

# 주식시장에서 프로그램 매매를 이용한 불공정 거래의 개연성에 대한 연구\*

김 종 희\*\*

## 초 록

본 연구에서는 2014년부터 2021년 11월까지의 1,946 거래일에 대하여 KOSPI에 상장되어 있는 801개의 기업들에 대한 프로그램 매매 거래자들의 정보예측력과 시세조종의 개연성을 분석하고 있다.

본 연구의 실증분석으로 얻을 수 있는 결과는 다음과 같다.

첫째, 증가 동시호가의 주문량, 즉 마감 10분 간의 프로그램 매매의 주문량은 가격충격에 유의미한 영향을 미치고 있었으며, 특히 비차익 거래자는 증가 주문을 통하여 지정가 주문을 제출하기 직전의 예상체결가 대비 예상체결가를 더 높이고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 차익 거래자보다는 비차익 거래자가 상대적으로 정보 거래자일 가능성이 높은 것으로 나타났다. 비차익 거래자는 선물옵션의 만기일 당일 주가가 상승한 종목에 대하여 장 마감 10분 전에 주문량을 늘리는 정보거래의 행태를 보이고 있었기 때문이다. 셋째, 차익 거래와 비차익 거래자들 모두 시세를 자신에게 유리하게 만들기 위하여 가능한 최대의 호가주문을 제출하는 유인을 가지고 있는 것으로 확인되었다. 차익 거래자의 경우 시세조종을 위하여 예상체결가보다 현저하게 낮은 매도 지정주문가를 장 마감 10분 간에 대해서만 집중적으로 제출하였으며, 비차익 거래자는 예상체결가보다 현저하게 높은 매수 지정주문가를 장 마감 10분 전에 대해서만 집중적으로 제출하여 주가가 자신에게 유리하게 형성되도록 하는 시세조종의 유인을 가지고 있는 것으로 확인되었다.

핵심 주제어: 프로그램 매매, 시세조종, 정보거래

JEL 분류기호: G0, G1, N2

## I. 서 론

주식시장에서 불공정 거래는 관련 법률이 정하는 의무의 이행에서 벗어나는 거래를 통하여 부당한 이득을 취하는 행위로 정의할 수 있다. 이와 같은 불공정 거래의 유형은 매우 다양하지만, 대표적으로 미공개정보이용과 시세조종을 들 수 있다. 미공개정보이용

\* 전북대학교 경제학부 교수, e-mail: jonghk5@jbnu.ac.kr

· 논문 투고일: 2023년 5월 24일 · 수정일: 2023년 6월 28일 · 게재확정일: 2023년 7월 17일

은 내부정보를 이용하여 기업 공시 이전의 거래를 통하여 부당이득을 취하는 행위로서 애널리스트나 펀드매니저로부터의 특정 기업의 정보에 대한 사전 유출 등이 해당된다. 이에 비하여, 시세조종은 정보를 이용하기보다는 거래자가 주가가 자신에게 유리하게 형성되도록 하기 위하여 대량의 매수 또는 매도행위를 통하여 시세를 왜곡하는 것을 말한다. 연말이나 분기말과 같은 시점에 애널리스트나 펀드매니저 등이 자신의 성과를 부풀리기 위하여 시세를 유리하게 만드는 행위 등을 들 수 있다.

주식시장에서 공정한 거래의 확보를 위한 노력에도 불구하고, 이와 같은 불공정 거래는 지속적으로 증가하고 있다. 한국거래소의 시장감시위원회에 의하면, 불공정거래 혐의 사건의 통보 실적 중 미공개정보이용에 의한 혐의는 2019년 47.5%에서 2020년 45.5%, 그리고 2021년에는 70.6%로 급증하였다. 이와 더불어 시세조종에 의한 혐의는 2019년 16.7%,에서 2020년에는 29.5%로 증가하였다가, 2021년에는 11.9%를 기록하였다. 그러나 특히 시세조종의 경우에는 명시적으로 적발된 혐의 사건의 비율일 뿐이며, 주식시장에서 시세조종의 개연성이 의심되는 거래의 상황은 지속적으로 발생하고 있다.

증권선물위원회가 2015 - 2017년 심의·의결한 시세조종 혐의 사건은 총 229건이며(남길남 외, 2018), 적발된 사건의 경우 2018년 22건과 2019년의 20건에서부터 가장 최근인 2022년의 18건(전체 불공정 행위의 17.1%)까지 매년 지속적으로 발생하고 있는 것이다. 이와 같이 시세조종의 개연성에 대한 우려가 높아지고 있는 가운데, 시세조종의 유인을 가지고 있는 거래자의 불공정 거래의 활용수단으로서 프로그램 매매가 주목을 받고 있다.

프로그램 매매(program trading)는 주식을 대량으로 거래하는 투자자들이 알고리즘에 의한 컴퓨터 프로그래밍을 이용, 수십 종목씩 주식을 묶어서(바스켓) 거래하는 것을 말한다. 이와 같은 프로그램 매매는 지수차익 거래와 비차익 거래로 구분할 수 있으며, 지수차익 거래(arbitrage trading)는 현물과 선물의 가격차이를 이용하여 차익을 실현하는 거래이며, 비차익 거래(non arbitrage trading)는 선물시장과 관계없이 현물만을 거래 대상으로 하는 거래로서 KOSPI의 종목 중에서 몇 개의 종목을 묶어서 미리 지정한 조건에 도달하면 한 번에 모두 매도 또는 매수하는 방식이다.

프로그램 매매의 장점은 주식시장에 새로운 정보를 유입시켜 주가의 효율적 조정을 유발할 수 있다는 것이다. 그러나 프로그램 매매는 주가의 변동성을 증가시킬 수 있다는 단점도 존재한다. 특히 프로그램 매매는 그 특성상 거래자가 선물과 옵션의 만기일에 주가가 자신에게 유리하게 형성되도록 하는 시세조종에 대한 개연성이 분명하게 존재한다. 선물과 옵션은 거래의 특성상 계약체결 시점의 가격(현재 가격)과 만기일의 가격(미래 가격)의 차이에 의해서 거래자의 손익이 결정되며, 선물에서의 매수와 매도 거래자(long & short), 그리고 옵션에서의 매수 및 매도의 holder와 writer는 미래가격의 상승(매수)

또는 하락(매도)에 따라서 각각 이익을 실현할 수 있으므로, 미래의 가격이 자신에게 유리하게 형성되도록 하는 유인이 존재하는 것이다.

만기일 효과(expiration-day effects)라고 알려져 있는 선물이나 옵션의 변동성은 특히 그 만기일에 기초자산의 가격, 즉 주가가 평일에 비하여 커지게 된다. 그리고 이에 대한 원인 중의 하나로 프로그램 매매와 연관된 지수차익 거래가 자주 언급된다. 그러나 청산을 위하여 수많은 현물 매도 및 매수 물량에 의하여 일시적으로 주가가 왜곡되는 만기일 효과는 시세조종과는 차이가 있다. 만기일 효과와 시세조종 간에는 거래자가 미래의 주가흐름을 예측하고 거래를 한다는 정보거래라는 공통점은 있지만, 주가가 자신에게 유리하게 형성되도록 하기 위하여 대규모의 지정주문가 제출, 즉 대량의 허수주문이 시세조종에는 존재하게 된다.

차익 거래는 종가가 어떤 가격으로 성립되든 상관없이 해당 종가로만 현물을 매도하거나 매수할 수 있으면 포지션이 청산되어 차익을 실현할 수 있는 중립적인 거래이므로, 일반적인 차익 거래자라면 자신이 보유한 현물을 종가에 매도하거나 매수할 수 있는지가 중요하다. 즉 거래의 성사여부가 중요한 것이다. 이에 따라 정상적인 거래자라면 거래가 성립될 수 있는 확률이 가장 높은 시장가 주문을 사용할 가능성이 크다. 그러나 시세조종의 유인을 가진 거래자는 자신에게 유리한, 즉 자신이 원하는 가격대에서 종가가 최종적으로 형성되도록 예상체결가보다 대단히 높거나 낮은 매도 및 매수주문을 대량으로 제출하게 된다.

이와 같은 상황을 감안하여 다음과 같은 질문을 제기할 수 있다. 첫째, 한국의 주식시장에서의 선물옵션의 만기일에서 발생하는 만기일 효과는 지극히 일반적인 현상일 것인가? 이다. 증가하게 되는 현물의 매도 및 매수의 거래량 속에는 시세조종의 유인을 가진 거래량이 존재할 가능성이 높으며, 이는 거래자의 주문량과의 비교가 필요하다. 둘째, 선물옵션의 만기일에서 차익 거래에 의한 시세조종의 개연성이 존재한다면, 비차익 거래에서는 정상적인 거래만이 존재할 것인가? 이다. 비차익 거래는 현물만을 거래하므로, 선물옵션의 만기일과는 특별한 관계가 없다고 생각될 수 있다. 그러나 종목의 바스켓을 상황에 따라 대량으로 매수 및 매도하는 비차익 거래 역시 주식시장의 변동성을 급격하게 만드는 것으로 알려져 있으며, 선물과 옵션의 만기일과 같은 변동성이 확대되는 시점에서는 시세조종의 유인을 가진 비차익 거래자가 현물, 즉 주가가 자신이 원하는 방향으로 형성되도록 하게 만드는 상황이 더 용이해 질 수 있게 된다.

이러한 가능성을 고려하여 본 연구에서는 프로그램 매매를 구성하는 차익 거래와 비차익 거래에 대하여 평일 대비 사건일, 즉 선물옵션의 만기일에서의 시세조종의 개연성을 분석해 본다. 이를 위하여 본 연구에서는 먼저, 프로그램 매매가 만기일과 같은 사건일에서 주식시장에 유의미한 영향을 미치는지를 검증하고, 차익과 비차익 거래자와 같

은 프로그램 매매 거래자가 미래 주가흐름을 예측하고 거래를 하는 정보 거래자인지를 확인한다. 그리고 이를 통하여 해당 거래자들의 시세조종의 유인을 분석, 프로그램 매매의 시세조종의 개연성을 판단해 본다.

프로그램 매매는 시장의 가격발견 및 유동성 제고 등의 분명한 장점이 있음에도 불구하고 현물과 선물을 연계한 불공정 거래의 가능성에 대한 우려도 높아지고 있다. 따라서 이에 대한 개연성을 보다 면밀하게 분석하여 시세조종의 결정요인, 영향 등에 대하여 보다 의미있는 결론을 내릴 필요성이 있게 된다. 이 점이 본 연구의 목적이며 차별성이다.

## II. 기존 문헌 검토

본 연구에서는 프로그램 매매가 주식시장에 미치는 영향의 유의미성을 전제로, 차익과 비차익 거래자의 정보거래의 여부와 이를 통한 시세조종의 개연성을 분석하고 있다. 이에 따라 관련된 기존 문헌의 검토 역시 이와 같은 순서로 진행되어야 할 필요가 있다.

Stoll and Whaley(1987)는 선물이나 옵션의 만기일 효과를 처음 연구하였으며, 선물과 옵션의 만기일이 겹치는 동시 만기일(triple-witching day)에서 S&P500 지수의 변동성과 거래량 간에 양(+)의 관계가 존재함을 밝혔다. 이후 이들(Stoll and Whaley, 1991)은 선물옵션의 결제기준가격을 비롯한 시장의 미시구조가 만기일 효과에 영향을 미친다고 주장하였다. Kling(1987)에 의하면 스페셜리스트가 지정가 주문에 대한 정보를 독점하기 때문에 만기일 효과가 발생하며, 이에 따라 지정가 주문에 대한 정보를 공시하고, 시장조성자들이 만기일에 자기거래를 하지 못하게 함으로써 만기일 효과를 줄일 수 있다고 주장하였다.

이들의 연구 이후로 만기일 효과의 성립 여부에 대한 연구는 지속적으로 이루어져 왔으며, 한국의 주식시장에서도 최종범·류혁선(2006), 최혁·엄윤성(2007) 등이 만기일 효과가 존재함을 밝혔는데, 만기일에서는 기초자산의 가격이 평일과는 달리 급격하게 변동하였다. 이러한 만기일 효과와 관련되어 프로그램 매매가 연구되었던 것은 1990년대 중반이라고 할 수 있다. Harris *et al.*(1994)는 프로그램 매매가 주가지수 선물시장에 새로운 정보를 전달하고 있음을 밝혔으며, Hogen *et al.*(1997)은 일반거래가 전달하는 정보 이외의 새로운 정보를 프로그램 매매는 시장에 전달할 수 있음을 보였다.

이와 같이 선물과 옵션의 만기일에서 프로그램 매매가 주식시장의 급격한 변동과 유의미한 관련성이 있다는 사실이 검증되면서, 프로그램 매매의 지수차익 거래가 만기일 효과의 대표적인 원인으로 주목받게 되었다. 즉 만기일에서 지수차익 거래의 청산을 위하여 대량의 현물 매도나 매수물량이 시장에 나오면서 일시적으로 주가를 왜곡시키는

현상을 일으킬 수 있기 때문이다. 그리고 만기일 효과에서 발생하는 급격한 주가의 변동과 함께 주가를 자신에게 유리하게 만들도록 유도하는 시세조종의 유인을 가진 거래자의 대량의 매수 및 매도주문으로 인하여 시장의 주가와 거래량의 변동성은 더 가속된다는 연구들이 등장하게 되었다.

Stoll and Whaley(1987)는 만기일에서는 주식시장의 효율성이 하락하는 이른바 취약성이 발생할 수 있지만, 이는 만기일 효과에 의한 것이 아니라 이와 같은 상황을 이용하는 시세조종의 거래자에 의한 것일 수 있음을 밝혔다. Kumar and Seppi(1992)은 지정가 매수주문과 매도주문이 만기일에 증가함을 발견하였는데, 이는 경제적 합리성이 결여된 주문으로 인한 것이었다. 이에 따라 선물옵션의 만기일에 연계시세조종을 의도하는 지수차익 거래가 존재함을 암시한다고 주장하였다. Chow et al.(2013)은 지수에 포함된 종목들의 거래량과 이에 따른 변동성이 만기일에서 크게 증가함을 보였으며, 이에 대한 원인으로 주가조작을 들고 있다. 즉 시세조종의 유인을 가진 거래자들이 이익을 얻기 위해서 가격을 조종할 수 있기 때문이다.

이와 같이 선물옵션의 만기일에서의 시세조종의 개연성에 대한 연구는 지수차익 거래를 중심으로 진행되어 왔다. 그러나 프로그램 매매의 또 하나의 축인 비차익 거래에서의 시세조종의 개연성에 대한 연구는 상대적으로 제한적이다. 이는 시세조종의 유인을 가진 거래자의 시세조종에 대한 목적을 만기일에서의 파생상품으로부터의 대규모 이익 실현하기 위한 것에만 초점을 맞추고 있기 때문이다.

이와는 달리 시세조종의 유인에 대한 의도는 다양하다. Hillion and Suominen(2004)은 대리인에 기초한 종가시세조종을 모형화하여, 브로커가 고객들이 자신의 능력을 과대평가하도록 유도하기 위해 시세조종을 할 유인이 있음을 보였다. Comerton-Forde and Putnins(2011)에 의하면, 시세조종은 파생상품 포지션으로부터 이익을 취하기 위하여 이루어지기도 하며, 펀드매니저가 펀드의 성과를 인위적으로 부풀리기 위해 이용되기도 한다. 또 유상증자나 공개매수 시 기준가격이 유리하게 형성되도록 하기 위해서 일 수도 있으며, 브로커가 성과를 좋게 보이기 위해서나, 또는 마진콜을 피하기 위하여 등 다양한 동기에서 시세조종이 이루어질 수 있다고 주장하였다.

이러한 관점에서 볼 때, 선물옵션의 만기일에서 프로그램 매매의 비차익 거래에 의한 시세조종의 개연성도 충분히 존재한다. 선물과 현물을 모두 이용하는 차익 거래와는 달리, 현물거래만을 이용하는 비차익 거래의 경우, 장 마감 직전에 대량의 매수주문을 제출하여 주가를 자신에게 유리하게 만들 수 있기 때문이다. 프로그램 매매 중 비차익 거래의 규모는 차익 거래의 규모를 크게 상회하는 것으로 알려져 있으며, 주식시장의 변동성에 미치는 영향도 더 큰 것으로 알려져 있다. (Aggarwal and Wu, 2006) Hillion and Suominen(2004)에 의하면 종가시세조종이 거래의 마지막 몇 분에 거래량을 증가시키

는 요인으로 작용하며, Comerton-Forde and Putnins(2011)에 의하면, 시세조종행위가 수익률, 수익률의 반전현상, 거래빈도, 호가스프레드윌 등을 유의미하게 증가시킨다.

이와 같은 상황에서 한국의 주식시장을 대상으로 선물옵션의 만기일에 프로그램 매매의 차익 거래는 물론 비차익 거래의 시세조종의 개연성에 대한 연구는 필수적이다. 특히 만기일 효과에서 나타나는 차익 거래자와 비차익 거래자의 정보거래에 대한 여부와 이를 바탕으로 다양한 요인에 의하여 시도될 수 있는 시세조종의 개연성을 비교, 분석하는 것은 큰 의미를 가질 수 있다. 시세조종에 대한 유인은 파생상품의 수익률 극대화뿐만 아니라, 전문가의 성과 극대화 유인 등 다양하게 존재하며, 선물옵션의 만기일과 같은 주식시장의 변동성이 확대되는 시점에서 차익과 비차익 거래를 통하여 더 강하게 발생할 수 있기 때문이다.

### Ⅲ. 모형 및 자료

본 연구의 가설은 다음과 같다.

첫째, 프로그램 매매 거래자는 미래의 주가 흐름을 예측하고 거래하는 정보 거래자일 가능성이 크다. 미래 주가의 변화를 예측하고 그 전에 자신에게 유리한 주문의 형태, 가격, 거래량, 그리고 시간 등을 설정하기 때문이다.

둘째, 프로그램 매매 거래자는 정보 거래자이면서 시세조종에 대한 강한 유인을 가지고 있을 가능성이 크다. 거래의 성립여부보다 매수 및 매도주문 가격의 차별화를 통하여 자신이 원하는 가격수준의 달성에 더 높은 관심을 가지고 있기 때문이다.

셋째, 프로그램 매매의 지수차익 거래자뿐만 아니라 비차익 거래자 역시 시세조종의 유인을 가지고 있을 가능성이 크다. 종전에 매수 및 매도해 두었던 가격수준의 달성을 위하여 주식시장에 대한 가격충격을 극대화할 유인이 있기 때문이다.

마지막으로, 선물옵션의 만기일과 같은 특정 사건 일과 그 외의 평일에 대하여 지수차익 거래자와 비차익 거래자 간의 시세조종에 대한 유인은 서로 다르게 나타날 가능성이 크다. 두 거래자는 현물과 선물에 대한 거래와 그 방향이 서로 다르기 때문이다.

이와 같은 가설을 검증하기 위하여 본 연구에서는 먼저, 프로그램 매매 거래자의 거래행태가 주식시장에 유의미한 영향을 미치는지를 검증한다. 주식시장에서의 주식 수익률과 변동성 등이 프로그램 매매 거래자의 거래행태로 인하여 유의미한 움직임이 발생하는지를 검증하는 것으로써, 여기에서 유의미한 영향이 확인되어야만 프로그램 매매 거래자의 정보거래 여부와 시세조종의 개연성에 대한 추가 분석이 가능해진다. 이를 위해서 본 연구에서는 다음과 같이 Bollerslev(1986)가 제시한 GARCH모형을 수정하여

이용하기로 한다.

$$R_t = \beta + \mu_t \tag{1-1}$$

$$\mu_t = \epsilon_t + \Theta\epsilon_{t-1} \quad (\epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t))$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \alpha \epsilon_{t-1}^2 \tag{1-2}$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \delta_{pt} PT_t \tag{1-3}$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \delta_{arbitrage} AB_t + \delta_{n\_arbitrage} NAB_t \tag{1-4}$$

여기에서  $R_t$ 는 주식 수익률이다. 그리고 방정식 (1)-2에서 나타나 있는 바와 같이,  $t$  시점의 주가의 변동성  $h_t$ 는  $t-1$ 기의 주가의 변동성인  $h_{t-1}$ 과  $t-1$ 기의 잔차의 제곱, 즉  $\epsilon_{t-1}^2$ 의 영향을 받는다. 방정식 (1)-3과 (1)-4는 순수모형인 방정식 (1)-2에 거래량 변수의 함수를 추가한 것으로서, 방정식 (1)-3에서와 같이 프로그램 매매의 거래비중 ( $PT_t$ )을 사용하거나, (1)-4와 같이 이를 더 세분화시켜, 프로그램 매매의 지수차익 거래( $AB_t$ )와 비차익 거래의 거래비중( $NAB_t$ )이 주가의 변동성에 미치는 영향을 분석하게 된다.

이와 같은 분석을 통하여 사건일과 평일 등의 대하여 프로그램 매매 거래자의 거래행태에 대한 주식시장의 유의미한 반응이 확인되었다면, 이제, 시세조종의 유인을 가진 거래자가 자신에게 유리한 가격대의 형성을 위하여 주식시장의 가격형성에 미치는 충격, 즉 가격충격(order price shock)을 산출할 필요가 있다. 프로그램 매매 거래자의 거래행태와 밀접한 관계를 가지고 있는 가격충격은 다음의 방정식을 통하여 추정할 수 있다.

$$Pi_{i,t} = \left( \frac{T_{i,t-10}}{T_{i,T}} \times (\ln P_{i,t}^e - \ln P_{i,t-1}^e) \right) \times 100 \tag{2}$$

즉  $t$ 시점에서  $i$ 종목에 대한 거래자의 거래행태가 유발하는 가격의 충격( $Pi_{i,t}$ )은 해당 거래자의 증가주문을 통하여 산출할 수 있다. 여기에서  $T_{i,t-10}$ 과  $T_{i,T}$ 는 각각  $t$ 시점의  $i$ 종목에 대한 마감 10분 전의 거래량과 해당일의 총거래량을 의미한다.  $P_{i,t}^e$ 는 예상체결가를, 그리고  $P_{i,t-1}^e$ 은 지정가 주문을 제출하기 직전의 예상체결가, 즉 직전예상체결가를 의미한다. 따라서 위 방정식은 프로그램 매매 거래자의 증가주문이 예상체결가를 일

마나 움직이게 하였는지를 나타내는 가격충격을 의미하게 된다.

이에 따라 프로그램 매매 거래자의 거래행태가 유발하는  $t$ 시점에서  $i$ 종목에 대한 가격충격은 다음의 방정식을 통하여 분석할 수 있게 된다.

$$\Delta P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta AB_{i,t} + \alpha_2 \Delta NAB_{i,t} + \alpha_3 X_{i,t} + A_i + B_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

여기에서  $\Delta P_{i,t}$ 는 앞선 식(2)에서 유도된 가격충격의 평일 대비 사전일의 변화량을 의미하며,  $\Delta AB_{i,t}$ 와  $\Delta NAB_{i,t}$ 는 각각 평일 대비 사건일에서의 지수차익과 비차익 거래량을 의미한다. 따라서 사건일에서의 해당 거래자의 프로그램 매매, 즉 지수차익 거래나 비차익 거래에 의하여 해당 종목에 대한 가격의 충격이 발생한다면 추정된  $\alpha_1$ 과  $\alpha_2$ 의 계수 값은 (+)를 보이게 될 것이다.

$X_{i,t}$ 는 통제변수를 의미한다. 본 연구에서는 프로그램 매매 거래자의 가격충격 유인과 관련된 통제변수로서, 해당 종목의 호가 스프레드 비율, 기업규모, 자기자본수익률(ROE), 체계적 위험(systematic risk,  $\beta$ ), 대주주의 지분율, 그리고 외국인의 지분율 등을 사용한다.

시세조종의 의도가 있는 프로그램 매매 거래자는 장의 마감 직전에 대량의 매매주문을 통하여 종가가 자신이 원하는 수준으로 형성되도록 하는 유인을 갖게 된다. 이 경우 유동성이 낮은 종목, 즉 호가 스프레드가 큰 종목일수록 시세조종이 보다 용이하게 될 수 있다. 본 연구에서는 호가 스프레드 비율로서 최우선매도호가와 최우선매수호가의 차이를 두 호가의 중간값으로 나눈 비율을 사용하였다.

기업의 규모는 기업의 경제적 규모를 나타내므로 기업의 가치에 영향을 미치게 되며, 본 연구에서는 해당 기업의 총자산에 자연대수 값을 적용하였다. 자기자본수익률은 기업의 수익성을 의미하며 해당 기업의 당기순이익을 자기자본으로 나눈 값을 사용하였다. 베타는 체계적 위험을 나타낸다. 이 밖에 대주주의 지분율은 대리인 비용에 영향을 미치게 되어 기업가치에 영향을 미치며, 외국인의 지분율은 경영자에 대한 감시비용에 영향을 미치게 되므로 기업가치에 영향을 미친다. 따라서 해당 기업에 대한 두 가지의 지분율은 모두 프로그램 매매 거래자의 시세조종에 대한 유인에 영향을 미칠 수 있다.

추가적으로 위 방정식에서  $A_i$ 와  $B_t$ 는 각각 패널고정효과모형(fixed effect)에서의 기업더미와 시간더미이다.

이와 같이 프로그램 매매 거래자의 거래행태에 따른 시장과 개별 종목의 반응을 가격충격을 통하여 살펴보았다면, 이제, 거래자의 가격충격에 대한 유인이 해당 거래자의 정보력에 의한 것인지, 아니면, 시세조종에 대한 강한 유인에 의한 것인지를 분석해 보아야 한다. 프로그램 매매자의 주문 가격에 대한 충격의 유인이 시세조종의 의도일수도 있

지만, 거래자의 미래 주가의 흐름에 대한 예측력(predictability)이 애널리스트나 펀드매니저 등과 유사한 수준의 정보거래자이 가능성도 있기 때문이다.

이에 따라 거래자의 정보거래 또는 시세조종에 대한 여부를 판단하기 위한 첫 번째 과정은 해당 거래자의 정보 예측능력을 판단하기 위한 누적(accumulated) 비정상 초과수익률을 추정하는 것이다. 비정상 수익률은 다음의 방정식을 통하여 추정될 수 있다.

$$CAR_{i,t} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^n AR_{i,t} \quad (4)$$

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}R_{m,t}) \quad (4)-1$$

$$R_{i,T} = \alpha + \beta R_{m,T} + \epsilon_{i,T} \quad (4)-2$$

먼저 방정식 (4)-2에서와 같이 시장모형을 통하여 시장수익률( $R_{m,t}$ )과  $i$ 종목의 개별 수익률( $R_{i,t}$ )간의 관계로부터  $\hat{\alpha}$ 과  $\hat{\beta}$ 을 각각 추정한 뒤, 방정식 (4)-1에서와 같이 이를 시장수익률에 적용하여 일별 정상수익률을 추정하고 이를 다시  $i$ 종목의 개별수익률에서 차감함으로써 해당 종목의 비정상 수익률( $AR_{i,t}$ )을 산출하는 것이다. 그리고 방정식 (4)에서와 같이 누적 비정상 초과수익률(이하 누적 비정상 수익률)은 산출된 비정상 수익률을 사건 기간( $T$ )으로 나누어 줌으로써 구할 수 있다.

이와 같이 누적 비정상 수익률을 산출하였다면, 이제 프로그램 매매 거래자의 정보거래 여부에 대한 검증이 필요해 진다. 이에 대한 분석은 다음의 방정식과 같이 각 종목별 수익률에 대한 거래자의 예측능력을 검증함으로써 밝혀낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta PT(AB, NAB)_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 CAR_{i,T} + \beta_2 CAR_{i,T+1}^{i,T+2} + \beta_3 CAR_{i,T-10}^{i,T-1} \\ & + \beta_4 X_{i,t} + A_i + B_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

여기에서  $\Delta PT_{i,t}$ 는 앞서 산출한 증가 동시호가 시간대, 즉 장 마감 10분 전의 프로그램 매매 거래량의 평일 대비 선물옵션의 만기일과 같은 사건일에서의 증가량으로서 지수차익 거래량( $\Delta AB_{i,t}$ )과 비차익 거래량( $\Delta NAB_{i,t}$ )이 각각 사용될 수 있다.  $CAR_{i,T}$ 은 사건일의( $T$ )의 누적 비정상 수익률이며,  $CAR_{i,T+1}^{i,T+2}$ 와  $CAR_{i,T-10}^{i,T-1}$ 은 각각 사건일 이후 2일 동안( $T+1 \sim T+2$ )과 사건일 직전 10일 동안( $T-10 \sim T-2$ )의 누적 비정상 수익률이다.

이 방정식에서 프로그램 매매 거래자의 정보거래에 대한 여부를 판단할 수 있는 핵심

계수는  $\beta_1$ 이다. 즉, 만약 지수차익과 비차익 거래 등의 프로그램 매매 거래자가 정보 거래자라면 추정된  $\beta_1$ 의 계수값은 (+)를 보이게 된다. 이 거래자는 사건일 당일에 주가가 상승한  $i$ 종목, 즉  $CAR_{i,T} > 0$ 에 대하여 당일 장 마감 직전에 프로그램 매매의 거래량 ( $\Delta PT(AB, NAB)_{i,t}$ )을 증가시키고 있기 때문이다. 이 때,  $CAR_{i,T-10}^{i,T-1}$ 와  $CAR_{i,T+1}^{i,T+2}$ 는 거래자의 미래 주가의 흐름에 대한 정보예측에 따른 다양한 포지션이 구성 가능성에 따른 결과를 분석하기 위한 것이다.

이상과 같이 프로그램 매매 거래자의 정보거래의 여부에 대한 분석을 통하여 유의미한 결과를 얻게 되었다면, 이제 해당 거래자의 시세조종의 개연성에 대한 분석이 가능해진다. 시세조종과 같은 불공정 거래에 대한 가능성은 해당 거래자가 미래의 주가흐름을 예측하는 정보 거래자라는 선제요건이 충족되어야 하기 때문이다.

프로그램 매매 거래자의 시세조종에 대한 개연성의 분석은 크게 두 가지의 측면에서 이루어질 수 있다. 먼저, 거래자의 거래패턴의 보다 정확한 분석을 위하여 거래량이 아닌 주문량, 즉 종가 동시호가 시간대(장 마감 전 10분간)의 주문량을 사용한다. 그리고 해당 거래자의 주문량 비율과 주문불균형의 집중도를 이용하여 시세조종의 개연성을 분석하는 것이다.

거래패턴을 이용하여 프로그램 매매 거래자의 시세조종에 대한 개연성을 분석하기 위해서는 먼저 호가자료를 이용, 다음과 같이 호가주문 비율(Order Ratio,  $OR_{i,t}$ )을 추정한다.

$$OR_{i,t} = \frac{O_{i,t}}{TO_{i,T}} \quad (6)$$

$$B\_OR_{i,t} = \frac{B\_O_{i,t}}{TO_{i,T}}, \quad S\_OR_{i,t} = \frac{S\_O_{i,t}}{TO_{i,T}} \quad (6)-1$$

즉  $t$ 시점  $i$ 종목에 대한 호가주문 비율( $OR_{i,t}$ )은  $i$ 종목의 사건일( $T$ )에서의 총주문량( $TO_{i,T}$ ) 대비 10분 간(3:20 - 3:30)의 종가 동시호가 시간대에서의 주문량( $O_{i,t}$ )에 의해 결정된다. 또한 호가주문 비율( $B\_OR_{i,t}$ )과 매도 호가주문 비율( $S\_OR_{i,t}$ )은 차익(비차익) 거래의 당일의 총주문량 대비 마감 10분 동안의 매수주문량( $B\_O_{i,t}$ ) 또는 매도주문량( $S\_O_{i,t}$ )으로 각각 산출된다.

이와 같이 프로그램 매매 거래자의 거래패턴에 의한 매수 및 매도 호가주문의 비율이 산출되었다면, 이제 해당 거래자의 시세조종에 대한 유인은 다음과 같이 비정상 수익률의 극대화 유인에 의하여 분석할 수 있게 된다.

$$\begin{aligned}
 CAR_{i,T} = & \gamma_0 + \gamma_1 B\_OR(> pt(90\%))_{i,t} + \gamma_2 B\_OR(> mean)_{i,t} \\
 & + \gamma_3 B\_OR(< mean)_{i,t} + \gamma_4 B\_OR(< pt(10\%))_{i,t} + \gamma_5 S\_OR(> pt(90\%))_{i,t} \\
 & + \gamma_6 S\_OR(> mean)_{i,t} + \gamma_7 S\_OR(< mean)_{i,t} + \gamma_8 S\_OR(< pt(10\%))_{i,t} \\
 & + \gamma_9 X_{i,t} + A_i + B_t + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{7}$$

여기에서  $CAR_{i,T}$ 은 앞선 거래자의 정보거래의 가능성을 분석할 때 사용하였던 사건 일 하루 동안( $T$ )의 누적 비정상 수익률이다. 마찬가지로 앞서 추정된 매수 호가주문의 비율( $B\_OR_{i,t}$ )과 매도 호가주문의 비율( $S\_OR_{i,t}$ )을 그 정도에 따라 최상위 10% ( $pt(90\%)$ ), 평균 이상( $> mean$ ), 평균 이하 최하위 10% 이상( $< mean$ ), 그리고 최하위 10% ( $pt(10\%)$ )으로 각각 구분하는 것이다.

이와 같은 구분을 통하여 프로그램 매매 거래자, 즉 차익 거래자와 비차익 거래자의 시세조종의 개연성을 보다 정밀하게 분석할 수 있게 된다, 만약 해당 거래자가 미래 주가의 흐름을 예측하는 단순한 정보 거래자라면, 매수와 매도 호가주문을 전 포지션에 걸쳐 다양하게 배분할 것이다. 그러나 해당 거래자가 시세조종의 개연성을 가지고 있다면, 자신에게 유리한 가격대의 형성을 위하여 매도 및 매수주문을 극대화하여 수익률을 극대화하려는 유인을 가지게 되므로, 위 방정식에서의 극단치, 즉 최상위의 주문비율과 수익률과 관계인  $\gamma_1$ 과  $\gamma_5$ 의 계수값에서 강한 유의성이 발견되게 된다.

이와 같은 분석을 통하여 프로그램 매매 거래자가 마감 직전 대량의 매수 및 매도의 호가주문을 통하여 초과 수익을 얻는다는 것이 확인되었다면, 이제 이러한 시세조종의 개연성이 가능하게 되는 과정, 즉 그 경로(channel)를 확인할 필요가 있다. 이를 위해서는 다음과 같이 주문 불균형(Order Imbalance,  $OI_{i,t}$ )을 추정, 이를 이용한다.

$$OI_{i,t} = \frac{P_{i,t}^e}{P_{i,t}^o} \tag{8}$$

$$B\_OI_{i,t} = \frac{P_{i,t}^e}{B\_P_{i,t}^o}, \quad S\_OI_{i,t} = \frac{P_{i,t}^e}{S\_P_{i,t}^o} \tag{8-1}$$

즉  $t$ 시점(종가 동시호가 시간대)의  $i$ 종목에 대한 주문불균형( $OI_{i,t}$ )은 해당 종목에 대한 지정주문가(Limit Order,  $P_{i,t}^o$ ) 대비 예상체결가( $P_{i,t}^e$ )에 의해 산출된다. 또한 해당 종목에 대한 매수( $B\_OI_{i,t}$ ) 및 매도 주문의 불균형( $S\_OI_{i,t}$ ) 역시 매수 지정주문가( $B\_P_{i,t}^o$ )와 매도 지정주문가( $S\_P_{i,t}^o$ ) 대비 예상체결가( $P_{i,t}^e$ )에 의해 결정된다.

이와 같이 주문불균형이 추정되었다면, 다음의 방정식을 통하여 프로그램 매매 거래자의 시세조종에 대한 경로를 추정해 볼 수 있다.

$$B\_OR_{i,t}^{-10} - {}_{i,t}^{-10-20} = \delta_0 + \delta_1 B\_OI(> 20\%)_{i,t} + \delta_2 B\_OI(> 10\%)_{i,t} + \delta_3 B\_OI(> 0\%)_{i,t} + \delta_4 B\_OI(< 0\%)_{i,t} + \delta_5 X_{i,t} + A_i + B_t + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$S\_OR_{i,t}^{-10} - {}_{i,t}^{-10-20} = \theta_0 + \theta_1 S\_OI(< 20\%)_{i,t} + \theta_2 S\_OI(< 10\%)_{i,t} + \theta_3 S\_OI(< 0\%)_{i,t} + \theta_4 S\_OI(> 0\%)_{i,t} + \theta_5 X_{i,t} + A_i + B_t + \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

먼저 방정식 (8)-1에서 추정하였던 예상체결가( $P_{i,t}^e$ )에 대한 매수지정가( $B\_P_{i,t}^o$ ), 즉 매수( $B\_OI_{i,t}$ )의 불균형을 그 정도에 따라 예상체결가에 비하여 20% 이상 높은 수준의 매수지정가주문에 1의 더미를 부여하며( $B\_OI(> 20\%)_{i,t}$ ),  $B\_OI(> 10\%)_{i,t}$ ,  $B\_OI(> 0\%)_{i,t}$ ,  $B\_OI(< 0\%)_{i,t}$ 와 같이 예상체결가보다 10 - 20% 높은 매수지정가와 0 - 10% 높은 매수지정가, 그리고 0% 이하의 매수지정가, 즉 매수지정가가 예상체결가보다 낮은 경우에 각각 1의 더미를 부여하여 이를 그 정도에 따라 구분한다.

또한 앞선 방정식 (8)-1의 매도 주문의 불균형( $S\_OI_{i,t}$ ) 역시 매도지정가( $S\_P_{i,t}^o$ ) 대비 예상체결가( $P_{i,t}^e$ )의 정도에 따라 20% 이하( $S\_OI(< 20\%)_{i,t}$ ), 10 - 20% 이하( $S\_OI(< 10\%)_{i,t}$ ), 0 - 10% 이하( $S\_OI(< 0\%)_{i,t}$ ), 그리고 0% 이상( $S\_OI(> 0\%)_{i,t}$ ), 즉 매도지정가가 예상체결가보다 높은 경우 등으로 각각 구분하여 더미를 부여하는 것이다.

한편, 종속변수인  $B\_OR_{i,t}$ 과  $S\_OR_{i,t}$ 은 앞선 방정식 (6)-1에서 추정하였던  $t$ 시점(장 마감 전 10분간)의  $i$ 종목에 대한 매수호가와 매도호가의 비율이다. 이때, 장 마감 10분 전의 매수호가와 매도호가의 비율, 즉  $B\_OR_{i,t}^{-10}$ ,  $S\_OR_{i,t}^{-10}$  이외에, 장 마감 20분 전부터 10분 전까지의 매수호가와 매도호가의 비율인  $B\_OR_{i,t}^{-10-20}$ ,  $S\_OR_{i,t}^{-10-20}$ 을 추가로 구성하여 두 구간의 차이, 즉  $B\_OR_{i,t}^{-10} - {}_{i,t}^{-10-20}$ 과  $S\_OR_{i,t}^{-10} - {}_{i,t}^{-10-20}$ 를 종속변수로 구성하는 것이다.

이는 프로그램 매매의 정보 거래자가 시세조종의 유인을 가지고 있는지를 분석하기 위한 것으로서, 만약 해당 거래자가 애널리스트나 펀드매니저와 같은 수준의 미래 주가 흐름에 대한 예측력을 가지고 있다면, 장 마감 이전의 다양한 구간에 대하여 거래포지션을 취할 것이므로 장 마감 10분 전과 20분 전부터 10분 전의 호가비율에는 서로 간에 유의미한 차이가 없을 것이다. 그러나 이 거래자가 시세조종의 유인을 가지고 있다면, 장 마감 직전, 즉 마감 10동간의 대규모의 호가주문을 통하여 주가를 자신에게 유리하게

만들 것이므로 두 구간에는 유의미한 차이가 존재하게 된다.

이에 따라 해당 거래자가 시세조종의 개연성을 가지고 있다면 예상체결가보다 현저하게 높은 매수지정가와 현저하게 낮은 매도지정가 주문을 통하여 가격충격을 극대화하여 초과 이익을 얻으려 할 것이므로, 방정식 (9)와 (10)에서 추정된  $\delta_1$ 과  $\theta_1$ 의 계수값에서 강한 통계적 유의성이 나타날 가능성이 크다. 특히 해당 거래자가 시세조종의 유인을 가지고 있다면 높은 매수지정가를 통하여 성과를 극대화하려 할 것이므로 방정식 (9)에서의 추정된  $\delta_1$ 의 계수값은 (-)를 보이게 될 것이며, 반대로 매도의 지정가의 경우에는 가능한 낮은 매도지정가를 통하여 시세조종을 시도할 것이므로 방정식 (10)에서의 추정된  $\theta_1$ 의 계수값에서 강한 (+)의 결과가 나타날 것이다.

이상과 같은 모형의 체계하에서 본 연구에서는 1,946 거래일(주말 및 공휴일 제외), 즉 2014년 1월 2일부터 2021년 11월 30일까지의 801개의 KOSPI에 상장 기업<sup>1)</sup>들에 대하여 프로그램 매매 거래자의 정보거래 여부와 시세조종의 개연성을 분석한다. 프로그램 매매 관련 자료 중 지수차익 거래와 비차익 거래 관련 자료는 FnGuide에서 제공하는 DataGuide를 이용하였으며, 분석의 정확도를 높이기 위하여 일별자료 외에 일중자료, 즉 거래일의 종가동시호가(장마감 10분 전) 자료를 추가로 이용하였다. 주식관련 자료와 기업의 재무자료는 각각 FnGuide와 KisValue를 이용했다.

다음의 표에는 이와 같이 구성된 변수들의 기초통계량이 나타나 있다.

사건일인 선물의 만기일 경우, 2014년 1월 2일부터 2021년 11월 30일까지의 총 1,946 거래일 중 첫 번째 만기일인 2014년 3월 13일부터 마지막 만기일인 2021년 9월 9일까지 총 32회의 사건일이 존재한다. 그리고 옵션의 만기일의 경우에는 첫 번째 만기일인 2014년 1월 9일부터 마지막 만기일인 2021년 9월 9일까지 총 87회의 사건일이 존재한다.

일별거래의 경우, 대부분의 변수들에 대해서 평일과 선물옵션 만기일 간의 큰 차이는 발견되지 않는다. 다만, 일 평균 거래량의 경우 만기일에서 약 2,500주 정도 더 많은 것으로 나타나고 있으며, 수익률도 만기일이 1.06%로서 평일의 0.91%보다 더 높다.

이와는 달리 일중거래, 특히 호가자료를 비교해 보면, 평일과 만기일 간의 유의미한 차이가 발견되는 것을 알 수 있다. 평균 주문가격은 만기일이 높지만, 예상체결가와 직전예상체결가는 모두 만기일이 평일에 비해 더 낮다. 일별 프로그램 매매의 거래량은 만기일이 평일에 비하여 약 20,000주가 더 많으며, 주문량은 만기일이 약 20,000주가 더 많다. 장 마감 10분 간의 주문량도 평일(12,992주)에 비하여 만기일(17,172주)이 더 많다.

---

1) 기간 내 상장폐지된 기업들도 모두 포함

[표 1] 기초자료 검증

분석에 사용된 주요 변수들의 기초자료임. 일중은 증가동시호가(장 마감 전 10분간)를 의미함.

일별거래						
구분 변수	평일			선물옵션만기일		
	개체수	평균	표준편차	개체수	평균	표준편차
증가(원)	1,373,621	<b>50,072</b>	139,020	70,482	<b>50,075</b>	138,670
거래량(주)	1,373,621	<b>721,352</b>	7,202,233	70,482	<b>742,909</b>	7,562,106
수익률(%)	1,373,511	<b>0.91</b>	69.91	70,478	<b>1.06</b>	69.68
시가총액(백만원)	1,373,621	<b>1,976,638</b>	13,100,000	70,482	<b>1,973,967</b>	13,000,000
ROE(%)	1,146,464	<b>2.70</b>	142.80	58,835	<b>2.69</b>	143.26
베타( $\beta$ )	1,361,828	<b>0.81</b>	0.59	69,875	<b>0.81</b>	0.60
대주주지분율(%)	1,371,400	<b>44.27</b>	17.02	70,366	<b>44.26</b>	17.02
외국인지분율(%)	1,373,621	<b>10.93</b>	13.98	70,482	<b>10.93</b>	13.99
스프레드비율(%)	1,330,978	<b>0.35</b>	0.31	66,663	<b>0.38</b>	0.33

일중거래(증가동시호가)						
구분 변수	평일			선물옵션만기일		
	개체수	평균	표준편차	개체수	평균	표준편차
일중 주문가(원)	1,347,877	<b>50,141</b>	139,247	69,151	<b>50,456</b>	140,581
일중 예상체결가(원)	1,347,877	<b>49,891</b>	139,144	69,151	<b>49,859</b>	139,164
일중 직전예상체결가(원)	1,347,877	<b>49,716</b>	139,119	69,151	<b>49,670</b>	139,130
일별 프로그램 매매 거래량(주)	1,482,651	<b>117,256</b>	582,109	76,095	<b>137,286</b>	757,018
일별 차익 거래량(주)	1,482,651	<b>4,934</b>	55,274	76,095	<b>7,721</b>	78,641
일별 비차익 거래량(주)	1,482,651	<b>112,322</b>	562,336	76,095	<b>129,566</b>	722,641
일별 프로그램 매매 주문량(주)	1,482,651	<b>432,258</b>	1,801,777	76,095	<b>460,686</b>	1,814,109
일별 차익 거래 주문량(주)	1,482,651	<b>12,194</b>	105,995	76,095	<b>19,588</b>	153,121
일별 비차익 거래 주문량(주)	1,482,651	<b>420,064</b>	1,768,711	76,095	<b>441,098</b>	1,748,826
일중 프로그램 매매 주문량(주)	1,482,651	<b>12,992</b>	94,409	76,095	<b>17,172</b>	121,969
일중 차익 거래 주문량(주)	1,482,651	<b>341</b>	3,812	76,095	<b>1,366</b>	11,215
일중 비차익 거래 주문량(주)	1,482,651	<b>12,651</b>	93,325	76,095	<b>15,806</b>	115,177

주: 일중 = 증가동시호가(장 마감 전 10분간)

프로그램 매매 거래를 지수차익 거래와 비차익 거래로 구분하여 보면, 평일과 만기일 모두 비차익 거래량이 더 많은 것을 알 수 있다. 일별 평균 차익 거래량은 평일(4,934주)에 비하여 만기일(7,721)에서 크게 증가하며, 주문량의 경우에는 만기일에서 약 7,000주

가 더 증가한다. 또한 장 마감 10분 간의 주문량도 평일의 평균 341주에서 만기일에는 1,366주로서 약 4배가 더 증가하는 것으로 나타났다. 이와 같은 경향은 비차익 거래에서 더 두드러지게 나타나고 있다. 거래량의 경우 평일(112,322주) 대비 만기일(129,566주)에서 약 15,000주 이상이 증가하고 있으며, 주문량은 평일(420,064주) 대비 약 20,000주 이상(441,098주) 증가하고 있다. 장 마감 10분 간에도 주문량은 평일(12,651주)에 비하여 만기일(15,806주)에 3,000주 이상이 더 증가하는 것으로 나타났다.

이와 같이 전체 분석기간에서 평일과 사건일로서 지정한 선물옵션의 만기일에는 뚜렷한 차이가 있는 것을 알 수 있다.

#### IV. 실증분석

본 연구에서는 프로그램 매매의 시세조종에 대한 개연성을 분석하고 있다. 이를 위해서는 먼저, 프로그램 매매 거래는 물론 이를 구성하고 있는 지수차익 거래와 비차익 거래 등이 주식시장의 변동성에 유의미한 영향을 미치는지를 확인해야 한다. 그리고 이를 통하여 이와 같은 유의미한 영향이 선물옵션의 만기일과 같은 사건일에서 어떻게 변화하며, 거래자의 거래패턴에는 어떠한 영향을 미치는지를 확인해야 한다.

이에 따라 본 연구에서는 프로그램 매매 거래행태가 미치는 주식시장에의 유의미한 영향 → 선물옵션 만기일과 같은 사건일의 유의미성 → 가격충격과 프로그램 매매 거래와의 관계 → 프로그램 매매 거래자의 정보거래의 여부 → 그리고 마지막으로 프로그램 매매 거래자의 시세조종의 개연성 등의 순으로 분석을 진행한다.

먼저, 프로그램 매매가 주식시장에 미치는 유의미한 영향을 검증해 보았다. 다음의 표에는 이에 대한 추정결과가 나타나 있다.

첫 번째 열은 Bollerslev(1986)의 순수모형에 프로그램 매매 거래량( $\delta_{PT}$ )을 추가한 결과이다. 추가변동성의 시간변동성을 나타내는  $\alpha$ 와  $\gamma_1$  모두 통계적으로 유의미한 (+)의 값을 보이고 있다. 특히  $\gamma_1$ 의 값이 더 크게 산출되어, 방정식 (1)에서와 같이  $t$ 기의 추가변동성  $h_t$ 는  $t-1$ 기의 잔차제곱보다는  $t-1$ 기의 추가변동성에 더 큰 영향을 받는다는 것을 알 수 있다. 그리고 프로그램 매매 거래가 추가변동성에 미치는 영향을 나타내는  $\delta_{PT}$ 의 계수값이 유의미한 (+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다.

두 번째 열은 프로그램 매매 거래를 차익 거래량과 비차익 거래량으로 구분하여 추정된 결과이다. 앞선 추정결과와 같이 추가변동성의 시간변동성을 나타내는  $\alpha$ 와  $\gamma_1$  모두 통계적으로 유의미한 (+)의 값을 보이며  $\gamma_1$ 의 값이 더 크게 나타나고 있다. 그러나 차익 거래량은 주가의 변동성에 (-)의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며, 유의성도 강하지는

않다. 반면, 비차익 거래량은 변동성에 강한 (+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

세 번째 열은 차익 거래와 비차익 거래의 거래량 대신 일별 주문량을 사용하여 추정한 결과이다. 전반적인 추정결과는 앞선 추정결과들과 유사하며, 특히 차익 거래의 주문량과 추가변동성 간의 (-)의 관계의 유의성이 강해진 것이 특징이다. 그러나 그 정도는 그다지 크지 않다. 비차익 거래의 주문량은 추가변동성과 강한 (+)의 관계를 보이고 있다.

[표 2] 프로그램 매매 행태와 추가변동성 간의 관계

방정식 (1)의 GARCH모형을 이용, 프로그램 매매가 주식시장에 미치는 유의미한 영향을 검증한 결과임. 괄호 안은 standard error, \* 10% 수준, \*\* 5%수준, \*\*\* 1% 수준에서 각각 통계적 유의(z-value). Obs.(총 개체 수)

	$R_{it}$			
	프로그램 매매	차익(비차익) 거래량	차익(비차익) 주문량	차익(비차익) 증가 동시호가 주문량
$\beta$	0.025 (0.009)***	0.026 (0.004)***	0.026 (0.003)***	0.032 (0.005)***
$\theta$	0.047 (0.002)	-0.014 (0.003)*	-0.010 (0.003)***	-0.022 (0.002)
$\gamma_0$	0.208 (0.038)	0.173 (0.087)***	0.174 (0.083)***	0.153 (0.010)***
$\gamma_1$	0.578 (0.006)***	0.549 (0.007)***	0.550 (0.006)***	0.627 (0.002)***
$\alpha$	0.175 (0.004)***	0.166 (0.009)***	0.164 (0.008)***	0.123 (0.008)***
$\delta_{PT}$	0.021 (0.008)***			
$\delta_{arbitrage}$		-0.007 (0.003)*		
$\delta_{nonarbitrage}$		0.036 (0.006)***		
$\delta_{arbitrage}^T$			-0.009 (0.003)***	
$\delta_{nonarbitrage}^T$			0.056 (0.006)***	
$\delta_{arbitrage}^{\delta}$				-0.003 (0.003)***
$\delta_{nonarbitrage}^{\delta}$				0.093 (0.005)***
Obs.	1,370,404	392,414	402,036	262,606
LR	437.13	89.88	92.25	59.52
$\chi^2$	58.50	185.12	104.49	144.15

마지막 열은 증가 동시호가, 즉 차익 거래와 비차익 거래의 장 마감 10분 간의 주문량을 적용하여 추정한 결과이다. 주가변동성의 시간변동성을 나타내는  $\alpha$ 와  $\gamma_1$ 의 유의성과 상대적인 크기는 앞선 분석들과 크게 다르지 않다. 차익 거래의 증가 동시호가 주문량은 주가변동성과 (-)의 유의성이 있는 것으로 나타나고 있는 반면, 비차익 거래의 증가 동시호가의 주문량은 앞선 분석결과들에 비하여 주가변동성과 가장 강한 (+)의 관계가 있는 것으로 나타났다.

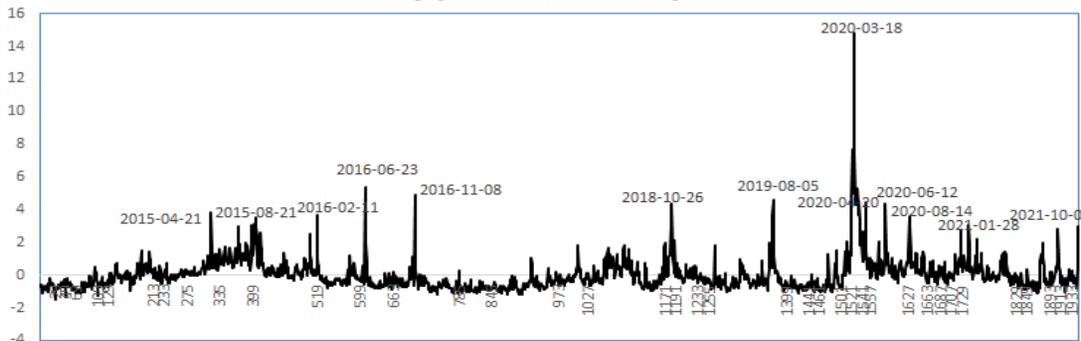
이상과 같이 프로그램 매매와 이를 구성하는 지수차익 거래 및 비차익 거래가 주식시장에 미치는 유의미한 영향이 확인되었다면, 이제, 전체 분석기간에 대하여 예측하지 못한 구조적인 변화(unexpected structural changes)가 존재하는지를 확인할 필요가 있다. 이를 통하여 선물옵션의 만기일과 같은 사건일의 유의성이 확보될 수 있기 때문이다. 다음의 그림에는 이에 대한 분석결과가 나타나 있다.

[그림 1] 주가변동성과 차익 및 비차익 거래의 구조적 변화 검증

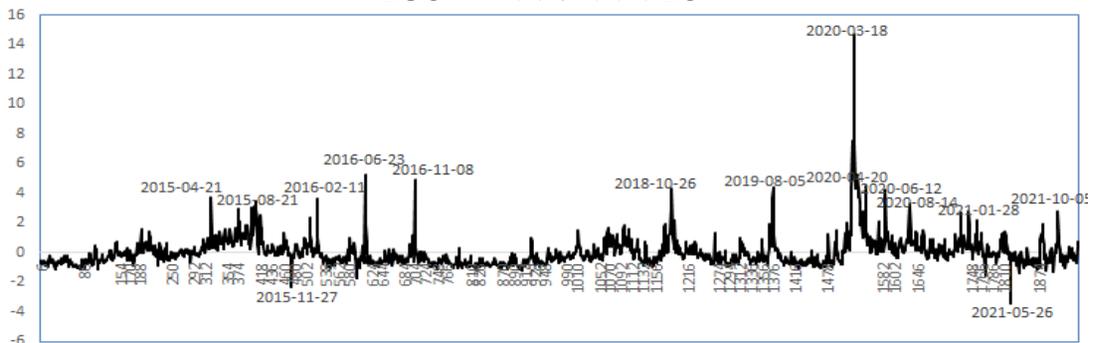
전체 분석기간인 1,946 거래일에 대하여 예측하지 못한 구조적인 변화(unexpected structural changes)가 존재하는지를 Chow test와 CUSUM 검정을 통하여 이를 검증한 결과임.

〈Recursive residual test〉

변동성 vs. 차익 거래 주문량



변동성 vs. 비차익 거래 주문량

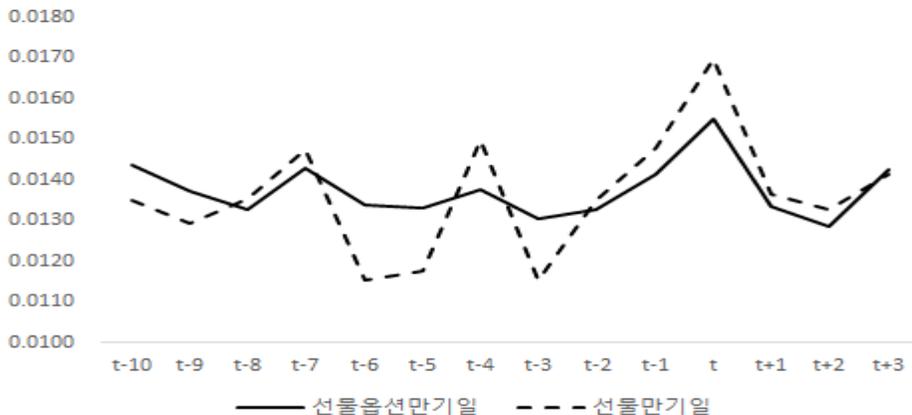


Kianifard and Swallow(1989)의 반복잔차(recursive residuals) 활용하여 차익 거래와 비차익 거래의 주문량과 주가의 변동성<sup>2)</sup> 간의 관계를 추정한 결과, 두 거래의 주문량 모두 변동성과의 관계가 비슷한 추이를 보이고 있다. 다만, 비차익 거래의 주문량은 변동성과 (-)의 관계를 보이고 있는 거래일도 존재하는 것이 특징이다. 특히 변동성이 강하게 나타난 거래일은 그림에 모두 표시되어 있는데, 이는 선물과 옵션의 만기일과 정확히 일치하거나 만기일의 1-2일 전후인 것으로 나타났다. 이 중 주문량과 변동성이 가장 강하게 나타난 거래일은 차익 거래와 비차익 거래 모두 2020년 3월 18일 것으로 나타났다는데, 이는 다우존스 지수가 12.93% 하락하였던, 이른바 ‘검은 월요일’이었던 3월 16일의 미국 주식시장의 폭락의 영향에 따른 것으로 판단된다.

이와 같이 선물옵션의 만기일과 같은 사건일에서의 프로그램 매매 거래와 주식시장의 유의미한 반응이 확인되었다면, 시세조종의 유인을 가진 거래자의 거래행태에 대한 보다 세밀한 접근이 가능해진다. 본 연구에서는 먼저, 앞선 방정식 (2)를 이용, 가격충격을 산출한다. 다음의 그림에는 추정된 가격충격의 추이가 나타나 있다. 아래의 그림에서 t일은 전체 분석기간 중 87회의 선물옵션 만기일을 의미하며, 32회의 선물 만기일도 함께 추정해 보았다. 그리고 이러한 사건일의 t일을 중심으로 그 이전 10일과 이후 3일 동안의 추이를 나타내 보았다.

〈그림 2〉 가격충격의 추이

방정식 (2)를 이용하여 산출한 거래자의 거래행태를 나타내는 가격충격의 추이임. 가격충격은 특정 종목의 장 마감 직전에 이루어진 주문이 직전예상체결가로부터 예상체결가를 어느 정도 변화시켰는지를 나타냄. 전체 분석기간에 대한 각 선물옵션의 만기일의 평균값임.



2) 주가변동성 = (고가-저가) / 전일 증가 × 100

선물옵션 만기일과 선물 만기일 등 사건일에서 가격충격은 모두 급증하고 있음을 알 수 있다. 이는 사건일 이전에 비하여 사건일에서는 프로그램 매매의 거래자들의 장 마감 직전의 주문가격이 직전의 예상체결가를 크게 벗어나고 있음을 의미하며, 이로 인하여 예상체결가가 크게 변화하였음을 의미한다. 그리고 이와 같은 충격은 사건일이 지나면 다시 감소하게 된다.

그렇다면, 이와 같은 가격충격이 실제 프로그램 매매 거래자의 거래행태로부터 발생한 것인가에 대한 확인이 필요하다. 다음의 표에는 이에 대한 추정결과가 나타나 있다.

[표 3] 가격충격의 결정요인

방정식 (3)을 이용, 프로그램 매매 거래자의 거래행태가 해당 종목에 대한 가격의 충격에 미치는 영향을 분석한 결과임.  $\Delta$ 는 선물옵션만기일에 대한 평일, 즉 만기일 10일 전부터 하루 전까지의 평균값을 의미함. 괄호 안은 robust standard error, \* 10% 수준, \*\* 5%수준, \*\*\* 1% 수준에서 각각 통계적 유의.  $\Delta PT_{i,t}$ (프로그램매매 거래량),  $\Delta AB_{i,t}$ (차익거래량),  $\Delta NAB_{i,t}$ (비차익거래량),  $Sp_{i,t}$ (호가스프레드비율),  $S_{i,t}$ (기업의 규모),  $E_{i,t}$ (기업의 수익성, ROE),  $\beta_{i,t}$ (체계적 위험, 베타),  $Os_{i,t}$ (대주주지분율),  $Fs_{i,t}$ (외국인 지분율),  $C$ (상수항),  $Nr.F.$ (추정에 포함된 기업 수),  $Obs.$ (총 개체 수)

	$\Delta Pi_{i,t}$			
	일별 거래량		장 마감 10분간 주문량	
	프로그램 매매	차익/비차익 거래	프로그램 매매	차익/비차익 거래
$\Delta PT_{i,t}$	0.032 (0.005)		0.091 (0.004)***	
$\Delta AB_{i,t}$		0.008 (0.004)		0.047 (0.003)*
$\Delta NAB_{i,t}$		0.073 (0.046)*		0.093 (0.028)***
$Sp_{i,t}$	0.044 (0.016)***	0.036 (0.020)***	0.046 (0.017)***	0.086 (0.044)***
$S_{i,t}$	0.020 (0.018)***	0.016 (0.018)***	0.020 (0.019)***	0.013 (0.036)***
$E_{i,t}$	-0.007 (0.003)**	-0.003 (0.004)	-0.007 (0.003)**	-0.007 (0.007)*
$\beta_{i,t}$	0.028 (0.077)*	0.072 (0.048)**	0.032 (0.087)	0.065 (0.033)*
$Os_{i,t}$	0.011 (0.008)*	0.015 (0.010)*	0.012 (0.009)*	0.019 (0.022)*
$Fs_{i,t}$	0.03 (0.011)	0.009 (0.007)*	0.003 (0.011)	0.010 (0.010)*
$C$	-0.466 (0.392)*	-0.119 (0.407)	-0.506 (0.400)*	-0.384 (0.826)
$Nr.F.$	716	630	717	552
$Obs.$	54,201	21,933	53,242	18,153
$R^2$	0.053	0.042	0.081	0.062

첫 번째 열과 두 번째 열은 전체 801개 기업 중에서 프로그램 매매 거래가 존재하는 기업(716개)들의 일별 거래량을 중심으로 가격충격과의 관계를 살펴본 것이다. 프로그램 매매 거래량( $\Delta PT_{i,t}$ )은 해당 종목의 가격충격에 유의미한 영향을 미치지 못하고 있으며, 이를 차익 거래( $\Delta AB_{i,t}$ )와 비차익 거래( $\Delta NAB_{i,t}$ )로 구분하여 보아도 거래량은 가격충격에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 다만, 비차익 거래의 경우 유의미성이 나타나지만, 그 정도는 약하다.

세 번째 열과 네 번째 열은 거래량 대신 증가 동시호가의 주문량, 즉 장 마감 10분 간의 주문량을 사용하여 분석한 결과이다. 앞선 결과와는 달리, 프로그램 매매의 주문량( $\Delta PT_{i,t}$ )은 해당 종목의 가격충격에 유의미한 (+)의 영향을 미치고 있다. 그러한 결과는 주로 비차익 거래의 주문량( $\Delta NAB_{i,t}$ )에서 비롯된 것으로 보인다. 차익 거래의 주문량( $\Delta AB_{i,t}$ )에서도 유의미한 (+)의 관계가 확인되지만, 그 정도는 상대적으로 약하다.

통제변수들의 방향과 유의성은 각 분석방법에서 대부분 유사하게 나타나고 있다. 호가 스프레드 비율( $Sp_{i,t}$ )과 가격충격 간에는 유의미한 (+)가 나타난다. 이는 최우선매도호가 와 최우선매수호가의 차이가 커서 상대적으로 유동성이 낮은 종목일수록 프로그램 매매의 거래로 인하여 가격충격이 발생할 가능성이 크다고 해석할 수 있다. 해당 종목(기업)의 경제적 규모를 나타내는 기업의 규모( $S_{it}$ ) 역시 직전예상체결가를 벗어나는 프로그램 매매의 주문을 통하여 예상체결가를 변화시키는 가격의 충격과 (+)의 관계가 나타난다. 기업의 수익성( $E_{it}$ )은 가격충격과 (-)의 관계에 있지만 그 정도는 강하지 않다. 반대로 시장의 체계적 위험 위험을 나타내는  $\beta_{it}$ 와 가격충격간에는 (+)의 관계가 나타나지만, 역시 그 정도는 강하지 않다. 마지막으로 해당 종목에 대한 지분율, 즉 대주주의 지분율 ( $Os_{it}$ )과 외국인의 지분율( $Fs_{it}$ ) 등은 가격충격에 (+)의 영향을 미칠 가능성이 있지만, 그 유의성은 상대적으로 강하지 않다.

다음의 과정은 프로그램 매매 거래자의 거래행태를 분석하는 것이다. 즉 프로그램 매매 거래자가 미래의 추가호름을 예측하는 정보 거래자인지를 확인하며, 여기에서 유의미성이 발견되었다면 해당 거래자가 정보거래를 통하여 시세조종에 대한 유인을 어느 정도 가지고 있는지를 차례대로 확인하는 것이다.

본 연구에서는 먼저 누적비정상 수익률을 산출해 보았으며, 다음의 표에는 이에 대한 결과가 나타나 있다.

[표 4] 프로그램 매매 거래량과 누적 초과수익률 추정결과

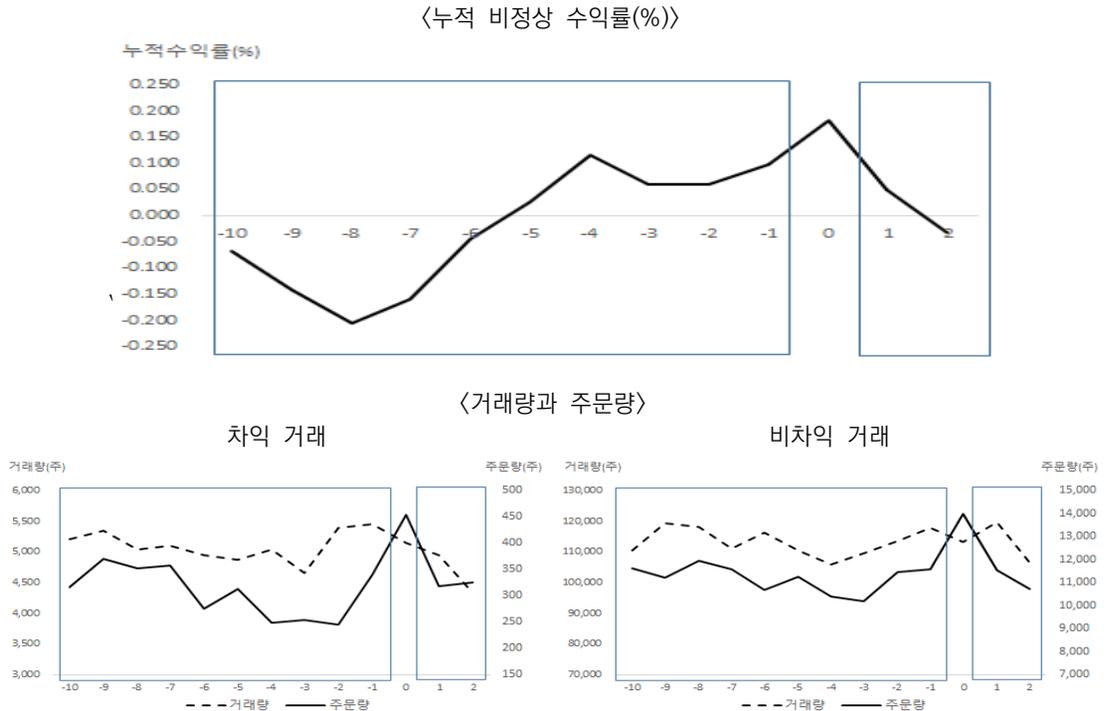
방정식 (4), (4)-1, 2를 통해 누적비정상 수익률을 산출한 결과이며, 평일 거래량은 만기일 기준 이전 10일 동안의 거래량을 의미함. 괄호 안은 개체 수입.

	프로그램 매매(주)	차익 거래 (주)	비차익 거래(주)	만기일 초과 수익률(%)	이후 2일간 누적 초과 수익률(%)	이전 10일간 누적 초과 수익률(%)
평일	117,926 (76,095)	5,088 (76,095)	112,837 (76,095)			
만기일	137,286 (76,095)	7,720 (76,095)	129,565 (76,095)	0.181 (70,478)	0.015 (70,482)	-0.266 (69,297)

이미 예상할 수 있듯이, 프로그램 매매, 즉 차익 거래와 비차익 거래 모두 평일보다 선물옵션의 만기일에서 거래량이 증가하고 있다. 그리고 만기일 당일의 추정된 비정상 수익률은 약 0.181%로 나타나고 있으며, 만기일 이후의 이틀 간의 누적 비정상 수익률은 약 0.015%, 그리고 만기일 이전의 10일 동안의 누적 비정상 수익률은 -0.266%로 나타났다.

[그림 3] 지수차익 거래 주문량과 누적 초과 수익률의 추이

추정된 누적초과수익률을 사건 당일(0)과 그 이전의 10일 간(-10~-1), 그리고 사건 이후의 이틀 간(1~2)으로 각각 구분, 지수차익 거래의 주문량과의 추이를 비교한 것임.



앞에는 지수차익 거래의 주문량과의 추이를 비교한 그림이 나타나 있다.

상단의 그림은 누적 비정상 수익률의 추이를 나타내고 있다. 선물옵션의 만기일 10일 이전부터 (-)의 수익률을 보이다가 만기일 5일 전부터 (+) 수익률을 나타내고 있다. 그리고 만기일 당일에 수익률이 급격하게 상승하고 있다. 또한 만기일 이후 다시 수익률이 하락하는 것을 알 수 있다.

하단의 그림은 차익 거래와 비차익 거래의 거래량과 장 마감 10분 전의 주문량의 추이를 나타낸다. 차익 거래와 비차익 거래 모두 거래량보다는 마감 10분 전의 주문량이 누적 비정상 수익률의 추이와 비슷한 것을 알 수 있다. 선물옵션의 만기일 이전에는 큰 변동성이 없는 추이를 보이다가 만기일 당일에 주문량이 급격하게 증가하며, 이후 다시 감소하고 있는 것이다.

이상과 같은 추이로부터 거래자의 정보거래 여부에 대한 보다 정확한 판단을 내리기 위하여 거래자의 정보예측 능력을 추정해 보았으며, 다음의 표에는 이에 대한 추정결과가 나타나 있다.

이 결과는 앞선 식(5)를 이용한 것으로서, 서로 다른 시간대인  $CAR_{i,T}$ (사건 당일)과,  $CAR_{i,T+1}^{i,T+2}$ (사건후 이틀간),  $CAR_{i,T-10}^{i,T-1}$ (사건이전 10일 간)들을 동시에 사용하여 어느 시간대의 높아진 수익률에 대하여 거래자가 프로그램 매매, 즉  $\Delta PT(AB, NAB)_{i,t}$ 를 증가시키고 있는지를 판명, 프로그램 매매의 거래자가 주식 수익률에 예측 능력을 가지고 있는 정보 거래자인지를 판단하는 것이다. 여기에서 특정 시간대에 대한 유의성이 확보되어 정보 거래자인지가 판명되어야만  $CAR$ , 즉 누적비정상수익률을 이용하여 시세조종의 개연성을 판단할 수 있게 된다.

프로그램 매매에 대한 분석결과,  $i$  종목의 사건일 당일의 누적 비정상 수익률( $CAR_{i,T}$ )과 평일 대비 장 마감 10분 간의 프로그램 매매의 증가율( $\Delta PT_{i,t}$ ) 간에는 유의미한 (+)의 관계가 나타나고 있다. 사건일 이후의 이틀 간의 수익률( $CAR_{i,T+1}^{i,T+2}$ )과 사건일 이전의 10일 간의 수익률( $CAR_{i,T-10}^{i,T-1}$ )과는 (-)의 관계가 나타난다. 즉 선물옵션의 만기일 당일 주가가 상승한 종목에 대하여 장 마감 10분 전에 주문량을 늘리는 정보거래의 행태가 나타나고 있는 것이다.

한편, 이와 같은 정보거래의 행태는 차익 거래보다는 주로 비차익 거래로부터 기인하는 것으로 판단된다. 즉 사건일 당일의 비정상 수익률( $CAR_{i,T}$ )과 차익 거래의 마감 10분 간의 주문량( $\Delta AB_{i,t}$ ) 간에도 (+)의 관계가 성립한다. 그러나 통계적 유의성은 강하지 않다. 이에 비하여 비차익 거래의 주문량( $\Delta NAB_{i,t}$ )은 사건일 당일의 비정상 수익률( $CAR_{i,T}$ )과 강한 (+)의 관계를 보이고 있다. 그 외의 사건일 이후나 이전은 (-)의 관계가 나타나고 있다. 즉 프로그램 매매 중에서 비차익 거래자가 미래의 주가흐름을 예측하고 거래를 하는 정보 거래자일 가능성이 상대적으로 더 높은 것이다.

〈표 5〉 프로그램 매매 거래자의 정보예측능력 추정결과

방정식 (5)를 이용, 거래자의 정보예측 능력을 추정한 결과임.  $\Delta$ 는 선물옵션만기일에 대한 평일, 즉 만기일 10일 전부터 하루 전까지의 평균값을 의미함. 괄호 안은 robust standard error, \* 10% 수준, \*\* 5%수준, \*\*\* 1% 수준에서 각각 통계적 유의.  $CAR$ (누적비정상수익률),  $Sp_{i,t}$ (호가스프레드비율),  $S_{i,t}$ (기업의 규모),  $E_{i,t}$ (기업의 수익성, ROE),  $\beta_{i,t}$ (체계적 위험, 베타),  $Os_{i,t}$ (대주주지분율),  $Fs_{i,t}$ (외국인 지분율),  $C$ (상수항),  $Nr.F.$ (추정에 포함된 기업 수),  $Obs.$ (총 개체 수)

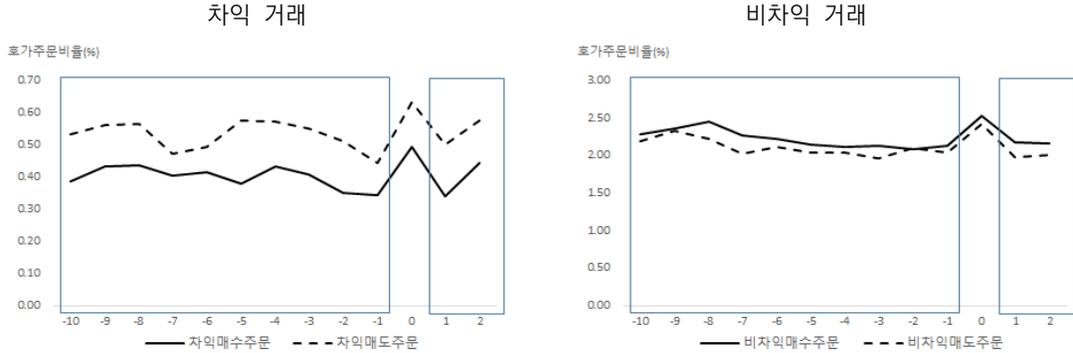
	$\Delta PT_{i,t}$	$\Delta AB_{i,t}$	$\Delta NAB_{i,t}$
$CAR_{i,T}$	0.043 (0.011)***	0.050 (0.033)*	0.050 (0.011)***
$CAR_{i,T+1}^{i,T+2}$	-0.015 (0.005)***	-0.235 (0.206)*	-0.016 (0.006)***
$CAR_{i,T-10}^{i,T-1}$	-0.010 (0.008)*	0.010 (0.096)	-0.011 (0.009)
$Sp_{i,t}$	0.394 (0.145)***	0.480 (0.341)***	0.390 (0.145)***
$S_{i,t}$	0.076 (0.168)*	0.152 (0.301)***	0.081 (0.168)*
$E_{i,t}$	-0.004 (0.003)*	-0.009 (0.006)	-0.004 (0.003)*
$\beta_{i,t}$	-0.100 (0.120)	-0.067 (0.026)***	-0.098 (0.120)
$Os_{i,t}$	0.021 (0.008)	0.040 (0.017)	0.024 (0.008)
$Fs_{i,t}$	-0.012 (0.010)	-0.028 (0.014)	-0.015 (0.010)
$C$	-0.377 (0.352)	-0.244 (0.669)	-0.403 (0.352)
$Nr.F.$	716	631	716
$Obs.$	54,425	21,701	54,422
$R^2$	0.055	0.127	0.045

이상과 같이 거래자의 수익률 예측을 통한 정보거래의 가능성을 확인하였다면, 이제 이와 같은 정보거래의 상황에서 해당 거래자의 시세조종에 대한 유인, 즉 시세조종의 개연성은 어느 정도인지를 확인해 볼 필요성이 존재한다. 시세조종에 대한 개연성은 해당 거래자가 정보거래자라는 전제 하에서 성립되기 때문이다.

프로그램 매매자의 시세조종의 개연성을 분석하는 첫 번째 방법은 호가주문의 비율과 누적 비정상 수익률 간의 관계이다. 먼저, 다음의 그림에는 차익 거래와 비차익 거래의 매수 및 매도주문의 비율에 대한 추이가 나타나 있다.

[그림 4] 호가주문비율의 추이

방정식 (6)-1을 이용하여 추정한 차익 거래와 비차익 거래의 매수 및 매도주문의 비율에 대한 추이임.



차익 거래와 비차익 거래 모두 매수 및 매도 주문은 상대적으로 선물옵션의 만기일에 급격히 증가하는 모습을 보이고 있다. 단, 차익 거래의 경우 매도주문의 비율이 매수주문의 비율보다 더 높으며 서로 간의 격차도 더 크게 존재한다. 이에 비해 비차익 거래의 경우에는 매수주문의 비율이 매도주문보다 상대적으로 더 높으나 그 격차는 크지 않다.

이와 같이 추정된 차익과 비차익 거래의 매도 및 매수주문의 비율을 바탕으로 본 연구에서는 주문비율을 그 정도에 따라 구분, 사건 당일의 비정상 수익률과의 관계를 분석해 보았다. 다음의 표 6에는 이에 대한 추정결과가 나타나 있다.

첫 번째 열은 프로그램 매매에 대한 분석결과이며, 사건 당일의 총주문량 대비 장 마감 10분 간의 매수 주문량, 즉 매수 호가주문의 비율( $B\_OR_{i,t}$ )은 최상위 10% 수준 ( $B\_OR(> pt(90\%))_{i,t}$ )에서 비정상 수익률( $CAR_{i,T}$ )과 유의미한 (+)관계가 나타난다. 그러나 매도 호가주문의 비율( $S\_OR_{i,t}$ )의 경우에는 비정상 수익률과 유의미한 관계가 나타나지 않는다. 즉 매수 호가주문을 최대한 늘림으로써 수익률을 극대화하고 있는 것이다.

두 번째 열의 차익 거래에 대한 분석결과, 매수 호가주문의 비율은 어느 단계에서도 비정상 수익률과 유의미한 관계가 나타나지 않는다. 매도 호가주문 비율의 경우 최상위 10% 수준, 즉  $S\_OR(> pt(90\%))_{i,t}$ 에서 (+)의 관계가 강하게 나타난다. 이와는 달리, 비차익 거래의 경우 매수 호가주문 비율의 최상위 10% 수준과 비정상 수익률 간에 강한 (+)의 관계가 나타난다. 앞선 프로그램 매매의 경우와 마찬가지로 비차익 거래의 경우 장 마감 10분 간에 최대한 많은 수의 매수호가 주문을 통하여 수익률을 극대화하고 있는 것이다. 그리고 비차익 거래의 경우 비록 통계적 유의성은 약하지만 매도 호가주문의 최상위 10% 수준( $B\_OR(> pt(90\%))_{i,t}$ )에서도 수익률과 (+)의 관계가 나타나고 있는 것도 특징이다.

[표 6] 호가 주문비율을 통한 시세조종의 개연성 추정결과

방정식 (7)과 같이 주문비율을 그 정도에 따라 구분, 사건 당일의 비정상 수익률과의 관계를 분석한 결과임.  $\Delta$ 는 선물옵션만기일에 대한 평일, 즉 만기일 10일 전부터 하루 전까지의 평균값을 의미함. 괄호 안은 robust standard error, \* 10% 수준, \*\* 5%수준, \*\*\* 1% 수준에서 각각 통계적 유의.  $B\_OR$ (매수호가주문비율),  $S\_OR$ (매도호가주문비율),  $Sp_{i,t}$ (호가스프레드비율),  $S_{i,t}$ (기업의 규모),  $E_{i,t}$ (기업의 수익성, ROE),  $\beta_{i,t}$ (체계적 위험, 베타),  $Os_{i,t}$ (대주주지분율),  $Fs_{i,t}$ (외국인 지분율),  $C$ (상수항),  $Nr.F.$ (추정에 포함된 기업 수),  $Obs.$ (총 개체 수)

	$CAR_{i,T}$		
	프로그램 매매( $\Delta PT_{i,t}$ )	차익 거래( $\Delta AB_{i,t}$ )	비차익 거래( $\Delta NAB_{i,t}$ )
$B\_OR(> pt(90\%))_{i,t}$	0.374 (0.666)***	0.024 (0.137)	0.567 (0.671)***
$B\_OR(> mean)_{i,t}$	0.207 (0.594)	-0.105 (0.136)	0.530 (0.590)
$B\_OR(< mean)_{i,t}$	-0.086 (0.527)	-0.132 (0.134)	0.413 (0.513)
$B\_OR(< pt(10\%))_{i,t}$	-	-	-
$S\_OR(> pt(90\%))_{i,t}$	0.172 (0.646)	0.134 (0.081)***	0.099 (0.651)*
$S\_OR(> mean)_{i,t}$	0.573 (0.572)	0.065 (0.081)	0.070 (0.574)
$S\_OR(< mean)_{i,t}$	-0.238 (0.513)	0.083 (0.078)	0.103 (0.504)
$S\_OR(< pt(10\%))_{i,t}$	-	-	-
$Sp_{i,t}$	0.287 (0.571)***	0.034 (0.117)	0.293 (0.571)***
$S_{i,t}$	-0.542 (0.571)***	-0.129 (0.092)*	-0.539 (0.571)***
$E_{i,t}$	0.008 (0.002)***	0.004 (0.005)	0.008 (0.003)***
$\beta_{i,t}$	0.599 (0.336)***	0.208 (0.081)***	0.600 (0.337)***
$Os_{i,t}$	0.237 (0.029)***	-0.007 (0.005)	0.239 (0.029)***
$Fs_{i,t}$	0.189 (0.029)***	0.007 (0.004)***	0.191 (0.029)***
$C$	0.466 (0.123)***	0.273 (0.214)	0.454 (0.123)***
$Nr.F.$	708	270	708
$Obs.$	34,521	11,302	34,454
$R^2$	0.158	0.083	0.145

앞서도 언급하였듯이, 만약 프로그램 매매 거래자, 즉 차익과 비차익 거래자가 미래 주가의 흐름을 예측하는 순수한 정보 거래자였다면, 수익률의 실현을 위하여 매수와 매도 호가주문 비율의 다양한 단계에서 포지션을 취하게 될 것이며, 이 경우 주문비율의

다양한 단계에서 비정상 수익률과 유의미한 관계가 나타나게 될 것이다. 그러나 분석을 통하여 확인하였듯이, 호가주문 비율의 최대치에서만 유의미한 관계가 나타나고 있는 바, 해당 거래자들은 시세를 자신에게 유리하게 만들기 위하여 가능한 최대의 호가주문을 제출하는 유인을 가지고 있는 것으로 판단된다.

그렇다면, 차익 거래와 비차익 거래의 호가주문의 최대치가 서로 반대로 나오는 이유는 무엇인가? 여기에 대해서는 다양한 해석이 가능하지만, 차익 거래에서 매도호가의 최대치, 그리고 비차익 거래에서 매수호가의 최대치에서 시세조종의 개연성이 발견된 것은 두 거래의 근본적인 특징과 관련이 있다.

프로그램 매매의 지수차익 거래는 선물과 현물을 모두 이용한다. 따라서 선물옵션의 파생상품 만기일에서 시세조종의 유인을 가지고 있는 거래자라면, 예상체결가와 현저히 다른 지정가 주문, 즉 장 마감 10분 동안에 현저히 높은 지정가 매수주문이나 현저히 낮은 지정가 매도주문을 제출하게 된다. 그리고 두 가지 형태의 주문을 모두 사용할 수 있는 상황에서 높은 지정가 매수주문보다는 낮은 지정가 매도주문을 사용할 가능성이 더 클 것이다. 매수주문을 통하여 시장가격을 올리기 위해서는 막대한 자금이 소요되지만, 매도의 경우 해당 거래자가 보유하고 있는 주식을 매도하면 되기 때문이다. 이러한 이유로 매도 호가비율의 최대치에서 시세조종의 개연성이 발견되었을 가능성이 크다.

반대로, 비차익 거래의 경우에는 현물거래만을 이용한다. 따라서 거래자는 장 마감 10분 전, 즉 종가 동시호가 시간대에 주가를 자신에게 유리하게 형성되게 만들기 위하여 대규모의 매수주문을 제출할 것이다. 즉 일종의 허수주문이 과대 포함되는 것이다. 이와 같은 이유로 비차익 거래의 경우 매수 호가 주문비율의 최대치에서 시세조종의 유인이 발견되었을 것으로 판단된다.

그렇다면, 이와 같은 프로그램 매매 거래자의 거래행태로부터 남는 첫 번째 의문은 수익률의 실현 과정이다. 특히 차익 거래자가 대규모의 매도 호가주문을 제출한다면 주가는 하락할 가능성이 크며, 이 경우 해당 거래자는 어떻게 수익률을 실현할 것인가? 이다. 이에 대해서는 차익 거래자는 선물과 현물을 모두 활용할 수 있는바, 현물에서의 손실을 선물을 통하여 충분히 상쇄시킬 수 있기 때문인 것으로 판단된다.

즉 차익거래는 현물과 선물을 모두 이용하는 거래로서, 선물거래의 경우 매도계약을 체결한 거래자는 계약가격(현재 가격)에 비하여 만기의 가격, 즉 미래 가격이 하락할수록 이익을 보게 된다. 미래 가격이 하락하여도 계약한 가격에 매도할 수 있기 때문이다. 이에 따라 대규모의 매도호가 주문을 제출하여 만기 가격, 즉 미래 가격을 하락시키고자 하는 시세조종의 유인을 갖게 된다. 이와 같이 미래 가격이 하락하게 되면, 차익거래자의 현물거래에서는 손실이 발생하게 되지만, 선물거래는 현물거래에 비하여 거래규모와 변동성이 더 크므로, 선물에서의 이익을 통하여 현물에서의 손실을 충분히 상쇄시킬 수 있는 것이다.

두 번째 의문은 차익 거래자와 비차익 거래자의 시세조종의 유인에 대한 방향성이 다른 상황에서 주식 수익률은 어떻게 형성이 되는가? 이다. 이러한 경우 주가는 ‘중립’을 형성할 가능성이 높다. 그러나 본 연구의 기초통계검증이나 수익률의 변화를 살펴보면 평일보다 만기일에서의 수익률 및 누적 수익률의 실현 정도가 더 높았다. 이에 대해서는 비차익 거래의 영향이 컸던 것으로 판단된다. 즉, 앞서도 살펴보았듯이, 비차익 거래의 거래량과 주문량은 차익 거래의 그것을 크게 상회한다. 이러한 경우에는 두 거래방식이 서로 다른 시세조종의 유인을 가지고 있더라도 주가는 ‘중립’을 벗어나며, 더 정확히 표현하면 ‘중립 이상’에서 형성될 가능성이 높은 것이다.

이상과 같이 호가 주문비율을 통하여 거래자의 시세조종의 개연성에 대하여 분석해 보았다. 다음의 표에는 이에 대한 추정결과가 나타나 있다.

첫 번째 열은 차익 거래의 매수 주문불균형과 매수 호가 주문비율 간의 관계를 분석한 것이다. 앞선 방정식 (8)-1에서 확인하였듯이 매수 주문불균형은 매수 지정주문가 대비 예상체결가( $B\_OI_{i,t} = P_{i,t}^e / B\_P_{i,t}^o$ )이다. 분석결과, 매수 주문불균형의 최대치( $B\_OI(> 20\%)_{i,t}$ )에서만 장 마감 10분 간과 그 이전의 10분 간의 차이( $B\_OR_{i,t}^{-10} - {}_{i,t}^{-10-20}$ )에 유의미한 (-)영향을 미치고 있다. 즉 예상체결가( $P_{i,t}^e$ )보다 20% 이상 높은 매수 지정주문가( $B\_OI(> 20\%)_{i,t}$ )를 장 마감 10분 전에 대해서만 집중적으로 제출하고 있는 것이다. 그러나 통계적 유의성은 강하게 나타나지 않는다. 이에 비해, 두 번째 열의 매도 주문불균형의 경우, 마찬가지로 장 마감 10분과 그 이전의 10분 간의 차이( $S\_OR_{i,t}^{-10} - {}_{i,t}^{-10-20}$ )에 (+)의 유의미한 영향을 미친다. 통계적 유의성도 강하다. 즉 매도 주문불균형은 매도 지정주문가 대비 예상체결가( $S\_OI_{i,t} = P_{i,t}^e / S\_P_{i,t}^o$ )로 결정되는 바, 예상체결가( $P_{i,t}^e$ )보다 20% 이상 낮은 매도 지정주문가( $S\_OI(< 20\%)_{i,t}$ )를 장 마감 10분 간에 대해서만 집중적으로 제출하고 있는 것이다. 이에 따라 차익 거래자는 시세조종을 위하여 특히, 장 마감 10분 동안에 예상체결가보다 현저하게 낮은 매도 지정주문가를 대량으로 제출하는 것으로 판단할 수 있다.

세 번째와 네 번째 열은 비차익 거래의 주문불균형의 집중도를 분석한 결과이다. 먼저, 매수 주문불균형의 최대치( $B\_OI(> 20\%)_{i,t}$ )가 마감 10분 전과 그 이전 10분의 매수 주문비율의 차이( $B\_OR_{i,t}^{-10} - {}_{i,t}^{-10-20}$ )에 (-)의 유의미한 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 이에 비하여 매도 주문의 불균형의 경우에는 두 구간의 매도 주문비율의 차이( $S\_OR_{i,t}^{-10} - {}_{i,t}^{-10-20}$ )에 유의미한 영향을 미치지 못하고 있다. 이에 따라 시세조종의 유인을 가진 비차익 거래자는 예상체결가( $P_{i,t}^e$ )보다 현저하게 높은 매수 지정주문가를 장 마감 10분 전에 대해서만 집중적으로 제출하여 주가가 자신에게 유리하게 형성되도록 하는 것으로 판단할 수 있다.

[표 7] 주문불균형의 집중도를 통한 시세조종의 개연성 추정결과

방정식 (9)와 (10)의 주문불균형의 집중도를 이용, 거래자의 시세조종의 개연성을 분석한 결과임. 괄호 안은 robust standard error, \* 10% 수준, \*\* 5%수준, \*\*\* 1% 수준에서 각각 통계적 유의함을 의미하며,  $B\_OI$ (매수주문불균형),  $S\_OI$ (매도주문불균형),  $Sp_{i,t}$ (호가스프레드비율),  $S_{i,t}$ (기업의 규모),  $E_{i,t}$ (기업의 수익성, ROE),  $\beta_{i,t}$ (체계적 위험, 베타),  $Os_{i,t}$ (대주주지분율),  $Fs_{i,t}$ (외국인 지분율),  $C$ (상수항),  $Nr.F.$ (추정에 포함된 기업 수),  $Obs.$ (총 개체 수)

구분	차익 거래		비차익 거래	
$Dep V.$	$B\_OR_{i,t}^{(-10 - -10-20)}$	$S\_OR_{i,t}^{(-10 - -10-20)}$	$B\_OR_{i,t}^{(-10 - -10-20)}$	$S\_OR_{i,t}^{(-10 - -10-20)}$
$B\_OI(> 20\%)_{i,t}$	-0.038 (0.030)*		-0.129 (0.020)***	
$B\_OI(> 10\%)_{i,t}$	-0.054 (0.038)		-0.023 (0.024)	
$B\_OI(> 0\%)_{i,t}$	-0.044 (0.049)		-0.013 (0.031)*	
$B\_OI(< 0\%)_{i,t}$	-		-	
$S\_OI(< 20\%)_{i,t}$		0.054 (0.035)***		0.062 (0.025)
$S\_OI(< 10\%)_{i,t}$		0.027 (0.020)		0.098 (0.032)
$S\_OI(< 0\%)_{i,t}$		0.011 (0.024)		-0.030 (0.039)
$S\_OI(> 0\%)_{i,t}$		-		-
$Sp_{i,t}$	0.033 (0.056)***	0.135 (0.028)*	0.099 (0.024)***	0.454 (0.032)*
$S_{i,t}$	0.114 (0.045)***	0.425 (0.024)***	0.078 (0.028)***	0.233 (0.037)***
$E_{i,t}$	0.002 (0.008)	0.002 (0.002)	0.006 (0.005)	0.008 (0.006)*
$\beta_{i,t}$	0.105 (0.041)***	0.051 (0.021)	0.345 (0.014)***	0.328 (0.021)*
$Os_{i,t}$	-0.013 (0.002)	0.012 (0.013)	-0.002 (0.009)	0.003 (0.002)
$Fs_{i,t}$	0.020 (0.002)	0.015 (0.010)*	0.019 (0.002)	0.021 (0.002)*
$C$	0.258 (0.104)***	-0.096 (0.054)*	-0.160 (0.059)***	-0.057 (0.079)
$Nr.F.$	513	555	714	713
$Obs.$	15,914	15,529	50,875	49,579
$R^2$	0.054	0.228	0.071	0.036

## V. 결 론

본 연구에서는 2014년 1월 2일부터 2021년 11월 30일까지의 1,946 거래일에 대하여 KOSPI에 상장되어 있는 801개의 기업들의 프로그램 매매 관련 자료를 이용, 선물옵션의 만기일에서 지수차익 거래자와 비차익 거래자가 미래 주가의 흐름을 예측하는 정보 거래자인지를 분석하고 있다. 그리고 이에 대한 유의미한 결과를 바탕으로, 두 거래행태로부터 시세조종의 유인, 즉 시세조종에 대한 개연성은 어느 정도인지를 분석해 보았다.

본 연구의 실증분석으로 얻을 수 있는 결과는 다음과 같다.

첫째, 예상체결가 대비 예상체결가로 정의되는 가격충격에 대하여 프로그램 매매의 일별 거래량은 유의미한 영향을 미치지 못했으며, 차익 거래와 비차익 거래의 거래량 역시 마찬가지였다. 그러나 종가 동시호가의 주문량, 즉 마감 10분 간의 프로그램 매매의 주문량은 가격충격에 유의미한 (+)의 영향을 미치고 있었으며, 상대적으로 비차익 거래의 주문량에서 이와 같은 경향이 두드러졌다. 즉 비차익 거래자는 종가주문을 통하여 지정가 주문을 제출하기 직전의 예상체결가 대비 예상체결가를 더 높이고 있는 것으로 나타났다.

둘째, 차익 거래자보다는 비차익 거래자가 상대적으로 정보 거래자일 가능성이 높은 것으로 나타났다. 사건일 당일의 누적 비정상 수익률과 평일 대비 장 마감 10분 간의 비차익 거래의 증가율간에는 유의미한 (+)의 관계가 나타났으며, 사건일 이후의 이틀 간의 수익률과 사건일 이전의 10일 간의 수익률과는 (-)의 관계가 나타났기 때문이다. 즉 비차익 거래자는 선물옵션의 만기일 당일 주가가 상승한 종목에 대하여 장 마감 10분 전에 주문량을 늘리는 정보거래의 행태를 보이고 있었다.

셋째, 차익 거래와 비차익 거래자들 모두 시세를 자신에게 유리하게 만들기 위하여 가능한 최대의 호가주문을 제출하는 유인을 가지고 있는 것으로 확인되었다. 선물과 현물을 모두 이용하는 차익 거래자는 상대적으로 자금이 적게 소요되는 매도 호가를 이용하여 시세조종을 시도하려는 유인이 발견되었으며, 현물거래만을 이용하는 비차익 거래자의 경우, 종가 동시호가 시간대에 주가를 자신에게 유리하게 형성되게 만들기 위하여 대규모의 매수주문을 제출하는 시세조종의 유인이 발견되었다.

마지막으로, 차익 거래자와 비차익 거래자의 지정주문가 대비 예상체결가, 즉 주문의 불균형은 이전 시간대에 비하여 종가동시호가 시간대, 즉 장 마감 전의 10분 간에만 대규모의 호가주문을 제출하는 것으로 확인되었다. 차익 거래자의 경우 시세조종을 위하여 예상체결가보다 현저하게 낮은 매도 지정주문가를 장 마감 10분 간에 대해서만 집중적으로 제출하였으며, 비차익 거래자는 예상체결가보다 현저하게 높은 매수 지정주문가를 장 마감 10분 전에 대해서만 집중적으로 제출하여 주가가 자신에게 유리하게 형성되

도록 하는 시세조종의 유인을 가지고 있는 것으로 확인되었다.

이상의 분석결과를 종합해보면, 그동안 한국의 주식시장에서 대체적으로 성립한다고 여겨져 왔던 선물과 옵션의 만기일 효과를 분해한 결과, 특히 프로그램 매매 거래자의 시세조종에 대한 개연성이 뚜렷하게 존재하는 것으로 판단된다. 그리고 이와 같은 시세조종에 대한 유인은 해당 거래자의 주가 예측력, 즉 정보거래가 바탕을 이루고 있다. 이에 따라 향후의 연구에서는 대규모의 차익과 비차익 거래를 주도하는 기관이나 외국인 투자자들은 물론 일부 개인 투자자 등 투자주체별 시세조종에 대한 개연성과 그 정도에 대한 분석이 추가적으로 이루어져야 될 것으로 보인다.

최근 들어 유가증권시장에서의 불공정거래에 대한 대상, 시기, 도구 등이 다양해지면서 불공정거래의 개연성을 확인할 수 있는 방법론에 대한 관심이 높아지고 있다. 그동안의 주식시장의 불공정 거래를 판단하는 연구들은 주로 사후적인 접근방법을 사용하였다. 즉 이미 불공정 거래에 적발된 종목(기업)들과 불법행위의 기간에 대한 분석을 통하여 불공정 거래 기업들의 행태에 대하여 결론 내리거나, 투자자들의 계좌, 즉 증권계좌를 분석하는 것으로서, 특정 투자자가 여러 개의 계좌를 이용하여 시세조종을 시도하는 가능성을 분석하는 것이 바로 그것이다.

그러나 이와 같은 분석은 특정 종목에만 편중되어, 주식시장 전반에 대하여 장기간의 패턴을 포착하여 분석을 할 수 없다는 한계가 있다. 이에 비하여 본 연구에서는 주식시장에 상장되어 있는 모든 종목을 대상으로 장기간에 걸쳐 차익거래와 비차익거래를 구분, 현물과 선물거래에서의 시세조종의 개연성을 사전적으로 분석하고 있다는 점에서 그 의미가 있다고 판단된다. 따라서 본 연구의 연구결과는 투자대상은 물론 시장참여자에게도 공정성 확보에 대한 의미 있는 시사점을 제공할 것으로 판단된다.

## 〈참고문헌〉

- 남길남 · 천창민, 2018, 자본시장 3대 불공정거래 혐의 행위의 특징과 시사점, 이슈보고서 18-16, 자본시장연구원.
- 최종범 · 류혁선, 2006, KOSPI200 선물 및 옵션의 만기일 효과, 한국증권학회지, 제35권 제1호, 69-101.
- 최혁 · 엄윤성, 2007, 주가지수 선물과 옵션의 만기일이 주식시장에 미치는 영향: 개별종목 분석을 중심으로, 재무관리연구, 제24권 제2호, 41-79.
- Aggarwal, R. K., and G. Wu, 2006, Stock Manipulations, *Journal of Business* 79, 1915-1953.
- Bollerslev, T., 1986, Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- Chow, E.H.Y., C.W. Hung, C.S.H. Liu, and C.Y. Shiu, 2013, Expiration Day Effects and Market Manipulation: Evidence from Taiwan, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 41, 441-462.
- Comerton-Forde, C. and T.J. Putnins, 2011, Measuring closing price manipulation, *Journal of Financial Intermediation* 20, 135-158.
- Harris, L., G. Sofianos, and J.E. Shapiro, 1994, Program trading and intraday volatility, *Review of Financial Studies* 7, 653-685.
- Hillion, P. and M. Suominen, 2004, The Manipulation of Closing Prices, *Journal of Financial Markets* 7, 351-375.
- Hogen, K.C., K.F. Kroner, and J. Sultan, 1997, Program trading, nonprogram trading, and market volatility, *Journal of Futures Markets* 17, 733-756.
- Kianifard, F. and W.H. Swallow, 1989, Using recursive residuals, calculated on adaptively-ordered observations, to identify outliers in linear regression, *Biometrics* 45, 571 - 585.
- Kling, A., 1987, How to stock market can learn to live with index futures and options, *Financial Analysts Journal* 43, 33-39.
- Kumar, P., and D.J. Seppi, 1992, Futures Manipulation with “Cash Settlement”, *Journal of Finance* 47, 1485-1502.
- Stoll, H.R. and R.E. Whaley, 1987, Program trading and expiration-day effects, *Financial Analysts Journal* 43, 16-28.
- \_\_\_\_\_, 1991, Expiration day effects: what has changed?, *Financial Analysts Journal* 47, 58-72.

## A Study on the Probability of Price Manipulation from Program Trading in Stock Market

Jong-Hee Kim\*

By focusing on the program trade such as the index arbitrage and non arbitrage for the 1,946 trading days between 2014 and 2020 in 801 types, this paper analyzes the possibility of price manipulation from trader's price predictability.

The following four conclusions are used the results of its empirical analysis.

Firstly, there is a significant positive relationship between simultaneous bids & offers and order price shock. More specifically, non arbitrage traders have an intention to raise the expected closing price at the close. Secondly, non arbitrage traders show the ability of price predictability from the significant positive relationship between accumulated abnormal return and limit orders in the last 10 minute of the closing market. Thirdly, both of arbitrage and non arbitrage traders have an intention to submit the best possible limit order to make the stock price to their own advantage. The arbitrage traders show the possibility of price manipulation from submitting a large scale of selling limit order, whereas non arbitrage traders show such a tendency from submitting a large scale of purchasing limit order in expiration day. Finally, the arbitrage traders show a significant increase in distinctly low priced limit sale orders, whereas non arbitrage traders show a significant increase in distinctly high priced limit purchase orders in expiration days. And both of limit orders are concentrated in the last 10 minutes of the closing market.

---

\* Professor, Economics College of Commerce, Jeonbuk National University,  
e-mail: jonghk5@jbnu.ac.kr

Key Words: Program Trading, Price Manipulation, Information Trading

JEL Classification: G0, G1, N2