선물·옵션 만기일의 주가조작 행위에 대한 실증분석*

양 철 원 (단국대학교 부교수)**

〈요약〉

본 논문은 만기일 효과의 원인 중에 하나로 지목되는 주가조작(manipulation)에 대해 Kumar and Seppi(1992) 모형의 예측을 한국시장 자료를 사용하여 검증하였다. Kumar and Seppi(1992)는 선물 매수(매도)포지션을 가지고 있는 투자자의 만기일 최적행동은 현물을 매수(매도)함으로서 현물가격을 높게(낮게) 만드는 주가조작임을 증명하였다. 본 연구는 한국시장에서 동일 투자자에 의해 개설된 선물과 주식의 계좌자료를 사용하여, 만기일에 미결제약정 수량을 보유한 투자자들이 결제가격으로 사용되는 주식 종가 결정시 주가조작 행위를 하는지를 분석하였다. 분석 결과, 만기일에 선물 미결제약정 수량의 매수포지션이 큰 투자자일수록 종가가 더 높게 형성되도록 직전예상체결가 대비 높은 가격의 주문을 제출함을 발견하였다. 반대로 매도포지션이 큰 투자자일수록 직전예상체결가 대비 낮은 가격의 주문을 제출하였다. 이는 Kumar and Seppi(1992)의 만기일의 연계시세조종 모형과 일치하는 결과이다. 또한 이런 주가조작 행위가 실제로 종가 형성에 유의미한 영향을 주는지 사후적 결과를 검토하였다. 회귀분석 결과, 만기일 미결제약정 수량과 주문 가격충격 사이의 유의미한 증거를 발견하지 못하였다. 요약하면, 본 논문은 파생상품 만기일에 현물 종가에 대한 조작을 시도하려는 주문들이 존재함을 발견하였지만 그 행위가 실제로 유효하게 가격을 조작하고 있다는 증거는 찾지 못하였다.

핵심 단어 : 만기일 효과, KOSPI200 지수, 주가조작, 연계시세조종, 미결제약정 수량

JEL 분류기호: G14, G18, G28

* 본 논문에 대해 유익한 조언을 해 주신 단국대 SSK사업단의 2016년 행태과학 및 지역발전 통합연구 학술대회 참가자들과 감사드립니다. 논문에 오류가 있다면 이는 전적으로 저자의 책임에 해당합니다.

** 연락담당 저자. 주소: 경기도 용인시 수지구 죽전로 152 단국대학교 상경대학 경영학부, 16890; E-mail: yang@dankook.ac.kr; Tel: 031-8005-3437; Fax: 031-8021-7208.

투고일 2017-06-21; 수정일 2018-08-31; 게재확정일 2018-09-27

1. 서론

파생상품은 기초자산을 기반으로 하여 생성된 자산이지만 역으로 기초자산에 영향을 줄 수 있다. 재무연구에서 파생상품이 기초자산에 주는 영향력은 오랫동안 중요한 관심의 대상이었다. 특히 파생상품의 만기일에 기초자산 가격이 평소와 달리 급격한 변동을 보인다는 사실은 널리 알려져 있으며, 이를 ‘만기일 효과(expiration-day effects)’라 부른다. 이에 대한 최초의 연구인 Stoll and Whaley(1987, 1997)는 미국 S&P500 지수와 호주의 AOI 지수의 거래량이 평소에 비해 만기일에 유의적으로 증가하며, 그 현상이 장 마감 전 시간대에 현저함을 보여주었다.

만기일 효과의 원인으로는 크게 지수차익거래와 주가조작 두 가지를 생각할 수 있다(Stoll and Whaley, 1997).¹⁾ 첫째, 지수차익거래는 고평가(저평가)된 선물을 매도(매수)하고 지수를 구성하는 주식들을 반대 매매함으로써 위험부담 없이 차익거래의 기회를 이용하려는 투자전략이다. 이를 실행하기 위해 지수구성 종목을 동시에 사거나 파는 프로그램 매매가 만기일에 활용되는데 이때 발생하는 대량의 매매는 현물시장에 영향을 줄 수 있다. 둘째, 주가조작은 선물 포지션을 가진 투자자가 만기일에 자신에게 유리하도록 현물 가격을 조작하는 것을 말한다.

본 연구는 이 중 두 번째에 해당하는 파생상품 만기일의 주가조작에 대해 한국 시장을 표본으로 연구하였다.²⁾ Kumar and Seppi(1992) 모형은 선물 매수(매도)포지션을 가지고 있는 투자자의 만기일 최적행동은 현물을 매수(매도)함으로써 현물가격을 높게(낮게) 만드는 주가조작이며, 이것이 균형상태로 존재함을 보여주었다. 한국시장은 만기일 선물·옵션의 최종거래 후 10분이 지나서 선물·옵션의 결제에 사용되는 주식의 종가가 결정되는 시장구조를 지니고 있다. 이는 만기일 미결제약정 수량을 보유하고 있는 선물·옵션 투자자들에게 자신의 이익증대를 위해 종가를 조작하려는 유인을 제공할 수 있다. 한국의 만기일 시장은 Kumar and Seppi(1992) 모형의 예측을 검증해 볼 수 있는 좋은 실험장이 될 것이다.

이를 위해 다음과 같이 연구를 진행하였다. 먼저 시장 전체 자료를 사용하여 만기일 효과가 존재하는지를 살펴본다. 특히 만기일의 주가조작 가능성에 대해 살펴보기 위해, 만기일의 선물·옵션의 미결제약정 수량과 주식 종가 결정을 위해 제출된 지정가 주문들의 가격 분포를 살펴보았다. 다음은 한국 3개 증권회사의 동일인에 의해 개설된 선물과 주식 계좌들의 만기일 거래행위를 분석하였다. 즉, 동일인에 의해 보유된 선물과 주식 계좌쌍을 대상으로 하여, 만기일에 선물·옵션

1) Stoll and Whaley는 만기일 효과의 원인으로 다음의 4가지를 언급하였다: (1) 지수차익거래(index arbitrage trading), (2) 현금결제 제도(cash settlement), (3) 주식시장구조(stock market procedure), (4) 주가조작(manipulation). 두 번째 언급된 현금결제 제도에 앞서 언급한 지수차익거래와 연관되어 있다. 지수차익거래의 이익실현을 위해서는 만기일에 포지션을 정리해야 하는데 이때 위험 부담없이 포지션을 청산하려면 선물의 현금결제 제도에 따라서 현물에서는 반대매매를 동시에 시행해야 한다. 이때 많은 물량이 쏟아져 나오며 현물 가격에 영향을 줄 수 있다. 세 번째로 언급한 주식시장 구조는 만기일에 발생하는 대량의 주문불균형(order imbalance)을 주식시장이 얼마나 효과적으로 처리할 수 있는지에 관한 것이다. 주식시장이 유동성이 풍부하고 거래과정이 투명할수록 많은 물량을 작은 가격충격으로도 소화할 수 있을 것이다. 첫 번째부터 세 번째 원인은 직접적으로 지수차익거래와 연관되어 있다.

2) 첫 번째에 해당하는 만기일 지수차익거래에 대한 자세한 논의는 양철원, 유지연(2016)을 참고하시오.

미결제약정 수량을 가지고 있는 투자자가 현물 주식의 종가 동시호가 시에 주가조작 행위를 하는지 검증하였다. 또한 이들의 주문행태가 실제적으로 주식 종가 형성에 유의미한 영향을 주는지 살펴보았다.

본 연구는 다음과 같은 공헌을 할 수 있으리라 사료된다. 첫째, 만기일 효과의 원인 중 하나인 주가조작에 대해 구체적 검증하고 있다. 한국시장에서 만기일 효과의 존재에 대해 검증한 논문들은 있으나 그 원인을 실제적으로 분석한 연구는 거의 없다(박창균, 임경목, 2003; 최종범, 류혁선, 2006; 최혁, 엄윤성, 2007). 본 논문은 기존 문헌들과 달리 계좌정보와 일중 거래·주문자료라는 더 세밀한 자료들을 이용하여 만기일 효과에 대해 구체적으로 살펴보고 있다.

둘째, 만기일 주가조작에 관한 가장 대표적인 연구인 Kumar and Seppi(1992)의 모형을 한국시장을 통해 직접 검증하였다. 이는 동일 투자자에 의해서 개설된 선물과 주식의 계좌자료를 확보하였기에 가능하였다. 위 자료를 통해 만기일에 선물포지션을 유지하고 있는 투자자의 주가조작 행위를 직접 검증할 수 있었다.

셋째, 다양한 정책적인 시사점을 제공할 수 있다. 한국시장은 2010년 11월 11일 옵션만기일에 KOSPI200의 종가가 급격하게 하락하며 마감되면서 큰 혼란을 경험하였다. 이 사건은 도이치은행과 한국도이치증권 임직원들이 KOSPI200 지수 풋옵션을 대량으로 매수한 후, 지수차익 거래를 위해 보유하고 있던 KOSPI200 구성 종목 2.44조 원 상당을 동시에 매도하였기 때문임이 밝혀졌다. 피의자들을 검찰은 조사 후 자본시장법상 연계시세조종 혐의로 2011년 8월 19일 기소되었다. 이후 자본시장법상 ‘시장질서교란행위’ 규제 항목이 제정되는 등 관련 제도를 정비하였다. 하지만 이런 사태가 다시 일어나지 않으리라는 보장은 없다. 본 연구와 같이 만기일의 주가조작의 존재 여부나 행태를 파악할 수 있다면 더 다양한 정책을 시행할 수 있을 것이다.

실증분석의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 한국 시장의 만기일 효과를 검증한 결과, KOSPI200 종목들의 만기일 종가 변동성과 거래량, 가격반전 현상이 평일에 비해 비정상적으로 높음을 발견하였다. 다음은 만기일의 주식 종가 형성과정을 세밀하게 살펴보기 위해 종가 주문가격의 분포를 분석하였다. 예상체결가보다 현저히 높은 매수주문이나 현저히 낮은 매도주문과 같은, 경제성이 결여된 주가조작 가능성이 높은 극단적인 주문들이 만기일에 유의하게 증가하였다. 한편 만기일의 선물과 옵션 미결제약정 수량도 상당히 존재하였다. 선물 미결제약정 수량은 외국인이 가장 많은 부분을 차지하였다. 콜옵션과 풋옵션 미결제약정 수량은 매수포지션에서는 개인이, 매도포지션에서는 기관이 가장 많았다.

둘째, 만기일 선물과 옵션의 미결제약정 수량을 보유하고 있는 투자자들이 만기일 주식의 종가 동시호가에서 어떤 주문을 제출하는지 살펴보았다. Kumar and Seppi(1992)의 예측이 맞다면 선물 미결제약정 수량에서 매수포지션을 가지고 있는 투자자일수록 주식 종가가 높게 형성되도록 할 유인을 가지게 된다. 따라서 투자자가 미결제약정 수량이 매수포지션으로 클수록 종가가 더 높게 형성되도록 직전 예상체결가 대비 더 높은 가격의 주문을 제출할 것이다. 회귀분석 결과, 선물 미결제약정 수량의 회귀계수가 양(+)으로 유의하였다. 이는 만기일 미결제약정 수량이 매수포지션을 크게 가지고 있는 투자자일수록 직전예상체결가 대비 높은 가격의 주문을 제출함을 의미한다. 콜옵션과 풋옵션의 미결제약정 수량은 유의한 회귀계수를 갖지 못하였다. Kumar

and Seppi(1992)의 모형이 본래 선물거래에서의 연계시세조종에 관한 것임을 생각하면 본 연구의 실증분석 결과들이 이들 모형을 지지하기에는 부족함이 없다고 판단된다. 이는 투자자들의 만기일 선물 미결제약정 수량에 비례하여 현물 종가시세조종행위가 존재함을 의미한다.

마지막으로 투자자들 연계시세조종 행태로 인하여서 실제로 예상체결가격이 얼마나 움직였는지 사후적 결과를 검토하였다. 만약 만기일에 미결제약정 수량을 가지고 있는 투자자들이 효과적으로 현물의 시세조종을 하고 있다면 미결제약정 수량의 매수포지션이 큰 투자자일수록 그 주문의 예상체결가를 상승시키는 가격충격이 더 클 것이다. 회귀분석 결과, 동시 만기일에 선물과 옵션의 미결제약정 수량이 가격충격과 양(+)의 관계를 가지지만 통계적으로 유의미하지는 않았다. 옵션만기일의 결과도 유의성이 없었다. 이는 투자자들의 만기일 연계시세조종 행위가 유효하게 종가 형성에 영향주지 못함을 의미한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 기존 문헌에 대해서 살펴보고, 제3장에서는 자료에 대해 설명한다. 제4장에서는 실증분석을 위한 연구 모형과 설계를 소개하며, 제5장에서는 실제 자료를 사용한 실증분석 결과를 보고한다. 제6장에서는 본 논문의 결과를 요약하며 마무리한다.

2. 문헌연구

2.1 만기일 효과

만기일 효과에 대한 최초의 연구인 Stoll and Whaley(1987)는 S&P500 지수 선물과 옵션의 동시만기일(triple-witching day)에 지수의 변동성과 거래량이 유의미하게 증가함을 보여주었다. 지수의 변동성 및 거래량 증가는 마지막 시간대에 현저하였으며, 지수는 다음날 정상수준으로 반전되었다. 반면 옵션의 만기일에는 만기일 효과를 발견하지 못하였다. 미국 외에도 캐나다 토론토 주식거래소의 TSE300 지수(Chamberlain et al., 1989), 일본의 Nikkei 225 지수(Karolyi, 1996), 독일 DAX 지수(Schlag, 1996), 호주 시드니 선물거래소의 AOI 지수(Stoll and Whaley, 1997)에서도 만기일에 가격 변동성과 거래량이 증가함이 보고되었다. 한국 KOSPI200 지수에 대해서도 최종범, 류혁선(2006)은 만기일 종가 결정 전 30분 동안 지수종목의 거래량 및 주가 변동성이 유의미하게 증가함을 발견하였다. 이러한 만기일 효과를 완화하기 위해 시카고상품거래소(CME)는 1987년 6월 2부터 결제기준 주가지수를 금요일 종가에서 금요일 시가로 변경하였지만, Herbst and Maberly(1990), Stoll and Whaley(1991), Hancock(1993)은 만기일 효과가 금요일 시가로 이전되었음을 동일하게 결론내리고 있다. 세계 시장에서의 이러한 실증분석 결과들은 만기일 효과가 일반적인 현상임을 시사한다.

더 나가서 지수에 포함되는 종목을 대상으로 만기일 효과가 연구되기도 하였다. Stoll and Whaley(1990)는 S&P500 지수에 속하는 주식과 속하지 않는 종목을 나누어 분석한 결과, 만기일 거래량의 증가는 S&P500에 속하는 주식들에서 더 현저함을 발견하였다. 만기일 다음날

가격반전현상은 두 집단 모두에 존재하였다. 최혁, 엄윤성(2007)은 만기일 효과를 KOSPI200 개별 종목별을 대상으로 분석하였다. 이들은 선물 만기일 효과는 존재하는 반면 옵션만기일 효과는 선명하지 않음을 발견하였다. 선물 만기일에 KOSPI200 개별 종목의 변동성과 거래량이 증가하며, 가격은 상승하였다가 다음날 반전되었다.

2.2 주가조작

주가조작이란 광범위한 분야이므로 여기서는 본 연구와 관련된 종가시세조종과 관련된 문헌을 소개하고자 한다. 종가시세조종에 관한 대부분의 연구는 펀드매니저가 자신의 성과 상승을 위해 인위적으로 종가를 상승시키고자 하는 유인이 있음을 언급한다. Carhart et al.(2002)은 미국의 펀드와 주식 일종거래자료를 사용하여 분기 말의 펀드순자산 가치가 비정상적으로 크며, 펀드매니저들이 분기 말일 종가 전 30분 동안 보유 주식을 아주 활발하게 거래함을 보여주었다. 그들은 이런 현상이 펀드매니저들이 분기 말 평가에 대비해 포트폴리오의 가치를 인위적으로 증가시키려는 주가조작 때문임을 주장하였다. Bernhardt and Davies(2005)도 분기 마지막 날의 수익률이 다른 평일보다 유의미하게 높으며 이런 현상이 펀드가 보유한 종목일수록 더 강함을 발견하였다. 이를 펀드매니저들이 종가시세조종을 하는 증거로 해석하였다. Comerton-Forde and Putnins(2011)는 미국, 캐나다의 감독기관이 종가시세조종으로 기소한 사례에 해당하는 31개 종목 총 184건을 분석하였다. 분석결과, 시세조종행위가 수익률, 수익률의 반전현상, 거래빈도, 호가스프레드 등을 유의미하게 증가시킴을 발견하였다. 이와 비슷하게 박연길 외 2인(2013)은 2011년 한국의 법원에서 펀드매니저의 종가시세조종에 대해 유죄를 선고한 사건의 14개 종목을 분석하였다. 그들은 종가시세조종이 주가와 거래량을 유의미하게 상승시키며 다음날에는 수익률이 반전됨을 보여주었다.

종가시세조종에 대한 이론 모형들도 존재한다. Hillion and Suominen(2004)은 대리인 이론에 기반하여 브로커가 고객들이 자신의 능력을 과대평가하도록 만들기 위해 종가시세를 조종할 유인이 발생할 수 있음을 모형화하였다. Kumar and Seppi(1992)는 정보불균형 하의 현금결제 방식의 선물시장을 모형화하여, 주가조작자가 현물의 종가시세를 조종함으로써 보유하고 있던 선물포지션에서 이익을 취하는 전략이 균형상태임을 증명하였다. 이는 현물과 선물을 동시에 보유한 투자자가 파생상품에서 이익을 얻기 위해서 현물의 종가를 조종하려는 유인이 존재함을 보여준다.

3. 자료

본 논문은 선물이나 옵션포지션을 가지고 있는 투자자가 만기일에 결제가격으로 사용되는 현물 가격에 영향을 끼치려는 연계시세조종 행위가 존재하는지를 검증하고자 한다. 따라서 이를 검증하기 위해서는 파생상품에 관한 자료와 동시에 현물에 대한 자료가 필요하다. 먼저 검증 대상을 한국에서 가장 활발하게 거래되고 있는 파생상품인 KOSPI200 선물과 옵션으로 설정하였으며, 이에 따라 현물은 KOSPI200 지수에 포함된 주식들이 된다.

연구에 필요한 자료는 한국거래소로부터 제공받았으며, 표본기간은 2003년 1월부터 2005년 3월까지 2년 3개월의 기간이다.³⁾ 선물과 옵션의 미결제약정 수량 자료는 투자자들의 계좌번호, 투자자 유형, 종목코드, 날짜, 매도 매수 여부, 미결제약정 수량 등이 포함되어 있다. 계좌번호는 원본 계좌번호가 아니라 임의의 숫자를 부여된 가상의 번호이다. 이 자료를 통하여 각 투자자의 선물과 옵션의 만기일의 미결제약정 수량을 구할 수 있었다.

현물인 주식 자료는 일중자료(intra-day data)를 사용하였다. 일중자료는 거래자료와 호가자료 두 가지로 구성되어 있다. 거래자료에는 KOSPI시장에 상장된 모든 종목에 대해 체결된 모든 거래들의 거래시간, 가격과 거래량, 계좌번호, 지수차익거래 여부 등의 정보가 기록되어 있다. 호가자료에는 종가 동시호가 10분 동안에 제출된 모든 주문의 시간, 주문번호, 주문형태, 계좌번호, 투자자 유형, 가격, 거래량, 직전예상체결가격 등의 정보가 제공되어 있다. 거래자료를 통해서 KOSPI200 지수에 포함된 주식 종목들에서 만기일 효과가 발견되는지를 검증할 수 있다. 호가자료를 통해서 투자자들이 만기일 종가 동시호가 때에 어떤 주문 행태를 보이는지 살펴볼 수 있다.

특히 본 연구에서는 만기일 마감까지 자신의 포지션을 마감하지 않고 미결제약정 수량을 유지하고 있는 투자자들이 KOSPI200 주식의 종가 동시호가 때 자신에게 이득이 되도록 종가가 형성되도록 주문하는지 검증하였다. 이를 위해서는 동일 투자자의 선물 계좌와 주식 계좌를 매칭시킬 수 있어야 한다. 한국거래소를 통하여 3개 증권회사에 대해 동일인이 보유한 선물과 주식계좌에 대한 자료를 제공받았다. 최종적으로 이들 3개 증권회사를 통해 동일 투자자에 의해 개설된 주식계좌와 선물계좌 총 11,183쌍을 확인하였다. 이를 통해 만기일에 선물 포지션을 유지하고 있는 투자자가 만기일 현물의 종가 형성에 미치는 영향에 대해 직접적으로 검증할 수 있었다.

4. 연구 모형 및 설계

4.1 Kumar and Seppi(1992)의 연계시세조종 모형

먼저 본 연구에서 검증하고자 하는 Kumar and Seppi(1992) 모형에 대해서 설명하고자 한다. 그들은 기존의 Kyle(1985) 모형을 2기간으로 확장하였다. 모형에는 3종류의 투자자가 존재한다. 첫째, 정보거래자(informed trader)는 현물의 본질가치를 알고 있는 상태에서 거래에 참여한다. 둘째, 조작자(manipulator)는 비정보거래자로서 거래에 참여한다. 마지막으로 노이즈 거래자(noise trader)는 정보와 무관하게 시장에 참여하는 존재들이다. 여기에 위험중립적인 시장조성자(market maker)가 존재한다. 이들은 주문흐름을 관찰하며 시장의 모든 주문을 소화(clear)할 수 있도록 선물과 현물의 가격을 결정한다.

3) 본 자료의 특수성으로 인해 자료기간이 2003~2005년까지로 제한되었다. 현 시점에서 보면 상당한 기일이 지난 자료이지만, 선물과 현물의 동시 포지션을 동시에 볼 수 있는 유일한 자료이므로 가치가 있다고 판단된다.

2기간은 다음과 같이 설정된다. 1기간에서는 정보거래자가 존재하는 정보비대칭 상황에서 선물 거래가 발생하고, 2기간에서는 현물 거래가 발생하고 마감된다. 선물의 결제는 현물가격에 의해서 이루어진다. 이런 상태에서 정보거래자와 조작자의 이익에 대한 함수가 선물과 현물의 보유량에 의해서 도출된다. 당연히 둘 다 자신의 이익을 극대화하기 위한 주문 전략을 설정할 것이다.

시장조성자에 의해서 거래 참여자들의 모든 주문을 소화할 수 있는 균형상태의 가격이 도출된다. 균형상태에서 주가조작자의 현물에 대한 최적 주문은 선물포지션의 함수로 도출된다. 조작자가 선물에서 매수(매도)포지션을 가지고 있다면 그는 현물을 매수(매도)함으로서 현물가격을 높게(낮게) 만드는 것이 최적 선택이 된다. 주가조작자는 이런 주문 전략을 통해 결과적으로 양(+)의 기대수익을 얻게 된다.

Kumar and Seppi(1992)의 모형은 가격조작자가 비정보거래자라는 점에서, 기존보다 상당히 완화된 가정하에서도 주가조작이 수익을 주는 시장균형으로 존재함을 증명하였다. 또한, 현금 결제(cash settlement) 제도 하에서도 주가조작이 균형으로 존재함을 보였다. 기존의 연구들은 주로 실물인도(physical delivery) 조건 하에서 발생하는 코너(corner)나 스퀴즈(squeeze)를 모형화하였다. 따라서 Kumar and Seppi(1992)의 모형은 현금결제 제도를 도입하고 있는 대부분의 금융 파생상품에 적용하기에 적합하다. 한국의 KOSPI200 선물 역시 현금결제 방식을 채택하고 있기 때문에 Kumar and Seppi(1992)의 모형을 검증하기에 무리가 없다고 생각된다.

4.2 한국의 시장구조

앞에서 언급한 Kumar and Seppi(1992)을 한국 시장에서 검증하기 위해서는 한국의 시장 구조에 대해서 먼저 이해할 필요가 있다. 여기서는 한국에서 가장 활발하게 거래되는 KOSPI200 선물과 옵션을 중심으로 서술하고자 한다. 이에 대한 설명은 표본기간인 2003년~2005년을 기준으로 하였다.

KOSPI200 선물의 결제월은 3, 6, 9, 12월이며 각 선물종목의 거래기간은 1년이다. 결제월이 도래하여 최근월 상품이 소멸하면 1년 후 만기가 되는 상품이 다시 상장된다. 따라서 한 시점에서 항상 네 가지 만기를 가진 KOSPI200 선물이 동시에 거래된다. 가격의 표시는 KOSPI200 수치인 포인트로 하며, 거래단위는 선물가격×50만 원으로 1포인트가 50만 원에 해당한다. 이 50만 원을 거래승수라고 하는데, KOSPI200 선물의 경우 2017년 3월 27일부터 50만 원에서 25만 원으로 인하되었다.

KOSPI200 옵션은 최종거래일에만 권리를 행사할 수 있는 유럽피언 옵션이며 결제월은 매월 도래한다. 가격의 표시는 역시 KOSPI200 지수의 포인트로 하며, 거래단위는 선물가격×50만 원으로 1포인트가 50만 원에 해당한다. KOSPI200 옵션의 거래승수는 원래 10만 원이었다가 2013년 5월부터 50만 원으로 상향조정되었고, 2017년 3월 27일부터 25만 원으로 인하되었다. 만기일은 선물과 옵션 모두 결제월의 두 번째 목요일이 만기일이며 목요일이 휴일일 경우 그 전 거래일로 한다. 결제방법은 현금결제이며, 만기일의 최종결제가격 또는 권리행사결제가격은 최종거래일의 KOSPI200 종가이다.

KOSPI200 선물·옵션도 모두 시가를 결정할 때에는 주문들을 접수받아 모아 놓았다가 가장 많은 거래량을 주는 한 가격을 통해 거래를 체결시키는 단일가 매매제도를 채택하고 있다. 이후 장중에는 들어오는 주문이 거래 가능하면 그대로 체결되는 연속매매제도를 택하고 있다. 종가에는 시가와 동일하게 단일가 매매제도를 택하고 있다.

구체적인 시간은 다음과 같다. 평일에는 오전 8:00~9:00 사이의 동시호가를 위한 주문을 접수하여 모으며 9시에 단일가 매매로 시가가 결정된다. 이후 평일에는 접속매매가 이루어지다가 오후 15:05에 거래가 중지된다. 15:05~15:15 사이에 종가결정을 위한 주문을 접수하며 15:15에 단일가 매매방식으로 종가가 결정된다. 하지만, 만기일에는 당일에 만기가 되는 선물과 옵션의 거래시간이 달라진다. 시가 결정과 접속매매의 과정은 평일 동일하나 단일가 매매를 통한 종가 결정없이 14:50에 그냥 장을 마감하게 된다. 이에 대해서는 현물 주식과 비교한 다음의 표를 통해 정리하였다.⁴⁾

거래방식	현물(주식)	KOSPI200 선물·옵션	
		평일	만기일
단일가 매매 주문접수	8:00~9:00	8:00~9:00	8:00~9:00
단일가 매매(시가)	9:00	9:00	9:00
접속 매매	9:00~14:50	9:00~15:05	9:00~14:50
단일가 매매 주문접수	14:50~15:00	15:05~15:15	없음
단일가 매매(종가)	15:00	15:15	없음

주의할 점은 만기가 되는 선물과 옵션의 거래가 마감되는 14:50분에 주식의 종가결정을 위해 거래를 정지하고 주문을 접수받기 시작한다는 것이다. 이후 10분간 쌓인 주문들을 가지고 15:00에 단일가 매매방식으로 주식의 종가를 결정하며, 이렇게 결정된 KOSPI200 지수가 만기일의 최종결제가격 또는 권리행사 결제가격이 된다.

위의 상황을 정리하면, 만기가 되는 KOSPI200 선물이나 옵션의 결제지수가 정해지지 않은 상황에서 선물과 옵션의 최종거래가 14:50분에 마감되는 것이다. 이때 미결제약정 수량을 보유하고 있는 선물이나 옵션 투자자들은 15:00에 결정되는 종가에 의해서 자신들의 손익이 결정된다. 결국 미결제약정 수량 보유자들은 종가가 어떻게 결정될지 모르는 불확실한 상태에서 만기일 14:50~15:00까지 10분간을 기다려야 한다. 이런 형태의 투자는 큰 위험이 따르는 투기적 행위라 할 수 있다. 다른 측면에서 생각하면, 파생상품 미결제약정 수량을 가지고 있는 투자자들은 자신의 이익을 극대화하기 위해 10분간의 동시호가 시간 동안 적극적으로 종가를 조작하려는 인센티브를 가질 수 있으며, 이는 Kumar and Seppi(1992) 연계시세조종 모형의 예측과도 일치한다. 한국의 만기일 시장 구조는 이런 예측을 검증해 볼 수 있는 좋은 실험 장소를 제공해 주고 있다.

4) 2016년 8월부터 거래시간이 30분 연장되었다. 따라서 주식의 종가결정은 15:30에, 선물·옵션 평일의 종가결정은 15:45분에 이루어진다. 선물·옵션의 만기일의 거래는 15:20까지만 이루어진다.

4.3 연구설계

본 연구는 만기일 미결제약정 수량을 보유하고 있는 투자자들의 주식 종가 동시호가 시간대의 주문 행태를 살펴보고자 한다. Kumar and Seppi(1992)의 예측이 맞다면 선물 미결제약정 수량에서 매수포지션을 가지고 있는 투자자일수록 주식 종가가 높게 형성되도록 주문을 제출할 유인을 가지게 된다. 이런 투자자는 직전 예상체결가 대비 더 높은 가격의 주문을 제출함을 통해 예상체결가를 상승시키려는 시세조종행위를 할 수 있다. 반대로 미결제약정 수량에서 매도포지션을 가지고 있는 투자자는 직전 예상체결가 대비 더 낮은 가격을 주문함으로 종가를 낮추려고 행동할 수 있다. 즉, 만기일 미결제약정 수량을 가지고 있는 투자자는 결제가격인 주식 종가가 자신에게 유리하도록 주문을 제출할 유인을 가지고 있을 것이다. 따라서 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 1: 미결제약정 수량이 매수포지션으로 클수록 종가가 더 높게 형성되도록 직전 예상체결가 대비 더 높은 가격의 주문을 제출하려고 할 것이다.

위 가설을 검증하기 위해서 다음과 같은 투자자 수준의 회귀분석을 설계하였다.

$$DIST_i = \alpha + \beta OI_i + \gamma OVOL_i + \epsilon_i \quad (1)$$

여기서 종속변수 $DIST_i$ 는 투자자 i 의 주식종가 주문의 직전 예상체결가대비 거리(distance)이며, 독립변수 OI_i 는 투자자 i 의 만기일의 미결제약정 수량(open interest)이다. $OVOL_i$ 는 투자자 i 의 만기일 총 종가주문량에 로그를 취한 값으로 통제변수로 사용되었다.

또한 투자자들의 종가 주문 행태로 인하여 실제로 예상체결가격이 유의미하게 움직였는지, 시세조종행위의 영향에 대한 사후적 검토가 필요하다. 본 연구에서는 투자자들의 종가 주문으로 인한 예상체결가격의 변화를 ‘가격충격(price impact)’이라고 정의하였다. 만약 만기일에 미결제약정 수량을 가지고 있는 투자자들이 효과적으로 현물의 시세조종을 하고 있다면 다음과 같은 가설이 성립할 것이다.

가설 2: 미결제약정 수량의 매수포지션이 큰 투자자일수록 그 주문의 예상체결가를 상승시키는 가격충격이 더 클 것이다.

가설을 검증하기 위해 다음과 같은 투자자 수준의 회귀분석을 설계하였다.

$$PRM_i = \alpha + \beta OI_i + \gamma OVOL_i + \epsilon_i \quad (2)$$

여기서 종속변수 PRM_i 는 투자자 i 의 주식종가 주문의 예상체결가에 대한 가격충격(price impact)이며, 독립변수 OI_i 는 투자자 i 의 만기일의 미결제약정 수량(open interest)이다. $OVOL_i$ 는 투자자 i 의 만기일 총 종가주문량에 로그를 취한 값으로 통제변수로 사용되었다. 변수의 계산에 대한 더 구체적인 설명은 뒤의 실증분석 부분에서 제시하고자 한다.

지금까지는 선물포지션과 종가 주문 간의 일차적인 관계에 대해서 가설을 설정하였지만 Kumar and Seppi(1992)의 연구에서는 이들 관계에 영향을 주는 많은 요소들이 언급되어 있다. 이에 몇 가지를 소개하고 실증분석을 시도해 보고자 한다. 첫째, 주가조작자의 특성이 영향을 줄 수 있다. Kumar and Seppi(1992)는 주가조작자의 부(wealth)의 변동성이 클수록 둘 간의 관계는 더 강해짐을 보여주고 있다. 이를 검증하기 위해 두 변수를 사용하였다. 첫 번째 변수는 만기일 거래자의 표본기간 동안의 미결제약정 수량의 총합이다. 부의 변동성은 거래를 통해 나타나기 때문에 미결제약정 수량의 크기가 클수록 부의 변동성이 큰 것으로 생각하였다. 다른 변수로 만기일의 미결제약정 수량의 전날 대비 증가량을 측정하였다. 종목이 소멸되는 만기일에 갑자기 미결제약정 수량을 늘린 거래자일수록 자신의 이익을 위해서 더 적극적으로 주가조작 주문을 낼 가능성이 크다고 보았다.

둘째, 주식 종목의 특성이 영향을 줄 수 있다. Kumar and Seppi(1992)는 정보비대칭 상황을 가정하고 있는데, 정보비대칭 정도가 클수록 주가조작자가 자신의 주문을 숨길 수 있는 가능성이 커지기 때문에 더 적극적으로 주가를 조작할 가능성이 있다고 예측하였다. 주식 정보비대칭은 Brennan and Subrahmanyam(1996)이 제안한 Glosten and Harris(1988) 모형의 정보비대칭 위험치를 사용하였다. 이 측정치는 Kumar and Seppi(1992)와 동일하게 Kyle(1985) 모형을 기초로 하고 있으며 값이 클수록 정보비대칭이 강함을 의미한다. 또한 Kumar and Seppi(1992) 모형은 주식의 유동성이 클수록 더 주가조작으로 인한 이익이 커짐을 보여주고 있다. 주식 유동성은 해당 주식의 최우선매도호가와 최우선매수호가의 차이를 두 값의 평균으로 나눈 스프레드율을 사용하였다. 이런 다양한 변수들을 사용하여 하위 표본 분석을 시행함으로써 어떤 특성들에서 주가조작이 더 강하게 나타나는지 검증하였다.

5. 실증분석 결과

5.1 만기일 효과와 미결제약정 수량

일단 기존의 문헌에서 언급된 만기일 효과가 존재하는지 확인할 필요가 있다. 만기일 효과는 평일과 다른 높은 변동성과 거래량의 증가가 그 특성이다. 최종범, 류혁선(2006), 최혁, 엄윤성(2007)은 이런 만기일 효과가 한국 시장에도 존재함을 이미 발견하였다. 이들은 특히 만기일의 마지막 시간대에 이런 현상이 현저함을 밝히고 있으며, 그 이유에 대해서는 지수차익거래의 포지션을 청산하려는 프로그램매매의 영향일 것으로 추측하였다. 다만 본 연구의 초점은 만기일의 종가이기 때문에 만기일의 전체 시간대 보다는 ‘종가’에 대해 분석하였다.

이를 위해서 종가 거래자료를 이용하여 KOSPI200 지수에 속한 종목들의 만기일 종가 변동성이 비정상적으로 큰지 살펴보고자 한다. 즉, KOSPI200에 속한 종목들의 만기일과 평일의 종가 변동성의 차이를 확인한다. 이를 위해 같은 종목 안에서 만기일과 평일의 시계열적 차이에 대한 유의성을 검정하였다.

만기일 효과를 측정하기 위해 변동성과 거래량, 가격반전 변수 3가지를 사용하였다. 분석에 사용된 변동성 변수는 2개이다. 첫째(‘변동성 1’)는 종가 10분간의 로그수익률의 절대값이며,

수익률의 계산에 있어서 종가를 14시 50분 시점의 주가, 즉 연속매매의 마지막 가격으로 나눈 값에 로그를 취하였다. 두 번째 변동성 변수(‘변동성 2’)는 연속매매의 마지막 가격 대신에 시가를 사용하였다. 거래량 변수로는 만기일 장마감에 종가로 체결된 거래량(금액)과 위의 거래량(금액)을 당일 총 거래량(금액)으로 나눈 비율을 사용하였다. 가격반전(price reversal) 변수로는 2가지를 사용하였다. 둘 다 종가 대비 다음 거래일 시가의 수익률이다. 단, REV1은 장마감 동시호가 직전 체결가 대비 종가의 수익률이 양(+)이면 -1을 곱하고, 음(-)이면 1을 곱하였다. REV2은 시가 대비 종가의 수익률이 양(+)이면 -1을 곱하고, 음(-)이면 1을 곱하였다. 변수의 구체적인 정의는 다음과 같다.

변수	정의
변동성 1	$\left \ln\left(\frac{\text{당일종가}}{\text{당일 14:50시점의 가격}}\right) \times 100 \right $
변동성 2	$\left \ln\left(\frac{\text{당일종가}}{\text{당일 시가}}\right) \times 100 \right $
거래량 1	$\frac{\text{당일 장마감종가로 체결된 거래량}}{\text{당일 총 거래량}}$
거래량 2	$\frac{\text{당일 장마감종가로 체결된 거래금액}}{\text{당일 총 거래금액}}$
REV1	$\begin{cases} R_{t+1} & \text{if } R_t < 0 \\ -R_{t+1} & \text{if } R_t > 0 \end{cases}, \text{ 여기서 } R_{t+1} = \ln\left(\frac{\text{만기일 다음날 시가}}{\text{만기일 종가}}\right) \times 100$ $R_t = \ln\left(\frac{\text{만기일 종가}}{\text{만기일 14:50시점의 가격}}\right) \times 100$
REV2	$\begin{cases} R_{t+1} & \text{if } R_t < 0 \\ -R_{t+1} & \text{if } R_t > 0 \end{cases}, \text{ 여기서 } R_{t+1} = \ln\left(\frac{\text{만기일 다음날 시가}}{\text{만기일 종가}}\right) \times 100$ $R_t = \ln\left(\frac{\text{만기일 종가}}{\text{만기일 시가}}\right) \times 100$

<표 1>은 위의 변수들을 사용하여 KOSPI200에 포함된 주식들의 만기일 효과를 검정한 결과를 보여주고 있다. 패널 A는 선물과 옵션 동시 만기일의 결과를 보고한다. 변동성 1(변동성 2)의 만기일 평균은 1.194%(2.172%)로서 평일의 평균 0.408%(1.662%)보다 0.785%(0.510%) 크며, 그 차이에 대한 t-검정 결과도 유의하다. 중간값도 만기일이 평일에 비해 0.403%(0.016%) 크며, 중간값의 차이에 대한 비모수 순위검정(non-parametric sign test) 결과도 모두 유의하다. 거래량 평균도 만기일이 0.26로 평일의 0.055보다 크며 그 차이도 유의하다. 이는 만기일에 종가로 거래가 집중되는 현상이 평일보다 현저함을 의미한다. 가격반전을 보여주는 REV1(REV2)의 평균도 만기일이 평일보다 0.002%(0.004%) 크며 모두 통계적으로 유의하다. 이는 KOSPI200 종목들의 종가 변동성과 거래량, 가격반전 현상이 선물과 옵션 동시 만기일에 비정상적으로 높음을 의미한다.

패널 B의 옵션만기일에도 동일한 결과를 보이고 있다. 변동성 1(변동성)의 만기일 평균의 차이는 0.324%(0.404%)로 유의적이며 거래량이나 가격회귀 변수도 모두 유의적으로 만기일이 더 크다. 하지만, 만기일과 평일의 차이의 크기에 있어서는 선물만기일보다는 작다. 변동성

1의 경우 선물만기일의 만기일효과가 옵션만기일에 비해 2배정도 크다. 위의 결과들을 통해 한국 주식시장에 만기일 효과가 존재하며, 옵션만기일보다는 선물만기일에 더 강함을 확인하였다. 이는 모두 기존의 연구들과 일치하는 결과이다(최종범, 류혁선, 2006; 최혁, 엄운성, 2007; 양철원, 유지연, 2016).

<표 1> KOSPI200 주식의 만기일 효과

본 표는 2003년 1월~2005년 3월 동안 KOSPI200 선물과 옵션만기일을 대상으로 KOSPI200 소속 주식의 종가 변동성과 거래량을 보고하고 있다. 변동성 1은 장마감 동시호가 직전 체결가 대비 종가의 수익률의 절대값, 변동성 2는 시가 대비 종가의 수익률의 절대값으로 정의하였다. 거래량 (2)은 종가 체결 거래량 (금액)을 일별 총 거래량(금액)으로 나눈 값을 의미한다. REV1(REV2)은 종가 대비 다음 거래일 시가의 수익률이다. 단, REV1은 장마감 동시호가 직전 체결가 대비 종가의 수익률이 양(+)이면 -1을 곱하고, 음(-)이면 1을 곱하였다. REV2은 시가 대비 종가의 수익률이 양(+)이면 -1을 곱하고, 음(-)이면 1을 곱하였다. 패널 A는 선물과 옵션 동시 만기일의 KOSPI200 종목의 변수들의 요약통계량을, 패널 B는 옵션만의 만기일의 요약통계량을 보여준다. 평일의 변수로는 해당 만기일이 포함된 달의 만기일을 제외한 거래일의 변수 평균값을 사용하였다. 만기일 변수에서 평일의 변수를 차감한 값의 평균에 대해서는 t-검정을, 중간값에 대해서는 비모수 순위검정(non-parametric sign test)을 실시하였으며 각각의 p-값을 보고하였다.

변수	만기일			평일			차이			
	평균	중간값	표준편차	평균	중간값	표준편차	평균	p-값	중간값	p-값
패널 A: 선물과 옵션 동시만기일										
변동성 1	1.194	0.787	1.610	0.408	0.367	0.250	0.785	0.000	0.403	0.000
변동성 2	2.172	1.561	2.266	1.662	1.501	0.797	0.510	0.000	0.016	0.000
거래량 1	0.261	0.227	0.188	0.055	0.051	0.026	0.205	0.000	0.173	0.000
거래량 2	0.259	0.225	0.187	0.055	0.051	0.026	0.203	0.000	0.171	0.000
REV1	0.002	0.002	0.023	0.000	0.000	0.005	0.002	0.000	0.002	0.000
REV2	0.003	0.001	0.023	-0.001	0.000	0.005	0.004	0.000	0.003	0.000
패널 B: 옵션만기일										
변동성 1	0.718	0.480	0.900	0.394	0.357	0.231	0.324	0.000	0.112	0.000
변동성 2	2.040	1.492	2.039	1.639	1.496	0.786	0.404	0.000	0.000	0.000
거래량 1	0.162	0.120	0.137	0.053	0.049	0.026	0.108	0.000	0.069	0.000
거래량 2	0.161	0.120	0.137	0.053	0.049	0.026	0.108	0.000	0.069	0.000
REV1	0.002	0.000	0.016	0.000	0.000	0.004	0.001	0.000	0.000	0.000
REV2	0.001	0.000	0.016	-0.001	0.000	0.004	0.002	0.000	0.001	0.000

앞의 <표 1>의 결과를 통하여 만기일 종가에 거래량이 집중되며 형성된 종가도 변동성이 크음을 확인할 수 있었다. <표 2>에서는 이러한 만기일의 주식 종가 형성과정에 대해 더 세밀하게 살펴보고자 한다. 이를 위해서 양철원, 유지연(2016)의 연구방법론과 동일하게 만기일의 종가 동시호가 시간(14:50~15:00)의 주문을 대상으로 이들 주문가격의 분포를 분석하였다. 한국거래소는 종가 동시호가 시간대에 예상체결가를 공개하고 있는데, 이 시간에 제출된 지정가를 직전 예상체결가 기준으로 상하 몇 %의 범위를 벗어나는가에 따라서 2.5% 간격으로 나누어서 10구간으로 구분하였다.

〈표 2〉 KOSPI200 주식의 만기일 종가 동시호가 주문의 분포

본 표는 KOSPI200 선물과 옵션만기일의 주식의 종가 동시호가시간(14:50~15:00) 제출된 주문의 분포를 매수와 매도호가로 나누어 보고하고 있다. 지정가는 주문직전의 예상체결가격에 대비 주문가격의 위치로 구분하였다. 각 종목의 만기일에 대해 해당 구간의 주문량을 합한 후에, 해당구간에서의 평균값을 구하여 보고하였다. 이를 투자자별로 개인, 기관, 외국인으로 나누어서도 계산 보고하였다. 굵은 표시의 숫자는 차이값이 대한 t-검정 결과 1% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

패널 A: 선물과 옵션 동시만기일의 종가 주문의 분포

호가범위	매수				매도			
	호가량	개인	기관	외국인	호가량	개인	기관	외국인
(A) KOSPI200 종목(만기일)								
지정가 > 직전 예상체결가×1.1	6,420	3,532	6,451	12,631	8,482	4,197	6,923	58,443
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.1	9,512	4,630	13,802	26,267	8,526	4,387	22,261	35,937
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.075	14,703	5,476	32,198	18,546	13,012	5,619	19,306	52,123
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.05	28,258	11,056	46,640	16,543	21,008	7,787	24,438	52,276
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.025	49,222	36,858	23,070	27,829	28,535	13,517	21,379	43,268
시장가	33,548	11,386	26,105	20,336	43,189	12,250	14,615	43,101
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.975	62,737	44,244	26,950	55,449	35,062	24,627	19,915	27,327
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.95	24,291	16,558	17,264	43,770	13,801	11,153	10,949	26,007
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.925	8,351	5,024	11,246	30,701	11,271	7,466	15,890	20,076
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.9	9,164	4,395	12,008	53,212	9,452	8,352	7,177	9,575
지정가 < 직전 예상체결가×0.9	9,383	4,868	7,828	54,348	8,366	6,896	4,967	10,138
(B) KOSPI200 종목(평일)								
지정가 > 직전 예상체결가×1.1	5,997	4,014	3,761	3,286	3,890	1,916	661	25,855
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.1	3,592	2,413	1,704	3,784	6,391	2,443	98	15,039
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.075	4,964	4,228	1,534	1,280	6,324	2,412	1,574	17,818
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.05	15,426	16,017	5,014	2,026	7,294	4,135	4,536	29,252
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.025	28,005	25,848	6,227	9,849	11,798	8,048	5,042	17,948
시장가	13,051	7,949	4,891	8,562	15,917	13,283	4,548	5,753
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.975	40,336	33,639	9,328	20,142	23,896	21,938	5,971	10,254
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.95	12,122	4,962	5,917	22,952	6,465	7,103	2,598	1,853
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.925	7,580	2,818	2,860	17,611	5,583	5,411	1,224	427
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.9	5,508	1,922	1,616	26,600	5,493	5,168	2,318	545
지정가 < 직전 예상체결가×0.9	6,686	2,106	600	30,276	6,474	5,191	3,997	1,992
(C) KOSPI200 종목(만기일-평일)								
지정가 > 직전 예상체결가×1.1	423	-482	2,690	9,344	4,592	2,281	6,261	32,588
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.1	5,920	2,216	12,099	22,483	2,135	1,944	22,163	20,897
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.075	9,740	1,248	30,664	17,266	6,688	3,207	17,732	34,305
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.05	12,832	-4,961	41,626	14,517	13,714	3,652	19,901	23,024
< 지정가 ≤ 직전 예상체결가×1.025	21,217	11,011	16,844	17,980	16,736	5,469	16,337	25,320
시장가	20,497	3,437	21,214	11,774	27,272	-1,032	10,067	37,347
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.975	22,401	10,605	17,622	35,307	11,166	2,690	13,945	17,073
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.95	12,169	11,596	11,347	20,818	7,336	4,050	8,351	24,154
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.925	771	2,206	8,386	13,090	5,688	2,055	14,666	19,649
> 지정가 ≥ 직전 예상체결가×0.9	3,656	2,473	10,392	26,611	3,959	3,184	4,858	9,030
지정가 < 직전 예상체결가×0.9	2,697	2,762	7,228	24,072	1,891	1,706	969	8,146

선물·옵션 만기일의 주가조작 행위에 대한 실증분석

〈표 2〉 KOSPI200 주식의 만기일 종가 동시호가 주문의 분포(계속)

패널 B: 옵션만기일의 종가 주문의 분포

호가범위	매수				매도			
	호가량	개인	기관	외국인	호가량	개인	기관	외국인
(A) KOSPI200 종목(만기일)								
지정가 > 직전예상체결가×1.1	4,377	3,666	3,402	5,806	4,905	4,184	2,466	12,156
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.1	10,040	10,635	4,131	1,527	6,634	3,628	8,023	41,830
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.075	11,360	8,663	14,156	24,196	7,940	4,887	16,655	32,218
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.05	20,803	19,885	11,552	13,260	13,615	6,283	23,695	48,820
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.025	40,963	36,016	13,019	17,494	21,607	11,585	13,767	34,574
시장가	20,456	9,795	9,999	16,098	21,751	14,233	9,085	13,628
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.975	49,905	38,695	15,683	37,306	30,738	23,052	13,900	21,637
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.95	14,097	8,637	13,556	43,044	5,328	4,889	7,039	4,316
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.925	7,748	4,782	12,007	42,492	4,418	3,663	11,164	11,969
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.9	5,639	3,062	3,609	58,985	4,598	3,630	10,185	8,538
지정가 < 직전예상체결가×0.9	6,416	2,998	4,889	57,139	4,282	5,164	1,605	3,355
(B) KOSPI200 종목(평일)								
지정가 > 직전예상체결가×1.1	5,051	3,455	3,688	2,598	3,410	2,067	1,063	12,846
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.1	5,313	4,337	2,735	372	4,955	1,876	24	24,526
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.075	12,698	12,869	2,762	980	7,414	2,948	1,665	21,317
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.05	14,960	15,023	2,576	8,301	7,069	3,508	4,608	25,352
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.025	30,853	28,779	7,132	9,815	12,272	8,698	5,012	19,855
시장가	13,046	8,297	4,968	7,966	16,477	12,948	4,115	8,129
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.975	39,799	33,433	8,524	19,561	23,821	21,712	5,735	11,656
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.95	10,736	3,737	5,311	23,857	6,652	6,493	2,801	3,024
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.925	6,638	2,106	1,807	31,061	5,270	4,951	0	4,271
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.9	5,008	1,409	301	19,293	5,944	5,257	11,024	1,063
지정가 < 직전예상체결가×0.9	8,098	1,749	1,393	56,281	7,695	5,536	5,620	3,434
(C) KOSPI200 종목(만기일-평일)								
지정가 > 직전예상체결가×1.1	-674	212	-287	3,208	1,495	2,117	1,403	-691
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.1	4,727	6,298	1,396	1,155	1,679	1,752	7,999	17,304
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.075	-1,338	-4,206	11,394	23,216	526	1,939	14,990	10,901
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.05	5,842	4,862	8,976	4,959	6,546	2,775	19,088	23,468
<지정가 ≤ 직전예상체결가×1.025	10,110	7,238	5,887	7,679	9,335	2,887	8,756	14,720
시장가	7,410	1,499	5,031	8,132	5,274	1,285	4,970	5,499
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.975	10,106	5,262	7,159	17,745	6,917	1,340	8,164	9,982
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.95	3,361	4,900	8,245	19,186	-1,324	-1,605	4,238	1,291
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.925	1,110	2,676	10,200	11,431	-851	-1,289	11,164	7,698
>지정가 ≥ 직전예상체결가×0.9	631	1,653	3,308	39,691	-1,347	-1,627	-839	7,475
지정가 < 직전예상체결가×0.9	-1,682	1,250	3,495	858	-3,413	-372	-4,014	-79

패널 A는 선물과 옵션 동시만기일의 종가 주문의 분포를 보여주고 있다. 만기일 (A)를 평일 (B)와 비교하면 대부분 구간에서 만기일의 주문량이 평일보다 많음을 알 수 있다. 만기일과 평일의 주문량의 차이인 (C)를 보면 대부분 구간이 양(+)의 값이다. 차이에 대한 t-검정 결과가

유의한 구간의 숫자는 굵게 처리하여 보여주고 있다. (A)에서 만기일의 시장가 매수량의 평균은 33,548주, 매도량은 43,189주로, 평일의 13,051주, 15,917주에 비해서 2~3배 증가하였다.

하지만 본 연구에서 관심 두는 것은 증가 변동성을 증가시키는 주문들이다. 시장가는 기존의 예상체결가대로 매매를 하겠다는 주문이므로 증가 형성에 미치는 영향이 미미하다고 볼 수 있다. 반면에 예상체결가에서 멀리 벗어나는 가격대로 제출되는 지정가 주문들은 체결가를 움직이려는 의도가 많은 주문으로 이해할 수 있다. 특히 연계시세조종거래자라면 증가를 자신이 원하는 가격대에 형성될 수 있도록 주문을 낼 것이며, 가격이 더 많이 움직일수록 자신이 보유하고 있는 파생상품에서의 이익은 크게 증가한다. 따라서 연계시세조종자는 예상체결가보다 현저히 낮은 지정가 매도주문이나 현저히 높은 지정가 매수주문을 사용할 가능성이 크다. 예를 들어, 예상체결가보다 아주 낮은 구간대로 지정가 매도주문을 내는 투자자를 생각해 보자. 예상체결가에 매도할 수 있음에도 더 낮은 가격의 지정가로 매도주문을 내서 손해를 보고자하는 것은 합리적인 행동일 수 없다. 그럼에도 그런 주문들이 많은 이유가 무엇일까? 일반적으로 파생상품은 현물에 비해 레버리지가 크기 때문에 기초자산인 현물 가격이 파생상품에서 이익을 실현할 수 있는 구간으로 이동한다면 현물 포지션에서의 손해는 충분히 상쇄할 수 있는 것이다. 반대로 예상체결가보다 아주 높은 가격으로 매수하고자 하는 지정가 주문도 연계시세조종의 의도가 있는 것으로 해석할 수 있다.

(C)에서 직전 예상체결가보다 높은 가격의 매수주문이나 낮은 가격의 매도주문은 박스로 표시하였으며, 이들 중에서도 현저히 높은 가격의 매수주문과 현저히 낮은 가격의 매도주문을 유의할 필요가 있다. 매수주문에서 직전 예상체결가 대비 7.5% 이상의 가격대로 제출되는 주문이 만기일에 유의적으로 상승함을 알 수 있다. 특히 7.5%~10% 구간에서 평균 5,920주 주문량이 증가하였다. 투자자별로 구분하면, 만기일 주문증가량의 대부분이 기관이나 외국인에 의한 것임을 알 수 있다. 특히, 외국인 직전 예상체결가 대비 10% 이상인 가격대의 주문량도 평균 9,344주 증가하였으며 통계적으로도 유의하다. 평일에 비해만 만기일에 4배 정도 주문량이 증가하는 것이다.

매도주문에서는 직전 예상체결가 대비 -10% 이하의 가격대로 제출되는 주문이 만기일에 유의적으로 상승함을 알 수 있다. 투자자별로 구분하면 대부분이 기관이나 외국인에 의한 것이다. 특히, 외국인은 평일 1,992주에서 만기일 10,138주로(차이 8,146주) 거의 5배나 주문량이 증가하였다.

요약하면, 예상체결가보다 현저히 높은 매수주문이나 현저히 낮은 매도주문과 같은, 합리적 경제성이 결여된 극단적인 주문들이 만기일에 유의하게 증가하는 현상이 발견되었다. 투자자별로 구분하였을 때, 외국인 투자자들의 만기일의 주문량 증가가 가장 현저하였다.

패널 B의 옵션만기일에도 대부분의 구간에서 만기일에 평일에 비해 주문량이 증가하지만, 그 크기에 있어서는 동시만기일보다 작음을 발견할 수 있다. 매수주문에서 직전 예상체결가 대비 7.5% 이상의 가격대로 제출되는 주문의 증가는 통계적으로 유의하지 않다. 다만 투자자별로 보면, 7.5%~10% 구간에서 기관이 평균 6,298주, 10% 이상인 가격대에서 외국인이 평균 3,208주 증가하였다. 매도주문에서는 직전 예상체결가 대비 -7.5% 이하의 가격대로 제출되는 주문이 만기일에 오히려 감소하였다. 다만 투자자별로 구분하였을 때 외국인만이 -10%~-7.5% 가격대로 제출되는 주문이 평균 7,474주 증가하였다.

〈표 3〉 KOSPI200 선물과 옵션만기일의 미결제약정 수량

본 표는 2003년 1월부터 2005년 3월 동안 KOSPI200 선물과 옵션의 만기일 미결제약정 수량을 보여주고 있다. 표본기간동안 선물과 옵션의 동시만기일은 9번, 옵션만의 만기일은 18번 존재한다. 각 만기일에 만기가 되는 KOSPI200 선물과 옵션의 당일 미결제약정 수량을 계산한 후에 시계열의 요약통계량을 보고하였다. KOSPI200 옵션은 다양한 행사가격의 옵션의 미결제약정 수량을 하나로 합계하였다. 미결제약정수량을 개인, 기관, 외국인으로 구분한 후 계산한 요약통계량도 보고하였다.

패널 A: 선물과 옵션 동시만기일의 미결제약정 수량

	매수 포지션					매도 포지션				
	평균	표준편차	최솟값	중간값	최댓값	평균	표준편차	최솟값	중간값	최댓값
(A) 선물										
개인	5,808	2,402	3,170	4,877	9,713	4,425	1,944	2,236	3,494	7,008
기관	7,772	3,509	4,936	6,744	16,267	10,757	3,447	5,082	10,637	16,314
외국인	23,017	4,014	18,153	21,166	30,631	18,400	5,118	10,580	16,460	27,791
합계	36,597	4,525	29,124	36,809	43,721	33,582	4,878	28,353	33,699	41,176
(B) 콜옵션										
개인	344,105	103,146	209,111	325,769	489,684	106,061	65,918	11,870	117,122	190,724
기관	54,420	15,189	28,983	56,523	75,007	401,159	110,706	265,373	383,974	601,561
외국인	106,717	51,176	37,158	105,627	164,695	79,350	81,172	5,459	46,776	270,341
합계	505,242	125,252	297,986	487,680	667,964	586,571	198,368	371,025	526,196	852,817
(C) 풋옵션										
개인	235,534	83,525	142,291	213,660	386,563	79,356	34,868	36,608	74,517	132,610
기관	43,049	28,507	17,041	34,287	96,673	326,041	126,350	125,762	349,958	452,190
외국인	119,256	47,375	48,732	123,071	199,500	81,277	57,796	18,763	72,615	222,510
합계	397,839	105,636	266,052	379,593	540,935	486,674	125,770	327,249	482,989	654,754

패널 B: 옵션만기일

	매수 포지션					매도 포지션				
	평균	표준편차	최솟값	중간값	최댓값	평균	표준편차	최솟값	중간값	최댓값
(A) 콜옵션										
개인	256,326	128,234	106,904	238,894	625,945	87,757	55,332	15,190	76,893	240,581
기관	51,168	42,850	11,340	34,703	152,759	325,299	180,769	90,037	299,843	768,271
외국인	84,867	50,194	18,122	67,500	194,506	63,653	48,906	6,445	60,671	168,567
합계	392,360	190,778	199,512	332,303	937,200	476,710	250,173	124,646	418,344	1,034,602
(B) 풋옵션										
개인	252,729	78,885	69,882	261,063	362,160	89,348	46,126	13,356	97,587	152,061
기관	52,607	35,506	6,071	40,388	148,448	323,016	113,846	127,036	378,257	518,174
외국인	93,567	44,913	12,003	103,437	160,532	73,229	37,600	17,400	73,581	161,732
합계	398,903	135,218	115,517	411,399	577,057	485,594	156,371	204,232	534,462	675,722

〈표 3〉은 만기일의 미결제약정 수량을 보여주고 있다. 2003년 1월부터 2005년 3월 동안 KOSPI200 표본기간동안 선물과 옵션의 동시만기일은 9번, 옵션만의 만기일은 18번 존재한다. 각 만기일에 만기가 되는 KOSPI200 선물과 옵션의 당일 미결제약정 수량을 계산한 후에 시계열의 요약통계량을 보고하였다. KOSPI200 옵션의 경우는 다양한 행사가격 옵션들의 미결제약정

수량을 하나로 합하였다. 만기일 현물의 종가가 결정되면 해당일이 만기가 되는 선물이나 옵션은 청산하게 된다. 하지만, <표 3>을 보면 만기일 마감 전에 여전히 많은 수량의 계약이 미결제 약정수량으로 남아있다.

패널 A는 선물과 옵션 동시만기일에 선물과 옵션 미결제약정 수량의 평균값을 보여준다. 선물의 경우는 매수포지션(long position)에 3만 7천 계약 정도가 남아있으며 그 중에서도 외국인이 2만 3천 계약으로 가장 많은 부분을 차지하고 있다. 매도포지션(long position)도 평균 3만 4천 계약 정도가 남아있으며, 역시 외국인이 1만 8천 계약으로 가장 많다. 이는 <표 2>의 만기일 종가 주문분포에서 외국인들의 극단적인 주문이 유의하게 증가하는 현상과 어느 정도 관계있음을 짐작케 한다. 즉, 어떤 투자자가 만기일 선물 거래가 마감된 후에도 미결제 약정 수량을 가지고 있다면, 14:50~15:00까지 현물 종가가 형성되는 기간에 자신에게 유리하도록 종가 주문을 제출할 유인을 충분히 가질 수 있는 것이다. 이는 Kumar and Seppi(1992)의 모형과도 일치하는 해석이다.

콜옵션 매수포지션에서는 개인이 가장 많은 미결제약정 수량을 가지며, 매도포지션에서는 기관이 가장 많은 미결제약정 수량을 가진다. 외국인의 보유는 많지 않다. 풋옵션의 경우에도 동일하게 개인과 기관의 보유량이 많다. 패널 B의 옵션만기일의 콜옵션과 풋옵션의 미결제 약정수량도 개인이나 기관들에게 집중되어있다. 개인들의 콜옵션 매수포지션은 투기적인 목적과 관련이 깊은 반면, 기관들의 매도포지션은 헤징 목적과 연관된 것 같다. 기관들은 주식을 보유 하면서 가격하락을 대비하기 위해서 매도포지션을 통해 헤징하는 것이 일반적이기 때문이다.

5.2 계좌수준 분석: 만기일 연계시세조종 행위의 존재와 영향

앞에서는 만기일의 시장 전체의 미결제약정 수량의 분포와 종가 주문들의 가격대 분포를 살펴보았다. 만기일 마감까지 파생상품의 미결제약정 수량이 상당 부분 존재함을 보았다. 또한 만기일의 주식 종가 주문의 분포를 통해 예상세결가보다 현저히 높은 매수주문이나 현저히 낮은 매도주문과 같은, 합리적 경제성이 결여된 극단적인 주문들이 만기일에 유의하게 증가하는 현상이 발견되었다. 이는 만기일 연계시세조종행위의 존재 가능성을 짐작케 하는 결과지만 직접적인 증거는 아니다.

이 부분에서는 선물과 현물을 동시에 거래한 투자자들의 계좌 분석을 통하여 직접적인 증거를 찾고자 한다. 즉, 만기일 마감까지 자신의 포지션을 마감하지 않고 미결제약정 수량을 유지하고 있는 투자자들이 주식의 종가 동시호가 때 자신에게 이득이 되도록 종가가 형성되도록 주문 하는지를 검증한다. 이를 위해 3개 증권회사를 통해 동일 투자자에 의해 개설된 주식계좌와 선물계좌 총 11,183쌍을 확인할 수 있었다. 먼저 이들 계좌들의 만기일 거래활동 내역에 대해서 간단하게 살펴보고자 한다.

<표 4>는 위의 동일인에 의해 개설된 주식과 선물계좌의 만기일 거래의 요약통계량을 보여주고 있다. 패널 A는 주식계좌들이 만기일에 KOSPI200 주식에 대해 제출한 종가 주문의 분포를 보여주고 있다. 총 11,183계좌 중 실제 만기일에 종가주문을 제출한 주식계좌는 1,819개이다. 이들의 평균 주문 종목수는 3주, 표준편차는 6주이다. 3사분위(Q3)도 2주여서 주식계좌들이

아주 많은 종목들을 거래하지는 않음을 알 수 있다. 하지만, 최댓값은 138주에 이른다. 이는 프로그램매매 등을 통해서 동시에 여러 주식을 거래하는 계좌들이 소수 존재함을 의미한다. 종가 주문량도 평균이 13,548주이며 분포를 확인해 보면 대량의 주식을 주문한 소수의 계좌에 의해 영향 받았음을 알 수 있다. 대부분의 계좌들은 주문량이 많지 않다.

패널 B의 선물과 옵션 계좌들의 만기일 미결제약정 수량을 보여주고 있다. 각 계좌들에 대해 표본기간 만기일 동안의 총합을 계산하였으며, 이들의 횡단면 분포를 보고하였다. 선물 미결제약정수량의 매수(long)포지션의 평균은 52계약, 매도(short)포지션의 평균은 33로 매수포지션이 더 컸다. 콜과 풋옵션의 경우에는 선물과 반대로 매도포지션의 평균이 매수포지션보다 컸다. 하지만 만기일에 미결제약정 수량을 보유하고 있는 계좌 수는 매수포지션이 3배 정도로 더 많다.

〈표 4〉 표본 계좌들의 만기일 거래활동에 대한 요약통계량

본 표는 2003년 1월부터 2005년 3월 동안 동일 투자자에 의해 개설된 주식계좌와 선물계좌의 거래활동에 대한 요약통계량을 보여주고 있다. 계좌 자료는 3개 증권사에서 동일 투자자에 의해 개설된 주식계좌와 선물계좌 11,183쌍을 제공받았으며, 이들 계좌들이 만기일에 주식과 선물을 거래한 내역을 계산하였다. 종가 주문주식수는 주식계좌가 선물이나 옵션만기일에 종가 주문을 제출한 종목의 수를 의미한다. 종가 주문량은 주식계좌가 선물이나 옵션만기일에 종가 주문을 제출한 총 주문량의 합이다. 미결제약정 수량은 선물계좌가 표본기간 동안 선물이나 옵션만기일에 가진 미결제약정 수량의 합계를 의미한다. 본 표에서는 해당 요약통계량이 존재하는 계좌들만 보고하였다.

	계좌수	평균	표준편차	최솟값	Q1	중간값	Q3	최댓값
패널 A: 주식계좌								
종가 주문종목수	1,819	3	6	1	1	1	2	138
종가 주문량	1,819	13,548	127,039	2	200	950	3,660	3,335,000
패널 B: 선물계좌								
선물 미결제약정(long)	360	52	324	1	1	2	10	5,584
선물 미결제약정(short)	417	33	145	1	1	2	8	1,832
콜옵션 미결제약정(long)	2,214	286	1,538	1	10	43	165	45,284
콜옵션 미결제약정(short)	660	442	2,472	1	5	23	100	32,897
풋옵션 미결제약정(long)	2,251	275	1,652	1	10	35	150	53,190
풋옵션 미결제약정(short)	598	342	1,937	1	6	20	95	27,736

다음은 가설을 검증하기 위해 종속변수를 계산한 과정을 설명하고자 한다. 종속변수는 가설에 따라 2가지를 구하였다. 첫째는 각 주식계좌들의 종가주문의 직전 예상체결가대비 평균 거리이다. 이 변수는 다음과 같이 각 주식계좌에 대해 만기일마다 값을 구하였다.

$$DIST_{i,d} = \frac{\sum_{j=1}^{n_j} MV_j}{\sum_{j=1}^{n_j} MV_j} DIST_{i,d,j} \quad (3)$$

여기서, $DIST_{i,d}$ 는 투자자 i의 만기일 d의 주식종가 주문의 직전 예상체결가대비 평균 거리(distance)이며, 만기일 거래한 종목 j의 시장가치(MV)에 따라서 가치가중평균 되었다. 종목

j의 $DIST_{i,d,j}$ 는 다음과 같이 정의 되었다.

$$DIST_{i,d,j} = \sum_{t=1}^T \frac{OVOL_{j,t}}{\sum_{t=1}^T OVOL_{j,t}} (\ln(OPRC_{j,t}) - \ln(EXPPRC_{j,t-1})) \times 100 \quad (4)$$

위에 의하면 종목 j의 $DIST_{i,d,j}$ 는 주문가격($OPRC_{j,t}$)과 직전 예상체결가($EXPPRC_{j,t-1}$)의 차이를 주문량($OVOL_{j,t}$)에 따라서 가치가중평균한 값이다. 즉, 투자자 i가 주문한 가격이 직전 예상체결가에 비해서 얼마나 거래가 먼지를 측정해 준다.

두 번째는 각 주식계좌들의 증가주문이 예상체결가를 얼마나 움직였는지를 측정하는 가격충격 변수이다. 이 변수도 동일하게 각 주식계좌에 대해 만기일마다 값을 구하였다.

$$PRM_{i,d} = \sum_{j=1}^{n_j} \frac{MV_j}{\sum_{j=1}^{n_j} MV_j} PRM_{i,d,j} \quad (5)$$

여기서, $PRM_{i,d}$ 는 투자자 i의 만기일 d의 주식종가 주문의 평균 가격충격(price impact)이며, 만기일 거래한 종목 j의 시장가치(MV)에 따라서 가치가중평균되었다. 종목 j의 $PRM_{i,d,j}$ 는 다음과 같이 정의 되었다.

$$PRM_{i,d,j} = \sum_{t=1}^T \frac{OVOL_{j,t}}{\sum_{t=1}^T OVOL_{j,t}} (\ln(EXPPRC_{j,t}) - \ln(EXPPRC_{j,t-1})) \times 100 \quad (6)$$

위에 의하면 종목 j의 $PRM_{i,d,j}$ 는 주문의 예상체결가($EXPPRC_{j,t}$)와 직전 예상체결가($EXPPRC_{j,t-1}$)의 차이를 주문량($OVOL_{j,t}$)에 따라서 가치가중평균한 값이다. 즉, 투자자 i의 주문에 의해서 예상체결가가 직전에 비해 얼마나 영향을 받았는지를 측정한다.

<표 5>는 이들의 분포에 대해서 보고하고 있다. 패널 A의 선물과 옵션 동시만기일에 투자자들의 증가 주문의 직전예상체결가 대비 거리($DIST_{i,d}$)의 평균값은 -1.16%이며 표준편차는 6.93%이다. 분포를 보면 중간값이 0이며, 최솟값, 최댓값이 각각 -19.91%, 29.94%로 그 사이에서 상당히 균등하게 분포되어 있어 회귀분석의 종속변수로 사용하기에 적합하다고 판단된다. 가격충격($PRM_{i,d}$)의 평균값은 0.02%, 표준편차는 0.39이다. 분포를 보면 Q1, 중간값, Q2가 더 0으로서 값들이 균등하게 분포되어 있지는 않다. 패널 B의 옵션만기일의 증가 주문의 직전예상체결가 대비 거리나 가격충격 모두 동시만기일과 비슷한 분포를 지니나 그 크기에 있어서는 작음을 볼 수 있다.

다음은 회귀분석을 통하여 본격적으로 가설을 검증하였다. 식 (1)과 식 (2)의 회귀분석식을 시행하였다. 패널 A는 식 (1)의 투자자들의 미결약정 수량(OI)이 증가 주문의 직전예상체결가 대비 거리(DIST)에 미치는 영향에 대해 보고하고 있다. 선물과 옵션 동시만기일에는 선물과 옵션 모두에서 미결약정 수량이 존재하며, 옵션만기일에는 옵션의 미결제약정 수량만 존재한다. 미결제약정 수량은 매수포지션을 가지는 경우 양(+)의 값으로, 매도포지션을 가지는 경우는

-1을 곱하여 음(-)의 값으로 정의하였다. 옵션포지션은 행사가격에 관계없이 한 종목으로 취급하여 합계하였다.

<표 5> 표본 계좌들의 만기일 종가 주문의 분포 및 가격충격

선물과 옵션만기일에 주식 종가 주문의 분포는 지정가 주문가격과 직전 예상체결가와와의 거리로 측정하였으며, 각 주문의 거리(DIST)는 주문가격과 직전 예상체결가의 로그 차분으로 계산하였다. 주문의 가격충격(PRIM)은 주문으로 인하여 결과적으로 예상체결가가 얼마나 변동하였는지에 대한 개념이며, 주문 후 예상체결가와 주문 직전 예상체결가의 로그 차분을 사용하였다. 각 계좌에 대해서 다음과 같이 각 만기일의 변수를 구하였다. 먼저 계좌가 만기일 종가에 주문한 종목에 대해서 해당 만기일의 주문들을 주문주식수를 기준으로 가치가중평균 하였으며, 그 후 종목의 시가총액을 기준으로 다시 한번 가치가중 평균하여 각 계좌의 변수를 구하였다. 결과적으로 만기일에 종가 주문 활동이 존재하는 계좌-만기일의 관측치를 얻을 수 있었다. 그 후 본 표는 이 변수들의 분포를 보고하였다.

	관측수	평균	표준편차	최솟값	Q1	중간값	Q3	최댓값
패널 A: 선물과 옵션 동시만기일								
직전예상체결가 대비 거리(DIST)(%)	1,548	-1.16	6.93	-29.91	-2.49	0.00	0.90	29.94
가격충격(PRIM)(%)	1,548	0.02	0.39	-2.64	0.00	0.00	0.00	7.62
패널 B: 옵션만기일								
직전예상체결가 대비 거리(DIST)(%)	2,214	-0.78	6.26	-24.05	-1.35	0.00	0.89	21.32
가격충격(PRIM)(%)	2,214	0.00	0.34	-14.45	0.00	0.00	0.00	2.36

<표 6>의 패널 A는 종가 주문의 직전예상체결가 대비 거리에 대한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 주목할 결과는 선물 미결제약정 수량의 회귀계수가 0.040(t-값 = 3.35)으로 양(+)의 값을 가지며 통계적으로 유의하다는 것이다. 이는 만기일 미결제약정 수량이 매수포지션을 크게 가지고 있는 투자자일수록 직전예상체결가 대비 높은 가격의 주문을 제출함을 의미한다. 반대로 매도포지션을 크게 가지고 있는 투자자일수록 직전예상체결가 대비 낮은 가격의 주문을 제출한다는 것이다. 이는 Kumar and Seppi(1992)가 예측한 연계시세조종의 모형과 일치하는 결과이다. 콜옵션과 풋옵션의 미결제약정 수량은 유의한 회귀계수를 갖지 못한다. 선물 미결제약정수량은 옵션 미결제약정 수량 변수가 추가되었을 경우에도 여전히 통계적으로 유의하다(회귀계수 0.034, t-값 = 2.54). 이는 만기일의 선물 미결제약정 수량에 따라서 투자자들의 현물 종가 시세조종 행위가 존재함을 의미하며 가설 1을 지지하는 결과이다.

패널 B는 투자자들의 주문행위가 예상체결가격을 유의적으로 움직이는지 시세조종행위의 사후적 영향력을 검증한다. 동시만기일에 선물과 콜옵션의 미결제약정 수량이 가격충격과 양(+)의 관계를 가지지만 통계적으로 유의하지는 않다. 반면 풋옵션은 회귀계수가 -1.656이며 통계적으로 유의하다. 이는 풋옵션을 많이 보유한 투자자일수록 종가의 예상체결가격의 낮추는 가격충격을 주는 주문을 제출하였음을 의미한다. 옵션만기일의 결과는 모든 변수가 유의성을 가지지 않는다. 이는 투자자들이 만기일의 연계시세조종이 실제 유효하게 종가 형성에 영향을 준다는 가설 2를 지지하기에는 부족한 결과이다.

〈표 6〉 만기일 주식의 종가주문과 미결제약정 수량의 관계에 대한 회귀분석

본 표는 만기일에 계좌들의 선물이나 옵션 미결제약정 수량이 주식의 종가주문과 어떤 관계를 가지는지 회귀분석한 결과를 보여주고 있다. 독립변수는 각 계좌들의 만기일의 미결제약정 수량(OI)이다. 선물과 옵션에서 매수포지션을 가지는 경우 양(+)의 값으로, 매도포지션을 가지는 경우는 -1을 곱하여 음(-)의 값으로 정의하였다. 각 계좌의 옵션포지션은 행사가격에 관계없이 한 종목으로 취급하여 합계하였다. 종속변수는 각 계좌들의 만기일 주식 종가주문 변수를 사용하였다. 직전 예상체결가 대비 거리(DIST)는 주문가격과 직전 예상체결가의 로그 차분값이다. 주문의 가격충격(PRIM)은 주문 후 예상체결가와 주문 직전 예상체결가의 로그 차분값을 사용하였다. 먼저 계좌가 만기일 종가에 주문한 종목에 대해서 해당 만기일의 주문들을 주문주식수를 기준으로 가치가중평균 하였으며, 그 후 종목의 시가총액을 기준으로 다시 한 번 가치가중 평균하여 각 계좌의 종속변수를 구하였다. 통제변수로 각 계좌의 표본기간 만기일의 종가 주문량에 로그값을 취한 값을 사용하였다. 가격충격의 회귀계수는 1,000을 곱한 수치를 보고하였다. 괄호 안은 t-값을 표시한다.

	선물 미결제 수량	콜옵션 미결제 수량	풋옵션 미결제 수량	종가 주문량	R ²
패널 A: 종가 주문의 직전예상체결가 대비 거리(DIST)와 미결제약정 수량(OI)					
(A) 선물과 옵션 동시만기일	0.035 (2.54)			-0.115 (-0.46)	0.069
		-0.006 (-0.77)		-0.143 (-0.56)	0.009
			0.050 (1.30)	-0.132 (-0.52)	0.021
	0.034 (2.54)	-0.009 (-1.17)	0.059 (1.53)	-0.144 (-0.59)	0.100
(B) 옵션만기일		-0.001 (-0.21)		-0.077 (-0.28)	0.001
			0.001 (0.05)	-0.071 (-0.26)	0.001
		-0.001 (-0.20)	0.001 (0.06)	-0.078 (-0.28)	0.001
패널 B: 종가 주문의 가격충격(PRIM)과 미결제약정 수량(OI)					
(A) 선물과 옵션 동시만기일	0.024 (0.09)			-1.254 (-0.25)	0.001
		0.140 (0.93)		-0.878 (-0.17)	0.010
			-1.656 (-2.20)	-1.106 (-0.22)	0.052
	0.032 (0.12)	0.230 (1.52)	-1.937 (-2.50)	-0.437 (-0.09)	0.076
(B) 옵션만기일		-0.034 (-0.17)		-6.923 (-0.89)	0.010
			-0.608 (-1.43)	-6.306 (-0.82)	0.034
		-0.030 (-0.16)	-0.607 (-1.42)	-6.443 (-0.83)	0.034

지금까지는 선물포지션과 종가 주문 사이에 유의적인 양(+)의 관계가 있음을 확인하였다. 이는 특히 선물과 옵션 동시만기일에 강하게 나타났다. 앞으로는 선물과 옵션 동시만기일을 중심으로 추가조작의 적극성에 영향을 주는 다양한 요소들을 검증해 보고자 한다. 연구설계 부분에서 언급한 것처럼 거래자의 특성에 대해서는 <표 7>에서, 주식 종목 특성에 대해서는 <표 8>에서 하위표본을 통해 검증하였다.

<표 7> 회귀분석 결과: 거래자 특성에 따른 하위표본

본 표는 선물과 옵션 동시만기일에 계좌들의 선물이나 옵션 미결제약정 수량이 주식의 종가주문과 어떤 관계를 가지는지 회귀분석한 결과를 보여주고 있다. 거래자의 특성에 따라서 표본을 분리하였다. 거래자의 부는 거래자가 표본기간 동안 보유한 미결제약정 수량의 총합에 따라서 두 그룹으로 구분하였다. 거래자의 만기일 적극성은 거래자의 전날 대비 만기일의 미결제약정 수량 증가량에 따라서 두 그룹으로 구분하였다. 독립변수는 각 계좌들의 만기일의 미결제약정 수량(OI)이다. 선물과 옵션에서 매수포지션을 가지는 경우 양(+)의 값으로, 매도포지션을 가지는 경우는 -1을 곱하여 음(-)의 값으로 정의하였다. 각 계좌의 옵션 포지션은 행사가격에 관계없이 한 종목으로 취급하여 합계하였다. 종속변수는 각 계좌들의 만기일 주식 종가주문 변수를 사용하였다. 직전 예상체결가 대비 거리(DIST)는 주문가격과 직전 예상체결가의 로그 차분값이다. 주문의 가격충격(PRIM)은 주문 후 예상체결가와 주문 직전 예상체결가의 로그 차분값을 사용하였다. 먼저 계좌가 만기일 종가에 주문한 종목에 대해서 해당 만기일의 주문들을 주문주식수를 기준으로 가치가중평균하였으며, 그 후 종목의 시가총액을 기준으로 다시 한 번 가치가중 평균하여 각 계좌의 종속변수를 구하였다. 통제변수로 각 계좌의 표본기간 만기일의 종가 주문량에 로그값을 취한 값을 사용하였다. 가격충격의 회귀계수는 1,000을 곱한 수치를 보고하였다. 괄호 안은 t-값을 표시한다.

패널 A: 종가 주문의 직전예상체결가 대비 거리(DIST)와 미결제약정 수량(OI)

	선물 미결제 수량	콜옵션 미결제 수량	풋옵션 미결제 수량	OVOL	R2
(A) 거래자의 부					
Low	0.033 (0.20)	-0.018 (-0.42)	0.129 (1.87)	-0.033 (-0.10)	0.092
High	0.032 (2.12)	-0.004 (-0.45)	0.037 (0.76)	-0.031 (-0.10)	0.107
(B) 거래자의 만기일 적극성					
Low	0.130 (0.61)	0.002 (0.22)	0.058 (1.68)	-0.205 (-0.82)	0.057
High	0.036 (1.90)	-0.012 (-0.70)	0.044 (0.37)	0.006 (0.01)	0.177

패널 B: 종가 주문의 가격충격(PRIM)과 미결제약정 수량(OI)

	선물 미결제 수량	콜옵션 미결제 수량	풋옵션 미결제 수량	종가 주문량	R ²
(A) 거래자의 부					
Low	-1.230 (-0.31)	-0.132 (-0.13)	0.549 (0.33)	12.658 (1.57)	0.068
High	0.047 (0.17)	0.190 (1.22)	-2.544 (-2.86)	-0.100 (-0.02)	0.165
(B) 거래자의 만기일 적극성					
Low	0.012 (0.00)	0.018 (0.08)	-0.062 (-0.07)	4.542 (0.74)	0.010
High	0.053 (0.29)	0.206 (1.22)	-9.050 (-7.75)	0.395 (0.09)	0.757

<표 7>은 거래자의 특성에 따라서 표본을 분리하였다. 거래자의 부(wealth)는 거래자가 표본기간 동안 보유한 일별 미결제약정 수량의 합계를 기준으로 두 그룹으로 구분하였다. 거래자의 만기일 적극성은 해당 거래자의 만기일의 미결제약정 수량 전날 대비 증가량으로 측정하였으며 이에 따라 두 그룹으로 구분하였다. 이는 만기일에 갑자기 미결제약정 수량을 늘린 거래자일수록 더 적극적으로 추가조작 주문을 낼 가능성이 크다고 보았다.

패널 A는 거래자의 부가 높은(High) 그룹에서 선물 미결제약정 수량의 회귀계수가 0.032(t -값 = 2.12)로 통계적으로 유의성을 보여주고 있다. 낮은 그룹(Low)도 회귀계수가 0.033으로 비슷한 크기이지만 통계적 유의성이 없다. 거래자의 만기일 적극성이 높은 그룹(High)에서 회귀계수가 0.036(t -값 = 1.90)로 통계적으로 유의하였다. 이는 거래량이 큰 거래자, 만기일 적극성이 큰 거래자일수록 선물 포지션과 종가 주문의 관계가 유의함을 의미한다. 콜옵션과 풋옵션의 미결제약정 수량은 유의한 회귀계수를 갖지 못한다.

패널 B는 선물과 콜옵션의 미결제약정 수량이 가격충격과 통계적 유의성을 가지지 못하며, 오직 풋옵션만 통계적으로 유의하다. 풋옵션은 음(-) 회귀계수는 거래자의 부가 높은 그룹(High)와 만기일 적극성이 높은 그룹(High)에서 발견된다. 이는 풋옵션을 많이 보유한 투자자일수록 또는 만기일에 보유량을 증가시킨 거래자일수록, 종가의 예상체결가격을 낮추는 가격충격을 주었음을 의미한다.

<표 8>은 종속변수인 주식의 특성에 따라서 표본을 분리하였다. 주식 정보비대칭은 Brennan and Subrahmanyam(1996)이 제안한 정보비대칭 측정치를 사용하여 두 그룹으로 구분하였으며, 측정치가 클수록 정보비대칭이 강함을 의미한다. 주식 스프레드율은 표본기간 동안 해당 주식의 일별 스프레드율 시계열 평균값을 사용하여 두 그룹으로 구분하였으며, 스프레드율이 낮을수록 유동성이 높은 주식임을 의미한다.

패널 A는 정보비대칭이 큰 종목에서 선물미결제수량의 회귀계수가 0.051(t -값 = 6.33)로 더 크며 유의미하다. 이는 정보비대칭 정도가 클수록 추가조작자가 자신의 주문을 숨길 수 있는 가능성이 커지기 때문에 더 적극적으로 추가 조작할 수 있기 때문으로 해석된다. 스프레드율은 회귀계수는 둘 다 High 0.036, Low 0.039로 비슷하지만, 스프레드율이 작은 주식에서 유의성이 발견된다. 이는 Kumar and Seppi(1992) 예측과 일치하는 것으로 유동성이 클수록 더 큰 이익을 얻을 수 있기 때문에 추가조작의 의도도 더 강함을 시사한다.

패널 B는 선물과 콜옵션의 미결제약정 수량이 가격충격과 통계적 유의성을 가지지 못하며, 오직 풋옵션만 통계적으로 유의하다. 풋옵션은 음(-) 회귀계수의 유의성은 정보비대칭이 낮은 주식(Low)과 스프레드율이 큰 주식(High)에서 발견된다.

<표 9>는 동일한 회귀분석을 시행하되 종속변수를 계산할 때 프로그램매매 주문은 제외하고 변수를 계산하였다. 만기일 종가에 제출되는 프로그램매매 주문의 경우는 차익거래와 연관되어 있는 거래여서 시세조종의 의도를 포함하고 있다고 보기 어려울 수 있기 때문이다. 차익거래란 동일한 자산에 대한 가격이 시장에서 서로 다를 때 높은 가격 자산을 팔고(또는 공매도하고) 낮은 가격 자산을 매입하는 거래를 통하여서 위험없이 이익을 얻는 거래를 의미한다. 보통 차익거래자들은 선물의 가격요류를 이용하여 차익거래를 설정하며 만기일에 이를 청산함으로써

〈표 8〉 회귀분석 결과: 주식의 특성에 따른 하위표본

본 표는 선물과 옵션 동시만기일에 계좌들의 선물이나 옵션 미결제약정 수량이 주식의 종가주문과 어떤 관계를 가지는지 회귀분석한 결과를 보여주고 있다. 종속변수인 주식의 특성에 따라서 표본을 분리하였다. 주식 정보비대칭은 Brennan and Subrahmanyam(1996)이 제안한 Glosten and Harris(1988) 모형의 정보비대칭 위험치를 사용하여 두 그룹으로 구분하였다. 측정치가 클수록 정보비대칭이 강함을 의미한다. 주식 스프레드율은 표본기간 동안 해당 주식의 일별 스프레드율(최우선매도호가와 최우선매수호가의 차이를 두 값의 평균으로 나눈 비율) 시계열 평균값을 사용하여 두 그룹으로 구분하였다. 스프레드율이 낮을수록 유동성이 높은 주식임을 의미한다. 독립변수는 각 계좌들의 만기일의 미결제약정 수량(OI)이다. 선물과 옵션에서 매수포지션을 가지는 경우 양(+)의 값으로, 매도포지션을 가지는 경우는 -1을 곱하여 음(-)의 값으로 정의하였다. 각 계좌의 옵션포지션은 행사가격에 관계없이 한 종목으로 취급하여 합계하였다. 종속변수는 각 계좌들의 만기일 주식 종가주문 변수를 사용하였다. 직전 예상체결가 대비 거리(DIST)는 주문가격과 직전 예상체결가의 로그 차분값이다. 주문의 가격충격(PRIM)은 주문 후 예상체결가와 주문 직전 예상체결가의 로그 차분값을 사용하였다. 먼저 계좌가 만기일 종가에 주문한 종목에 대해서 해당 만기일의 주문들을 주문주식수를 기준으로 가치가중평균하였으며, 그 후 종목의 시가총액을 기준으로 다시 한 번 가치가중 평균하여 각 계좌의 종속변수를 구하였다. 통제변수로 각 계좌의 표본기간 만기일의 종가 주문량에 로그값을 취한 값을 사용하였다. 가격충격의 회귀계수는 1,000을 곱한 수치를 보고하였다. 괄호 안은 t-값을 표시한다.

패널 A: 종가 주문의 직전예상체결가 대비 거리(DIST)와 미결제약정 수량(OI)

	선물 미결제 수량	콜옵션 미결제 수량	풋옵션 미결제 수량	OVOL	R ²
(A) 주식 정보비대칭					
Low	0.032 (1.74)	-0.009 (-0.72)	0.068 (1.36)	-0.187 (-0.62)	0.086
High	0.051 (6.34)	-0.002 (-0.56)	0.061 (1.91)	-0.014 (-0.08)	0.614
(B) 주식 스프레드율					
Low	0.036 (2.61)	-0.005 (-0.67)	0.073 (1.69)	-0.010 (-0.04)	0.125
High	0.039 (1.62)	-0.002 (-0.09)	0.023 (0.29)	0.163 (0.31)	0.129

패널 B: 종가 주문의 가격충격(PRIM)과 미결제약정 수량(OI)

	선물 미결제 수량	콜옵션 미결제 수량	풋옵션 미결제 수량	종가 주문량	R ²
(A) 주식 정보비대칭					
Low	0.037 (0.10)	0.059 (0.24)	-2.141 (-2.14)	3.185 (0.53)	0.073
High	0.035 (0.15)	0.156 (1.21)	-0.667 (-0.69)	-2.235 (-0.42)	0.075
(B) 주식 스프레드율					
Low	0.010 (0.04)	0.064 (0.46)	-0.129 (-0.17)	3.426 (0.78)	0.011
High	0.521 (1.04)	2.236 (4.43)	-6.780 (-4.06)	1.922 (0.17)	0.626

차익거래의 이익을 획득하게 된다. 따라서 차익거래자들이 만기일에 미결제약정 수량이 있고 현물을 증가로 거래하는 것은 연계시세조종의 동기에 의한 거래가 아니다. 이전 분석에는 이런 차익거래 물량이 포함되기 때문에 이에 근거하여 프로그램매매 주문을 제거하고 종속변수를 다시 계산하였다.

<표 9>의 결과는 앞과 크게 다르지 않다. 패널 A에서 선물 미결제약정 수량의 회귀계수가 0.035(t -값 = 2.49)로 양(+)의 값을 가지며 통계적으로 유의하다. 옵션 미결제약정 수량과 옵션 만기일의 결과는 역시 유의성이 발견되지 않는다. 이는 Kumar and Seppi(1992)의 연계시세조종의 모형과 일치한다. 패널 B에서는 주문들이 종가가격의 형성에 유의하게 영향을 주지는 않음을 동일하게 확인하였다.

<표 9> 회귀분석 결과: 지수차익거래 제외

본 표는 만기일에 계좌들의 선물이나 옵션 미결제약정 수량이 주식의 종가주문과 어떤 관계를 가지는지 회귀분석한 결과를 보여주고 있다. 독립변수는 각 계좌들의 만기일의 미결제약정 수량(OI)이다. 선물과 옵션에서 매수포지션을 가지는 경우 양(+)의 값으로, 매도포지션을 가지는 경우는 -1을 곱하여 음(-)의 값으로 정의하였다. 각 계좌의 옵션포지션은 행사가격에 관계없이 한 종목으로 취급하여 합계하였다. 종속변수는 각 계좌들의 만기일 주식 종가주문 변수를 사용하되, 변수 계산에서 자수차익거래로 표시된 종가주문은 제외하였다. 직전 예상체결가 대비 거리(DIST)는 주문가격과 직전 예상체결가의 로그 차분값이다. 주문의 가격충격(PRIM)은 주문 후 예상체결가와 주문 직전 예상체결가의 로그 차분값을 사용하였다. 먼저 계좌가 만기일 종가에 주문한 종목에 대해서 해당 만기일의 주문들을 주문주식수를 기준으로 가치가중평균하였으며, 그 후 종목의 시가총액을 기준으로 다시 한 번 가치가중 평균하여 각 계좌의 종속변수를 구하였다. 통제변수로 각 계좌의 표본기간 만기일의 종가 주문량에 로그값을 취한 값을 사용하였다. 가격충격의 회귀계수는 1,000을 곱한 수치를 보고하였다. 괄호 안은 t -값을 표시한다.

패널 A: 종가 주문의 직전예상체결가 대비 거리(DIST)와 미결제약정 수량(OI)

	선물 미결제 수량	콜옵션 미결제 수량	풋옵션 미결제 수량	종가 주문량	R ²
(A) 선물과 옵션 동시만기일					
	0.032 (2.36)			-0.046 (-0.19)	0.059
		-0.005 (-0.63)		-0.065 (-0.26)	0.005
			0.050 (1.33)	-0.058 (-0.23)	0.020
	0.032 (2.36)	-0.008 (-1.03)	0.058 (1.52)	-0.072 (-0.30)	0.088
(B) 옵션만기일					
		-0.016 (-1.54)		0.226 (0.83)	0.037
			-0.001 (-0.07)	0.230 (0.84)	0.009
		-0.016 (-1.53)	-0.001 (-0.06)	0.227 (0.83)	0.038

〈표 9〉 회귀분석 결과: 지수차익거래 제외(계속)

패널 B: 종가 주문의 가격충격(PRIM)과 미결제약정 수량(OI)

	선물 미결제 수량	콜옵션 미결제 수량	풋옵션 미결제 수량	종가 주문량	R ²
(A) 선물과 옵션 동시만기일					
	0.021 (0.08)			-1.844 (-0.37)	0.002
		0.085 (0.58)		-1.621 (-0.33)	0.005
			-1.616 (-2.18)	-1.688 (-0.35)	0.052
	0.029 (0.11)	0.170 (1.13)	-1.823 (-2.38)	-1.208 (-0.25)	0.065
(B) 옵션만기일					
		-0.161 (-0.33)		-2.551 (-0.20)	0.002
			-1.247 (-1.91)	-1.332 (-0.11)	0.045
		-0.155 (-0.33)	-1.246 (-1.90)	-1.369 (-0.11)	0.046

요약하면, 선물만기일과 선물 미결제약정 수량에서 연계시세조종과 동일한 현상이 투자자들의 주문행태에서 발견된다. 하지만 옵션 미결제약정 수량에서는 유의한 결과가 발견되지 않는다. 이는 만기일 선물 미결제 수량과 현물 종가와의 이익관계가 명료하기 때문인 것으로 생각된다. 옵션은 더 복잡하고 다양한 요인들이 작용하기 때문에 명확한 관계가 발견되지 않는 것으로 사료된다. 하지만, Kumar and Seppi(1992)의 모형이 본래 선물거래에서의 연계시세조종에 관한 것임을 생각하면 본 연구의 실증분석 결과들이 이들 모형을 지지하기에는 부족함이 없다고 판단된다.

5.3 정책적 시사점

계좌수준의 분석 결과, 만기일 미결제약정 수량을 가진 투자자들이 자신의 이익을 증가시키기 위해서 결제가격으로 사용될 주식 종가를 조작하려는 시도들이 존재함을 발견하였다. 즉, 선물의 미결제약정 수량 매수포지션이 클수록 투자자는 종가가 더 높게 형성되도록 직전 예상체결가 대비 더 높은 가격의 지정가 주문을 제출하였다.

하지만, 투자자들의 연계시세조종 행태로 인하여서 실제로 예상체결가격을 움직인 것에 대한 유의미한 증거를 발견하지 못하였다. 즉, 만기일에 연계시세조종행위가 존재하지만, 이들이 유효하게 종가시세를 조종하고 있다고 보기는 어렵다. 이는 만기일의 한국주식시장이 연계시세조종자들에게 휘둘릴 정도는 아니며, 충분히 이들의 영향력을 흡수할 수 있을 정도로 유동성이 풍부하며 효율적임을 의미하기도 한다.

주가조작과 가격 효율성에 대한 Aggarwal and Wu(2006)의 연구는 주가조작이 가격의 효율성은 떨어뜨리고 변동성은 증가시켜서 시장의 질을 저하시킴을 보여준다. 주가조작을 통한 가격 왜곡이 차익거래자들의 활동을 방해하기 때문에 그 결과 시장효율성이 떨어지게 된다는 것이 주요 논리이다. 이는 주가조작 규제에 대한 당위성을 제공해 주기도 한다. 반대로 유동성이 풍부하고 가격효율성이 높은 시장에서는 주가조작이 어려워진다. 주가조작으로 가격을 왜곡시키는 행위 자체가 비용이 많이 들기 때문이다. 이런 점들을 고려하면 주가조작의 실효성과 시장효율성은 서로 역의 관계임을 알 수 있다.

또 하나 논하고 싶은 점은 본 연구의 결과가 한국에서 2010년 11월 11일 발생한 ‘옵션쇼크’ 사태와 어떻게 양립될 수 있을지 이다. 당시 옵션만기일에 KOSPI200의 종가는 직전 가격에 비해 2.79% 하락하여 마감되면서 시장에 엄청난 혼란을 야기하였다. 2.79%의 하락률은 <표 1>에서 보여주는 선물(옵션)만기일의 종가 변동성의 평균인 1.19%(0.72%)보다도 2배 이상 큰 수치이다. 이는 결국 규모의 문제, 즉 대규모의 매도 물량이 문제라고 생각된다. 당시 도이치은행은 지수차익거래를 위해 보유하고 있던 KOSPI200 구성 199개 종목 2.44조 원 어치를 종가에 매도하였던 것이다. 이는 한국 시장이 흡수할 수 있는 한계치를 뛰어 넘는 것이다. 본 연구의 표본기간에서 제출된 만기일 주문들은 시장이 충분히 감당할 수 있는 일반적인 규모의 물량이었기 때문에 종가 변동성이 그리 크지 않았던 것이다.

하지만 2010년 11월 11일의 옵션쇼크와 같은 사태가 한국에서 다시 일어나지 않으리라는 보장은 없다. 실증분석 결과는 선물·옵션 미결제약정 수량을 가진 투자자들의 만기일 주식 종가에 대한 주가조작을 시도하고 있음을 알려주고 있다. 2010년의 옵션쇼크 사태와 같이 명시적으로 드러나고 있지 않을 뿐이지, 이런 연계시세조종 행위가 존재한다면 언제든지 동일한 사건이 재현될 수 있는 가능성은 존재하는 것이다.

결과적으로 이를 방지하기 위한 근본적인 제도 보완이 이루어져야 할 것이다. 실증분석을 통해 확인된 가장 명확한 사실은 선물·옵션만기일 거래 마감 후에 결제에 사용되는 현물 종가가 결정되는 현재의 시스템은 주가조작에 노출될 수밖에 없다는 것이다. 이런 유인을 제거할 수 있는 몇 가지 방안을 생각할 수 있다. 첫째, 선물·옵션의 결제가격을 변경하는 것이다. 결제가격으로 종가 단일가를 사용하는 것은 주가조작에 노출될 위험이 크기 때문에 평균가 등을 사용하는 것도 한 방법이 될 수 있다. 현행 제도 하에서 주가조작자는 만기일 종가라는 한 가격에만 영향주면 되기 때문에 주가조작이 상대적으로 쉽다. 하지만, 결제가격이 평균가로 변경된다면 평균가 계산에 사용되는 모든 가격을 조작하기는 쉽지 않을 것이다. 이런 이유들로 독일, 프랑스, 홍콩, 싱가포르, 대만 등에서는 5분 간격의 평균가 또는 30분 단순평균가를 결제가격으로 사용하고 있다.

둘째, 선물거래 마감과 결제가격 결정 사이에 존재하는 10분의 시차를 조정하는 제도 개선이다. 예를 들면, 미국 시카고상업거래소(CME)는 S&P 관련 파생상품의 결제가격을 1987년 6월 2부터 변경하였다. 이전에는 결제일의 3번째 금요일 거래종료 후 당일 종가를 사용하였는데, 이를 세 번째 목요일 거래종료 후 다음 날인 금요일 시초가로 결제하는 방식으로 변경하였다. 이는

급격한 변동성을 보이는 시간대의 가격을 결제가격으로 사용하는 것을 피하기 위한 것이다. 또한 시장참여자들에게 상당한 시간을 제공함으로써 급격한 가격변화를 방지하고자 하는 취지도 있다.

한국의 금융위원회는 2011년 1월 11일 옵션사태 이후의 제도개선 방안을 발표하였다. 하지만 여기에는 결제가격의 변경까지는 포함되지 않았다. 파생상품 보유와 관련하여 미결제약정 수량 포지션 제한을 강화하고 대량보유보고 제도를 도입하였는데, 이는 만기일의 대규모 미결제약정 수량을 감시하겠다는 의미이다. 주식 시장에서도 만기일 종가에 대한 시장충격을 완화하기 위해서 임의종료제도와 프로그램매매 사전신고 제도를 개선하였다. 이는 결제가격의 변경이라는 급격한 제도 변화까지 가기 보다는, 최소한의 제도 변화를 추구하는 재발방지책을 마련한 것이라 생각된다. 하지만 현재의 시장 구조 안에 주가조작의 유인이 그대로 존재한다는 점에서는 아쉬움이 남는다. 금융위원회에 의해 개선된 제도들이 만기일 주가조작을 효과적으로 방지할 수 있는지에 대한 연구도 향후 더 진행되어야 할 것이다.⁵⁾

6. 결론

본 논문은 만기일 효과의 원인 중 하나로 지목되는 주가조작에 대해 살펴보았다. 특히 만기일 연계시세조종에 관한 Kumar and Seppi(1992)의 모형을 직접 검증하였다. Kumar and Seppi (1992)는 최대이익을 추구하는 균형상태에서 선물에서 매수(매도)포지션을 가지고 있는 조작자는 현물을 매수(매도)함으로써 현물가격을 높게(낮게) 만들려는 유인을 가짐을 보여주었다. 본 연구는 동일 투자자에 의해서 개설된 선물과 주식을 자료를 사용하여 이를 직접 검증하였다.

실증분석의 주요 결과는 다음과 같다. 먼저 만기일 투자자의 미결제약정 수량 매수포지션이 클수록 투자자는 종가가 더 높게 형성되도록 직전 예상체결가 대비 더 높은 가격의 주문을 제출하였다. 이는 Kumar and Seppi(1992)의 모형을 지지하는 결과이다. 다음은 투자자들의 연계시세조종 행위가 실제 예상체결가격을 움직였는지, 그 영향력에 대한 사후 검증을 하였을 때, 유의미한 증거를 발견하지 못하였다.

위의 연구결과는 다음과 같은 정책적 시사점을 준다. 첫째, 만기일에 연계시세조종을 시도하는 투자자들 존재하지만, 이들이 유효하게 종가시세를 조종하고 있다는 증거는 발견하지는 못하였다. 이는 한국 주식시장이 유동성이 풍부하며 효율적임을 의미한다. 둘째, 실증분석 결과는 선물·옵션 미결제 약정 수량을 가진 투자자들의 만기일 주식 종가에 대한 주가조작 시도가 존재함을 알려주고 있다. 2010년의 옵션쇼크 사태와 같이 그 영향이 명시적으로 드러나고 있지 않을 뿐이지, 이런 연계시세조종 행위가 존재한다면 언제든지 동일한 사건이 재현될 수 있는 가능성은 존재하는 것이다. 이를 예방하기 위한 만기일 연계시세조종 행위에 대한 지속적인 감시와 규제는 필요하다.

본 연구에는 여러 한계점이 존재한다. 먼저 선물과 주식을 동시에 거래하는 계좌들을 통하여 연계시세조종 여부를 검증하였지만, 3개 증권회사의 자료에 한정되어 있다. 이는 한국시장 전체 표본이 아니기 때문에 결과가 제한적일 수 있다. 이런 점들은 향후 연구들을 통해 더욱 보완될 기대해 본다.

5) 제도변화에 대한 더 자세한 논의는 양철원, 유지연(2017)을 참조하시오.

참 고 문 헌

- 박연길, 안희준, 여환영, “종가시세조종이 주가와 거래량에 미치는 영향”, 한국증권학회지, 제42권 1호(2013), pp. 285-321.
- 박창균, 임경묵, “한국 주식시장에서의 만기일효과”, KDI 정책연구, 제25권 제2호(2003), pp. 137-170.
- 양철원, 유지연, “만기일 효과에 지수차익거래의 영향: 정상거래인가? 연계시세조종인가?”, 재무연구, 제29권 제2호(2016), pp. 149-191.
- 양철원, 유지연, “연계시세조종 행위에 대한 규제: 도이치은행 사례를 중심으로”, 한국증권학회지, 제46권 1호(2017), pp. 217-248.
- 최종범, 류혁선, “KOSPI200 선물 및 옵션의 만기일 효과”, 증권학회지, 제35권 1호(2006), pp. 69-101.
- 최혁, 엄운성, “주가지수 선물과 옵션의 만기일이 주식시장에 미치는 영향: 개별 종목 분석을 중심으로”, 재무관리연구, 제24권 제2호(2007), pp. 41-79.
- Aggarwal, K. A. and G. Wu, 2006, Stock market manipulations, *Journal of Business* 79 (4), pp. 1915-1953.
- Bernhardt, D. and R. J. Davies, 2005, Painting the tape: Aggregate evidence, *Economics Letters* 89 (3), pp. 306-311.
- Brennan, M. J. and A. Subrahmanyam, 1996, Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns, *Journal of Financial Economics* 41 (3), pp. 441-464.
- Carhart, M. M., R. Kaniel, D. K. Musto, and A. V. Reed, 2002, Leaning for the tape: Evidence of gaming behavior in equity mutual funds, *Journal of Finance* 57 (2), pp. 661-693.
- Chamberlain, C., C. S. Chueung, and C. C. Kwan, 1989, Expiration day effects of index futures and options: Some Canadian evidence, *Financial Analysts Journal* 45 (5), pp. 67-71.
- Comerton-Forde, C. and T. J. Putnins, 2011, Measuring closing price manipulation, *Journal of Financial Intermediation* 20 (2), pp. 135-158.
- Glosten, L. R. and L. E. Harris, 1988, Estimating the components of the bid/ask spread, *Journal of Financial Economics* 21, pp. 123-142.
- Hancock, G. D., 1993, Whatever happened to the triple witching hour?, *Financial Analysts Journal* 49 (3), pp. 66-72.
- Herbst, A. F. and E. D. Maberly, 1990, Stock index futures, expiration day volatility, and the “special” Friday opening: A note, *Journal of Futures Markets* 10 (3), pp. 323-325.
- Hillion, P. and M. Suominen, 2004, The manipulation of closing prices, *Journal of Financial Markets* 7 (4), pp. 351-375.

- Karolyi, A., 1996, Stock market volatility around expiration days in Japan, *Journal of Derivatives* 4 (2), pp. 23-43.
- Kumar, P. and D. J. Seppi, 1992, Futures Manipulation with “Cash Settlement”, *Journal of Finance* 47 (4), pp. 1485-1502.
- Kyle, A. S., 1985, Continuous auctions and insider trading, *Econometrica* 53 (6), pp. 1315-1335.
- Schlag, C., 1996, Expiration day effects of stock index derivatives in Germany, *European Financial Management* 2 (1), pp. 69-95.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley, 1990, Program trading and individual stock returns : Ingredients of the triple-witching brew, *Journal of Business* 63 (1), pp. 165-192.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley, 1991, Expiration day effects: What has changed?, *Financial Analysts Journal* 47 (1), pp. 58-72.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley, 1997, Expiration-day effects of the all ordinaries share price index futures: Empirical evidence and alternative settlement procedures, *Australian Journal of Management* 22 (2), pp. 139-174.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley, 1987, Program trading and expiration-day effects, *Financial Analysts Journal* 43 (2), pp. 16-28.

An Empirical Analysis of Stock Price Manipulation in the Expiration Days of Futures and Options^{*}

Cheol-Won Yang^{**}

Associate Professor, Dankook University

Abstract

This paper examines the prediction of the Kumar and Seppi (1992) model for stock price manipulation, which is deemed a cause of the expiration-day effect, in Korea. Kumar and Seppi (1992) show that investors with long (short) position in futures have an incentive of stock price manipulation to buy (sell) on spot. In this study, using the data of simultaneously held spot and futures accounts of investors in Korea, we analyze whether futures investors manipulate the closing prices of underlying stocks on the expiration day. The empirical implications are as follows: First, we find that investors with larger long (short) positions in futures submit a higher (lower)-priced limit purchase (sale) orders, consistent with Kumar and Seppi (1992)'s prediction. Second, however, the price impact of these orders is not statistically significant. In summary, we conclude attempts to manipulate closing stock prices at expiration do not yield material impacts. This might evidence that the Korea stock market is sufficiently efficient to neutralize stock price manipulation on expiration dates.

Keywords: Expiration-Day Effect; KOSPI200; Stock Price Manipulation; Cross-Market Manipulation; Open Interest

JEL Classification: G14, G18, G28

* I am grateful to the 2016 seminar participants of SKK project group in Dankook University for their helpful comments.

** Corresponding Author. School of Business Administration, Dankook University, 152 Jukjeon-ro, Suji-gu, Yongin-si, Gyeonggi-do, Korea, 16890; E-mail: yang@dankook.ac.kr; Tel: +82-31-8005-3437; Fax: +82-31-8021-7208.