

KOSPI 200 선물 시장의 거래활동과 현물 주식시장의 변동성

김민호* · James Nielsen** · 오현탁*

〈요 약〉

본 연구의 목적은 우리나라에서 주가지수선물이 처음 거래된 1996년 5월 이래 선물의 거래활동과 현물주식시장 변동성의 관계를 분석하는 것이다. 이를 위하여 본 연구는 선물시장 활동 정도를 보여주는 거래량 및 미결제약정수량과 현물 주식시장의 변동성 사이의 동시적 관계 및 인과관계를 규명하고, 추가적으로 주가지수선물의 만기에 따른 현물의 변동성 변화를 살펴보았다. 선물의 거래량과 미결제약정수량은 과거의 자료로부터 예측가능한 부분과 예측불가능한 부분으로 나누어 측정하였고, 현물의 변동성은 GJR-GARCH 모형으로 추정하였다. 선물거래활동과 현물의 변동성의 동시대적 관계 검증 결과, 예측가능 거래량은 예측불가능 거래활동의 일중 변동성과 매우 강한 양의 관계를 가지고 있음을 볼 수 있었다. 반면 선물 거래활동은 대체적으로 현물 변동성과 약한 음의 관계에 있거나 유의하지 않았다. 인과관계 검증 결과, 선물의 거래량이 일중 현물의 변동성을 강하게 선도하고 있는 반면, 선물의 거래량은 밤중 현물의 변동성에 의하여 강하게 선도되고 있음을 알 수 있다. 이는 하루 중 거래가 진행되고 있는 동안에는 선물의 거래량 충격에 의하여 현물의 변동성이 선도되고 밤중에는 현물 변동성에 의하여 선물의 거래량 충격이 선도됨을 의미하는 것이다. 이들 사이의 충격반응 검증결과 어느 한 변수에 대한 다른 변수의 반응은 모두 양의 관계를 가지고 있다. 이를 종합해 보면 거래가 이루어지고 있는 동안에는 선물의 거래가 현물의 변동성을 증가시키고 있었고, 거래가 이루어지지 않는 밤중 사이의 현물의 변동성은 선물의 거래를 증가시키는 관계에 있음을 알 수 있었다. 그러나 선물의 만기 부근에 현물의 변동성이 높아진다는 증거를 찾기는 어려웠다.

주제어 : KOSPI 200 선물, 거래량, 미결제약정수량, 변동성, 선물의 만기

I. 서 론

우리 나라에서 주가지수에 대한 선물이 1996년 5월 3일에 처음으로 거래된 이래 성공

논문접수일 : 2003년 4월 14일 논문게재확정일 : 2003년 8월 19일

* 전북대학교 상과대학

** Oregon State University, College of Business Administration

*** 본 연구는 2001년도 전북대학교 국제공동연구 연구비 지원에 의하여 수행되었음.

적으로 정착되어 가고 있다는 평가를 받고 있다¹⁾. 이에 따라 선물거래가 전체 경제와 주식시장에 미치는 영향에 대한 많은 학술적, 정책적 연구가 이루어지고 있다. 이러한 연구 중의 하나는 선물거래가 현물주식시장의 변동성에 어떠한 영향을 주었는가 하는 것이다. 선물거래 혹은 다른 어떤 요인에 의하여 주식시장의 변동성에 커지면 불확실성이 커지고 이에 따라 투자자들이 요구하는 기대 수익률이 높아진다. 이것은 기업의 자본비용을 증가시켜 시장 전체의 효율적인 자원 배분을 저해하게 된다. 또한 선물시장은 정보에 어두운 거래자(noise trader)들의 투기적 거래, 프로그램 매매, 그리고 포트폴리오 보험 투자 전략 등으로 인하여 현물시장에 과도한 변동성을 야기시킨다는 지적을 받아오고 있다(Figlewski, 1981 ; Stein, 1987 ; Ross, 1989 등). 이는 곧 선물시장에 대한 각종 정책적 규제의 논리를 제공하고 있다. 반면 선물시장에서는 정보에 밝은 거래자(informed trader)들이 적은 거래비용으로 자신들이 가진 정보를 신속히 시장에 반영할 수 있어서 가격의 불균형이 줄어들고, 이로 인하여 현물시장의 변동성은 오히려 감소할 수도 있다. 또한 선물시장은 시장의 참여자들에게 헤징(hedging)이나 투기적 거래(speculation)를 통하여 주식투자의 위험을 줄이거나 기대 수익을 높일 수 있는 긍정적 측면을 가지고 있다(Danthine, 1978 ; Bray, 1981 ; Kyle, 1984 ; Grossman, 1988 등).

따라서 선물시장의 존재가 실제로 현물의 변동성을 증가시켰는지의 여부가 선물시장의 참여자, 정책 입안자, 그리고 학자들 사이에서 꾸준히 논란의 대상이 되고 있다. 그러나 지금까지 개진되어온 많은 이론들은, Hodges(1992)가 지적한 바와 같이, 기본 가정 혹은 모형내의 특정 변수에 따라 서로 상반된 결과를 도출하고 있다. 또한 실증연구에 있어서도, 주가지수 선물거래의 역사가 긴 미국을 비롯한 다른 나라 시장에 대한 연구(Edwards, 1988 ; Harris, 1989 ; Lee and Ohk, 1992 ; Antoniou and Holmes, 1995 ; McKenzie, Brailsford and Faff, 2001)나 우리나라 시장에 대한 연구(김인준, 김동석과 박건엽, 1997 ; 권택호와 박종원, 1997, 2000 ; 도명국, 1997 ; 정효진, 1998 ; 변종국, 1998 ; 권택호와 이해문, 2000)에서 주가지수 선물이 현물시장의 변동성에 미치는 영향에 대한 일관된 결론을 내리지 못하고 있다. 즉, 선물의 거래로 변동성이 증가 혹은 감소했음을 보고하는 연구와 함께 많은 연구에서 선물의 거래는 현물의 변동성에 영향을 미치지 않는다고 보고하고 있다. 이는 기존연구의 연구 방법이나 서로 다른 이론적 배경에 의한 것일 수도 있지만, Gulen and Mayhew(2000)가 지적한 것처럼 ‘선물시장은 복

1) FIA(Futures Industry Association)의 발표에 따르면 KOSPI 200 선물은 총거래량 기준으로 세계1위를 기록하는 등 거래량 면에서 세계적인 수준이다.

합적이고도 서로 상쇄적으로 현물시장의 변동성에 작용'하기 때문일 것이다. 이에 따라 선물의 거래와 현물시장의 변동성에 관한 주제는 많은 실증적 연구의 대상이 되어 오고 있다.

본 연구의 목적은 우리 나라에서 주가지수 선물이 처음 거래된 1996년 5월 이래 선물의 거래활동과 현물 주식시장 변동성의 관계를 분석하는 것이다. 이를 위하여 본 연구는 선물시장 활동 정도를 보여주는 거래량 및 미결제약정수량과 현물 주식 시장의 변동성 사이의 동시적 관계 및 인과 관계를 규명하고, 추가적으로 주가지수 선물의 만기에 따른 현물의 변동성 변화를 살펴보고자 한다. 우리 나라 시장에 대한 전술한 기존의 연구들은 주로 사건연구(event study)방식이나 지수포함 종목과 비포함종목 사이의 변동성을 비교 분석하여 지수 선물의 거래가 현물 주식시장의 변동성에 미치는 영향을 연구하여 왔다. 이러한 연구와 더불어 선물거래의 역사가 오래된 나라에서는 선물의 거래활동과 현물의 변동성 관계 규명을 위한 연구가 활발하게 진행되고 있다(Bessembinder and Seguin, 1992 ; Kyriacou and Sarno, 1999 ; Gulen and Mayhew, 2000 등). 우리 나라 주가지수 선물을 대상으로 한 강태훈과 이종범(2000)의 연구에서도 선물의 거래량과 현물의 변동성과의 관계를 검증한 바 있다. 그러나 이들의 연구는 선물의 거래량 대응변수와 현물의 변동성의 동시대적(contemporaneous relation) 관계검증에 그치고 있고, 그 연구기간 역시 선물거래 시작 후 약 2년 정도만을 포함하고 있어서 일반적이고 포괄적 결론을 내리기 어려운 점이 있다.

이들 연구와 달리 본 연구는 첫째, 선물거래활동과 현물의 변동성의 동시대적 관계 검증에서 선물의 거래량(volume)뿐만 아니라 미결제약정수량(open interest)을 독립변수로 포함하고 있다. Bessembinder and Seguin(1993)은 투기적 거래자들의 대부분은 보유포지션을 다음 거래일까지 이월하지 않은 day trader들이기 때문에 하루 중의 거래량(volume)은 주로 그때 그때의 정보에 의해 거래하는(informed trading) 투기적 거래 활동을 보여주는 반면, 미결제약정수량(open interest)은 포지션을 장기로 보유하고자 하는 헤저들의 헤징 활동의 정도를 보여준다고 주장하였다²⁾. 따라서 이들은 거래량과 미결제약정수량 두 변수를 동시에 한 모형 안에서 처리하였다. 이들은 또한 거래활동 변수들을

2) 이러한 주장은 논란의 여지가 있을 수 있다. 즉, 모든 거래량이 투기적 거래자들의 거래가 아니고 그 중에는 헤저들이 보유포지션을 청산하는 거래도 있을 수 있기 때문이다. 마찬가지로 모든 미결제약정수량이 헤저들의 거래가 아닐 수 있다. 그러나 본 논문에서는 이의 구성 여부와 상관없이 거래량 변수와 함께 미결제약정수량을 모형에 포함하여 보다 현실에 적합한 모형을 구성하는 것이 그 목적이다. 이 점을 지적해주신 익명의 심사자에게 감사한다.

과거의 자료로부터 예측가능한(expected) 부분과 예측불가능한(unexpected) 부분으로 나누어 특히 예상치 못한 거래활동의 증감과 현물의 변동성간에 어떤 관계가 있는 지를 검증하였다³⁾. 본 논문은 이들의 연구와 같은 변수를 사용하여 모형을 구성한다.

둘째, 본 연구는 선물과 현물의 변동성간의 동시대적 관계 검증에 그치지 않고 양자간의 동적인 관계 즉, 어느 한 요인이 다른 요인을 초래하는지를 검증한다. 예를 들면 선물의 거래활동과 현물의 변동성사이에 유의한 정(+)의 관계가 있다고 하는 것은 하루 중에 시장에 들어오는 정보에 대한 동적 반응이라고 해석할 수 있다. 즉, Clark(1973)나 Tauchen and Pitts(1983) 등의 연구에서 주장한 '새로운 정보는 거래량과 가격을 같은 방향으로 움직이게 만든다'는 혼합분포(mixture of distributions) 가설을 검증하는 것이 된다. 그런데 많은 정책입안자, 학자, 그리고 실무자들의 관심은 선물의 거래가 과연 현물의 변동성을 초래하는가의 여부이다. 따라서 본 연구는 Granger 인과관계 검증과 충격반응분석을 통하여 이를 규명하고자 한다.

셋째, 선물의 만기와 현물의 변동성과의 관계를 살펴본다. 일반적으로 선물의 거래는 만기에 가까워지면 활발해진다. 따라서 만약 선물의 거래가 현물의 변동성을 증가시키는 역할을 한다면 선물의 만기 시점 부근에서 해당 현물의 변동성은 보다 높아질 것이다. 미국시장을 대상으로 이러한 만기효과에 대한 연구는 Stoll and Whaley(1986, 1987, 1991), Herbst and Maberly(1990), Chen and Williams(1994) 등에서 이루어 졌고, Pope and Yadav(1992)는 영국, Karolyi(1996)은 일본시장을 대상으로 연구하였다. 이들의 주요 결론은, Mayhew(2000)의 요약에 의하면, 선물의 만기에 가까워지면 현물의 거래량은 높아지지만, 현물 가격의 변동성이 높아진다는 증거는 찾기 어려웠다는 것이다. 본 연구는 세계의 어느 나라 보다 투기적 거래성향이 강한 개인 투자자의 비중이 높은⁴⁾ 한국시장에서도 이러한 결과를 얻을 수 있는지 검증한다.

이제 약 7년 동안의 주가지수 선물거래로 충분한 자료가 축적되어 있는 시점에서 선물의 거래량(혹은 미결제약정수량)과 현물 주식시장의 변동성과의 관계에 대한 다양한 연구가 필요한 시점이라고 판단된다. 따라서 본 연구는 기존의 사건연구 방식이나 지수 포함 종목과 비포함종목 사이의 변동성을 비교 분석한 방식에서의 연구결과와 더불어

3) 거래량과 미결제약정수량을 예측가능한(expected) 부분과 예측불가능한(unexpected) 부분으로 나누는 방법은 다음절에서 서술한다.

4) 한국증권거래소에 따르면 2002년 11월 기준으로 주가지수 선물 거래에서 차지하는 비중은 개인 50.1%, 증권회사 33.5%, 외국인 8.0%, 기타 기관 8.4%의 순 이었다. 이는 개인의 비중이 보통 4~5%, 많아도 10%를 넘지 않는 외국의 주요 시장에 비해 우리 나라 시장의 개인 비중이 월등히 높은 것이다.

우리 나라에서 주가지수선물의 거래가 현물의 변동성에 미치는 영향에 대한 보다 포괄적 결론을 도출하는데 그 의의가 있다.

본 연구는 2장에서 기존 연구의 분석을 하고 3장에서는 자료 및 변동성과 거래활동의 측정에 대하여 서술한다. 4장에서는 실증 분석을 위한 방법론에 대하여 설명한다. 그리고 5장에서 실증 검증 결과를 설명하고 6장에서 결론을 맺는다.

II. 기존 연구의 분석⁵⁾

선물의 거래가 현물의 변동성에 미치는 영향에 관한 기존의 연구는 주로 다음과 같은 세 가지 방법으로 이루어져 있다(Mayhew, 2000). 첫째, 선물 거래 전후의 비조건부 변동성 혹은 ARCH/GARCH 모형의 변동성을 비교하는 방법이다. 많은 연구가 이러한 방법을 사용하고 있다. 예를 들면, Edwards(1988)는 S&P 500 선물 도입 전후의 주식시장 변동성을 비교한 연구에서 선물거래의 도입으로 현물시장의 변동성이 소폭 감소했다는 결과를 보고하였다. Baldauf와 Santoni(1991) 역시 S&P 500 지수선물의 도입이 현물 주식 시장의 변동성 증가를 가져오지 않았음을 보였다. Antoniou, Holmes와 Priestley(1998)은 미국, 독일 일본, 스페인, 영국, 그리고 스위스의 주가지수선물 도입 전후 각각 3년간의 현물변동성 비교 연구에서 스페인을 제외한 모든 나라에서 선물의 도입은 현물의 변동성을 증가시키지 않았다고 보고하고 있다. 우리 나라의 KOSPI 200 선물에 관한 연구에서 김인준, 김동석 과 박건엽(1997)은 주가지수선물 상장 전후 100일 동안의 거래일을 중심으로 KOSPI와 KOSPI 200 등의 변동성을 비교 분석한 결과 KOSPI 200의 변동성이 주가지수선물 도입 이후 약간 증가하였으나 통계적으로 유의하지 못하다는 결과를 얻고 있다. 더욱이 KOSPI 200 지수에 대한 비교지수의 변동성이 더 크게 나타나 이들은 변동성의 증가는 선물거래의 영향 이라기 보다는 연구기간 동안의 음의 수익률에 기인한 것이라고 주장하였다. 변종국(1998) 역시 선물의 거래로 변동성이 증가했다는 증거를 찾지 못하고 있다. 반면 도명국(1997)은 선물거래의 도입 전후 340 거래일 동안을 분석한 결과 선물거래의 도입 이후 현물의 변동성이 증가되었으며 동시에 정보의 전달도 신속히 이루어 졌음을 발견하였다. 변종국(1998)은 주가지수선물 도입 전후 각각 6개월간의 연구에서 도입이후 가격변수를 설명변수로 조정하고 난 후 현물시장의 변동성이

5) 기존연구에 대한 자세한 분석은 Hodges(1992), Damodaran and Subrahmanyam(1992), Sutcliffe(1997), 그리고 Mayhew(2000)에서 이루어진 바 있다.

유의적으로 증가했음을 보고하고 있다.

둘째, 주가지수에 포함되어 있는 종목과 포함되어 있지 않은 종목사이의 변동성을 비교하는 방법이다. Hariss(1989)는 S&P 500 지수선물의 거래 후 지수에 포함된 종목들의 변동성이 그렇지 않은 종목들에 비해 증가했음을 발견했다. 반면 Laatsch(1991)은 MMI (Major Market Index)에 대한 비슷한 연구에서 변동성의 차이가 없음을 보고하고 있다. Nikkei 225 지수선물에 관한 연구에서 Kumar, Sarin and Shastri(1995)는 지수포함종목들의 변동성이 증가했다고 보고하고 있으나 Chang, Cheng and Pinegar(1999)는 증가 혹은 변함이 없다는 사실을 발견했다. 권택호와 박종원(1997)은 우리나라 시장을 대상으로 한 연구에서 변동성에 영향을 미치는 공통요인들을 통제한 이후 주가지수 선물거래는 변동성의 감소를 초래하고 있음을 보여주고 있다. 특히 이들은 지수에 포함된 종목들의 변동성이 큰 쪽으로 감소했음을 발견하였다. 권택호와 이해문(2000) 역시 기업의 특성변수와 환율변수 등을 고려한 후 변동성의 변화를 지수포함종목과 비포함종목으로 나누어 비교 분석한 결과 지수포함 종목의 변동성과 효율성이 상대적으로 감소했음을 보고하고 있다. 권택호와 박종원(2000)은 외환위기 이후에 KOSPI 200 지수 편입 종목들의 변동성이 증가했음을 보고하고 있으나 이는 선물거래의 영향이라기보다는 이들 종목들의 거래를 위축시켰던 시장마찰요인의 개선에 의한 영향이라고 주장하였다. Bae, Kwon and Park(2002)은 지수 선물의 거래가 우리 나라에서 지수 포함종목들의 거래의 효율성을 증가시켰고 변동성 역시 단기적으로 증가했지만 1997년 7월 지수옵션의 거래 이후 효율성과 변동성이 모두 감소했음을 보여주고 있다. 이들은 매매중단제도(circuit breaker)나 외국인 투자제한 등 한국시장에 존재하는 시장마찰요인들이 현물 가격의 안정화에 기여했지만 동시에 거래의 효율성을 감소시켰기 때문이라고 주장하였다.

세 번째 방법은 선물의 도입이 현물의 거래량과 변동성의 관계에 미치는 영향이나 현물의 변동성이 선물의 거래활동(거래량이나 미결제 계약수량)과 어떤 연관 관계가 있는지를 살펴보는 것이다. Bessembinder and Seguin(1992)은 S&P 500 선물의 거래활동을 과거의 자료로부터 예측 가능한 부분(expected)과 불가능한 부분(unexpected)으로 나누어 현물의 변동성과의 관계를 검증하였다. 그들은 예측 가능한 선물의 거래활동과 현물의 변동성 사이에 음의 관계를 발견하여 선물의 거래가 현물시장의 안정화에 기여한다는 결론을 유도하고 있다. 반면, 예측 불가능한 거래활동은 현물의 변동성과 양의 관계가 있어 예상치 못한 거래활동의 증가는 현물의 변동성 증가와 연관되어 있음을 시사하고 있다. Gulen and Mayhew(2000)은 미국, 영국, 일본을 비롯한 여러 나라의 연구

에서 미결제 약정수량은 현물의 변동성과 음의 관계에 있지만, 거래량은 현물의 변동성과의 관계가 미약함을 보고하고 있다. Kyriacou and Sarno(1999)는 연립방정식모형을 이용하여 영국의 FTSE-100 선물 및 옵션의 거래량과 현물의 조건부 및 비조건부 변동성간의 인과 관계를 분석하였다. 그들은 거래량과 변동성사이에 유의적인 인과관계가 존재함을 확인하였고 특히 정보에 대하여 거래량과 변동성이 동시에 반응하여 시장이 유동성과 효율성을 가지고 있음을 보여주었다. Chatrath, Ramchander, and Song(1995)는 S&P 100 지수옵션 거래의 증가는 해당 현물 지수의 변동성 감소를 유인하여 옵션 거래는 현물시장의 가격 안정성에 기여했다고 보고하고 있다. 이에 비해 Hagelin(2000)은 스웨덴의 OMX 지수 옵션을 대상으로 한 연구에서 현물의 변동성 쪽에서 옵션의 거래량 쪽으로 인과 관계가 있음을 밝히고 있다. 강태훈과 이종범(2000)은 KOSPI 200 선물거래량의 변화를 GARCH 모형의 변수의 하나로 추정된 결과 선물거래량과 현물의 변동성은 유의적인 양의 관계가 있음을 발견하였다.

Ⅲ. 자료 및 변동성과 거래활동의 측정

본 연구에서는 주가지수선물이 거래되기 시작한 1996년 5월3일부터 2002년 6월 30일까지 약 6년간의 일별 KOSPI 200의 가격과 이를 기반으로 하는 KOSPI 200 선물의 거래량을 사용하여 분석한다. 자료는 한국증권거래소에서 제공받았으며 표본수는 총 1635개이다. 먼저 KOSPI 200의 시가와 종가를 이용하여 일별, 일중, 그리고 밤중 수익률을 각각 구하였고⁶⁾, 각 수익률은 Stoll and Whaley(1990)나 Engle and Ng(1993)에서와 같이 주가지수 자료에 존재할 수 있는 예측가능한 계절요인이나 비동시거래 등으로 인한 문제점을 제거하기 위하여 다음과 같은 모형으로 처리한 후 사용한다. 즉,

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=2}^5 \beta_j DAY_j + \sum_{k=1}^n \gamma_{t-k} Y_{t-k} + \nu_t \quad (1)$$

여기에서, Y_t 는 수익률이고 DAY_j 는 요일효과를 통제하기 위한 더미변수이다. <표 1>은 이들의 기초 통계량이다. 연구기간 동안의 각 수익률은 영과 통계적으로 다르지 않은 음의 수를 보이고 있다. 수익률의 분산은 일중 수익률이 밤중 수익률보다 2배 가량 높았

6) 일별 수익률은 $\ln(\text{종가}_t - \text{종가}_{t-1}) \times 100$, 일중수익률은 $\ln(\text{종가}_t - \text{시가}_t) \times 100$, 그리고 밤중 수익률은 $\ln(\text{시가}_t - \text{종가}_{t-1}) \times 100$ 와 같이 구하였다.

다. 이는 French and Roll(1986)의 주장대로 거래가 진행되고 있을 때 보다 많은 정보가 시장에 반영되고 있다는 증거로 볼 수 있다. 또한 전체적으로 선물의 분산이 현물의 분산보다 높았다. 침도를 보면 일별과 일중 수익률은 정규분포에 비해 평탄분포(platykurtic)한 반면 밤중 수익률은 첨예분포(leptokurtic)하여 정규분포와 다른 분포를 하고 있음을 알 수 있다. 잔차와 잔차의 제곱에 대한 자기상관을 보기 위한 Ljung-Box 통계량은, 잔차의 경우 모든 수익률에서 12차수까지 자기상관을 보이고 있지 않은 반면 잔차의 제곱은 강한 자기상관을 가지고 있다. 또한 Engel(1982)의 LM(Lagrange Multiplier) 검정 역시 강한 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)효과가 있음을 보여 주고 있다. 이는 각 수익률이 시간 가변성 분산을 가지고 있음을 의미하며 이를 감안한 모형이 필요함을 보여주고 있다.

<표 1> KOSPI 200 수익률의 기초 통계량

	KOSPI 200		
	일 별	일 중	밤 중
평 균	-0.0086	-0.0232	0.0148
표준편차	2.5133	2.1050	1.1134
대 칭 도	-0.0603	0.0243	-0.2906***
침 도	1.7344***	0.9066***	9.0441***
Q(12)	6.48	8.70	8.31
Q ² (12)	22 ^{6.81} ***	331.88***	203.61***
LM(6)	9 ^{8.4} ***	116.34***	103.69***
표본수	1634	1635	1634

주) ***, **, *의 유의수준은 각각 1%, 5% 10%.

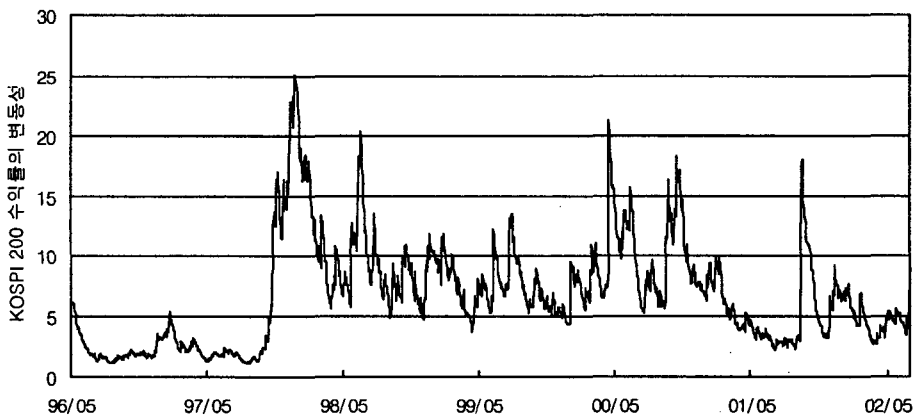
따라서 본 연구에서는 수익률의 변동성을 GARCH 모형을 기준으로 측정한다. ARCH 계열의 모형들은 Engle(1982)과 Bollerslev(1986) 등이 고안한 이래 많은 경제관련 시계열 자료들에 존재하는 조건부 이분산성을 효과적으로 고려할 수 있다는 점에서 널리 사용되어 오고 있다. 우리 나라의 주가에도 이러한 이분산성이 존재한다는 것은 기존의 연구를 통해 알려져 있다(신재정과 정범석, 1992; 조담, 1994; 장국현, 1998; 강태훈, 2000 등). 또한 정보의 종류에 따른 변동성의 비대칭성 즉, 호재(good news)와 악재(bad news)에 따라 주가 변동성의 반등 정도가 다르다는 사실도 보고되고 있다(구맹희와 이윤선, 1995; 고봉찬, 1997; 옥기울, 1997; 공재식, 1997; 구본일, 2000). 따라서 본 연구에

는 이들 요소들을 동시에 고려할 수 있는 Glosten, Jagannathan, and Runkle(1993)이 제안한 GARCH(1, 1) 모델을 사용하여 현물 주가의 변동성을 다음과 같이 측정한다⁷⁾.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

여기에서 h_t 는 시간 t 에서의 조건부 분산이다. α_0 는 상수항이고 α_1 은 현재의 변동성과 과거의 변동성과의 관계를 나타내는 계수이다. β_1 은 평균방정식에서 추출한 전기의 오차항의 제곱(ε_{t-1}^2)과 현재의 변동성과의 계수이고 S_{t-1}^- 은 ε_{t-1} 이 0보다 크면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 따라서 β_2 는 변동성의 비대칭성을 나타내는 계수가 된다.

[그림 1] KOSPI 200 수익률의 변동성 : GJR-GARCH(1,1) 모형



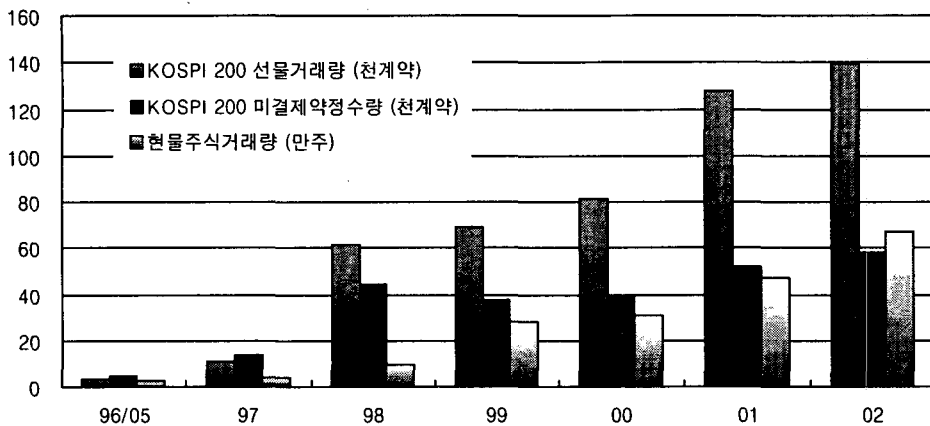
[그림 1]은 모형(1)에서 추출한 조건부 변동성이다. 이를 보면 1996년 5월 주가지수 선물거래가 시작된 후 약 1년반 동안은 현물 주가의 변동성이 낮은 수준을 유지하다가, 1997년 말 금융위기 이후 주가의 하락기에는 높은 변동성을 보여 주고 있다.

다음으로 KOSPI 200선물의 거래량과 미결제약정수량은 하루중에 거래되는 각 월물의 총합을 그날의 선물 거래활동의 대용치로 사용한다. [그림 2]는 일일 평균 선물 거래량과 미결제약정수량 그리고 현물주식 거래량을 나타낸다. 이를 보면 1998년 이후 선물의 거래량이 큰 폭으로 증가한 반면 미결제약정수량은 매년 일정한 수준을 유지하고 있

7) 비대칭성을 측정할 수 있는 여러 모형들(EGARCH나 QGARCH GJR-GARCH) 중 GJR-GARCH 모형을 선택한 이유는 Engle과 Ng(1993)의 비대칭 변동성 모형 비교연구에서 GJR 모형이 가장 정확하게 비대칭성을 측정할 수 있다는 연구 결과에 따른 것이다.

다. 일일 거래량이 정보에 의한 투기적 거래를 나타내고 미결제약정수량이 정보에 의하지 않는 헤징거래를 대변한다고 할 때, 이는 1998년 이후 매년 투기적 거래의 비중이 높아지고 있다는 것을 보여주는 것이다. 같은 기간동안 일일 평균 현물 주식의 거래 역시 꾸준한 증가추세를 보이고 있다.

[그림 2] 일별 KOSPI 200 선물거래량 및 미결제약정수량과 현물 주식의 거래량



선물의 거래량과 미결제약정수량은 Bessembinder와 Seguin(1992)와 Hagelin(2000) 등의 연구에서와 같이 세 부분으로 구분하여 사용한다. 먼저 하루 중에 거래되는 모든 만기의 선물 거래량을 합하여 일일 총거래량을 구한 다음, 총거래량에 존재할 수 있는 추세를 제거하기 위하여 원래의 총거래량에서 100일간의 이동평균 거래량을 뺀다⁸⁾. 이 추세가 제거된 거래량을 ARIMA(autoregressive integrated moving average) 모형을 이용하여 전기의 자료로 예측이 가능한 거래량을 구한다. <표 2>의 ADF 검증에서 추세제거 거래량이 안정적시계열이므로 ARIMA(10, 0, 10) 모형을 이용하여 예측가능 거래량을 구하였다⁹⁾. 예측불가능 거래량은 추세가 제거된 원거래량에서 예측가능 거래량을 차감한 부분이 된다. 따라서 이들 세 거래량(예측가능, 예측불가능, 그리고 100일 이동평균 거래량)의 합은 원래의 거래량이 된다. 여기에서 예측가능 거래량은 당일 이전의 거래량으로 예측이 가능한 거래량 수준을 나타낸다.

8) 100일간의 이동평균거래량을 사용하는 것이 작위적일 수 있으므로 10, 30, 50일 이동평균을 사용한 결과와 비교하였다. 그러나 전체적인 결론에 영향을 주지는 않았다.

9) 여기에서는 거래량을 가장 이상적으로 모형화하는 ARIMA 계수를 찾고자하는 것이 목적이 아니기 때문에 충분한 래그변수들을 사용하여 ARIMA(10, 0, 10)을 사용하였다. 실제로 거래량의 자기상관계수와 편자기상관계수를 기준으로 하여 적절한 모형이라고 판단되는 ARIMA(6, 0, 6) 혹은 ARIMA(6, 0, 0) 모형을 기준으로 분류한 결과와 큰 차이가 없었다.

<표 2> KOSPI 200 선물 거래량과 미결제약정수량의 기초통계량

추세제거 거래량(미결제약정수량)은 총거래량에서 100일 이동평균 거래량을 차감한 거래량(미결제약정수량)을 말한다. ADF는 다음과 같은 augmented Dickey-Fuller 검증을 나타낸다. 즉,

$$\Delta X_t = \delta_1 + \eta_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

보고된 숫자는 t-값이 유의적인 음수이면 불안정적시계열이라는 귀무가설을 기각하게 된다. 임계값은 Davidson and Mackinnon(1993)의 것을 사용하였다. 최적차수는 Akaike 예측오차 기준에 의하여 결정하였다. ***, **, *의 유의수준은 각각 1%, 5% 10% 임.

		평균	SD	편자기상관계수(차수)					ADF
				1	2	3	4	5	
거래량	총거래량	65,581	50,834	0.937	0.343	0.228	0.172	0.167	-1.77
	추세제거	4,580	20,737	0.6096	0.223	0.164	0.130	0.148	-6.48***
	예측가능	3,905	14,490	0.871	0.200	0.202	-0.013	0.151	-4.91***
	예측불가능	699	15,059	-0.001	0.023	-0.003	-0.011	0.017	-39.18***
	이동평균	65,076	45,564	0.999	-0.007	-0.008	-0.011	-0.012	-0.33
미결제약정수량	총수량	34,539	19,578	0.978	0.124	0.073	0.043	0.033	-3.24**
	추세제거	1,933	8,789	0.891	0.100	0.057	0.016	0.015	-8.22***
	예측가능	1,760	7,945	0.911	0.089	0.013	0.016	0.005	-7.58***
	예측불가능	177	3,916	-0.002	-0.014	0.017	-0.003	-0.006	-39.06***
	이동평균	34,615	16,925	0.998	-0.015	-0.013	-0.013	-0.012	-1.07

ARIMA 모형 내에서 전일 이전 변수들의 설명력은 미약하기 때문에 예측가능 거래량은 전일의 거래량과 거의 일치하게 된다. 예측불가능 거래량은 하루 동안의 예상하지 못한 거래량의 변화 즉 당일의 거래량 충격을 나타낸다. 100일간의 이동평균 거래량은 100일간의 완만한 거래량의 변화를 보여준다. 미결제약정수량 역시 ADF 검증 결과 안정적 시계열이기 때문에 ARIMA(10, 0, 10)을 사용하여 분류하였다.

IV. 연구 모형

본 연구는 먼저 KOSPI 200 선물의 거래활동과 KOSPI 200의 변동성의 관계를 파악하기 위하여 식 (2)에 다음과 같이 거래량과 미결제약정수량 변수를 추가시킨다.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{k=1}^6 \gamma_{t,k} V_{t,k} \tag{3}$$

여기에서 $V_{t,k}$ 는 t 기의 선물 거래활동을 나타내는 변수들로 $V_{t,1}$ 은 예측가능 거래량, $V_{t,2}$ 는 예측불가능 거래량, $V_{t,3}$ 는 100일 이동평균 거래량, $V_{t,4}$ 는 예측가능미결제약정수량, $V_{t,5}$ 는 예측불가능 미결제약정수량, 그리고 $V_{t,6}$ 는 100일 이동평균 미결제약정수량을 각각 나타낸다. 위의 모형을 통하여 특히 하루 동안의 예측하지 못한 거래활동의 증감과 현물의 변동성과의 관계를 규명할 수 있게 된다. 모형(3)에서는 주가에 존재하는 이분산 성과 정보에 대한 비대칭성을 동시에 통제하면서 선물의 거래와 현물의 변동성의 관계를 γ 계수를 통하여 측정할 수 있게 된다. 만약 각 γ 계수의 값이 양(음)이고 유의적이라면 각 거래활동의 증가는 현물의 변동성 증가(감소)와 연관되어 있음을 나타내는 것이다.

다음으로 아래와 같은 VAR 모형으로 현물의 변동성과 선물의 거래량사이의 Granger 인과관계를 분석한다. 즉,

$$h_t = \alpha_{1,t} + \sum_{j=1}^k \tau_{1,j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^k \rho_{1,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{1,j} OI_{t-j} + \mu_{1,t} \quad (4-1)$$

$$Vol_t = \alpha_{2,t} + \sum_{j=1}^k \tau_{2,j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^k \rho_{2,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{2,j} OI_{t-j} + \mu_{2,t} \quad (4-2)$$

$$OI_t = \alpha_{3,t} + \sum_{j=1}^k \tau_{3,j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^k \rho_{3,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{3,j} OI_{t-j} + \mu_{3,t} \quad (4-3)$$

여기에서 h_t 는 식 (2)에 추출한 현물 주식시장의 GARCH 조건부 변동성을 나타내며 Vol_t 는 선물거래량, OI_t 는 미결제약정수량을 각각 나타낸다. 이 모형에서 선물거래량의 현물변동성에 대한 일방적 선도효과는 모든 계수 $\rho_{1,j}$ 가 0이 아니어야하고, 동시에 $\tau_{2,j}$ 는 0이어야 한다. 반대로 현물변동성의 선물거래량에 대한 일방적 선도효과는 모든 계수 $\tau_{2,j}$ 가 0이 아니어야하고, 동시에 $\rho_{1,j}$ 는 0이 어야 한다. $\rho_{1,j}$ 와 $\tau_{2,j}$ 가 모두 0이 아니라면 인과 관계는 쌍방통행적이며, 모두 0이라면 두변수 사이에는 인과관계가 없으며 상호 독립적이다. 마찬가지로 미결제약정수량의 현물변동성에 대한 일방적 선도효과는 모든 계수 $\rho_{1,j}$ 가 0이 아니어야하고, 동시에 $\tau_{3,j}$ 는 0이어야 한다. 반대로 현물변동성의 선물거래량에 대한 일방적 선도효과는 모든 계수 $\tau_{3,j}$ 가 0이 아니어야하고, 동시에 $\rho_{1,j}$ 는 0이 어야 한다. $\rho_{1,j}$ 와 $\tau_{3,j}$ 가 모두 0이 아니라면 인과 관계는 쌍방통행적이며, 모두 0이라면 두변수 사이에는 인과관계가 없으며 상호 독립적이다.

인과관계의 검정은 비제약모형이 제약모형에 비해 편차제곱합을 유의적으로 줄이는 지를 보는 것이다. 이를 위해 White(1980)의 이분산이 조정된 공분산에 기초한 x^2 분포

의 Wald 검증을 이용한다. 이와 더불어 위의 VAR 모형에서 충격반응함수를 추정하여 어느 한 변수가 다른 변수들에 미친 충격에 대한 반응의 정도와 지속성(persistence)을 살펴본다.

Koch(1993)는 위의 VAR 모형을 통한 Granger 인과관계검증은 시차변수(lagged variable)만을 포함하고 있기 때문에 동시적 변수(contemporaneous variable)의 영향력을 간과하고 있다고 주장하였다. 따라서 그는 동시적 변수를 하나의 독립변수로 오른쪽 항에 추가하여 연립방정식(simultaneous equation)형태로 추정을 하였다. 본 연구에서도 위의 식 (4-1), 식 (2), 식 (3)의 각 식에 다음과 같이 동시적 변수를 추가한 모형을 3단계최소자승법(3SLS : three-stage-least-squares)에 의하여 추정하여 VAR 모형에 의한 인과관계검증 결과와 비교한다.

$$h_t = a_{1,t} + \sum_{j=1}^k \tau_{1,j} h_{t-j} + \sum_{j=0}^k \rho_{1,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=0}^k \theta_{1,j} OI_{t-j} + \mu_{1,t} \quad (5-1)$$

$$Vol_t = a_{2,t} + \sum_{j=1}^k \tau_{2,j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^k \rho_{2,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=0}^k \theta_{2,j} OI_{t-j} + \mu_{2,t} \quad (5-2)$$

$$OI_t = a_{3,t} + \sum_{j=0}^k \tau_{3,j} h_{t-j} + \sum_{j=0}^k \rho_{3,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{3,j} OI_{t-j} + \mu_{3,t} \quad (5-3)$$

여기에서 예를 들어 선물의 거래량이 현물의 변동성을 선도하지 않는다는 귀무가설 (H_G)은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$H_G : \rho_{1,1} Vol_{t-1} = \rho_{1,2} Vol_{t-2} = \dots = \rho_{1,m} Vol_{t-m} = 0$$

즉 이는 과거의 선물거래량은 현재의 현물변동성에 대하여 설명력을 갖지 못한다는 귀무가설이 된다. 이 귀무가설을 앞에서 같이 제약모형과 비제약모형을 추정하여 Granger의 인과관계를 검증한다¹⁰⁾.

선물의 만기에 따른 현물의 변동성의 변화 정도는 식 (2)에 다음과 같이 만기까지의 기간 변수(TD)를 추가하여 검증한다.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_0 \sqrt{TD_t} \quad (6)$$

10) 이는 엄밀한 의미에서 Granger의 인과관계의 정의와 일치하지 않지만, 매우 유사한 정의이고, Chatrath, Ramchander, and Song(1996)이나 Kyriacou and Sarno(1999)등의 실증연구에서 사용된 바 있다.

만약 γ_0 가 유의적인 음(양)의 수를 갖는다면 만기에 가까워질수록 현물의 변동성이 증가(감소)할 것이다. 식 (6)은 선물에 대한 만기 전체와 현물의 변동성과의 관계를 조명하기 위한 모형이고, 만기 부근의 현물 변동성의 변화를 좀더 구체적으로 살펴보기 위하여 선물만기 n 일전부터 만기 당일까지 각 기간별 더미인 $D_{n\sim 0}$ 을 식 (1)에 삽입한 식 (7)을 사용한다. 그리고 현물의 변동성의 변화에 대비하여 현물 주식 거래량(V_{cash})의 만기에 따른 기간별 변화를 알아보기 위하여 식 (8)을 이용한다.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_{0\sim n} D_{0\sim n} \quad (7)$$

$$V_{cash,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^j V_{cash,t-i} + \gamma_{0\sim n} D_{0\sim n} + \zeta_t \quad (8)$$

V. 실증 결과

1. KOSPI 200 선물의 거래 활동과 현물의 변동성

본 절에서는 KOSPI 200 선물의 거래량과 미결제약정수량을 포함하는 거래활동 변수와 현물의 변동성과의 관계를 검증한다. 전술한 바와 같이 거래량과 미결제약정수량은 하루 중에 거래되는 모든 만기의 것들을 합하여 일별 거래활동 변수로 사용하였다. 그리고 이들 거래활동 변수에서 각각의 100일 이동평균을 차감하여 추세를 제거한 다음 ARIMA모형으로 예측가능과 예측불가능 거래활동 변수를 구하였다. 연구기간은 우리나라에서 주가지수선물이 거래되기 시작한 1996년 5월3일부터 2002년 6월 30까지이고 총 표본수는 1635개이다.

<표 3>은 선물의 거래활동과 현물의 변동성과의 관계를 검증하기 위한 식 (3)의 추정 결과이다. 특히 현물의 변동성은 일별, 일중, 그리고 밤중으로 각각 나누어 이들과 각 거래활동 변수와의 관계를 살펴본다. 먼저 GARCH 추정계수인 α_1 과 β_1 의 합은 1에 근접해 있어 변동성에 대한 충격이 지속적임을 알 수 있다. 또한 일중과 밤중 변동성에서 비대칭적 반응이 관찰되었다. 각 자료에 존재하는 ARCH효과는 Lagrange Multiplier(LM) 검증 결과 효과적으로 통제되고 있음을 알 수 있다. 예측가능 거래활동(거래량 및 미결제약정수량)들은 대체적으로 현물변동성과 약한(10% 유의수준) 음의 관계에 있거나 유의하지 않았다. 이는 S&P 500 선물의 연구에서 유의적의 음의 관계를 보고한 Bessembinder와 Seguin(1992)의 결과와는 달리, 우리나라 시장의 경우 활발한 선물의 거래

활동이 현물 주식시장의 변동성을 안정시키는 기능이 미약함을 보여주고 있다. 반면, 예측불가능 거래량과 미결제약정수량은 특히 일중 변동성과 1~5% 유의 수준에서 양의 관계를 가지고 있다. 이는 거래시간 동안에 시장에 들어오는 정보에 대하여 선물의 거래활동과 현물의 변동성이 동시에 반응한다는 증거로 새로운 정보는 가격과 거래량을 같은 방향으로 움직이게 만든다는 혼합분포가설을 지지하는 것이다. 거래가 이루어지지 않는 밤중 동안의 변동성은 그날의 거래활동과의 관계가 미미하였다. 전체적으로 <표 3>의 결과는 선물거래량의 충격(예상불가능 거래량)이 선물거래량의 수준(예상가능 거래량)보다도 현물의 변동성을 설명하는데 보다 큰 설명력을 가지고 있음을 보여주고 있다.

<표 3> KOSPI 200선물의 거래활동과 현물의 변동성

$$\text{모형} : h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 S_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{k=1}^6 \gamma_{t,k} V_{t,k}$$

h_t 는 조건부 변동성이고 S_t 은 평균방정식의 잔차항, ε_{t-1} 이 0보다 크면 1, 아니면 0으로 변동성의 비대칭성을 측정하기 위한 더미변수이다. $V_{t,k}$ 는 t 기의 선물 거래활동을 나타내는 변수들로 $V_{t,1}$ 은 예측가능 거래량, $V_{t,2}$ 는 예측불가능 거래량, $V_{t,3}$ 는 100일 이동평균 거래량, $V_{t,4}$ 는 예측가능미결제약정수량, $V_{t,5}$ 는 예측불가능 미결제약정수량, 그리고 $V_{t,6}$ 는 100일 이동평균 미결제약정수량을 각각 나타낸다. 이들은 ARIMA (10, 0, 10) 모형에 의하여 구분하였다. 연구기간은 우리나라에서 주가지수선물이 거래되기 시작한 1996년 5월3일부터 2002년 6월 30까지이고 총 1635개의 표본이 사용되었다. ***, **, *의 유의수준은 각각 1%, 5% 10%를 나타내며, 괄호안의 숫자는 표준편차이다.

계수	현물 변동성		
	일별	일중	밤중
α_0	0.0159 (0.046)	0.0031 (0.015)	0.0115 (0.007)
α_1	0.8850 (0.033)***	0.9291 (0.018)***	0.8054 (0.062)***
β_1	0.0387 (0.020)*	0.0479 (0.013)***	0.1299 (0.056)**
β_2	0.0711 (0.042)*	0.0206 (0.021)	0.1916 (0.108)*
거래량			
예측가능 ($V_{t,1}$)	0.0099 (0.027)	0.0022 (0.008)	-0.0121 (0.007)*
예측불가능($V_{t,2}$)	0.2659 (0.115)**	0.1548 (0.030)***	0.0092 (0.017)
이동평균 ($V_{t,3}$)	-0.0407 (0.021)*	-0.0126 (0.008)	-0.0085 (0.004)**
미결제약정수량			
예측가능 ($V_{t,4}$)	-0.0421 (0.079)	-0.0469 (0.024)*	0.0140 (0.009)
예측불가능($V_{t,5}$)	0.1878 (0.362)	0.2893 (0.146)**	-0.0846 (0.068)
이동평균 ($V_{t,6}$)	0.1689 (0.075)**	0.0426 (0.027)	0.0224 (0.008)***
LM	4.14	8.13	3.36

2. KOSPI 200 선물 시장의 거래활동과 현물 변동성의 인과관계

앞 절에서의 결과는 선물의 거래활동과 현물의 변동성간의 동시대적 관계를 설명해 주고 있다. 그러나 많은 정책입안자, 학자, 그리고 실무자들의 관심은 선물의 거래가 과연 현물의 변동성을 초래하는가의 여부이다. 따라서 여기에서는 Granger 인과관계 검증과 충격반응분석을 통하여 이를 규명하고자 한다. <표 4>는 VAR(Vector Autoregressive) 모형을 이용한 KOSPI 200 선물의 거래활동과 현물변동성의 Granger 인과관계 검증 결과이다. 여기에서는 선물의 거래활동의 대응치로 앞 절에서 사용한 선물의 거래활동 지표 6가지 중 하루 중 선물거래의 충격을 나타내는 예측불가능 거래량과 예측불가능 미결제약정수량을 사용한다. 현물의 변동성은 식 (2)의 GJR-GARCH(1, 1) 모형에서 추출한 시간가변 조건부 변동성을 사용한다¹¹⁾. <표 4>는 White(1980)의 이분산조정 공분산에 기초한 χ^2 값을 보고한 것으로 귀무가설은 '변수 A가 변수 B를 선도하지 않는다'이고 최적차수는 Akaike의 예측오차 기준에 의하여 결정하였다.

일별 변동성에서의 결과를 보면 모든 선물거래활동 변수들과 현물의 변동성은 어떤 인과 관계도 존재하지 않는 것처럼 보인다. 그러나 일별 변동성을 일중과 밤중 변동성으로 구분하여 추정한 결과는 매우 다른 결과를 보여주고 있다. 즉, 선물의 거래량(하루중의 예측 불가능한 선물거래량의 충격)이 일중 현물의 변동성을 1%의 유의 수준에서 강하게 선도하고 있는 반면, 선물의 거래량은 밤중 현물의 변동성에 의하여 역시 1%의 유의수준에서 선도되고 있음을 알 수 있다. 이는 하루 중 거래가 진행되고 있는 동안에는 선물의 거래량 충격이 의하여 현물의 변동성이 선도되고 밤중에는 현물 변동성에 의하여 선물의 거래량 충격이 선도됨을 의미하는 것이다.

이들 사이의 충격반응 함수를 [그림 3]에서 보면, 선물 거래량의 충격에 대한 일중 현물 변동성의 반응은 지속적인 반면, 밤중 현물변동성에 대한 선물거래량의 반응은 최초 반응의 크기는 상대적으로 크지만 충격 후 2일 후에는 소멸됨을 알 수 있다. 이들 반응은 모두 양(+)의 관계를 가지고 있다. 이를 종합해 보면 거래가 이루어지고 있는 동안에는 선물의 거래가 현물의 변동성을 증가시키고, 거래가 이루어지지 않는 밤중 사이의 현물의 변동성은 선물의 거래를 증가시키는 관계에 있음을 알 수 있다. 미결제약정수량과 현물의 변동성은 전반적으로 인과 관계가 미약하였다. 다만, 밤중 현물의 변동성에 의하여 선물의 미결제약정수량이 약하게(유의 수준 10%) 선도되고 있다. [그림 4]를 보면 밤

11) 이 변수들은 ADF 검증결과 모두 안정적 시계열이다.

증 현물의 변동성에 대하여 미결계약정수량은 충격 후 2일 까지 음(-)의 반응을 보이고 있음을 알 수 있다. 그러나 반응의 크기는 선물 거래량과 현물 변동성과에서의 그것보다 작았다. 즉, 밤중 현물 변동성 증가는 미결계약정수량을 약하게 감소시키는 효과를 가져 오고 있다.

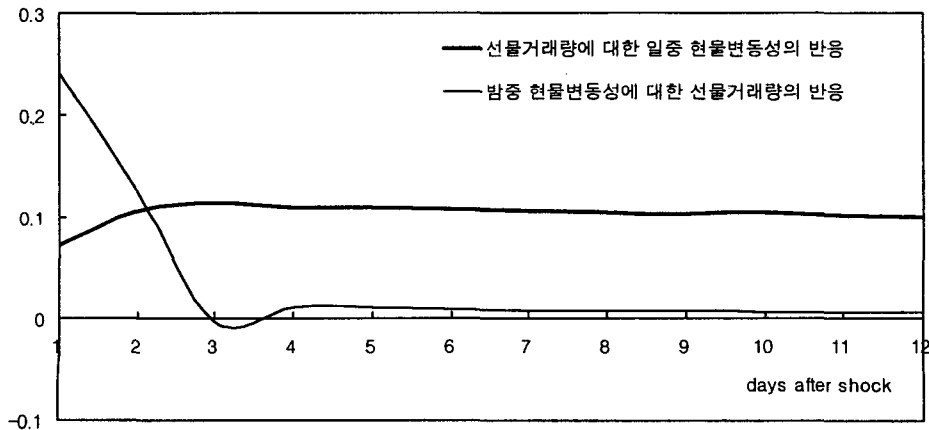
<표 4> KOSPI 200선물 거래활동과 현물변동성의 인과관계 - VAR

$$\begin{aligned}
 h_t &= \alpha_{1,t} + \sum_{j=1}^k \tau_{1,j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^k \rho_{1,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{1,j} OI_{t-j} + \mu_{1,t} \\
 Vol_t &= \alpha_{2,t} + \sum_{j=1}^k \tau_{2,j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^k \rho_{2,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{2,j} OI_{t-j} + \mu_{2,t} \\
 OI_t &= \alpha_{3,t} + \sum_{j=1}^k \tau_{3,j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^k \rho_{3,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{3,j} OI_{t-j} + \mu_{3,t}
 \end{aligned}$$

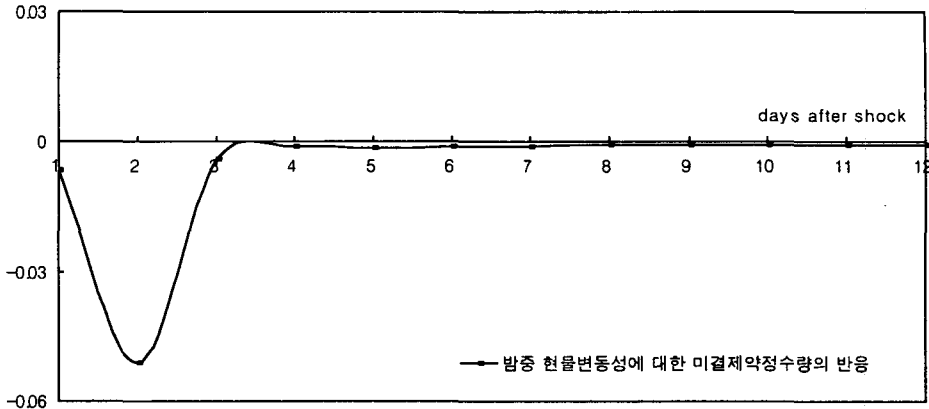
h_t 는 GJR-GARCH 모형으로 추정된 조건부 변동성이고, Vol_t 는 예측불가능 거래량, OI_t 는 예측불가능 미결계약정수량을 각각 나타낸다. 아래의 숫자는 White(1980)이 이분산 조정 공분산에 기초한 χ^2 값이다. ***, **, *의 유의수준은 각각 1%, 5% 10%를 나타낸다.

인과 관계	차수	현물 변동성		
		일별	일중	밤중
선물거래량 → 현물변동성	2	2.624	13.551***	2.006
현물변동성 → 선물거래량	2	3.102	4.234	13.269***
미결계약정수량 → 현물변동성	2	0.367	4.094	0.515
현물변동성 → 미결계약정수량	2	2.551	1.676	4.709*

[그림 3] 선물의 거래량과 현물변동성의 충격반응함수



[그림 4] 선물의 미결제약정수량과 현물변동성의 충격반응함수



동시적 변수를 추가한 연립방정식의 3단계최소자승법 추정을 통한 인과관계 검증 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. <표 4>에 제시되어 있는 VAR 모형에 의한 인과관계 검증 결과와 비교해 볼 때 선물 거래활동의 현물 변동성에 대한 영향력은 차이가 없는 반면, 현물 변동성의 선물 거래활동에 대한 영향력이 매우 강하게 나타나고 있다. 즉, 일중 변동성과 선물 거래량 사이에는 강한 양방향 인과관계가 있고, 일중 변동성은 미결제약정수량을 강하게 이끌고 있다. 밤중 변동성이 선물 거래활동을 선도하고 있는 것은 <표 4>에서의 결과와 같다.

<표 5> KOSPI 200선물 거래활동과 현물변동성의 인과관계 - 3SLS

$$\begin{aligned}
 h_t &= a_{1,t} + \sum_{j=1}^k \tau_{1,j} h_{t-j} + \sum_{j=0}^k \rho_{1,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=0}^k \theta_{1,j} OI_{t-j} + \mu_{1,t} \\
 Vol_t &= a_{2,t} + \sum_{j=0}^k \tau_{2,j} h_{t-j} + \sum_{j=1}^k \rho_{2,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=0}^k \theta_{2,j} OI_{t-j} + \mu_{2,t} \\
 OI_t &= a_{3,t} + \sum_{j=0}^k \tau_{3,j} h_{t-j} + \sum_{j=0}^k \rho_{3,j} Vol_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{3,j} OI_{t-j} + \mu_{3,t}
 \end{aligned}$$

h_t 는 GJR-GARCH 모형으로 추정된 조건부 변동성이고, Vol_t 는 예측불가능 거래량, OI_t 는 예측불가능 미결제약정수량을 각각 나타낸다. 위의 연립방정식은 3단계최소자승법에 의하여 추정하였으며, 아래의 숫자들은 한 변수의 과거 값들이 다른 변수의 현재의 움직임을 설명하지 못한다는 귀무가설을 검증하기 위한 χ^2 값이다. ***, **, *의 유의수준은 각각 1%, 5% 10%을 나타낸다.

인과 관계	차 수	현물 변동성		
		일 별	일 중	밤 중
선물거래량 → 현물변동성	2	3.001	11.143***	2.592
현물변동성 → 선물거래량	2	287.731***	174.617***	140.599***
미결제약정수량 → 현물변동성	2	2.775	3.557	3.546
현물변동성 → 미결제약정수량	2	42.494***	46.643***	27.919***

3. KOSPI 200 선물의 만기와 현물의 변동성

일반적으로 선물의 거래는 만기에 가까워지면 활발해진다. 따라서 만약 선물의 거래가 현물의 변동성을 증가시키는 역할을 한다면 선물의 만기 시점 부근에서 해당 현물의 변동성은 보다 높아질 것이다. 이를 검증하기 위한 식 (6)의 추정 결과는 <표 6>에 제시하고 있다. 식 (6)은 KOSPI 200 선물의 만기까지의 잔존기간 더미변수를 포함하고 있는데 이 더미변수의 계수 값이 유의적인 음(양)의 수를 갖는다면 만기에 가까워질수록 현물의 변동성이 증가(감소)함을 의미하는 것이다. 추정결과 전체적으로 계수값, γ_0 가 음수이어서 선물의 만기에 가까워질수록 현물의 변동성이 높은 것처럼 보이나 밤중 변동성(10% 유의수준)을 제외하고는 유의적이지 못함을 알 수 있다.

<표 6> KOSPI 200 선물의 만기와 KOSPI 200의 변동성

$$\text{모형 : } h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 S_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_0 \sqrt{TD_t}$$

TD는 주가지수의 만기까지의 잔존기간이다. ***, **, *의 유의수준은 각각 1%, 5% 10%을 나타내며 괄호 안의 숫자는 표준편차이다.

	현물 변동성		
	일 별	일 중	밤 중
α_0	0.1548 (0.096)*	0.0570 (0.015)*	0.0071 (0.003)
α_1	0.9438 (0.016)***	0.9401 (0.012)***	0.8864 (0.018)***
β_1	0.0366 (0.016)**	0.0506 (0.013)***	0.0939 (0.026)***
β_2	0.0393 (0.021)	0.0143 (0.015)	0.0947 (0.039)**
γ_0	-0.0241 (0.015)	-0.0072 (0.065)	0.0009 (0.001)*
LM	4.14	7.05	1.82

선물 만기 부근의 현물 변동성의 변화를 좀더 구체적으로 살펴보기 위하여 선물만기 10일전부터 만기 당일까지 각 기간별 더미인 D_{10-0} 을 식 (1)에 삽입한 식 (7)의 추정결과는 <표 7>의 왼쪽에 제시되어 있다. 이를 보면, 만기 하루 전부터 만기일까지의 현물 변동성이 10%유의 수준에서 높아지는 것을 제외하고 만기 부근의 현물의 변동성이 높아진다는 증거를 찾기는 어려웠다.

현물의 변동성의 변화에 대비하여 현물 주식 거래량의 만기에 따른 기간별 변화를 알아보기 위한 식 (8)의 추정결과는 <표 7>의 오른쪽에 제시되어 있다. 현물의 변동성과는 달리 현물의 거래량은 만기 6일 전부터 높아짐을 알 수 있다. 이러한 결과는 미국시

장을 대상으로 만기효과를 검증한 Stoll and Whaley(1986, 1987, 1991), Herbst and Maberly(1990), Chen and Williams(1994), 영국시장을 대상으로 한 Pope and Yadav (1992), 일본 시장을 대상으로 한 Karolyi(1996) 등의 연구 결과와 일치하고 있다.

<표 7> 주가지수선물 만기와 주가지수의 변동성 및 거래량

$$\text{모형 A : } h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_{0-n} D_{0-n}$$

$$\text{모형 B : } V_{cash,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^j V_{cash,t-i} + \gamma_{0-n} D_{0-n}$$

D_{0-n} 은 KOSPI 200 선물의 각 기간별 만기까지의 잔존기간을 나타내는 더미변수 이고, V_{cash} 는 현물주식의 총거래량이다. ***, **, *의 유의수준은 각각 1%, 5% 10%을 나타내며 괄호안의 숫자는 표준편차이다(모형 A의 다른 계수 값은 <표 6>의 그것과 유사하여 생략하였음).

	모형 A	모형 B
γ_0	1.1857 (0.648)*	1.8908 (0.801)**
γ_{0-1}	0.5244 (0.317)*	1.0406 (0.582)*
γ_{0-2}	0.3176 (0.214)	1.0685 (0.478)**
γ_{0-3}	0.2760 (0.175)	1.4589 (0.415)***
γ_{0-4}	0.2095 (0.137)	0.7922 (0.376)**
γ_{0-5}	0.1789 (0.167)	0.8288 (0.346)**
γ_{0-6}	0.1471 (0.106)	1.4611 (0.813)*
γ_{0-7}	0.1425 (0.097)	0.2264 (0.814)
γ_{0-8}	0.1256 (0.109)	-0.9268 (0.814)
γ_{0-9}	0.1110 (0.074)	0.8477 (0.813)
γ_{0-10}	0.0924 (0.065)	0.7863 (0.814)

VI. 결 론

본 연구는 우리 나라에서 주가지수 선물이 처음 거래된 1996년 5월 이래 선물의 거래 활동과 현물 주식시장 변동성의 관계를 다음과 같은 세 가지 측면에서 분석하는 것이 그 목적이다.

첫째, 선물거래활동과 현물의 변동성의 동시대적 관계 검증을 하였다. 구체적으로 선 물의 거래량(volume)과 미결제약정수량(open interest)을 과거의 자료로부터 예측가능한 (expected)부분과 예측불가능한(unexpected) 부분으로 나누어 독립변수로 추가한 GJR-GARCH 모형을 추정하였다. 그 결과, 예측불가능 거래활동은 일중 변동성과 매우 강한 양의 관계를 가지고 있음을 볼 수 있었다. 이는 거래시간 동안에 시장에 들어오는 정보

에 대하여 선물의 거래량과 현물의 변동성이 동시에 반응한다는 증거로 해석할 수 있을 것이다. 반면 예측가능한 선물 거래활동은 대체적으로 현물 변동성과 약한 음의 관계에 있거나 유의하지 않았다. 이는 선물의 거래가 현물의 변동성을 안정시키는 기능이 미약함을 보여주는 것이라 할 수 있다. 전체적으로 선물거래량의 충격(예상불가능 거래량)이 선물거래량의 수준(예상가능 거래량) 보다도 현물의 변동성을 설명하는데 보다 큰 설명력을 가지고 있음을 발견할 수 있었다.

둘째로 본 연구는 Granger 인과관계 검증과 충격반응분석을 통하여 선물의 거래활동과 현물의 변동성간의 동적인 관계 즉, 어느 한 요인이 다른 요인을 초래하는지를 검증하였다. Granger 인과관계 검증 결과를 보면 선물의 거래량이 일중 현물의 변동성을 강하게(유의수준 1%) 선도하고 있는 반면, 선물의 거래량은 밤중 현물의 변동성에 의하여 강하게(유의수준 1%) 선도되고 있음을 알 수 있다. 이는 하루 중 거래가 진행되고 있는 동안에는 선물의 거래량 충격이 의하여 현물의 변동성이 선도되고 밤중에는 현물 변동성에 의하여 선물의 거래량 충격이 선도됨을 의미하는 것이다. 이들 사이의 충격반응 검증결과 어느 한 변수에 대한 다른 변수의 반응은 모두 양(+)의 관계를 가지고 있다. 이를 종합해 보면 거래가 이루어지고 있는 동안에는 선물의 거래가 현물의 변동성을 증가시키고 있었고, 거래가 이루어지지 않는 밤중 사이의 현물의 변동성은 선물의 거래를 증가시키는 관계에 있음을 알 수 있었다. 미결제약정수량과 현물의 변동성은 전반적으로 인과 관계가 미약하였다. 다만, 밤중 현물의 변동성에 의하여 선물의 미결제약정수량이 약하게(유의 수준 10%) 선도되고 있다. 또한 밤중 현물의 변동성에 대하여 미결제약정수량은 대체적으로 지속적인 음(-)의 반응을 보이고 있음을 알 수 있다. 그러나 반응의 크기는 선물 거래량과 현물변동성과에서의 그것보다 작았다. 즉, 밤중 현물 변동성 증가는 미결제약정수량을 약하게 감소시키는 효과를 가져오고 있음을 알 수 있었다. 동시적 변수의 영향력을 감안한 모형의 추정에 의한 인과 관계의 검증은 현물 변동성이 선물의 거래활동을 선도하는 정도가 보다 강함을 보여주고 있다.

마지막으로 선물의 만기와 현물의 변동성과의 관계를 살펴보았다. 만기까지의 잔존기간을 더미변수로 추가한 GJR-GARCH 모형의 추정결과 선물의 만기에 가까워질수록 현물의 변동성이 높은 것처럼 보이나 밤중 변동성(10% 유의수준)을 제외하고는 유의적이지 못했다. 선물 만기 부근의 현물 변동성의 변화를 좀더 구체적으로 살펴보기 위하여 선물만기 10일전부터 만기 당일까지 각 기간별 더미변수를 추가한 모형의 추정결과를 보면, 만기 하루 전부터 만기일까지의 현물 변동성이 10% 유의 수준에서 높아지는 것을 제외하고 만기 부근의 현물의 변동성이 높아진다는 증거를 찾기는 어려웠다. 그러나 현물의 변동성과는 달리 현물의 거래량은 만기 6일 전부터 높아짐을 알 수 있었다.

참 고 문 헌

- 강태훈, “KOSPI 200(선물대상 지수)의 비선형동학”, 선물연구, 제7호, (2000), 41-64.
- 강태훈, 이종범, “KOSPI 200 선물의 도입과 주식시장의 안정성 및 효율성”, 경제학연구 제48집 제3호, (2000), 267-285.
- 고봉찬, “주가와 거래량 : 반비모수적 접근방법”, 재무연구, 제10권 제1호, (1997), 1-35
- 공재식, “한국주식시장에서의 거래량 정보효과에 관한 연구”, 재무연구, 제10권 제1호, (1997), 37-68.
- 구맹희, 이윤선, “투자자 유형과 주가의 관계에 관한 연구”, 재무관리연구, 제18권 제1호, 1995.
- 구본일, “한국 주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구”, 재무연구, 제13권 제1호, (2000), 129-159.
- 권택호, 박종원, “KOSPI 200 선물거래가 현물시장의 변동성에 미치는 영향”, 재무관리 연구, 한국재무관리학회, 제14권 제2호, (1997), 57-81.
- 권택호, 박종원, “KOSPI 200 선물거래, 주식시장의 변동성 그리고 시장 마찰요인”, 재무 관리연구, 제17권 제2호, (2000), 143-178.
- 권택호, 이혜문, “KOSPI 200 선물과 옵션거래가 주식시장의 변동성에 미친 영향에 대한 실증분석”, 재무연구, 제13권 제2호, (2000), 103-133.
- 김인준, 김동석, 박전엽, “주가지수선물거래도입이 주식시장 분산성에 미치는 영향 : 한국에서의 실증분석”, 선물연구, 제5호, (1997), 59-84.
- 도명국, “선물시장의 정보전달 메카니즘과 효율성에 관한 실증분석”, 주식, 한국증권거래소, (1997), 7-39.
- 신재정, 정범석, “주식 수익률 분산의 시간 변동성에 관한 연구”, 재무관리연구, 제10권 제2호, (1992), 260-301.
- 옥기을, “주가변동성의 비대칭적 반응에 관한 실증적 연구 증권학회지”, 제21집, (1997), 295-324
- 변종국, “KOSPI 200 지수선물이 현물주식시장의 유동성 및 변동성에 미친 영향”, 재무 관리연구, 제15권 제1호, (1998), 139-163.
- 장국현, “다변량 GARCH-M 모형을 이용한 조건부 CAPM의 검증과 시간가변적 상관관계에 관한 연구”, 증권학회지, 제23집, (1998), 61-87.
- 정효진, “선물시장이 현물시장의 변동성에 미치는 영향”, 주식, 한국증권거래소, (1998),

3-15.

- 조담, “주식수익률의 조건부 이분산성에 관한 연구”, 재무연구, 제7호, (1994), 5-36.
- Antoniou, Antonios, Holmes, Phil, Futures Trading, Information and Spot Price Volatility : Evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures Contract Using GARCH, *Journal of Banking and Finance*, 19(1), (1995), 117-129.
- Antoniou, Antonios ; Holmes, Phil ; Priestley, Richard, “The Effects of Stock Index Futures Trading on Stock Index Volatility : An Analysis of the Asymmetric Response of Volatility to News,” *Journal of Futures Markets*, 18(2), (1998), 151-166.
- Bae Sung C., Taekho Kwon and Jongwon Park, “2000 Futures Trading, Spot Market Volatility and Market Efficiency : The Case of the Korean Index Futures Market,” Working Paper, 2000.
- Baldauf, Brad, Santoni, G. J., “Stock Price Volatility : Some Evidence from an ARCH Model,” *Journal of Futures Markets*, 11(2), (1991), 191-200.
- Bessembinder, Hendrik, and Paul J. Seguin, “Futures Trading Activity and Stock Price Volatility,” *Journal of Finance*, 47, (December 1992), 2015-34.
- Bessembinder, Hendrik and Paul J. Seguin, *JFQA*, 28(1), (March 1993), 21-39.
- Bollerslev, Tim, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31(3), (1986), 307-327.
- Bray, Margaret M., “Futures Trading, Rational Expectations, and the Efficient Markets Hypothesis,” *Econometrica*, 49(3), (1981), 575-596.
- Chang, Eric C., Joseph W. Cheng and J. Michael Pinegar, “Does Futures Trading Increase Stock Market Volatility? The Case of the Nikkei Stock Index Futures Markets,” *Journal of Banking & Finance*, 23, (1999), 727-753.
- Chatrath, Arjun, Ramchander, Sanjay, Song, Frank, “Does Options Trading Lead to Greater Cash Market Volatility?,” *Journal of Futures Markets*, 15(7), (1995), 785-803.
- Chen, Chao and James Williams, “Triple-Witching Hour, the Change in Expiration Timing, and Stock Market Reaction,” *Journal of Futures Markets*, 14(3), (1994), 275-292.
- Clark, P., “A Subordinated Stochastic Processes Model with Finite Variances for Speculative Prices,” *Econometrica*, 41, (1973), 135-155.

- Damodaran, Aswath and Marti G. Subrahmanyam, "The Effects of Derivative Securities on the Markets for the Underlying Assets in the United States : A Survey," *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 1(5), (1992), 1-22.
- Danthine, Jean-Pierre, "Information, Futures Prices, and Stabilizing Speculation," *Journal of Economic Theory*, 17(1), (1978), 79-98.
- Davidson, Russell and James G. Mackinnon, "Estimation and Inference in Econometrics," Oxford University Press, 1993.
- Edwards, Franklin R., "Futures Trading and Cash Market Volatility : Stock Index and Interest Rate Futures," *Journal of Futures Markets*, 8, (August 1988), 421-39.
- Engle, Robert F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, (July 1982), 987-1008.
- Engle, Robert F., Ng, Victor K., "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48(5), (1993), 1749-1778.
- Figlewski, Stephen, "Futures Trading and Volatility in the GNMA Market," *Journal of Finance*, 36(2), (1981), 445-456.
- French, Kenneth and Richard Roll, "Stock Return Variances : The Arrival of Information and the Reaction of Traders," *Journal of Financial Economics*, 17(1), (1986), 5-26.
- Glosten, Lawrence R., Ravi Jagannathan and David E. Runkle, "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48(5), (1993), 1779-1801.
- Gulen, Huseyin and Stewart Mayhew, "2000 Stock Index Futures Trading and Volatility in International Equity Markets," *Journal of Futures Markets*, 20(7), (2000), 661-685.
- Grossman, Sanford J., "An Analysis of the Implications for Stock and Futures Price Volatility of Program Trading and Dynamic Hedging Strategies," *Journal of Business*, 61, (1988), 275-298.
- Hagelin, Niclas, "2000 Index Option Market Activity and Cash Market Volatility under Different Market Conditions : An Empirical Study from Sweden," *Applied Financial Economics*, 10(6), (2000), 597-613.
- Harris, Lawrence, "S&P 500 Cash Stock Price Volatilities," *Journal of Finance*, 44(5),

(1989), 1155-1175.

- Herbst, Anthony F. and Edwin D. Maberly, "Stock Index Futures, Expiration Day Volatility, and the Special Friday Opening : A Note," *Journal of Futures Markets*, 10(3), (1990) 323-325.
- Hodges, Stewart, "1992 Do Derivative Instruments Increase Market Volatility?," *Options : Recent Advances in Theory and Practice II* (chapter 12), Stewart Hodges, ed., Manchester University Press, 1992.
- Karolyi, Andrew G., "Stock Market Volatility Around Expiration Days in Japan," *Journal of Derivatives*, 4(4), (1996), 23-43.
- Koch, P. D., "Reexamining intraday simultaneity in stock index futures markets," *Journal of Banking and Finance*, 17, (1993), 1191-1205.
- Kumar, Raman, Atulya Sarin, and Kuldeep Shastri 1995 The impact fo the listing of Index options on the underlying stocks, *Pacific-Basin Finance Journal* 3, (1995) 303-317.
- Kyle, Albert S., A Theory of Futures Market Manipulations, in Paul Weller, ed., *The Theory of Futures Markets*, [Republished 1992] Oxford and Cambridge, Mass. : Blackwell, (1984), 273-303.
- Kyriacou, C. and L. Sarno, "The Temporal Relationship Between Derivatives Trading And Spot Market Volatility In The UK : An Empirical Investigation," *Journal of Futures Markets*, 19(3), (1999), 245-270.
- Laatsch, Francis E., "A Note on the E.ects of the Initiation of Major Market Index Futures on the Daily Returns of the Component Stocks," *Journal of Futures Markets*, 11(3), (1991), 313-317.
- Lee, Sang Bin, Ohk, Ki Yool, "Stock Index Futures Listing and Structural Change in Time-Varying Volatility," *Journal of Futures Markets*, 12(5), (1992), 493-509
- Mayhew, Stewart, "The Impact of Derivatives on Cash Markets : What Have We Learned - University of Georgia," Working Paper, 2000.
- McKenzie, Michael D., Brailsford, Timothy J., Faff, Robert W., "New Insights into the Impact of the Introduction of Futures Trading on Stock Price Volatility," *Journal of Futures Markets*, 21(3), (2001), 237-255.
- Pope, Peter F. and Pradeep K. Yadav, "The Impact of Option Expiration on Under-

- lying Stocks : The UK Evidence," *Journal of Business Finance and Accounting*, 19(3), (1992), 329-344.
- Ross, Stephen, "Information and Volatility : The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy," *Journal of Finance*, 44(1), (1989), 1-17
- Stein, Jerome, *Speculative Markets and Macroeconomic Controversy*, Brown University Department of Economics Working, (1987), 87-19.
- Stoll, Hans R. and Robert E. Whaley, *Expiration Day Effects of Index Options and Futures*, Monograph Series in Finance and Economics, Monograph, 3-56, 1986.
- Stoll, Hans R. and Robert E. Whaley, "Program Trading and Expiration Day Effects," *Financial Analysts Journal*, 43, (March/April 1987), 16-28.
- Stoll, Hans R. and Robert E. Whaley, "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Quantitative and Financial Analysis*, 25, (1990), 441-468.
- Stoll, Hans R. and Robert E. Whaley, "Expiration Day Effects : What Has Changed," *Financial Analysts Journal*, 47, (January/February 1991), 58-72.
- Sutcliffe, Charles, *Stock Index Futures : Theories and International Evidence*, International Thompson Business Press, London, 1997.
- Tauchen, G. E. and M. Pitts, "The Price Variability-Volume Relationship in Speculative Markets," *Econometrica*, 51, (1983), 485-505.
- White, H, "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, (1980), 817-838.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 20, Number 2, Dec. 2003

KOSPI 200 Futures Trading Activities and Stock Market Volatility

Minho Kim* · James Nielsen** · Hyuntak Oh*

〈abstract〉

We examine the relationship between the trading activities of Korea Stock Price Index (KOSPI) 200 futures contract and its underlying stock market volatility for about six years from May 1996 when the futures contract was introduced. The trading activities of the futures contracts are proxied by the volume and open interest, which are divided into expected and unexpected portions by using the previous data. The daily, intraday, and overnight cash volatility is estimated by the GJR-GARCH model. We find a positive contemporaneous relationship between the intraday stock market volatility and the unexpected futures volume while the relationship between the volatility and expected futures volume is weakly negative or non-existent. We also find that the unexpected futures volume strongly causes intraday cash volatility. On the other hand, the overnight cash volatility causes the unexpected futures volume. The impulse responses between these variables are all positive. The result implies that during a trading time futures trading tends to increase the cash volatility while the unexpected overnight changes in cash volatility tends to increase the futures trading activities. We, however, find no association between the cash volatility and futures maturities.

Keywords : KOSPI 200 Futures, Volume, Open Interest, Volatility, Futures Maturity

* Professor, Chonbuk National University

** Oregon State University, College of Business Administration