동반매매에 참여하는 광역투자자별로 경쟁의 성과를 정리한 것이다. 먼저 IOC 동반매매에 참여한 모든 광역투자자에 대해서 성공빈도수를 기준으로 순위를 매겨 그룹을 만든 후 각 그룹에 대해서 동반매매의 참여횟수와 성공횟수 및 성공률을 정리한 것이다. 아울러 해당 그룹이 제출한 IOC 주

문의 체결량을 구하고 이에 대한 시장점유율을 연도별로 각각 정리한 것이다. 2019년에는 55개의 광역투자자가 IOC 동반매매에 참여하였는데 이들의 평균 성공률은 15.27%로 나타났다. 성공빈도수가 높은 상위 그룹일수록 성공률이 높은 것은 아니다. 그룹별 최고성공률은 20.09%이고 최저성공률은 1.18%로 나타났다.

코로나 팬데믹 이후 경쟁은 더욱 격화되는 양상을 보인다. IOC 주문 경쟁에 참여하는 광역투자자가 79개로 증가하고 주문의 참여건수도 증가했지만 성공건수와 성공률은 모두 감소하였다. 하지만 상위 5개 광역투자자의 시장점유율은 전년보다 8% 포인트 증가하여 상위권의 독점적 지배권이 강화되는 것으로 나타났다.

<표 7> IOC 동반매매의 경쟁분석

아래 표는 IOC 동반매매에 참여한 모든 광역투자자에 대해서 성공빈도수를 기준으로 순위를 매겨 그룹을 만든 후 각 그룹에 대해서 동반매매의 참여횟수와 성공횟수 및 성공률 그리고 IOC 주문의 체결량에 대한 시장점유율을 연도별로 각각 정리한 것이다. 표의 수치는 표본기간 동안 등가격 콜과 풋옵션의 거래만을 대상으로 조사한 결과이다.

	광역투자자의 시장점유율 순위	경쟁 참여 (#)	체결 성공 (#)	체결 성공 (%)	시장점유율 (%)
2019	#1~5	1,712,336	296,786	17.33	36.31
	#6~10	1,742,972	206,141	11.83	25.22
	#11~15	1,026,780	155,303	15.13	19.00
	#16~20	551,989	96,424	14.40	11.80
	#21~30	291,202	58,496	20.09	7.1
	#31~55	60,046	4,151	1.18	0.51
	전체	5,325,279	813,150	15.27	
2020	#1~5	4,059,247	271,823	6.70	44.51
	#6~10	994,736	153,540	15.44	25.14
	#11~15	414,768	80,601	19.43	13.20
	#16~20	281,443	47,170	16.76	7.72
	#21~30	324,266	50,910	15.70	8.34
	#31~79	57,336	6,612	11.53	1.08
	전체	6,131,796	610,656	9.96	

4. IOC 주문의 거래상대방 분석

본 절에서는 IOC 거래에서 주된 거래상대방이 어느 투자그룹인지를 분석해본다.⁸ 즉 특정 투자그룹이 IOC 주문에서 과도하게 거래상대방으로 선택되는지 여부를 조사한다. <표 8>은 거래의 주요 투자그룹을 외국인 A, 외국인 B, 기관투자자, 개인투자자 등 네 개의 그룹으로 나누어, 모든 매수 및 매도거래, 매수주도거래 및 매도주도거래, 그리고 IOC 매수 및 IOC 매도거래 각각에 대해서 각 투자그룹이 거래상대방으로서 체결한 거래량을 측정하고 이를 통해 그 점유비율을 정리한 것이다. 여기서 외국인 A는 전체거래량 대비 IOC 거래량이 50% 이상 되는 광역투자자 중에서 거래량이 많은 상위 8개 외국인 광역투자자

이고 외국인 B는 나머지 외국인투자자 그룹을 의미한다. 참고로 모든 매수거래량과 모든 매도거래량은 동일하고, 매수주도거래량과 매도주도거래량을 더하면 모든 매수거래량(또는 모든 매도거래량)과 같다. 또한 매수주도거래는 IOC 매수거래와 Non-IOC 매수주도거래로 구분되고, 매도주도거래는 IOC 매도거래와 Non-IOC 매도주도거래로 구분된다.

<표 8>의 Panel A를 보면 외국인 A와 외국인 B는 전체 매도체결량 중 각각 32.2%와 28.7%를 차지하고 국내기관과 개인은 각각 13.4%와 25.7%를 차지한다. 이제 매수주도거래에 대한 거래상대방의 비율을 살펴보자. 매수주도거래는 다시 IOC 주문에 의한 매수주도거래와 Non-IOC 주문에 의한 매수주도거래로 나누어 볼 수 있는데 개인투자자의 경우 Non-IOC

매수주문에 대해서는 23.5%의 점유율로 거래상대방이 되는 반면 IOC매수주문에 대해서는 이보다 13.5%포인트 높은 37.4%의 점유율로 거래상대방이 되고 있다. 반면 외국인 A, 외국인 B, 기관투자자는 Non-IOC매수주도거래와 더 많은 거래를 하거나 비슷한 비율로 거래하고 있는 것으로 나타났다. 매도주도거래에 대해서도 개인투자자는 Non-IOC보다 IOC 주문에 대해 12.8% 포인트 더 높은 점유율로 거래상대방 역할을 하고 있었다. 이 매도 점유율의 분포가 동일한 것인지 여부를 판단하기 위해 카이제곱검정을 실시한 결과 유의확률이 0.01보다 작아 두 개의 투자그룹별 매도점유율 분포에 차이가 있는 것으로 나타났다. 결론적으로 개인투자자는 IOC 매수주문자에 대해 Non-IOC 매수주문자보다 더 많은 비율로 매도자로서 유동성을 공급한다고 판단된다.

<표 8>의 Panel B는 네 가지 투자그룹의 매수점유율 분포를 보이고 있는데 Panel

⁸ Baron et al.(2012)은 본 절에 소개한 내용과 유사한 방식으로 거래상대방분석을 수행하여 고빈도거래자의 수익성을 분석하였다.

A와 비교하여 유사한 특징을 보이고 있다. 즉 네 가지 투자그룹은 거래량 기준 전체 매수주문에서 (32.3%, 29.0%, 13.1%, 25.7%)의 매수점유율 분포를 보이고 있는데 IOC 매도주문에 대한 거래상대방으로서의 매수점유율은 (17.7%, 29.8%, 13.1%, 39.4%)로 변경된다. 외국인 B와 기관투자자의 비율은 크게 변화되지 않은 반면 외국인 A는 14.6% 포인트 감소하고 개인

투자자는 13.4% 포인트 증가한 것으로 나타났다. 결론적으로 개인투자자는 IOC 매도 주문자에 대해 Non-IOC 매도주문자보다 더 많은 비율로 매수자로서 유용성을 공급한다고 판단된다. IOC 주문은 본질적으로 매수주도거래(buying initiated trades) 또는 매도주도거래(selling initiated trades)이고 IOC 주문의 거래상대방은 수동적으로 picked-off되는 거래자이다. 따라서 개인투자자의 지정가주문이 IOC 주문자들로부터 그들의 평균 거래상대방비율보다 더 많은 비율로 picked-off 된다고 볼 수 있다.

이상의 분석결과가 제시하는 시사점은, IOC 주문이 사적정보를 바탕으로 이루어진 것이 아니라는 점이다. 만약 IOC 주문이 사적정보를 기반으로 한 것이라면 IOC 거래에 대해 거래상대방의 점유율 분포가 굳이 달라질 필요가 없기 때문이다. 효율적시장 가설에 의하면 사적정보는 무작위로 발생하며 따라서 사적정보를 취득한 즉시 주문을 제출한다면 거래상대방의 투자자별 분포는 투자자별 거래량 분포와 동일하게 될 것이다. 오히려 IOC 주문은 주문집계장의 주문흐름에 대한 자동적인 대응적 주문으로서의 성격을 갖는다고 보는 것이 타당할 것이다. 또한 네 가지 투자그룹 중에서 개인투자자의 지정가 주문에 의한 유용성공급이 IOC 주문의 주요 타겟이 되었을 가능성이 높다고 판단된다.⁹

<표 8> 투자자 유형별 거래 상대방 분포

아래 표는 투자그룹을 외국인 A, 외국인 B, 기관투자자, 개인투자자 등 네 개의 그룹으로 나누어, 모든 매수 및 매도거래, 매수주도 및 매도주도거래, 그리고 IOC 매수 및 IOC 매도거래 각각에 대해서 각 투자그룹이 거래상대방으로서 체결한 거래량을 측정하고 이를 통해 그 점유비율을 정리한 것이다. 여기서 외국인 A는 전체거래량 대비 IOC 거래량이 50% 이상되는 광역투자자 중에서 거래량이 많은 상위 8개 외국인 광역투자자이고 외국인 B는 나머지 외국인투자자 그룹을 의미한다.

Panel A: 매수거래 기준 거래상대방(매도자)의 분포

⁹ 본 연구의 대상이 주식옵션이 아닌 추가지수옵션이라는 점에서 사적정보를 취득하는 것이 제한되었을 것이라는 점도 이 주장을 뒷받침한다. 추후 주식옵션에서는 어떠한 차이가 있는지 분석해 보는 것은 매우 흥미로운 연구가 될 것이다.

	매도자				합계
	외국인 A (IOC 비중 높음)	외국인 B	기관투자자	개인투자자	
모든 매수거래	102,351,091 (32.2%)	91,243,432 (28.7%)	42,668,471 (13.4%)	81,736,485 (25.7%)	317,999,479 (100.0%)
매수주도거래	32,825,560 (21.3%)	46,889,040 (30.4%)	25,730,725 (16.7%)	48,797,484 (31.6%)	154,242,809 (100.0%)
(a) IOC	16,180,042 (18.3%)	27,431,969 (31.0%)	11,827,293 (13.4%)	33,128,757 (37.4%)	88,568,061 (100.0%)
(b) Non-IOC	16,645,518 (25.3%)	19,457,071 (29.6%)	13,903,432 (21.2%)	15,668,727 (23.9%)	65,674,748 (100.0%)

Panel B: 매도거래 기준 거래상대방(매수자)의 분포

	매수자				합계
	외국인 A (IOC 비중 높음)	외국인 B	기관투자자	개인투자자	
모든 매도거래	102,583,870 (32.3%)	92,140,588 (29.0%)	41,686,343 (13.1%)	81,588,678 (25.7%)	317,999,479 (100.0%)
매도주도거래	33,396,286 (20.4%)	48,033,911 (29.3%)	27,325,850 (16.7%)	55,000,623 (33.6%)	163,756,670 (100.0%)
(a) IOC	15,775,727 (17.7%)	26,544,766 (29.8%)	11,680,924 (13.1%)	35,174,617 (39.4%)	89,176,034 (100.0%)
(b) Non-IOC	17,620,559 (23.6%)	21,489,145 (28.8%)	15,644,926 (21.0%)	19,826,006 (26.6%)	74,580,636 (100.0%)

IV. 가격충격의 비교

본 장에서는 IOC 주문이 시장에 미치는 영향을 알아보기 위하여 IOC 주문과 일반 주문의 가격충격(price impact)을 비교해본다. 가격충격은 일정시간(1초, 5초, 10초, 1분, 5분) 후의 최우선매수와 최우선매도호가의 평균값을 매수주문시의 최우선매수 및 최우선매도호가의 평균값으로 나눈 후 자연로그를 취한 값이다. 다만 매도주문에 대해서는 이 값에 -1을 곱하여 산출한다. 가격충격(PI)의 계산방법을 식으로 나타내면 다음과 같다.

가격충격 계산식:

$$PI_t = \ln(M_t/M_0) (-1)^k \quad (1)$$

여기서 M_0 는 거래가 발생한 시점에 측정된 최우선매수호가와 최우선매도호가의 평균값이고, M_t 는 일정시간 후에 관측한 최우선매수호가 및 최우선매도호가의 평균값이다. 또한 k 는 매수일 경우 0이고 매도일 경우 1의 값을 갖는다. 매수(매도) 후에 호가가격이 상승(하락)하면 가격충격은 양의 값을 갖고, 반대로 움직일 경우 음의 값을 갖는다. Duong et al.(2017)은 호주 주식시장에 대한 분석에서 IOC 주문의 가격충격을 계산하기 위한 시간간격을 5분에서 30분의 범위로 설정하였지만 본 연구에서는 KOSPI 200 옵션시장의 풍부한 유동성과 고빈도거래의 높은 비중을 고려하여 1초, 5초, 10초, 1분, 5분 등 5개로 짧게 설정하여 측정하였다.

<표 9>는 122일의 표본기간에 대해 옵션의 종류(콜과 풋) 및 머니니스(내가격, 외가격, 등가격)로 구분한 각각의 종목을 대상으로 모든 IOC 주문과 시장성 Non-IOC 주문의 가격충격을 각각 계산한 후 평균한 값이다. 가격충격은 외가격 풋에서 가장 컸고 외가격 콜이 두 번째로 컸다. 또한 등가격의 가격충격이 내가격보다 큰 것으로 나타났다. 네 번째 열은 일평균 가격충격을 대상으로 분석한 쌍체비교검정의 t-값을 나타낸다. 옵션의 종류와 머니니스에 관계없이 IOC 주문의 가격충격이 Non-IOC 주문의 가격충격보다 모두 1% 이내의 수준에서 유의하게 큰 것으로 나타났다. 그중에서도 내가격콜과 풋의 경우 그 차이가 가장 컸으며 외가격풋이 가장 작았다. 가격충격을 계산하기 위한 두 시점의 차이가 1초에서 5분으로 증가할수록 가격충격은 IOC 주문과 Non-IOC 주문 모두 소폭 증가하였으나 두 주문 사이의 격차는 소폭 감소하는 것으로 나타났다.

<표 9> 가격충격의 비교

아래 표는 본문의 식 (1)을 이용하여 표본기간 중 체결된 모든 주문에 대해 계산한 가격충격을 정리한 것이다. 표의 두 번째 및 세 번째 열의 수치는 122일의 거래일에서 발생한 모든 시장성주문에 IOC 주문과 일반주문을 구분하여 각각 계산한 가격충격의 일일 평균값을 나타낸다. 네 번째 열의 t-값은 122개의 가격충격 데이터를 쌍체비교분석을 통해 얻어진 결과이다. 표의 t-값은 모든 결과가 1% 이내의 수준에서 유의한 것으로 나타났다.

Panel A: 내가격콜

	IOC 주문	Non-IOC 주문	t-값
1 sec	0.000307	0.000020	14.56
5 sec	0.000333	0.000022	15.81
10 sec	0.000340	0.000023	16.21
60 sec	0.000348	0.000023	13.58
300 sec	0.000365	0.000040	9.52

Panel B: 외가격콜

	IOC 주문	Non-IOC 주문	t-값
1 sec	0.000574	0.000141	4.40
5 sec	0.000626	0.000181	4.16
10 sec	0.000647	0.000196	3.98
60 sec	0.000695	0.000214	3.73
300 sec	0.000647	0.000243	3.28

Panel C: 등가격콜

	IOC 주문	Non-IOC 주문	t-값
1 sec	0.000359	0.000050	4.79
5 sec	0.000377	0.000058	4.99
10 sec	0.000386	0.000061	5.02
60 sec	0.000418	0.000064	4.65
300 sec	0.000452	0.000064	3.56

Panel D: 내가격풋

	IOC 주문	Non-IOC 주문	t-값
1 sec	0.000266	0.000015	21.08
5 sec	0.000295	0.000014	20.60
10 sec	0.000305	0.000014	19.68
60 sec	0.000308	0.000014	18.13
300 sec	0.000305	0.000011	12.01

Panel E: 외가격풋

	IOC 주문	Non-IOC 주문	t-값
1 sec	0.000604	0.000125	2.71
5 sec	0.000713	0.000165	2.43
10 sec	0.000752	0.000181	2.43
60 sec	0.000833	0.000223	2.40
300 sec	0.000967	0.000251	2.13

Panel F: 등가격풋

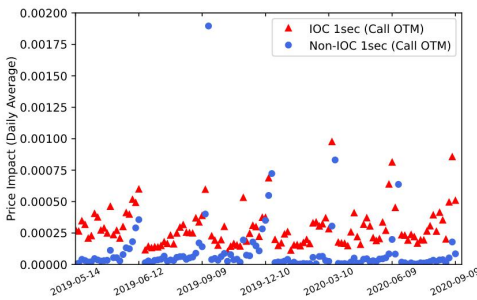
	IOC 주문	Non-IOC 주문	t-값
1 sec	0.000293	0.000045	7.35
5 sec	0.000318	0.000049	7.38
10 sec	0.000324	0.000051	8.02
60 sec	0.000332	0.000052	9.94
300 sec	0.000315	0.000058	9.01

결론적으로 IOC 주문이 Non-IOC 주문에 비해, 매수주문의 경우 최우선호가의 평균값을 더 많이 증가시키고 매도주문의 경우 최우선호가의 평균값을 더 많이 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 Duong et al.(2017)의 분석결과와 일치하는 것이다.

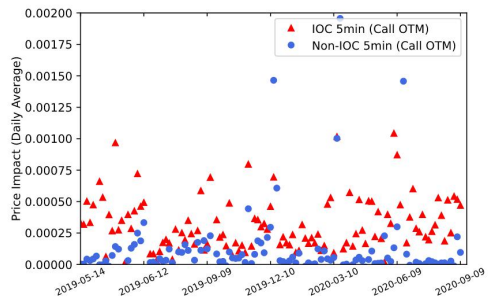
[그림 2] 일평균 가격충격의 시계열

아래의 그림은 머니니스가 다른 세 가지 콜옵션종목에서 IOC 주문과 Non-IOC 주문 각각에 대해 본문의 식 (1)을 이용하여 계산한 일중 가격충격을 일단위로 평균하여 나타낸 것이다. 가격충격을 계산할 때 그림 (a), (c), (e)는 시차를 1초로 설정하였고, 그림 (b), (d), (f)는 시차를 5분으로 설정하였다.

(a) 외가격 콜 - 1초



(b) 외가격콜 - 5분

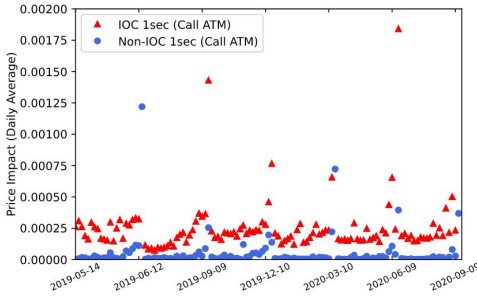


(c) 등가격콜 - 1초

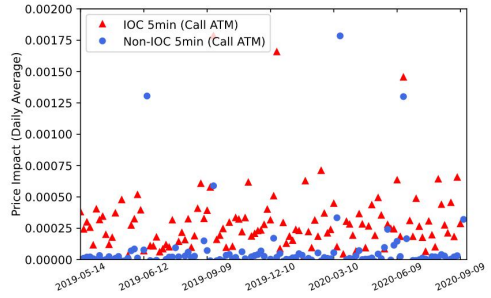


(d) 등가격콜 - 5분

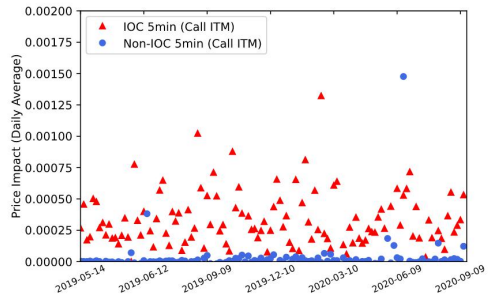
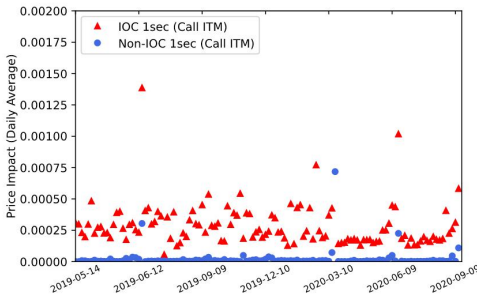




(e) 내가격콜 - 1초



(f) 내가격콜 - 5분



[그림 2]는 표본기간 122일 동안에 모든 시장성 주문을 IOC 주문과 Non-IOC 주문으로 구분한 후 계산된 가격충격의 일평균값을 시계열로 나타낸 것이다. 그림은 콜옵션에 대해서만 계산된 가격충격을 보이고 있는데 풋옵션의 시계열도 콜옵션과 유사하게 나타나고 있다. 가격충격을 계산하기 위한 시간간격을 그림에서는 1초와 5분에 대해서만 제시하고 있는데 육안으로 보더라도 큰 차이가 있는 것으로 보이지 않는다. 나머지 5초, 10초 1분의 시계열도 두 시계열의 중간형태의 모습을 취하고 있어 여기에서는 생략하였다.

그림을 통해서 알 수 있듯이 전 거래일에 있어서 IOC 주문은 Non-IOC 주문에 비해 가격충격이 일관되게 큰 것으로 나타나고 있다. 머니니스 측면에서 보자면 외가격 옵션의 가격충격이 내가격 또는 등가격보다 큰 것으로 나타나고 있다. 또한 가격충격에 사이클이 있는 것으로 나타나고 있음을 볼 수 있다. 표본기간 중 지수옵션의 만기가 총 6번 발생하는데, 그림상으로 옵션만기일에 가격충격이 유난히 증가세를 보이는 것으로 나타나고 있다.

가격충격에 영향을 주는 요인이 무엇인지를 알아보기 위하여 다음과 같은 범주형회귀분석

(categorical regression analysis)을 수행한다. 이 모형에서 설정한 독립변수는 IOC 주

문 여부, 가격충격의 측정 시차, 옵션의 머니니스, 콜과 풋옵션 등 옵션의 종류, 마지막으로 옵션의 만기일 여부이다. 모든 독립변수는 범주형 변수로 설정하여 분석하였다

$$PI_t = \beta_0 + \beta_1 IOC_t + \beta_2 Lag_t + \beta_3 Money_t + \beta_4 Option_t + \beta_5 Mat_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

단,

PI_t : 가격충격 (price impact)

IOC_t : IOC 주문이면 1, Non-IOC 주문이면 0

Lag_t : 가격충격의 시차 (0: 1초, 1: 5초, 10초, 60초, 300초)

$Money_t$: 옵션의 머니니스 (0: 외가격, 1: 등가격, 내가격)

$Option_t$: 콜옵션이면 1, 풋옵션이면 0

Mat_t : 옵션만기일이면 1, 아니면 0

식 (2)에서 가격충격의 시차가 1초인 경우 Lag_t 는 0을 갖고 5초, 10초, 60초, 300초인 경우 각각 1을 취하는 개별 더미변수이다. 또한 옵션의 머니니스가 외가격인 경우 $Money_t$ 는 0이고 등가격, 내가격인 경우 각각 1을 취하는 개별 더미변수이다. <표 10>은 식 (2)의 회귀분석결과를 정리한 것이다. 관측치는 총 120개이다. IOC여부에 의해 2개, 시차에 의해 5개, 머니니스에 의해 3개, 옵션종류(콜, 풋)에 의해 2개, 만기일여부에 따라 2개이므로 이를 조합하면 총 120개의 관측치가 생성된다. 수정결정계수(adjusted R^2)는 50.2%로 도출되었다. 가격충격에 유의하게 영향을 주는 요인은 IOC 주문여부, 옵션의 머니니스 그리고 옵션의 만기일여부이다. IOC 주문이 Non-IOC 주문에 비해 가격충격이 더 크게 나타나고 있다. 예를 들어 옵션만기일이 아닌 거래일에 대해 외가격 풋옵션을 대상으로 시차 1초로 IOC 주문의 가격충격효과를 살펴보자. 식 (2)에서 Lag_t 이하의 모든 더미변수가 0이 되어 사라지면 남은 유일한 계수는 β_0 와 β_1 이다. <표 10>에 의하면 β_0 는 0.005로 나타나고 1%의 수준에서 유의하지 않지만 β_1 는 0.0016으로서 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 이 경우 IOC 주문의 가격충격이 더 큰 것으로 판단할 수 있다. 동일한 외가격풋에 대해 시차만 10초로 변경할 경우의 분석결과를 살펴보자. 식 (2)에서 Lag_t 가 1이 되고 이 변수의 계수 β_2 는 <표 10>에서 0.0003이고 1%의 수준에서 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 즉 시차를 1초에서 10초로 증가시킬 경우 가격충격은 약간 증가하지만 통계적으로 유의하지는 않았다.

<표 10> 범주형 회귀분석의 결과

아래 표는 가격충격(PI)에 어떠한 요인들이 영향을 주는지를 파악하기 위하여, 식(2)에서 제시한 다음과 같은 범주형 회귀모형의 분석결과를 정리한 것이다.

$$PI_t = \beta_0 + \beta_1 IOC_t + \beta_2 Lag_t + \beta_3 Money_t + \beta_4 Option_t + \beta_5 Mat_t + \varepsilon_t$$

**는 1%의 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel A: 회귀분석 요약

관측치 수	120
Adjusted R ²	50.2%

Panel B: 계수의 추정값

범주형 독립변수	계수값	t-값
β_0	0.0005	1.048
β_1 (IOC여부=IOC)	0.0016	5.043**
β_2 (시차=5초)	0.0002	0.427
β_2 (시차=10초)	0.0003	0.577
β_2 (시차=1분)	0.0005	0.895
β_2 (시차=5분)	0.0006	1.196
β_3 (머니니스=ATM)	-0.0020	-5.057**
β_3 (머니니스=ITM)	-0.0025	-6.318**
β_4 (옵션종류=콜)	-0.0000	-0.074
β_3 (만기일여부=만기일)	0.0024	7.553**

분석결과를 정리하자면, 머니니스 측면에서는 외가격옵션에서 가격충격이 가장 크고 등가격이 두 번째이며 내가격이 가장 작은 것으로 조사되었다. 또한 옵션 만기일에 다른 거래일에 비해 가격충격이 유의하게 큰 것으로 나타났다. 하지만 가격충격의 계산하는 두 지점의 시차는 1초에서 5분까지 가격충격에 유의한 영향을 주지 못하고 있다. 마지막으로 콜옵션과 풋옵션의 가격충격 사이에는 유의한 차이가 발견되지 않았다. 마지막으로 가격충격이 옵션만기일에 크게 증가한다는 점이다. Stoll and Whaley(1997)은 주가지수차익

거래, 현금결제, 만기일시장제도, 시세조종 등 4가지 원인으로 만기일효과가 발생한다

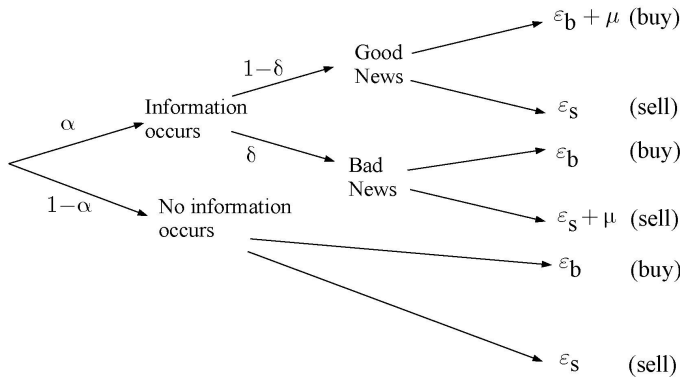
고 보고하고 있는데 이러한 만기일효과는 직간접적으로 가격충격에 영향을 미칠 것으로 추정된다.

V. IOC 주문의 정보기반 거래여부

본 장에서는 거래자의 IOC 주문이 정보를 기반으로 한 거래인지 여부를 알아보기 위하여 체결 건 각각에 대해 IOC 거래와 Non-IOC 두개의 그룹으로 나누어, 각각의 그룹에 대해 Easley et al.(1996)에서 처음 제안하고 Easley et al.(2002)이 수정한 [그림 3]의 모형을 사용하여 정보거래확률(probability of information based trading, PIN)을 정의한다. Park et al.(2021)은 한국의 주식시장을 대상으로 개인, 기관, 외국인으로 분류한 세 가지 투자자 유형 각각에 대해 Easley et al.(1996)모형의 PIN을 계산하고 있는데 반해, 본 연구에서는 IOC 주문 여부를 기준으로 그룹을 만든 후 PIN을 각각 계산하려 한다.

[그림 3] 정보발생과 거래자의 주문강도

아래의 그림은 Easley et al.(2002)에서 제시한 정보발생과 이에 따른 정보 및 비정보거래자의 주문강도를 트리 다이어그램으로 나타낸 것이다. 여기서 α 는 정보가 발생할 확률이고, δ 는 발생정보가 나쁜 뉴스일 확률이다 또한 μ 는 정보거래자의 주문강도이고 ϵ_b 는 비정보거래자의 매수강도이며 ϵ_s 는 비정보거래자의 매도강도를 나타낸다.



[그림 3]에서 정보거래와 비정보거래 모두 포아송분포를 따라 발생한다고 가정하며, 본 분석에서는 다음과 같은 Lin and Ke(2011)의 수정된 우도함수를 사용한다.¹⁰

¹⁰ HFT가 활발하게 됨에 따라 매수 및 매도량의 크기가 급격하게 증가하여 기존의 Easley et al.(2002) 모형의 우도함수를 사용하여 해를 구할 경우 부동소수점예외(floating point exception) 현상으로 인해 해가

$$L(B_t, S_t | \theta) = \log[\alpha \delta e^{h_{1t}-h_{\max,t}} + \alpha(1-\delta)e^{h_{2t}-h_{\max,t}} + (1-\alpha)e^{h_{3t}-h_{\max,t}}] \quad (2)$$

$$+ B_t \log(\varepsilon_b + \mu) + S_t \log(\varepsilon_s + \mu) - (\varepsilon_b + \varepsilon_s) + h_{\max,t}$$

단,

$$h_{1t} = -\mu - B_t \log(1 + \mu/\varepsilon_b),$$

$$h_{2t} = -\mu - S_t \log(1 + \mu/\varepsilon_s),$$

$$h_{3t} = -B_t \log(1 + \mu/\varepsilon_b) - S_t \log(1 + \mu/\varepsilon_s),$$

$$h_{\max,t} = \max(h_{1t}, h_{2t}, h_{3t})$$

여기서 B_t 와 S_t 는 5분 동안에 발생한 매수주도 거래량과 매도주도 거래량을 각각 나타내고 $\theta = (\alpha, \delta, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$ 는 모형의 모수를 나타낸다. 여기서 α 는 하루 동안 정보가 발생할 확률, δ 는 발생한 정보가 나쁜 뉴스일 확률, μ 는 정보가 발생했을 때 정보거래자의 주문강도, ε_b 는 비정보거래자의 매수강도, ε_s 는 비정보거래자의 매도강도를 각각 나타낸다. 본 연구에서는 표본기간 122일의 거래일에서 매일 오전 9시부터 오후 3시35분까지의 시간을 5분 단위로 분할한 총 77개의 구간에 대해 우도함수를 위와 같이 설정하고 이를 아래의 식과 같이 $T(=77)$ 개의 우도함수를 모두 결합한 결합우도함수를 최대로 만드는 모수 θ 를 추정한다.

$$L(M|\theta) = \sum_{t=1}^T L(B_t, S_t|\theta) \quad (3)$$

<표 11>은 옵션의 종류와 머니니스별로 구분된 총 6개의 종목에 대해 IOC 주문에 의해 체결된 거래량과 Non-IOC 주문에 의해 체결된 거래량을 구분한 후 각각의 데이터를 이용하여 계산된 총 122개의 일간 PIN과 관련 모수를 평균하여 정리한 것이다. 여기서 정보거래확률 PIN은 전체 주문강도 대비 정보거래자의 주문강도의 비율로 정의되는데, 다음 식(4)에 의해 계산한다.

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \quad (4)$$

이제 <표 11>에 정리된 PIN과 관련 모수들을 각각 상세하게 살펴보자. 먼저 <표

정확하지 않게 되는 문제가 발생한다. Lin and Ke(2011)는 이러한 문제를 보완하기 위해 변형된 우도함수를 제시하였다. 반면 Easley et al.(2012)은 우도함수를 사용하는 대신 간편하게 계산할 수 있는 근사치로서 VPIN을 제안하였다. 하지만 이 방법은 모수벡터를 제공하지 않는다.

11>의 두번째 열에 정리된 PIN을 살펴보면 모든 옵션종목에 대해서 IOC 주문의 PIN은 대응되는 Non-IOC 주문의 PIN 보다 작은 것으로 나타나고 있다.

<표 11> 옵션 종목별 PIN 및 관련 모수들

아래 표는 2019년 5월14일부터 2020년 9월10일까지의 122일의 거래일 동안에 체결된 옵션계약을 IOC 주문과 Non-IOC 주문으로 구분한 후 각각에 대해서 5분간의 매수 및 매도주도 체결량을 토대로 일단위로 계산한 PIN과 관련모수를 평균한 것이다. 콜(풋)ITM옵션은 행사가격이 ATM옵션의 행사가격보다 5포인트 작은(큰) 옵션을 의미한다.

옵션 종목	PIN	α	δ	μ	ϵ_b	ϵ_s
IOC						
콜 ITM	0.388	0.206	0.505	116.072	21.504	22.368
풋 ITM	0.397	0.228	0.484	98.490	19.280	26.251
콜 ATM	0.236	0.271	0.518	703.991	397.290	360.715
풋 ATM	0.228	0.286	0.534	563.998	322.065	306.920
콜 OTM	0.222	0.294	0.551	860.956	413.825	422.907
풋 OTM	0.224	0.301	0.578	754.924	360.253	341.011
Non-IOC						
콜 ITM	0.512	0.169	0.545	32.386	3.401	4.131
풋 ITM	0.563	0.148	0.646	39.253	4.765	5.212
콜 ATM	0.313	0.260	0.546	317.814	134.897	158.366
풋 ATM	0.311	0.249	0.508	252.506	102.834	125.668
콜 OTM	0.267	0.304	0.512	882.354	268.823	295.934
풋 OTM	0.261	0.302	0.563	706.419	210.052	211.879

세 번째 열에 정리된 α 는 하루 동안에 정보가 발생할 확률을 의미하는데, ITM 콜과 풋 그리고 ATM 풋옵션의 경우 IOC 주문에서 더 큰 것으로 나타났고 나머지 옵션들의 경우 IOC 주문 여부에 대해 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

네 번째 열의 δ 는 발생 정보가 나쁜 뉴스일 확률인데 ITM 풋에서만 IOC 주문에서 작았고 나머지 다섯 개의 옵션종목에서는 유의한 차이가 없다. 이 확률은 옵션종목과 IOC여부와는 큰 상관이 없다는 점에서 대체로 0.5 근방에서 유의한 차이가 없는 결과가 나왔다는 것은 본 분석의 결과가 안정적인 것이라는 것을 의미한다.

다섯 번째 열의 μ 는 정보가 발생했을 때 정보거래자의 주문강도를 나타내는데, ITM과 ATM 옵션에서 IOC 주문에서 더 크게 나타났고 OTM 옵션에서는 차이가 없는 것으로 나타났다.

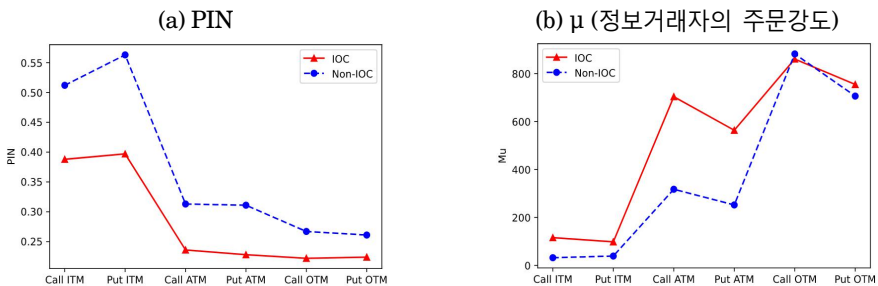
여섯 번째 열과 일곱 번째 열의 ε_b 와 ε_s 는 비정보거래자의 매수강도와 매도강도를 각각 나타내는데, 여섯 개의 옵션 종목 모두 IOC 주문에서 더 큰 것으로 나타나고 있다.

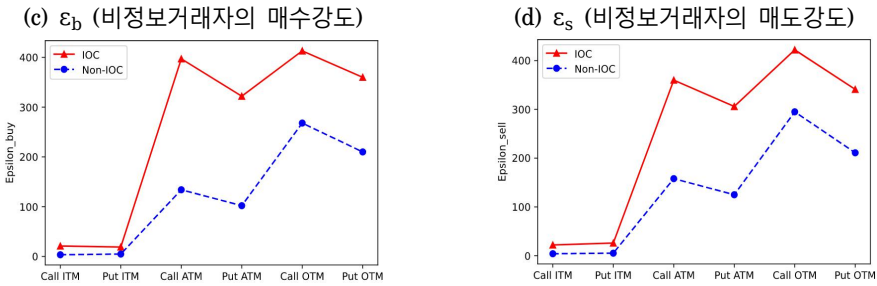
정리하자면 정보발생확률(α)과 정보가 나쁜뉴스일 확률(δ)은 대체로 IOC여부에 따라 큰 차이가 나타나지 않은 반면, 정보거래자의 주문강도와 비정보거래자의 매수 및 매도강도 모두 대체적으로 IOC 주문에서 더 크거나 같은 것으로 나타나고 있다. 평균적으로 IOC 주문이 Non-IOC 주문에 비해, 정보거래자의 주문강도 측면에서 1.6배 크고 비정보거래자의 매수 및 매도주문강도 측면에서 2배 큰 것으로 나타났다. 식 (4)의 PIN을 계산하려면 정보거래자의 주문강도에 정보발생확률(α)을 곱해야 하므로 IOC 주문의 PIN은 Non-IOC 주문의 PIN에 비해 낮게 계산된다. 결론적으로 IOC 주문의 PIN이 작게 나타나는 주요 원인이 IOC 주문에서 비정보거래자의 주문강도가 상대적으로 더 크기 때문임을 짐작할 수 있다.

[그림 4]는 <표 11>의 결과를 그래프로 나타낸 것으로서 머니니스를 달리한 6개의 옵션에 대해서 IOC 주문과 Non-IOC 주문을 구분하여 PIN과 관련 모수를 그린 것이다. 그림에서 모든 머니니스와 옵션에 대해서 Non-IOC의 PIN이 더 크게 나타났고, 정보거래자의 주문강도와 비정보거래자의 매수 및 매도강도는 IOC 주문에서 같거나 더 큰 것으로 나타났다.

[그림 4] IOC와 Non-IOC의 PIN과 모수의 비교

아래 그림은 <표 11>의 수치를 그래프로 표현한 것으로서, 머니니스를 달리한 6개의 옵션 종목에 대해서 IOC 주문과 Non-IOC 주문을 구분하여 PIN과 관련모수를 그린 것이다. 여기서 μ 는 정보거래자의 주문강도이고 ε_b 는 비정보거래자의 매수강도이며 ε_s 는 비정보거래자의 매도강도를 나타낸다.





물론 지수파생상품에서 사적정보는 주식과 같은 개별 종목과 관련된 사적정보가 아니라 시장 전체 수준의 거시경제와 관련된 사적정보이므로 IOC 주문과 일반주문의 PIN분석에서 아예 포착되지 않을 가능성도 배제할 수 없다.

<표 12>의 Panel A에서 두 번째 열은 6개의 옵션 종목 각각에 대해 IOC 주문과 Non-IOC 주문의 일일 PIN의 수치에 차이가 있는지를 쌍체비교하여 도출된 t-값이다. 세 번째 열부터 일곱 번째 열은 나머지 모수들에 대해서 쌍체비교분석을 통해서 도출된 t-값을 정리한 것이다. 여섯 개의 종목 모두 Non-IOC의 PIN이 IOC 주문의 PIN보다 유의하게 크다는 것을 보여주고 있다.¹¹

<표 12> IOC와 Non-IOC의 PIN과 모수의 쌍체비교

Panel A는 6개의 옵션 종목 각각에 대하여 IOC 주문과 Non-IOC 주문을 구분하여 산출한 총 122개의 일일 PIN과 관련 모수들을 쌍체비교 분석한 후 그 결과치인 t-값을 정리한 것이다. 여기서 α 는 정보가 발생할 확률이고, δ 는 발생정보가 나쁜 뉴스일 확률이다 또한 μ 는 정보거래자의 주문강도이고 ϵ_b 는 비정보거래자의 매수강도이며 ϵ_s 는 비정보거래자의 매도강도를 나타낸다. Panel B는 동일 그룹내에서 콜과 풋옵션에 대해 쌍체비교한 결과이다. *와 **는 각각 5%와 1%의 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel A: IOC와 Non-IOC의 비교

비교 대상	PIN	α	δ	μ	ϵ_b	ϵ_s
(1) 콜ITM: IOC vs Non-IOC	-5.54**	2.09**	-0.98	3.91**	5.73**	6.39**
(2) 풋ITM: IOC vs Non-IOC	-10.24**	7.08**	-4.62**	5.55**	4.40**	10.98**
(3) 콜ATM: IOC vs Non-IOC	-13.67**	1.14	-0.83	9.82**	6.77**	8.76**
(4) 풋ATM: IOC vs Non-IOC	-6.24**	3.31**	0.31	7.92**	6.31**	6.24**

¹¹ 이재람(2019)이 2010~2014년의 지수옵션시장을 대상으로 계산한 VPIN은 최소 0.1303에서 최대 0.3544(가중평균 VPIN은 최소 0.1893, 최대 0.3383임)로 나타나고 있다.

(5) 콜OTM: IOC vs Non-IOC	-5.66**	-1.08	1.34	-0.18	5.52**	5.45**
(6) 풋OTM: IOC vs Non-IOC	-6.30**	-0.13	0.46	0.35	6.03**	5.19**

Panel B: 콜과 풋의 비교

비교 대상	PIN	α	δ	μ	ϵ_b	ϵ_s
(7) Non-IOC: 콜ATM vs 풋ATM	0.06	1.04	1.13	2.13**	1.81*	1.46
(8) IOC: 콜ATM vs 풋ATM	0.93	-1.32	-0.42	2.46**	1.91*	1.36
(9) 콜 ATM vs 풋 ATM	1.56	-1.08	-0.77	2.21**	1.62	1.37
(10) 콜 OTM vs 풋 OTM	0.72	-0.48	-1.23	1.93**	3.05**	3.26**
(11) 콜 ITM vs 풋 ITM	-0.23	-1.76*	0.47	0.27	0.31	-0.54

<표 12>의 Panel B는 본 분석에 대한 강건성 검증의 결과를 정리한 것이다. 비교대상 (7)~(11)은 모두 동일 그룹 내에서 콜옵션과 풋옵션 각각에 대해서 PIN과 관련모수에 대한 쌍체비교 분석결과를 나타낸 것이다. 구체적으로 (7)과 (8)은 각각 Non-IOC 주문과 IOC 주문 중에서 등가격콜과 등가격 풋의 차이를 분석한 것이고, (9)~(11)은 IOC와 Non-IOC 주문 모두를 포함하여 머니니스 만을 달리하여 콜옵션과 풋옵션의 차이를 분석한 것이다.

결론적으로 PIN과 모수 α 와 δ 는 콜옵션과 풋옵션의 비교에서 내가격을 제외하고는 유의한 차이가 발생하지 않았다. 반면 정보거래자의 주문강도(μ) 측면에서는 내가격옵션을 제외

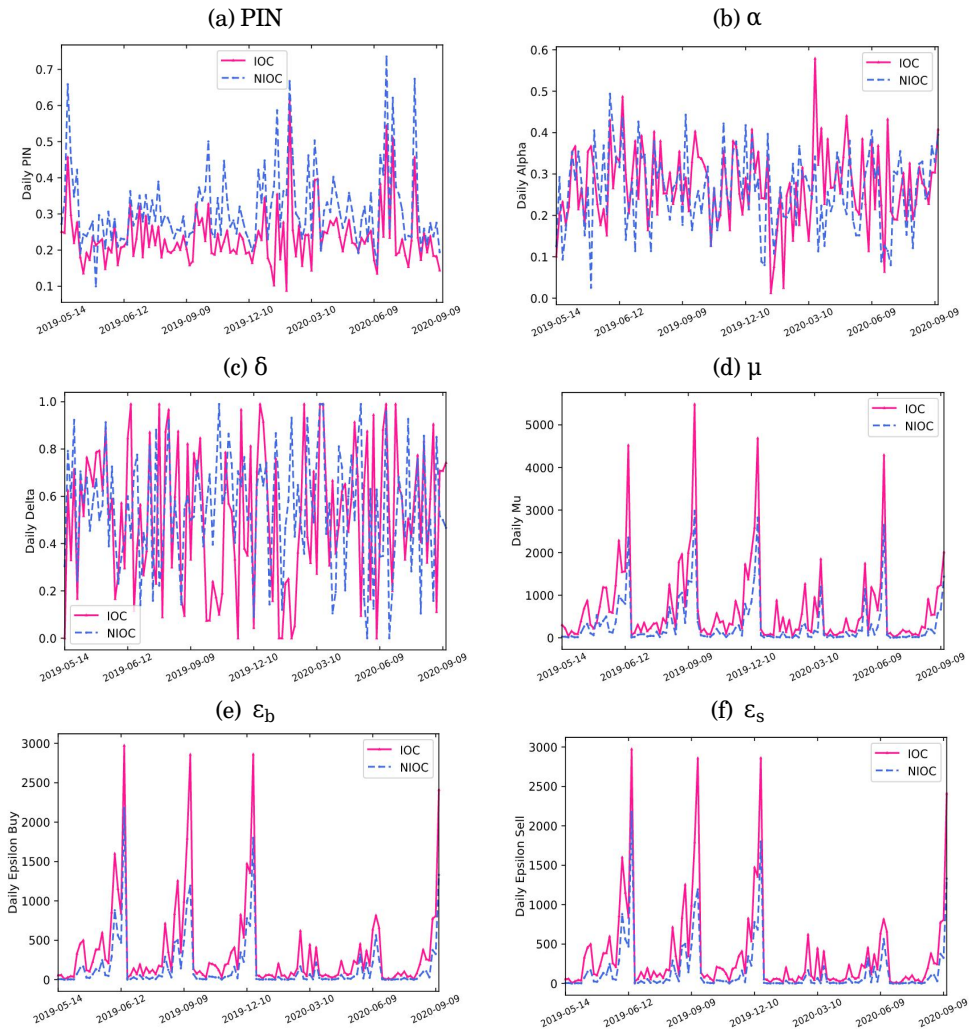
하고는 콜옵션에서 주문강도가 유의하게 약간 더 큰 것으로 나타났다.

[그림 5]는 122일의 표본기간 동안에 ATM 옵션 종목에서 측정된 PIN과 관련모수의 수치를 일별 시계열로 그린 것이다. PIN은 다른 모수들의 함수이므로 먼저 (b)의 α 를 살펴보자. 2019년 12월 말까지는 시계열의 큰 변화가 없지만 그 이후부터 2020년 3월초까지 하락하다가 3월 이후 급등하고 다시 안정적인 모습을 보이고 있다. (c)의 δ 시계열에서는 시간적 변화에 따라 큰 차이를 나타내고 있지 않다. 이와는 다르게 (d)~(f)의 정보거래자의 주문강도(μ)와 비정보거래자의 매수/매도강도(ϵ_b/ϵ_s)는 옵션의 잔존만기일이 다가올수록 매우 큰 폭으로 움직이고 있다. 표본기간 동안 총 6번의 옵션만기일이 있는데 정보거래자 뿐 아니라 비정보거래자의 주문강도를 나타내는 시계

열 모두 만기일이 가까울수록 점점 증가하고 만기일 당일에는 급등하는 모습을 보이고 있다.

[그림 5] PIN과 관련 모수의 시계열

아래 그림은 표본기간인 122일 동안 거래된 ATM 콜옵션 종목에서 IOC 주문과 Non-IOC 주문 구분하여 계산된 일일 PIN과 관련 모수들의 일간 시계열을 나타낸다. 여기서 α 는 정보가 발생할 확률이고, δ 는 발생정보가 나쁜 뉴스일 확률이다 또한 μ 는 정보거래자의 주문강도이고 ϵ_b 는 비정보거래자의 매수강도이며 ϵ_s 는 비정보거래자의 매도강도를 나타낸다.



VI. 결론 및 시사점

본 연구에서는 2019년 5월부터 2020년 9월까지의 표본기간 중 3, 6, 9, 12월 만기를 갖는 잔존만기 30일 이내의 최근월물 KOSPI 200 옵션의 호가장과 체결장 데이터를 이용하여 IOC 주문의 거래현황과 주문특성을 살펴보고 아울러 IOC 주문이 사적정보를 기반으로 한 거래인지 여부를 분석하였다.

분석결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 지수옵션 체결량 기준 IOC 주문의 비율은 56%이고 주문건수 기준으로는 35%로 나타났다. 둘째, IOC 주문의 주된 실행자는 외국인

투자자로서 전체 체결량 중 99.7%를 차지했고, 나머지 0.3%를 기관과 개인이 거래하였다. 셋째, IOC 주문은 평균 7개의 서로 다른 고빈도거래자들이 같은 방향과 같은 가격으로 0.015초 이내에 동시에 발생하는 동반매매의 형태로 나타났고, 이들 사이의 치열한 경쟁으로 인해 IOC 주문의 평균성공률은 2019년 15%를 기록하였고 코로나 팬데믹 이후인 2020년에는 9%로 하락하였다. 넷째, 상위 10개의 광역투자자들이 IOC 매매에서 60% 이상(2020년에는 70% 이상)의 시장점유율을 기록하였고, 상위 20개의 광역투자자가 90% 이상의 시장점유율을 보여 소수 광역투자자가 IOC 거래를 주도하고 있는 것으로 나타났다. 다섯째, 개인투자자는 거래량 기준 옵션매매에서 26%를 차지함에도 불구하고 IOC 거래 실행자의 거래상대방

으로는 38%의 점유율을 보임에 따라 개인의 주문행태가 IOC 주문을 유인하는 여러 요인 중 하나인 것으로 보인다. 여섯째, IOC 매매의 가격충격은 Non-IOC 매매와 비교하여 옵션의 종류(콜과 풋)와 옵션머니니스 및 계산시차와 무관하게 모두 큰 것으로 나타났다. 특히 가격충격은 내가격에서 가장 차이가 컸고 등가격과 외가격 순으로 컸다. 또한 가격충격은 IOC 주문여부와 상관없이 만기일에 급등하는 모습을 보여주었다.

마지막으로 본 연구에서는 Easley et al.(2002)의 모형을 이용하여 IOC 매매와 Non-IOC 매매 각각에서 정보거래확률 및 관련모수를 계산하였다. 계산결과, 모든 머니니스에서 IOC 주문의 PIN이 유의수준 1%에서 Non-IOC 주문보다 더 작은 값을 갖는 것으로 나타났다. 한편 모형과 관련된 모수의 경우, 정보거래자의 주문강도가 IOC 매매에서 더 크거나 최소한 같았고, 비정보거래자의 매수강도와 매도강도는 IOC 매매에서 모두 더 큰 값을 갖는 것으로 나타났다. 또한 PIN과 정보거래자 및 비정보거래자의 주문강도가 만기일에 특히 급등하는 모습을 보이고 있었다. 이를 종합해 보면 IOC 매매에서 PIN 값이 더 작은 수치를 나타낸 이유가 IOC 매매에서 정보거래자의 주문강도의 증가 이상으로 비정보거래자의 주문강도가 더 크게 증가하였기 때문인 것으로 풀이된다.

결론적으로 IOC 주문에서 특별히 일반주문보다 사적정보를 보유한 거래가 더 많이 발생한다고 판단하기 어렵다. 오히려 IOC 주문은 주문집계장의 주문흐름을 분석하여 적정

가격으로부터 이탈된 지정가주문을 공략하는 알고리즘에 기반한 거래라고 판단된다. 이러한 판단은 앞서 도출한 다음의 사실로 뒷받침된다.

첫째, IOC 주문이 극소수의 일부 거래자보다는 다수의 고빈도거래자들로부터 0.015 초 이내의 차이로 거의 동시에 실행되는 동반매매의 형태로 발생한다는 점이다. 이는 비슷한 유형의 알고리즘을 사용하는 거래자들이 시그널을 거의 동시에 포착하였지만 주문시스템의 성능과 DMA(Direct Market Access) 등의 활용여부에 따라 주문순위에 서열이 생기는 현상으로 판단된다. 둘째, IOC 주문이 등가격 콜옵션에서만 접속매매중 0.27초마다 한번씩 발생할 정도로 빈도수가 많다는 점이다. 사적정보가 하루 중 발생하는 빈도로는 너무 많다고 판단된다. 셋째, 국내의 개인투자자가 Non-IOC 주문자와 비교하여 IOC 주문자에 대해서는 상대적으로 높은 비율로 거래상대방의 역할을 두드러지게 하고 있다는 점이다. 이는 개인투자자의 주문가격이 IOC 주문자의 주문흐름분석 알고리즘에 포착(picked-off)되는 확률이 타 투자그룹에 비해 더 높다는 의미로 풀이된다. 개인투자자의 상대적으로 느린 주문시스템과 열등한 시장정보의 습득과 처리능력, 이로 인한 잦은 stale quote의 제출, 그리고 평범한 옵션거래전략을 고려한다면, 개인투자자의 주문이 HFT 알고리즘의 타겟으로 노출될 확률이 높다는 것은 쉽게 짐작할 수 있다. 넷째, 정보가 발생할 확률(α)이 만기에 상관없이 일정하게 나타났음에도 불구하고 만기일에 가까울수록 비정보거래자의 주문강도 뿐 아니라 정보거래자의 주문강도가 점차적으로 증가했다는 점이다. 이는 만기시점에 가까울수록 옵션의 만기효과로 인해 주문흐름 또는 옵션들 상호간 시장가격에서의 불균형이 형성되는 것이 아닌가 추정해본다. 결론적으로 IOC 주문의 제출자는 취득한 사적정보를 바탕으로 주문을 제출하는 것이라기보다는 주문흐름분석 알고리즘을 기반으로 실행한 것이라고 봄이 더 적절한 것으로 판단된다. 하지만 IOC 주문이 어떠한 조건의 지정가주문을 타겟으로 하고 또 이러한 거래를 어떻게 수익으로 전환하는지 등 구체적인 알고리즘의 작동 메커니즘에 대해서는 본 연구에서 밝히지 못했으며 이에 대해서는 후속 연구에서 명쾌하게 규명되길 기대해본다.

정보통신기술과 컴퓨터산업의 비약적인 발전에 힘입어 거래의 주문과 체결속도가 점점 빨라지고 있다. 이에 따라 고빈도매매가 전체 매매에서 차지하는 비중도 크게 증가하고 있다. 본 연구에서 살펴본 고빈도기반 IOC 매매는 전체 체결량의 절반 이상을

차지함에도 불구하고, 시장에 유동성을 전혀 공급하지 않으며 일방적으로 시장유동성을 소비하는 거래행위이다. 또한 IOC 동반매매는 최우선호가의 재고를 소진시키고 호가스프레드를 증가시킨다. 고빈도성 IOC 매매의 이러한 특성은 시장품질을 일정 수준 유지해야 하는 거래소와 감독당국에게 운용과 감독 측면에서 매우 주목할 만한 거래행위이다. 따라서 향후 IOC 주문에 대한 정기적인 실태조사와 감독이 필요할 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 박수철, “한국증권시장의 고빈도거래현황 및 특성”, 재무관리연구, 제37권 제2호, 2020, 193-218.
- 박종호, 엄경식, “한국주식시장에서 사적 정보위험 PIN의 유용성 분석: 주식수익률에 미치는 영향을 중심으로”, 한국증권학회지, 제37권 제3호, 2008, 501-536.
- 우민철, 이우백, “개인투자자의 고빈도매매 행태와 성과 분석”, 한국증권학회지, 제43권 제5호, 2014, 847-878.
- 우민철, 최혁, “고빈도거래자의 매매양태분석”, 한국증권학회지, 제42권 제4호, 2013, 699-732.
- 윤주영, 김강휘, “고빈도데이터(HFD: High Frequency Data)를 활용한 페어트레이딩(Pairs Trading) 전략의 성과특성에 관한 연구”, 재무연구, 제24권 제4호, 2011, 1153-1172.
- 이재람, “옵션시장내 독성 주문 흐름의 정보성 연구: KOSPI 200 지수옵션을 중심으로”, 선물연구, 제27권 제4호, 2019, 365-400.
- 정재만, 전용호, 최혁, “전략적 반복주문을 통한 고빈도거래가 한국주식시장에 미치는 영향”, 재무연구, 제27권 제2호, 2014, 177-211.
- 최혁, 양철원, “한국주식시장에서의 정보비대칭 측정치 비교”, 한국증권학회지, 제35권 제5호, 2006, 1-44.
- Ahn, H., J. Kang, and D. Ryu, “Informed Trading in the Index Option Market: The Case of KOSPI 200 options,” *Journal of Futures Markets*, 28(12), (2008), 1118-1146.
- Ammar, I. B. and S. Hellara, “Intraday Interactions between High-Frequency Trading and Price Efficiency,” *Finance Research Letters*, 41, (2021), 101862.
- Avellaneda, M. and S. Stoikov, “High Frequency Trading in a Limit Order Book,” *Quantitative Finance*, 8(3), (2008), 217-224.
- Baldauf, M. and J. Mollner, “High-Frequency Trading and Market Performance,” *Journal of Finance*, 75(3), (2020), 1495-1526.
- Baron, M., J. Brogaard, and A. Kirilenko, “The Trading Profits of High Frequency Traders,” Working Paper, 2012.
- Baron, M., J. Brogaard, B. Hagstromer, and A. Kirilenko, “Risk and Return in High-Frequency Trading,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 54(3), (2019), 993-1024.
- Biais, B. and T. Foucault, “HFT and Market Quality,” *Bankers, Markets & Investors*,

- 128, (2014), 5-19.
- Brennan, M., S. Hur, and A. Subrahmanyam, "High-Frequency Measure of Informed Trading and Corporate Announcements," *Review of Financial Studies*, 31(6), (2018), 2326-2376.
- Brogaard, J., T. Hendershott, and R. Riordan, "High-Frequency Trading and Price Discovery," *Review of Financial Studies*, 27(8), (2014), 2267-2306.
- Brogaard, J. and C. Garriott, "High-Frequency Trading Competition," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 54(4), (2019), 1469-1497.
- Budish, E., P. Cramton, and J. Shim, "The High-Frequency Trading Arms Race: Frequent Batch Auctions as a Market Design Response," *Quarterly Journal of Economics*, 130(4), (2015), 1547-1621.
- Carrion, A., "Very Fast Money: High-Frequency Trading on the NASDAQ," *Journal of Financial Markets*, 16(4), (2013), 680-711.
- Chung, K. H. and A. J. Lee, "High-Frequency Trading: Review of the Literatures and Regulatory Initiatives around the World," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 4(5), (2016), 7-33.
- Duong, H. N., P. Lajbcygier, and V. H. Vu, "The Information Content of Special Orders," *Pacific-Basin Finance Journal*, 45, (2017), 68-81.
- Easley, D., S. Hvidkjaer, and M. O'Hara, "Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?," *Journal of Finance*, 57(5), (2002), 2185-2221.
- Easley, D., N. M. Kiefer, M. O'Hara, and J. B. Paperman, "Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks," *Journal of Finance*, 51(4), (1996), 1405-1436.
- Easley, D., M. López de Prado, and M. O'Hara, "Flow Toxicity and Liquidity in a High Frequency World," *Review of Financial Studies*, 25(5), (2012), 1457-1493.
- Erenburg, G., A. Kurov, and D. Lasser, "Trading Around Macroeconomic Announcements: Are all Traders Created Equal?," *Journal of Financial Intermediation*, 15(4), (2006), 470-493.
- Foucault, T., J. Hombert, and I. Rosu, "News Trading and Speed," *Journal of Finance*, 71(1), (2016), 335-381.
- Hagstromer, B. and L. Norden, "The Diversity of High-Frequency Traders," *Journal of Financial Markets*, 16, (2013), 741-770.
- Hasbrouck, J. and G. Saar, "Low-latency Trading," *Journal of Financial Markets*, 16, (2013), 646-679.
- Hendershott, T. and R. Riordan, "Algorithmic Trading and the Market for Liquidity," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(4), (2013), 1001-1024.
- Hoffmann, P., "A Dynamic Limit Order Market with Fast and Slow Traders," *Journal of Financial Economics*, 113(1), (2014), 156-169.

- Kang, J., K. Y. Kwon, and W. Kim, "Flow Toxicity of High-Frequency Trading and its Impact on Price Volatility: Evidence from the KOSPI 200 Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 40(2), (2020), 164-191.
- Kirilenko, A., A. Kyle, M. Samadi, and T. Tuzun, "The Flash Crash: High-Frequency Trading in an Electronic Market," *Journal of Finance*, 72(3), (2017), 967-998.
- Korajczyk, R. and D. Murphy, "High-Frequency Market Making to Large Institutional Trades," *Review of Financial Studies*, 32(3), (2019), 1034-1067.
- Lee, E., "High Frequency Trading in the Korean Index Futures Market," *Journal of Futures Markets*, 35(1), (2015), 31-51.
- Lin, H. and W. Ke, "A Computing Bias in Estimating the Probability of Informed Trading," *Journal of Financial Markets*, 14, (2011), 625-640.
- Madhavan, A., M. Richardson, and M. Roomans, "Why Do Security Prices Change? A Transaction-Level Analysis of NYSE Stocks," *Review of Financial Studies*, 10(4), (1997), 1035-1064.
- Menkveld, A., "High Frequency Trading and the New Market Makers," *Journal of Futures Markets*, 16(4), (2013), 712-740.
- O'Hara, M., "High Frequency Trading and Its Impact on Markets," *Financial Analysts Journal*, 70(3), (2014), 18-27.
- Park, S. G. and D. Ryu, "Speed and Trading Behavior in an Order-driven Market," *Pacific-Basin Finance Journal*, 53, (2019), 145-164.
- Park, H., K. Chung, and I. J. Kim, "Is Informed Trading Different Across Investor Types?," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 49(6), (2021), 839-859.
- Schlag, C. and H. Stoll, "Price Impacts of Options Volume," *Journal of Financial Markets*, 8(1), (2005), 69-87.
- Stoll, H. R., "High Speed Equities Trading: 1993-2012," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 43, (2014), 767-797.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley, "Expiration-day Effects of All Ordinaries Share Price Index Futures: Empirical Evidence and Alternative Settlement Procedures," *Australian Journal of Management*, 22, (1997), 139-174.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT ¹²
Volume 39, Number 4, August 2022

Is a Foreign Investor's High-frequency IOC Order Informed Trading? The Case of KOSPI 200 Options*

Byungwook Choi**

<Abstract

>

This paper explores the trading characteristics of an IOC (Immediate-Or-Cancel) order and its information content by analyzing trade and quote data of KOSPI 200 index options for the sample period between May 2019 and September 2020. Our empirical results can be summarized as follows. First, we find that 56% of trades in index option market are executed by IOC, and 99% percent of IOC trades are submitted by foreign investors in a high-frequency trading platform. Third, the IOC orders submitted by several HFTs simultaneously reveals herding behavior and the competition among them is very high. Fourth, individual investors, who account for 26% of the total option trades, have a 38% share as the counterparty to IOC orders, suggesting that the characteristics of individual investors' orders are one of the incentives for IOC orders. Fifth, the price impact of IOC orders is greater than that of Non-IOC. Sixth, the probability of informed-based trading (PIN) of IOC orders is less than that of Non-IOC orders, but the arrival rate of informed traders and the buying (selling) arrival rate of uninformed traders are increasing as well in IOC orders. In conclusion, the IOC orders seems not to be based on informed trading but to be an algorithmic trading based on the mining of lucrative information from the order flow in a limit order book

Keywords : Market Microstructure, IOC(immediate-or-cancel), PIN(probability of informed trading), HFT(high-frequency trading), Options

* The work reported in this paper was supported by the Korea Exchange in 2021.

** Professor, Dept. of Business Administration, Konkuk University, E-mail: bwchoi@konkuk.ac.kr