

KOSPI 200 지수선물이 현물주식시장의 유동성 및 변동성에 미친 영향

卞 鍾 國*

<요 약>

본 연구는 KOSPI 200 주가지수선물이 현물시장의 유동성 및 변동성에 미치는 영향을 분석하기 위하여 1996년 5월 3일 주가지수선물의 도입 전·후 각각 6개월간의 일중 매수·매도호가, 일중 최고가, 최저가, 종가, 거래량에 대한 109개 기업의 패널자료(panel data)를 일반화최소승자(GLS) 방법에 의하여 시계열횡단면회귀분석(time series cross-sectional regression)으로 실시하였다. 본 연구에서 발견된 결과는 다음과 같다.

첫째, 주가지수선물 도입이후 주식시장 전반적으로 매수·매도호가 스프레드 증가는 발견할 수 없었다. 그러나 KOSPI 200 지수 비채택종목의 스프레드는 증가하여 주가지수선물 도입이후 유동성의 감소를 보였고 KOSPI 200 종목군은 유의적인 변화가 없었다.

둘째, 스프레드의 설명변수중 가격변수는 주가지수선물의 도입 이전에 유의적 설명변수였고, 주가지수선물 도입이후에도 구조적 차이의 변화를 발견할 수 없었다. 그러나 스프레드의 설명변수 중 주가지수선물의 도입 이전에는 유의적이지 못하였던 변동성과 거래량의 스프레드에 대한 민감도가 주가지수선물 도입이후에는 유의적인 차이변화를 나타냈다. 변동성은 KOSPI 200 지수 비채택종목군에서, 그리고 거래량은 지수채택종목과 비채택종목군 모두에서 통계적으로 유의적인 차이 변화를 나타내어 주가지수선물 도입이후 스프레드의 설명변수에 구조적 변화가 발생하였다.

셋째, 주가지수선물의 도입이후 가격변수를 설명변수로 조정하고 난 현물시장의 변동성이 유의적으로 증가하였고, 특히 지수비채택종목군에서 더 심한 증가를 보여 주었다. 이는 선물가격이 정보를 효율적으로 반영하지 못하여 현물시장의 변동성에 다소 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.

I. 서 론

1982년 VLI(Value Line Index) 선물이 캔사스시티상품거래소(KCBT)에 상장된 이

본 논문은 1996년도 교육부지원 학술진흥재단의 자유공모과제 학술연구조성비의 지원으로 연구되었음

* 영남대학교 상경대학 경영학부 조교수

** 본 연구를 위해 자료를 제공하여 주신 증권거래소 관계자와 한국투자신탁 투자공학팀에게 감사드립니다.

래로 주가지수선물은 많은 나라에서 활발히 거래되고 있다. 주가지수선물은 70년대 이후 연금 및 신탁 펀드를 취급하는 기관투자자의 주식투자 증가와 함께 포트폴리오를 효과적으로 관리하는 수단에 대한 필요성의 인식이 높아짐에 따라 도입이 추진되었다. 그러나 현물인 주식의 인·수도와 관련된 결제방식의 문제로 인하여 도입이 지연되다가 현금결제(cash settlement) 방식의 채택으로 실현이 가능하게 되었다. 주식투자가 날로 복잡 다양해지며 주가의 변동성 및 국내·외 자본시장의 급속한 환경변화, 그리고 개방에 따른 불확실성의 증대를 효율적으로 관리하고 투자자에게 새로운 투자기회를 제공하기 위하여 한국증권거래소도 1996년 5월에 KOSPI 200 지수선물을 상장하게 되었다.

VLI 주가지수선물의 도입 초기에 찬·반 양론의 논쟁은 S&P 500 주가지수선물의 급격한 거래량의 증가¹⁾로 종결되는 듯 하였으나 미국 증시의 대폭락을 가져온 1987년 암흑의 월요일(Black Monday)을 기점으로 다시 점화되었다. 주가지수선물에 대하여 부정적 견해를 가진 그룹은 증시의 대폭락은 주가지수선물로 인한 것이므로 시장의 규제를 강화하여야 한다고 주장하였고, 일부 극단자들은 주가지수선물은 금융시장 자체를 불안정하게 하며 투자자의 자신감을 파괴하는 것이므로 주가지수선물 시장 자체를 닫아야 한다고 제안하였다.

주가지수선물이 현물시장의 안정성을 저해하는 것인지 아니면 투자자에게 효율적인 위험관리 수단의 제공이 부정적인 요소를 능가할 수 있는 것인지에 대한 단정적인 결론은 없다. 그러나 Barings를 위시한 일부 금융사가 주가지수선물을 포함한 파생금융상품의 과도한 거래로 도산하고 증시에 일시적인 부정적 영향을 미치는 것을 보면 선물이 현물시장에 미치는 영향을 면밀히 분석할 필요성이 있다. 만약 선물시장이 현물시장에 부정적인 영향을 미친다면 제도적인 차원에서 보완하여 선물과 현물시장의 상호 발전을 가져오는 것이 바람직하기 때문이다. 따라서 본 연구는 KOSPI 200 주가지수선물의 도입 전·후 현물주식시장의 유동성과 변동성을 실증적으로 분석하여 정책입안자와 투자자 모두에게 자료를 제공하는 것을 연구목적으로 하고 있다. 특히 한국 주식시장의 미시자료(micro-data)를 이용하여 현·선물간의 관계를 분석한 연구결과가 취약한 상태이므로 본 연구의 결과가 시사하는 점이 가치가 있으리라 판단된다.

본 논문의 체계는 총 5장으로 구성되어 있다. 제 2장은 실증분석에 바탕이 되는 이

1) 약정수량이 1983년 5억\$이었던 것이 1987년 2.5조\$로 증가하였음

론적 근거와 선행연구를 제시하고 있으며, 제 3장에서는 실증분석을 위한 표본자료와 분석모형을 설계하고, 4장은 분석결과를 해석하고, 마지막으로 5장에서는 결론 및 본 연구의 시사점으로 귀결을 맺는다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

주가지수선물과 관련된 학자들간의 상호 대립적인 견해는²⁾ 주로 현물시장의 유동성(Liquidity)과 변동성(Volatility)에 초점이 모아진다. 주가지수선물의 도입이 현물시장의 유동성에 미치는 영향은 매입·매도호가 스프레드의 분석을 통하여 이루어진다. 주가지수선물의 도입은 정보에 상대적으로 어두운 거래자(uninformed traders)가 현물주식시장으로부터 선물시장으로 이전함으로써 스프레드는 증가한다는 주장과, 반대로 주가지수선물은 기관투자자에게 현물 주식의 위험을 더 잘 헤지할 수 있는 수단을 제공하고 정보에 밝은 거래자(informed traders)들간에 현물 주식거래를 활성화함으로써 스프레드는 오히려 감소한다는 주장이 대립하고 있다. 유동성과 마찬가지로 변동성 또한 투자자가 가지는 정보에 따라 증가 혹은 감소한다는 주장이 대립되고 있다. 즉, 정보에 어두운 거래자의 단기 투기적 거래의 증가와 차익거래(arbitrage trading) 및 프로그램거래(program trading) 등의 증가로 현물시장의 안정성이 저해된다는 연구 결과와, 정보에 밝은 투기적 거래자(informed speculative traders)가 자신들이 가진 정보를 이용하여 초과수익을 달성하고자하는 경우에는 정보가 가격에 반영되는 효율성이 높아져 현물시장의 변동성은 오히려 감소한다는 연구결과가 양립하고 있다.

매수·매도호가 스프레드는 역선택(adverse selection), 고정비용(fixed costs), 위험회피로 인한 재고비용(inventory costs) 등의 원천으로부터 발생한다. 역선택 문제는 딜러와 정보에 밝은 거래자들간의 비대칭정보의 정도에 따라 스프레드의 크기에 영향을 미친다. 즉 정보면에서 우월한 투자자와의 거래에서 발생하는 손실을 시장조성가(market makers)에게 보상하여주는 정도에 따라 스프레드는 달라진다.(Glosten and Milgrom(1985), Venkatech and Chiang(1986), Conroy, Harris, and Benet(1990)) 고정비용은 시장조성가에게 시장조성과 연관된 주문처리비용(order processing costs)의 보상이며, 재고보유비용 또한 재고보유에 따른 위험에 대한 보상으로 볼 수 있으므로

2) Silver, W.L., (1989), "The Economic Role of Financial Futures," Peck, A.E.(ed.), Washington D.C.: American Enterprise for Public Policy Research, pg 83-114.

스프레드는 영향을 받게 된다.(Roll(1984))

Gammill 과 Perold(1989), Gorton 과 Pennacchi(1991), 그리고 Subramanyam(1991) 등은 주가지수선물이 현물 주식시장의 유동성에 미치는 영향을 비대칭정보 측면에서 설명하고 있다. 즉, 주가지수선물은 '주식 바스켓(basket of stocks)' 거래이므로 현물 주식에 비하여 기업고유의 정보에 대한 비대칭의 정도가 훨씬 낮아 정보면에서 열세인 거래자들이 현물시장으로부터 선물시장으로 이전하여 현물주식시장의 스프레드를 증가시킬 수 있다고 한다. 이는 특히 지수채택 종목(indexed stocks)과 비채택 종목(non-indexed stocks)간에 상호 다른 스프레드 변화를 초래하게 된다. 정보에 상대적으로 열세인 거래자는 지수채택 종목과 비채택 종목을 골고루 자신의 포트폴리오에 포함시키지만 지수펀드(index fund)를 운영하는 소극적 기관투자자(passive institutional investors)는 주로 지수채택종목을 포트폴리오에 포함시키고 있다. 따라서 소극적 기관투자자가 지수선물시장으로 이전할 경우 지수채택종목의 스프레드는 증가하며 반대로 비채택종목은 감소하게 된다. Subramanyam(1991)은 실제로 S&P500과 MMI, 그리고 이 두 지수에 포함되지 않은 비채택종목의 포트폴리오로 실증 분석하여 S&P와 MMI 지수채택 종목의 스프레드가 통계적으로 유의하게 증가하였고 비채택종목의 포트폴리오는 감소하였다는 결과를 얻었다.

이와는 반대로 주가지수선물의 도입은 시장조성가에게 재고보유주식에 따른 위험을 효과적으로 헤지할 수 있는 기회를 제공하므로 재고비용이 낮아져 현물주식시장의 스프레드를 낮춘다는 주장이 있다. Jegadeesh와 Subramanyam(1993)은 S&P 500 주가지수선물의 도입전·후에 매수·매도호가 스프레드³⁾의 변화를 분석하였다. 그들은 지수선물 도입 전·후 각각 기간에 있어서 가격수준, 거래량, 변동성 등을 조정하고 나서 George, Kaul, 그리고 Nimalenderan(1991)⁴⁾의 조사방법을 이용하였다. 그러나 주가지수선물의 도입 이후 현물주식시장 전반의 스프레드는 현저하게 증가하였고 반면 지수 비채택종목의 스프레드는 별로 증가하지 않았다는 것을 발견하여 상기의 가설을 기각하였다.

한편 주가지수선물의 도입이 현물주식시장의 변동성에 대한 영향을 분석하기 위하여 Edward(1988)는 1982년 Value Line 지수와 S&P 500 지수선물의 도입전 10년간

3) 이때 매수·매도호가 스프레드는 일일종가기준으로 고시된 스프레드(end-of-day quoted bid-ask spread)임

4) George, T., Kaul, G., and Nimalenderan, M., "Estimating the Components of the Bid-ask Spread: A New Approach," *Review of Financial Studies*, Vol.4, No.4, 1991, pg 623-656.

(1973. 6. 13-1982. 4. 20)과 도입후 5년간(1982. 4.21-1986. 12.31)의 일별 증가 수익률과 최고, 최저가를 이용하여 각각 변동성을 추정하였다. 그 결과 S&P 500지수의 변동성은 도입이전이 0.8559 이었던 것이 도입이후 0.7783으로 오히려 감소하였고, Value Line 지수는 변화가 거의 없었다는 것을 발견하였다⁵⁾. 이들과 유사한 결과는 Conrad(1983), Damodaran 과 Lim(1988), 그리고 Detemple 과 Jorion(1988) 등의 연구에서도 찾을 수 있다.

이와 반대로 Harris(1989)는 주가변동성에 영향을 미치는 기업특성변수를 통제한 후 S&P 500 지수 채택종목들과 비채택종목들간의 변동성을 추정한 결과 지수채택종목들의 변동성이 비채택종목들의 변동성보다 지수선물의 도입이후 훨씬 증가하였다는 것을 발견하였다. 그러나 Stoll 과 Whaley(1987)는 삼중마력일(triple witching days)⁶⁾ 근처기간의 S&P 500 지수변동성은 만기일에 상당히 증가하였다가 시간이 경과함에 따라 원래의 수준으로 되돌아 오는 일시적인 현상이라고 주장하고 있다.

파생상품과 관련된 국내 연구중 권태호·박종원(1997)은 KOSPI 200 지수선물의 도입은 현물주식시장의 변동성을 증대시켰지만 설명변수를 조정하고 난 이후 변동성의 차이는 발견할 수 없었다고 하였다. 김기현(1995)은 선물시장의 도입이 현물가격 안정화에 미치는 영향을 시뮬레이션 접근을 통하여 분석하였고, 김종수·박영배(1996)는 KOSPI 200 지수와 종합주가지수의 가격 변동성을 자기상관(auto-correlation)과 상호상관(cross-correlation)을 통하여 분석하고 지수들의 변동성은 이분산적이며 비정규분포적 성향을 가진다고 하였다. 그러나 상기의 논문 대부분은 KOSPI 200 지수선물의 도입이후 설명변수로 조정된 현물시장의 유동성과 변동성을 실증적으로 분석한 것이 아니라 지수를 중심으로 변동성의 자기행태를 연구한 것이다. 따라서 본 논문은 기존의 관련 논문과 비교하여 다음과 같은 차이가 있다. 첫째, 일별 매수·매도 고시호가를 이용하여 지수선물이 KOSPI 200 지수채택종목과 비채택종목들간의 스프레드에 어떤 영향을 상호 다르게 미쳤는지를 분석하며 둘째, 지수선물의 도입이후 현물시장의 유동성과 변동성에 영향을 줄 수 있는 외생변수를 조정한 합동시계열횡단회귀분석(pooled time series cross-sectional regression)을 이용함으로써 이분산성과 자기상관문

5) 지수선물의 도입 이전인 1979-1982년 기간 동안 발생한 통화정책의 변화가 현물시장의 변동성에 미칠 수 있는 영향을 제거하기 위하여 이 기간을 포함한 것과 배제한 것을 분리하여 분석하였지만 결과에는 차이가 없었음

6) Triple Witching Days(혹은 Hours)란 지수관련 파생상품인 주가지수선물, 주가지수옵션, 그리고 주가지수선물옵션(option on index futures) 등이 동시에 만기되는 시점을 지칭함

제를 해결하려고 한다.

이상의 기존 논문에서 살펴본 바와 같이 주가지수선물의 도입은 현물 주식시장의 유동성과 변동성에 음(-) 혹은 양(+)⁷⁾의 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 따라서 1996년 5월 3일 도입된 KOSPI 200 지수선물이 한국 현물 주식시장의 유동성과 변동성에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석한다는 것은 투자자는 물론 정책 입안자에게도 아주 중요한 의미를 담고 있다. 만약 주가지수선물의 도입으로 현물시장의 스프레드가 증가한다면 현물시장의 유동성 약화로 시장의 위축을 가져올 것이고 반대로 보유한 주식포트폴리오의 가치하락 위험을 헤지하는데 주가지수선물이 낮은 기회비용을 제공한다면 현물주식시장의 유동성은 증가할 것이다. 현물주식시장의 변동성 또한 아주 중요한 의미를 가지고 있다. 왜냐하면 주가지수선물의 도입이 현물시장의 변동성을 증가시킨다면 투자자들은 보다 높은 위험 프리미엄을 요구할 것이며 이는 실질금리 뿐만 아니라 자본비용의 증가를 초래할 수 있기 때문이다. 특히 단시간에 발생하는 높은 변동성은 투자자가 시장에 대한 자신감과 신뢰감을 잃어 버리게 하며, 결국 금융시장 자체를 투기자들의 집합체로 간주하여 장기적이며 합리적인 투자자를 시장으로부터 멀어지게 할 가능성도 있다.

Ⅲ. 표본자료와 분석모형

1. 자료

KOSPI 200 주가지수선물이 증권거래소에 상장된 1996년 5월 3일을 전·후로 각각 6개월간의 일중자료를 이용한다. 일중자료는 거래당일의 10시, 11시, 오후 2시, 3시의 시간대별로 측정된 매수·매도호가와 일일 최고가, 최저가, 종가, 그리고 일일 거래량을 이용한다. 표본기업은 KOSPI 200지수의 산출에 채택된 종목으로 구성된 그룹과(이하 KOSPI 종목군)와 그외의 종목으로 구성된 그룹(이하 Non-KOSPI 종목군)으로 나누어진다. 각 종목군은 증권거래소 1, 2부에 상장된 주식을 업종별로 분류하여 자본금 규모가 큰 순⁸⁾으로 각각 60개 기업의 보통주를 선택대상으로 하였다. 각 종목군에서 선택대상으로 선정된 기업은 상호간의 자본금규모를 되도록 일치하려고 하였다. 왜냐하면 각 종목군별 규모가 상호 차이가 나면 규모효과에 의한 편의가 유발될

7) 자본금 규모가 큰 순으로 표본을 선택하는 것은 KOSPI 200 지수가 시가총액식이므로 자본금 규모가 큰 주식의 영향을 많이 받기 때문임

가능성을 배제하기 위함이다. 각 종목군의 산업별 구성은 건설(5), 유통서비스(5), 금융(10), 그리고 제조업(40)으로 이루어져 있다.⁸⁾ 유통서비스는 도·소매업 및 운수창고업, 금융업은 은행, 보험, 증권업, 제조업은 음식료, 섬유, 종이, 화학, 비금속 광물, 1차금속 및 조립금속을 포괄하고 있다.

산업 및 자본금규모에 바탕을 두고 두 개의 그룹을 구성한 이유는 매수·매도호가 스프레드와 변동성이 산업 및 규모의 차이에 따라 상호 다르게 영향을 받을 수 있다는 것을 고려하기 위해서다. 다시 말하여, 산업고유의 정보(industry specific information)는 시차간과 횡단면 변동(intertemporal and cross-sectional variation)에, 그리고 자본금규모는 매수·매도호가 스프레드의 횡단면 변동에 영향을 미치는 주요한 요소가 되기 때문이다.⁹⁾ 그러나 한국전력과 포항제철은 분류된 해당업종내에서 자본금규모가 가장 큰 것임에도 불구하고 제외되었다. 왜냐하면 개별종목의 변화가 고려하고 있는 기업 종목군 전체에 영향을 미칠 수 있는 초대형주이기 때문이다. 그리고 분류된 업종중에서 동일업종내에 속한 기업군이 극히 제한적이며 기업간 규모의 차이가 심한 것은 업종 자체가 제외된다.

상기의 표본기업에 대하여 1996년 5월 3일을 기준으로 전·후 6개월간 일중거래자료중 오전 10시와 11시, 오후 2시와 3시를 기준으로 시간대별 매수·매도호가, 당일 최고 및 최저가, 종가, 일일거래량을 이용한다. 표본기업중 당일 기세가나 최우선 매수·매도호가 없는 경우에는 영(零)으로 처리하고, 선택대상종목중 계속적 거래가 일어나지 않아 연속적인 시계열자료를 제공하지 못하는 종목은 각 그룹에서 제외된다..

매수·매도호가 스프레드는 시간대별로 매도가격에서 매수가격을 뺀 스프레드를 평균하여 측정하였다. 매수·매도호가 스프레드에 영향을 미치는 설명변수인 주가변동성을 추정하기 위하여 Parkinson(1980)이 제시한 최고가와 최저가를 이용한 극단치 방법(extreme value method)을 이용한다.¹⁰⁾ 이 방법은 짧은 추정기간 동안 발생한 사건의 빈도가 적을때에도 모집단의 분산에 보다 근접한 추정치가 될 수 있으며 당일중 변화를 민감하게 반영할 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구에 설명변수로 이용된 주

8) ()안의 수치는 기업수를 나타냄

9) 산업 및 자본금규모가 변동성 및 스프레드에 미치는 영향에 대해서는 Stoll(1978), Harris(1989)를 참조

10) Parkinson, "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return." *Journal of Business*, Vol.53, No1, 1980, 61~65.

가분산은 최고가에서 최저가를 뺀 수치에 최고 및 최저가의 단순평균으로 나누어 백분율로 나타낸 값이다.

이와 같은 기준에 의하여 최종적으로 남은 기업은 KOSPI 종목군에 56개, Non-KOSPI 종목군에 53개 총 109개이다. 109개 표본기업의 매수·매도호가 스프레드, 거래당일 종가, 일일 거래량 변수에 대하여 개별기업과 시간을 동시에 포함하는 패널 자료(panel data)를 이용한다.

2. 분석모형

(1) 유동성(Liquidity)

KOSPI 200 주가지수선물이 현물주식시장의 유동성에 미치는 영향은 현물 주식의 매수·매도호가 스프레드를 통하여 분석된다. 스프레드에 있어서 변화를 주가지수 도입전·후와 KOSPI 및 Non-KOSPI 종목군별로 분석하고, 동시에 시계열 및 기업간 횡단별 특성을 모두 포괄하기 위하여 패널자료(panel data)를 구성한 후 이에 대해 시계열횡단면회귀분석(time series cross-sectional regression)을 실시한다. 스프레드에 관한 기존의 실증분석에서 밝혀진 바와 같이 스프레드는 가격, 수익률의 변동성, 그리고 거래량에 의하여 영향을 받기 때문에 이 변수들을 설명변수로 선택한다.¹¹⁾ 따라서

$$\begin{aligned}
 S_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 STD_{it} + \alpha_3 VOL_{it} \\
 & + K_i (\beta_0 + \beta_1 P_{it} + \beta_2 STD_{it} + \beta_3 VOL_{it}) \\
 & + D_{it} [(\theta_0 + \theta_1 P_{it} + \theta_2 STD_{it} + \theta_3 VOL_{it}) \\
 & + K_i (\gamma_0 + \gamma_1 P_{it} + \gamma_2 STD_{it} + \gamma_3 VOL_{it})] + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

여기서

S_{it} : 주식 i 의 t 일 동안의 평균 스프레드(10시, 11시, 2시, 3시의 매도호가에서 매입호가의 차이를 평균함)이고 i 는 개별주식을 지칭하고 $1 \sim m$ 까지이며 t 는 $1 \sim T$ 임

11) 가격, 수익률의 변동성, 그리고 거래량이 매수·매도호가 스프레드에 미치는 영향에 대하여 Benston and Hagerman(1974), Stoll(1978), Barclay and Smith(1989) 등의 논문 참조

P_{it} : 주식 i 의 t 일의 증가

STD_{it} : t 일 동안의 주식 i 의 일중 변동성

VOL_{it} : t 일 동안 주식 i 의 거래량

K_i : Dummy 변수로 KOSPI 200 종목이면 1 아니면 0

D_t : Dummy 변수로 주가지수선물 도입전인 5월 3일 이전은 0 이후면 1

상기의 식(1)을 주식 i 에 대하여 간단하게 표현하면 다음과 같다.

$$S_i = X_i \beta + \epsilon_i$$

여기서

$$S_i = \begin{bmatrix} S_{i1} \\ S_{i2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ S_{iT} \end{bmatrix}_{T \times 1} \quad X_i = \begin{bmatrix} 1 & P_{i1} & STD_{i1} & \cdot & \cdot & \cdot & D_1 K_i VOL_{i1} \\ 1 & P_{i2} & STD_{i2} & \cdot & \cdot & \cdot & D_1 K_i VOL_{i2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 1 & P_{iT} & STD_{iT} & \cdot & \cdot & \cdot & D_T K_i VOL_{iT} \end{bmatrix}_{T \times 16} \quad \beta = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \cdot \\ \alpha_3 \\ \beta_0 \\ \cdot \\ \beta_3 \\ \theta_0 \\ \cdot \\ \theta_3 \\ \gamma_0 \\ \cdot \\ \gamma_3 \end{bmatrix}_{16 \times 1} \quad \epsilon_i = \begin{bmatrix} \epsilon_{i1} \\ \epsilon_{i2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \epsilon_{iT} \end{bmatrix}_{T \times 1}$$

식(2)의 회귀계수 β 는 개별기업 i 와 시간에 대하여 일정하며 단지 잔차항은 시간과 개별기업간의 차이를 모두 수용하고 있다고 가정한다. 모형을 간편하게 전개하기 위하여 ϵ_i 는 AR(1)과정을 가진다고 가정하면¹²⁾

$$\epsilon_{it} = \rho_i \epsilon_{i,t-1} + e_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (3)$$

$$Var(\epsilon_{it}) = \sigma_i^2 = \frac{\sigma_{ei}^2}{1 - \rho_i^2}$$

12) 분산-공분산 행렬, V를 식(4)와 같이 표시하기 위한 가정이며 이후의 분석에서는 AR(p)로 일반화 하였음

ϵ_i 가 AR(1)을 가진다는 가정 하에 잔차항의 분산-공분산 행렬은 다음과 같이 간단하게 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 V_{ij} &= E[\epsilon_i \epsilon_j'] = E \begin{bmatrix} \epsilon_{i1} \epsilon_{j1} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \epsilon_{i1} \epsilon_{jT} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \epsilon_{iT} \epsilon_{j1} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \epsilon_{iT} \epsilon_{jT} \end{bmatrix} \\
 &= \frac{\sigma_{eij}}{1 - \rho_i \rho_j} \begin{bmatrix} 1 & \rho_j & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \rho_j^{T-1} \\ \rho_i & 1 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \rho_j^{T-2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \rho_i^{T-1} & \rho_i^{T-2} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & 1 \end{bmatrix} \tag{4}
 \end{aligned}$$

상기의 가정과 같이 잔차항에 자기상관과 이분산성이 존재하는 경우에 보통최소승자(OLS)방법으로 회귀계수를 추정하면 불편추정치(unbiased estimate)를 얻을 수 없다. 따라서 일반화최소승자(GLS)방법을 이용하여 회귀계수를 추정한다.¹³⁾ 상기의 식(1)에서 추정된 회귀계수를 통하여 알 수 있는 여러 가지 의미중 중요한 것은 다음과 같다.

첫째, 스프레드의 설명변수로 이용된 변동성, 가격 그리고 거래량이 스프레드에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 선행연구에 의하면 변동성과 가격의 증가는 스프레드의 폭을 넓히게 하며 반대로 거래량의 증가는 스프레드를 좁히게 한다. 그러나 외국시장에서의 결과가 한국시장에서도 동일하여야 할 이유는 없지만 식(1)의 α_1 과 α_2 는 통계적으로 양의 값을 그리고 α_3 는 음의 값을 가진다고 가설을 설정해도 무

13) 시계열 횡단면 회귀분석의 GLS 추정값에 대한 자세한 내용은 Johnston(1991), Greene(1991)을 참조.

방할 것이다.

둘째, 주가지수선물의 도입과 상관없이 검증기간 전체에 대하여 KOSPI 200지수 채택 종목과 비채택 종목간의 스프레드 차이를 $\beta_i(i=0,1,2,3)$ 를 통하여 분석할 수 있다.

셋째, θ_0 과 $(\theta_0 + \gamma_0)$ 는 KOSPI 200 주가지수선물의 도입 전·후에 있어서 스프레드의 변화와 지수선물도입 전·후에 대비하여 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군간의 스프레드 차이를 설명하여 준다. 만약 θ_0 과 $(\theta_0 + \gamma_0)$ 의 값이 통계적으로 영(零)과 차이를 나타내지 못하면 KOSPI 200 주가지수 선물의 도입이 현물주식시장의 유동성에 아무런 영향을 미치지 않았다고 할 수 있다.

(2) 변동성(Volatility)

유동성의 분석과 마찬가지로 주가지수선물의 도입이 현물시장의 변동성에 미치는 영향을 현물시장 전체, KOSPI 200지수 채택종목과 비채택종목군간의 차이를 동시에 분석할 수 있는 모형을 설정한다. Harris(1989)의 연구에 의하면 주식가격의 불연속성으로 인하여 주가의 허위변동성(spurious variation)이 발생할 수 있으므로 주가 변동성을 분석하는데 가격수준을 고려해야 한다고 주장하고 있다. 특히 이런 현상은 저주가의 분산에서 더욱 심하게 나타나고 있다.

따라서 변동성의 분석 모형은 KOSPI 및 Non-KOSPI 종목군간의 이질성과 주가지수선물 도입 전·후의 효과 등으로 나타날 수 있는 자기상관과 이분산성을 고려하고, 주가수준의 차이에서 오는 허위변동성 등을 동시에 수용하는 모형이어야 한다. 이를 위하여 다음과 같은 시계열 횡단면 회귀분석 모형을 설정한다.

$$V_{it} = a_0 + a_1P_{it} + K_i(b_0 + b_1P_{it}) + D_i[(c_0 + c_1P_{it}) + K_i(d_0 + d_1P_{it})] + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

여기서 V_{it} 는 주식 i 의 t 일의 일중 변동성이며 P_{it} 는 식(1)에서의 변수 정의와 동일하다.

주식 i 의 t 일 동안 일중 변동성을 전통적인 분산식에 의하여 계산하기에는 일중 가격이 10시, 11시, 2시, 3시에 국한되므로 모집단의 변동성 σ_{it} 의 추정 방법으로 적절

하지 못하다.

Parkinson(1980)에 의하면 짧은 검증기간과 사건의 빈도수가 적은 경우에는 전통적 분산측정 방법보다 극단치 방법(extreme value method)으로 추정된 값이 모집단의 변동성 추정치에 더 적합하다고 한다. 따라서 본 연구에서 주식 i 의 t 일의 일중 변동성은 다음과 같이 계산된다.

$$\text{변동성} = \frac{\text{최고가} - \text{최저가}}{(\text{최고가} + \text{최저가})/2}$$

스프레드 분석모형에서와 마찬가지로 변동성 모형식(5)도 일반화최소승자법(GLS)을 이용하여 회귀계수를 추정함으로써 자기상관과 이분산성 문제를 해결한다. 식(5)의 회귀계수가 가지는 중요한 의미는 스프레드의 경우와 마찬가지로 c_0 와 $(c_0 + d_0)$ 에서 찾을 수 있다. c_0 는 KOSPI 200 주가지수선물의 도입이 Non-KOSPI 종목군의 변동성에 어떤 영향을 미쳤는지를 나타낸다. 만약 c_0 가 통계적으로 영(零)과 차이를 나타내지 못한다면 주가지수 선물의 도입은 지수비채택종목군의 주가 변동성에 아무 영향이 없다는 것을 의미하게 된다. $(c_0 + d_0)$ 회귀계수는 주가지수선물의 도입 전·후 시기에 대비하여 KOSPI 종목군의 변동성의 차이 변화를 나타낸다.

IV. 결 과 분 석

1. 유동성 분석

(1) 기본적 통계치

<표1>에서 보는 바와 같이 스프레드의 표본 평균값은 통계적으로 유의함을 나타내고 있다. 단순히 스프레드의 평균값만을 가지고 주가지수선물 도입 이전과 이후 및 KOSPI 200 지수 채택종목과 비채택 종목간의 차이를 살펴보면 주의를 환기시킬 결과가 발견된다. 표본기업에 대한 전기간의 평균이 215.9114원이었던 것이 주가지수선물의 도입 이후에는 228.9416원으로 증가하였다. 특히 주가지수선물 도입 이전에 202.6864원이었던 스프레드가 도입이후 현저히 증가하여 228.9416원이

됨을 알 수 있다.

<표 1> 스프레드 통계치

평 균	기 간	KOSPI 200선물	KOSPI 200선물
	전기간	도입이전	도입이후
전종목	215.914 (51.82)	202.6864 (39.39)	228.9416 (35.04)
KOSPI 종목군	161.1820 (63.75)	154.4276 (46.59)	167.8450 (46.52)
Non-KOSPI 종목군	274.8508 (33.68)	254.6575 (25.45)	294.7713 (22.93)

주) ()안은 t값을 나타냄.

KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군간의 스프레드는 전기간은 물론 주가지수선물 도입 이전과 이후에서도 현격한 차이를 발견할 수 있다. KOSPI 종목군의 평균스프레드가 154.4276원~167.8450원의 분포대를 가지고 있는 반면 Non-KOSPI 종목군은 254.6575~294.7713원의 분포대를 나타내고 있다. 이는 KOSPI 200지수 산정에 채택된 종목의 기준을 전체 상장종목 시가총액의 70%정도에 달하는 종목과 산업별 거래량 순위가 85%이상인 종목을 선택하였으므로 거래량이 활발하여 스프레드가 전체적으로 낮게 나타나는 것으로 추론할 수 있다. 그러나 스프레드의 설명변수를 조정하기 전의 단순 통계치의 비교이므로 보다정확한 판단은 이후의 회귀분석을 살펴보아야 할 것이다.

주가지수선물 도입 이전과 이후의 스프레드 변화를 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군으로 나누어 살펴보면 주가지수선물 도입 이후 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군 모두 스프레드의 증가를 보이고 있다. 그러나 증가율은 KOSPI 종목군이 8.6%인데 반하여 Non-KOSPI 종목군은 KOSPI 종목의 약 2배인 15.75%를 기록하고 있다.

(2) 시계열 횡단면 회귀분석 결과

① 전기간 분석

<표 2> 유동성 시계열 횡단면 회귀분석 결과

모형 :

$$S_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{it} + \alpha_2 STD_{it} + \alpha_3 VOL_{it} + K_i (\beta_0 + \beta_1 P_{it} + \beta_2 STD_{it} + \beta_3 VOL_{it}) + D_{it} [(\theta_0 + \theta_1 P_{it} + \theta_2 STD_{it} + \theta_3 VOL_{it}) + K_i (\gamma_0 + \gamma_1 P_{it} + \gamma_2 STD_{it} + \gamma_3 VOL_{it})] + \epsilon_{it}$$

변수	회귀계수명	GLS 추정값	T-Stat	Prob> T
Intercept	α_0	129.9696	3.27*	0.00
P	α_1	0.0041	6.49*	0.00
STD	α_2	4.4545	1.07	0.28
VOL	α_3	-0.0001	-0.31	0.76
K	β_0	-81.2662	-1.49	0.13
K·P	β_1	-0.0004	-0.38	0.70
K·STD	β_2	2.0103	0.32	0.75
K·VOL	β_3	0.0000	0.01	0.98
D	θ_0	95.2567	4.33*	0.00
D·P	θ_1	-0.0002	-0.87	0.38
D·STD	θ_2	-16.7499	-3.02*	0.00
D·VOL	θ_3	-0.0003	-2.53*	0.01
D·K	γ_0	-68.9066	-2.28*	0.02
D·K·P	γ_1	0.0001	0.07	0.94
D·K·STD	γ_2	17.1388	2.10*	0.03
D·K·VOL	γ_3	0.0001	0.86	0.38
R2 = 0.3816		D·W = 1.84		

주) *는 5% 유의도에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

Sit : 시간대별 스프레드를 평균한 스프레드

Pit : 당일 증가

STDit : 일중변동성

VOLit : 일일 거래량

Ki : Dummy 변수로 KOSPI 종목군이면 1 아니면 zero

Dt : Dummy 변수로 선물도입전(5월 3일 이전)이면 zero 아니면 1

<표 2>는 스프레드를 종속변수로 하고 개별주식의 증가, 일중 표준편차 및 일일 거래량을 설명변수로 이용한 시계열 횡단면 회귀분석의 결과이다. 회귀계수 $\alpha_i(i=0\sim3)$ 는 설명변수가 스프레드에 어떤 영향을 미치는지 나타내고 있고, $\beta_i(i=0\sim3)$ 는 전기간에 걸쳐 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군간의 관계를, θ_i 와 $\gamma_i(i=0\sim3)$ 는 KOSPI 200 주가지수선물의 도입 전·후 기간에 대한 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군간의 스프레드 변화 관계를 설명한다.

<표 2>에서 보는 바와 같이 주식가격(P), 주가변동성(STD) 그리고 거래량(VOL)이 스프레드에 미치는 영향은 예상한 바와 동일하다. 주식가격($\alpha_1=0.0041$)과 주가변동성($\alpha_2=4.4545$)은 스프레드와 양(+)의 관계를 가지고 있는 반면 거래량($\alpha_3=-0.0001$)은 스프레드와 음(-)의 관계가 있다. 물론 주가변동성($t=1.07$)과 거래량($t=-0.31$)은 통계적으로 의미가 없지만 회귀계수가 가지고 있는 부호에 의미를 둘 수 있다.

따라서 고가주이며 변동성이 높은 주식일수록 매도호가와 매수호가의 차이는 커지며, 거래량이 높아 유동성이 높을수록 스프레드는 좁아진다는 것을 확인할 수 있다. 통계적 유의도 측면에서 볼 때 한국 주식시장에서 스프레드의 크기를 결정하는 것은 가격 변수가 중요하다는 것을 알 수 있다.

이와 같은 결과는 Benston과 Hagerman(1974), Stoll(1978), Barclay와 Smith(1988) 등의 실증분석 결과와 일치한다. 가격수준이 스프레드에 미치는 영향에 대하여 Demsetz(1968)는 높은 가격대의 주식은 높은 거래비용을 충당하기 위해 스프레드가 높아야 균형상태에서 거래가 될 수 있다고 주장하고 있다. 그리고 Stoll(1978)의 연구 결과에 의하면 높은 변동성은 정보를 소지한 거래자에게 높은 보유재고위험(inventory risk)을 줄 뿐만 아니라 잠재적으로 큰 수익을 얻을 수 있는 기회를 동시에 제공하고 있으므로 높은 스프레드를 낼 수 있다고 한다. 또한 거래량이 많다는 것은 포트폴리오의 보유재고 불균형(inventory imbalance)의 해소를 용이하게 하므로, 그 결과 낮은 스프레드를 가져온다는 것을 의미한다.

$\beta_0(-81.2662)$ 계수는 전기간에 걸쳐 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군간의 스프레드 차이를 설명변수로 조정한 후 결과를 나타내고 있는데 $t=-1.49$ 이어서 통계적으로 유의성을 찾아 볼 수 없다. 다시 말하면 검증기간 전기간에 대해서는 지수채택 종목의 유무에 상관없이 스프레드의 크기에 큰 차이가 없다고 할 수 있다. 그러나

β_0 가 음(-)의 부호를 가지고 있다는 것은 KOSPI 200 채택종목이면 비채택종목에 비하여 스프레드가 작을 수 있다는 것을 배제할 수 없다.

② 주가지수선물 도입 전·후 변화

KOSPI 200 주가지수선물의 도입이전과 이후에 대하여 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군과의 스프레드 변화 차이를 검증한 결과는 <표 3>과 같다.

<표 3>에서 보는 바와 같이 주가지수선물 도입 이후 스프레드의 결정요인을 조정하고 난 스프레드차이가 KOSPI 종목군에는 $t=1.28$ 로 통계적 유의성을 나타내지 못하였지만, 반대로 Non-KOSPI 종목군에는 $t=4.33$ 으로 통계적인 유의성을 보이고 있다. 이는 Silber(1985)의 주장과 일치되는 결과로 KOSPI 200주가지수 도입초기에 대다수의 주요 기관투자자들이 법적인 제약으로 인하여 선물시장에 신속하게 참여하지 못한 것이 부분적인 설명이 될 수 있다.

<표 3> 선물도입 전·후 종목군간 스프레드 차이 검증결과

종목군	회귀계수 추정치	t - value
KOSPIA - KOSPIBa	$\theta_0 + \gamma_0 = 26.3501$	1.28b
Non-KOSPIA - Non-KOSPIB	$\theta_0 = 95.2567$	4.33*

주) *는 5%의 유의도에서 통계적으로 유의함을 의미함

a에서 아래첨자 A와 B는 주가지수선물 도입 이후(After)와 이전(Before)의 첫글자를 지칭함.

b는 $\theta_0 + \gamma_0 = 26.3501$ 을 $\sqrt{\text{var}(\theta_0 + \gamma_0)} = \sqrt{\text{var}(\theta_0) + \text{var}(\gamma_0) + 2\text{cov}(\theta_0, \gamma_0)}$ = 20.6419로 나누어 계산한 값임.

다시 말하면 소극적 투자전략을 수행하는 기관투자자들이 자신이 보유하고 있는 혹은 보유하려는 주식포트폴리오를 효율적으로 헤지하기 위하여 지수 채택종목을 중심으로 지수펀드를 구성하기 때문에 KOSPI 종목군보다 Non-KOSPI 종목군의 스프레드가 상대적으로 증가 될 수 있다. 결론적으로 KOSPI 200 주가지수선물 도입 이후 KOSPI 종목군의 스프레드 차이는 통계적으로 유의하지 않지만 지수 비채택종목인 Non-KOSPI 종목군의 스프레드는 현격하게 증가하는 현상을 보이고 있다.

<표 4> 선물도입 이후 스프레드 설명변수의 구조 변화

설명변수	종목구분a	추정회귀계수	t-valueb
가격	KOSPIA - KOSPIB	$\theta_1 + \gamma_1 = -0.0002$	-0.51
	Non-KOSPIA - Non-KOSPIB	$\theta_1 = -0.0002$	-0.87
변동성	KOSPIA - KOSPIB	$\theta_2 + \gamma_2 = 0.3888$	0.06
	Non-KOSPIA - Non-KOSPIB	$\theta_2 = -16.7499$	-3.02*
거래량	KOSPIA - KOSPIB	$\theta_3 + \gamma_3 = -0.0002$	-2.92*
	Non-KOSPIA - Non-KOSPIB	$\theta_3 = -0.0003$	-2.53*

주) a의 종목구분항에 아래첨자 A는 선물도입이후(After)를 B는 선물도입이전(Before)을 지칭하며 KOSPI는 KOSPI 200 지수 채택종목을 Non-KOSPI 는 지수 비채택종목을 지칭함.

b의 두회귀계수의 합에 대한 t-값은 회귀계수의 추정값을 $\sqrt{Var(\theta_i + \gamma_i)} = \sqrt{Var(\theta_i) + Var(\gamma_i) + 2Cov(\theta_i, \gamma_i)}$ (i=1,2,3)으로 나누어 계산한 값임.

* 는 5%의 유의도에서 통계적으로 유의함을 의미.

KOSPI 200 주가지수선물의 도입 이전에는 스프레드에 영향을 주는 변수가 가격, 변동성, 거래량 중에서 가격이 가장 통계적으로 유의성을 보였다. 주가지수선물의 도입이후 KOSPI 200 지수채택 종목과 비채택 종목간에 스프레드의 결정요인에 구조적 변화가 발생 유무는 <표 2>를 이용한 차이검증으로 알아 볼 수 있다. θ_1 은 주가지수 선물 도입 이후 지수 비채택 종목군인 Non-KOSPI 종목군의 가격이 스프레드에 미치는 영향의 차이 변화를 설명하고 있으며 $(\theta_1 + \gamma_1)$ 은 지수채택종목들로 구성된 KOSPI 종목군의 가격이 스프레드에 미치는 영향의 차이 변화를 나타낸다.

θ_2 와 $(\theta_2 + \gamma_2)$, θ_3 와 $(\theta_3 + \gamma_3)$ 또한 각각 변동성 및 거래량 변수가 스프레드 차이변화에 대한 영향을 주가지수선물 도입 이후 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군에 대하여 설명하고 있다. 상기 회귀계수들의 추정값과 통계적 유의성은 <표 4>와 같다.

KOSPI 200 주가지수선물 도입 전·후 전기간에 대해서는 스프레드의 설명변수로 가격변수가 유의함을 보였는데 도입이후에도 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군 모두에서 $(\theta_1 + \gamma_1) = -0.0002(t = -0.51)$ 와 $\theta_1 = -0.0002(t = -0.87)$ 로 통계적으로 차이를 보

이지 않아 구조적인 변화가 발생하지 않았다.

그러나 주가지수선물 도입이후 스프레드의 설명변수인 변동성과 거래량의 회귀계수에는 통계적으로 유의적인 차이변화가 발생하였다. KOSPI 종목군에서 스프레드의 설명변수로 거래량이 $t=-2.92$ 로 유의성을 보이는 반면, Non-KOSPI 종목군에서는 변동성과 거래량이 각각 $t=-3.02$ 와 $t=-2.53$ 으로 통계적인 유의성을 보이고 있다. 주가지수선물이 기관투자자의 보유포트폴리오를 용이하게 헤지하면 스프레드의 변동성에 대한 민감도가 감소할 것이라는 기존의 가설은 KOSPI 종목군에서 통계적으로 유의한 음(-)의 계수가 추정되어져야 한다는 것을 의미한다. 그러나 KOSPI 종목군에서 통계적인 유의성이 발견되지 않고 Non-KOSPI 종목군에서 $\theta_2=-16.7499$ ($t=-3.02$)로 오히려 유의적인 결과가 나타났다. 그리고 거래량 변수에 있어서는 주가지수선물의 도입 이전에 지수채택 유·무에 관계없이 유의적이지 못하였으나 주가지수선물 도입 이후 KOSPI 종목과 Non-KOSPI 종목 모두에서 스프레드의 거래량에 대한 민감도 차이변화인 $(\theta_3 + \gamma_3)$ 와 θ_3 의 t 값이 각각 -2.92와 -2.53으로 나타나 구조적인 변화를 반영하고 있다.

2. 변동성 분석 결과

(1) 기본적 통계치

<표 5>는 표본자료의 일중변동성의 평균을 전 종목, KOSPI 종목군, Non-KOSPI 종목군별로 전기간, 선물도입 전·후로 대별하여 나타내고 있다. 일중 변동성은 Parkinson(1980)의 극단치 방법에 의하여 일중 최고가에서 일중 최저가를 뺀 값을 일중 최고가와 최저가의 평균으로 나누어 백분율로 나타낸 것이다.

<표 5> 일중 변동성 통계치

평균 \ 기간	전기간	지수선물 도입전	지수선물 도입후
전종목	3.1078(126.45)	2.9415(175.14)	3.2720(174.15)
KOSPI 종목	2.8579(179.26)	2.6658(130.68)	3.0475(126.34)
Non-KOSPI 종목	3.3770(178.78)	3.2383(124.25)	3.5138(122.78)

주) ()안은 t값임.

<표 5>에서 나타난 바와 같이 전 평균이 영(零)과 동일하다는 귀무가설을 기각하고 있어 통계적으로 유의하다. 전 종목에 대하여 주가지수선물 도입 전 평균이 2.9415이던 것이 도입후에는 3.2720으로 변동성이 증가하였고 이와 같은 현상은 지수채택종목의 유무에 관계없이 동일한 결과를 나타내고 있다. 주가지수선물의 도입 전·후를 대비하여 KOSPI 종목군은 2.6658에서 약 14%의 증가율을 보이고 있고 Non-KOSPI 종목군은 그 보다 낮은 8%의 증가율을 나타내고 있다.

(2) 시계열 횡단면 회귀분석 결과

① 전기간 분석

<표 6>은 변동성을 종속변수로 하고 설명변수를 가격과 Dummy로 구성된 시계열 횡단면 패널자료를 일반화최소승자(GLS)로 식(5)에 대하여 회귀분석한 결과이다.

<표 6> 변동성 시계열 횡단면 회귀분석 결과

모형 :

$$V_{it} = a_0 + a_1 P_{it} + K_i(b_0 + b_1 P_{it}) + D_i[(c_0 + c_1 P_{it}) + K_i(d_0 + d_1 P_{it})] + \epsilon_{it}$$

변 수	회귀계수	GLS 추정값	T-Stat	Prob> T
Intercept	a0	2.9692	31.94*	0.00
P	a1	7.437E-6	4.14*	0.00
K	b0	-0.5430	-4.16*	0.00
K·P	b1	2.435E-6	0.79	0.43
D	c0	0.1476	3.26*	0.00
D·P	c1	2.386E-6	2.55*	0.01
D·K	d0	-0.0790	-1.19	0.23
D·K·P	d1	1.029E-5	5.78*	0.00
		R ² = 0.72	D·W = 1.82	

주) V_{it} = 일중 변동성으로 최고가(H)와 최저가(L)를 이용하여 $(H-L)/\frac{1}{2}(H+L)$ 를 이용하여 계산한 백분율

P_{it} = 주식 i의 t일의 증가

K_i = Dummy 변수로 KOSPI 200지수 채택종목이면 1 아니면 0

D_i = Dummy 변수로 KOSPI 200지수선물 도입전이면 0 아니면 1

설명변수인 가격은 불연속적인 거래와 가격구조로 인하여 가격수준에 상관없이 변동성에 영향을 미치므로 변동성의 변화분석에 통제되어야 할 변수이다. Harris(1989)는 기업간 주식가격의 수준은 변동성과 음(-)의 상관관계가 있다고 주장하고 있다.

그러나 <표 6>에서는 주식가격과 변동성은 $a_1=0.000007437(t=4.14)$ 로 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 이는 높은 주식가격일수록 변동성이 다소 높다는 것을 나타내고 있어 기존의 연구[Benston and Hagerman(1974), Damsetz(1968), Stoll(1978), Barclay and Smith(1988)]와 동일한 결과이다. 그러나 MMI주가지수선물 도입 이후 현물시장의 변동성을 분석한 Choi 와 Subrahmanyam(1994)의 연구와는 상반된 결과를 나타내고 있다. $b_0=-0.5430(t=-4.16)$ 는 전기간에 있어서 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군간의 변동성 차이를 나타내고 있는데 KOSPI 종목군의 변동성이 Non-KOSPI 종목군의 변동성보다 유의적으로 낮음을 알 수 있다.

여기서 중요한 관심사는 KOSPI 200 주가지수선물 도입이 현물시장의 변동성에 어떤 영향을 미쳤는지 분석하는 것이다. 이는 주가지수선물 도입 전·후의 변동성 변화 차이를 설명변수로 조정한 후 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군간의 변화를 알아 보아야 한다

② 주가지수 선물 도입 전·후 변화

<표 7>은 주가지수 선물 도입 전·후에 대한 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군간의 변동성 차이 변화를 분석한 것이다. 주가지수 선물 도입이후 KOSPI 200 채택 종목의 유무에 상관없이 변동성의 변화가 통계적으로 유의함을 보이고 있다. KOSPI 종목군은 $0.0686(t=2.40)$ 이며 Non-KOSPI 종목군은 그보다 높은 $0.1476(t=3.26)$ 으로 일일 변동성이 증가하였다.

<표 7> KOSPI 200 선물 도입 전·후 종목군간 변동성 변화

종목군	회귀계수 추정값	t-값
$KOSPI_A - KOSPI_B$	$C_0 + d_0 = 0.0686$	2.40*
$Non-KOSPI_A - Non-KOSPI_B$	$C_0 = 0.1476$	3.26*

주) 종목군의 아래첨자 A와 B는 KOSPI 200 지수 선물 도입후(After)와 도입전(Before)을 나타냄
*는 5%의 유의도에서 통계적으로 유의함을 의미

이는 S&P 500 주가지수 선물의 도입으로 S&P 500 지수 채택 종목군의 변동성이 증가하였다는 Stoll 과 Whaley(1987), 그리고 Harris(1989)등과 일치된 결과를 보이고 있고, 반대로 Conrad(1989), Damodaran과 Lim(1988), 그리고 Detemple과 Jorion(1988) 등과는 상반된 결과이다.

상기의 결과에서 주가지수 선물의 도입이후 KOSPI 종목군이 상대적으로 적은 변동성의 변화를 나타내고 있다는 것은 앞의 스프레드 분석에 있어서와 마찬가지로 소극적 투자전략을 수행하는 기관투자자들이 자신이 보유하는 혹은 보유하려는 주식들을 주로 KOSPI 지수채택종목을 중심으로 거래하기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 그러나 주가지수 선물 도입 이후 지수채택의 유·무에 상관없이 변동성이 모두 증가하였다는 것은 비정상적인 차익거래와 선물시장의 투기적 거래가 많아 선물가격이 정보를 효율적으로 반영하지 못한 것으로 볼 수 있다.

KOSPI 200 주가지수 선물의 차익거래 현황을 살펴보면 증권사를 중심으로 한 기관투자자는 평가손이 두려워서 차익거래가 확실한 경우가 아니면 거래를 행하지 않았고 외국 기관 투자자는 현물과 선물의 가격 탄력성을 이용한 ‘헤지형 차익거래’¹⁴⁾를 행하였다. 따라서 선물 거래자 유형중 개인의 비중이 약 80%¹⁵⁾를 차지하는 투기 목적의 거래가 많았다.

이는 기관 투자자에 비해 상대적으로 정보에 어두운 개인 투자자가 투기적 거래를 증가시킴으로써 선물 가격이 정보를 효율적으로 내포하지 못하고 현물시장의 안정성을 저해하는 요인으로 작용하였다.

③ 주가지수 선물 도입후 설명 변수의 구조변화

<표8>은 주가지수 선물 도입이후 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군간의 변동성에 대한 설명 변수인 가격의 민감도 차이를 설명하고 있다. KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군간의 변동성이 가격에 대한 민감도가 모두 증가하였지만 KOSPI 종목군의 증가가 더욱 뚜렷함을 보이고 있다.

14) ‘헤지형 차익거래’는 선물이 약간 저평가되어 있어도 매입하지 않고 오히려 매도하고 현물을 매입하여 이후에 선물가격이 적은 쪽으로 상승하고 현물이 큰 쪽으로 오를 때 반대 매매를 통해 이익을 취하는 방법임

15) 한국 주가지수 선물 시장의 구조 및 특성, 증권거래소, 1997. 참조

<표 8> 선물도입 이후 변동성 설명변수 구조변화

	회귀계수 추정값	t - 값
KOSPI _A - KOSPI _B	$C_1 + d_1 = 1.268E-5$	8.38*
Non-KOSPI _A - Non-KOSPI _B	$C_1 = 2.386E-6$	2.55*

주)*는 5%의 유의도에서 통계적으로 유의함을 의미

이와 같은 결과는 통계적으로 의미는 있지만 경제적으로 큰 의미를 부여할 수 없을 정도로 미비한 수치이다. 그러나 KOSPI 종목군의 증가가 현격한 것에는 현물 주식시장 투자자의 투자심리를 반영한다고 할 수 있다. 다시 말하여 KOSPI 200 주가지수 선물 도입을 전후하여 정보에 상대적으로 어두운 일반 투자자들간에는 KOSPI 200 지수에 채택되는 주식은 향후 거래량이 증가하여 가격이 오를 것이라는 막연한 기대로 대량 매수하는 현상을 보였다. 그 결과 KOSPI 종목군의 변동성이 가격에 민감한 탄력성을 가지게 되었다고 추론할 수 있다.

V. 결론

1996년 5월 3일부터 거래하기 시작한 KOSPI 200 주가지수선물이 현물주식시장의 유동성과 변동성에 미치는 영향을 분석하기 위하여 선물도입 전·후 각각 6개월간의 일중 패널자료(panel data)를 이용하여 시계열횡단면회귀분석(time series cross-sectional regression)을 실시하였다. 자기상관과 이분산성 문제를 해결하기 위하여 일반화최소승자(GLS) 방법으로 회귀계수를 추정하였다.

그 결과 KOSPI 200 주가지수선물 도입이후 전반적으로 매수·매도호가 스프레드는 변화가 없지만, 변동성은 증가하였다. 스프레드에 있어서 지수채택종목군과 비채택종목군간에는 상호 다른 변화를 나타내고 있는데, 지수비채택종목군의 스프레드는 통계적으로 유의적인 증가를 보인 반면, 지수채택종목군은 변화가 없었다. 스프레드의 설명변수로 이용된 가격, 주가변동성, 그리고 거래량 중에서 주가지수선물 도입이후 가격에 대한 스프레드의 민감도는 변화가 없었다 그러나 주가지수선물의 도입후 변동성은 KOSPI 종목군에서, 그리고 거래량은 KOSPI 종목군과 Non-KOSPI 종목군 모두에서 민감도의 차이변화가 유의적으로 나타나는 구조적인 변화를 발생하였다. 한편 주가지수선물 도입후 현물주식시장의 변동성은 유의적인 증가를 보였으며, 특히

지수비채택종목군의 변동성이 더 증가하였다.

결론적으로 주가지수선물의 도입이후 현물주식시장의 유동성은 감소되지 않았지만 시장의 안정성은 다소 약화되었다고 볼 수 있다. 이는 주가지수선물시장에서 다수를 보이고 있는 일반투자자의 투기형 거래로 선물가격이 정보를 효율적으로 반영하지 못하여 현물시장의 안정성에 다소 영향을 미쳤다고 볼 수 있다. 그러나 현물주식시장의 불안정성이 다소 증가한 것이 선물로 인한 것이라고 단정지을 수는 없다. 따라서 여러 가지 거시경제지표와 시장내부지표의 종합적인 검토가 필요하며 이는 차기의 연구과제로 남겨두고자 한다.

참고문헌

- 구맹희·이윤선, “EGARCH 모형을 이용한 주식수익률의 변동성 연구,” 재무관리연구, 제12권, 제2호, 1995, 95-120.
- 권택호·박종원, “KOSPI 200 선물거래가 현물주식시장의 변동성에 미치는 영향,” 재무관리연구, 제14권 제2호, 1997, 57-81.
- 김기현, “선물시장도입이 현물가격 안정화에 미치는 효과,” 재무관리논총, 제2권 제1호, 1995, 21-39.
- 김중수·박영배, “주가변동성에 관한 연구:국내주가지수 및 주가지수선물을 중심으로,” 재무관리논총 제3권 제1호, 1996, 141-161.
- 변종국, “증시개방이 환율, 통화량, 주가변동성에 미친 영향,” 재무관리연구, 제11권, 제1호, 1994, 123-155.
- 이상빈·고광수, “증권시장 미시구조와 주가변동성:주요지수별,” 증권학회지, 제15집, 1993, 327-352.
- 이상빈·김광정, “한국주식시장에서의 가격제한폭제도가 주가변동성에 미치는 효과에 관한 실증연구,” 재무관리연구, 제10권, 제1호, 1993, 231-248.
- 장하성, “한국증권시장에서의 하루중 주가변동성에 관한 실증연구,” 증권학회지, 제15집, 1993, 395-466.
- 장하성·옥진호, “한국증권시장에서의 스프레드에 관한 연구,” 한국재무학회 발표논문집, 1995.
- Amihud, Y., and Mendelson, H., “Asset Pricing and the Bid-Ask Spread,” *Journal of Financial Economics*, Vol.15, 1986, 223-249.

- Barclay, M.J., and Smith, C.W. Jr., "Corporate Payout Policy: Cash Dividends vs Open Market Repurchase," *Journal of Financial Economics*, Vol.22, 1988, 61-82.
- Benston, G., and Hangerman, R., "Determinants of Bid-Ask Spread in the OTC Market," *Journal of Financial Economics*, Vol. 1, 1974, 353-364.
- Brennan, M., and Hughes, P., "Stock Prices and the Supply of Information," *Journal of Finance*, Vol.46, No.5, 1991, 1665-1691.
- Brenner, M., Subramanyam, M., and Uno, J., "The Behavior of Prices in the Nikkei Spot and Futures Market," *Journal of Financial Economics*, Vol. 23, 1989, 363-383.
- Choi, H. and Subramanyam, A., "Using Intraday Data to Test for Effects of Index Futures on the Underlying Stock Market," *The Journal of Futures Market*, Vol. 14, No. 3, 1994, 293-322.
- Conrad, J., "The Price Effect of Option Introduction," *Journal of Finance*, Vol.44, No.2, 1989, 487-498.
- Conroy, R., Harris, R., and Benet, B., "The Effects of Stock Splits on Bid-Ask Spread," *Journal of Finance*, Vol.45, No.3, 1990, 1285-1295.
- Damodaran, A., "Index Futures and Stock Market Volatility," *Review of Futures Markets*, Vol. 9, 1990, 442-457.
- Damodaran, A., and Lim, J., "The Effect of Options Listing on the Underlying Stock Return Process." Graduate School New York University Working Paper, Business, 1988.
- Demsetz, H., "The Cost of Transacting," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82, 1968, 33-53.
- Detemple, J., and Jorion, P., "Option Listing and Stock Returns," Working Paper, Graduate School of Business, 1988, Columbia University.
- Edward, F., "Does Futures Trading Increase Stock Market Volatility?" *Financial Analyst Journal*, January-February, 1989, 63-69.
- Gammill, J., and Perold, A., "The Changing Character of Stock Market Liquidity," *Journal of Portfolio Management*, Vol.16, No.1, 1989, 13-18.
- Glosten, L., and Harris, L., "Estimating the Components of the Bid-Ask Spread,"

- Journal of Financial Economics*, Vol. 14, 1988, 71-100.
- Glosten, Land Milgrom, P., "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders," *Journal of Financial Economics*, Vol.14, 1985, 71-100.
- Gorton, G., and Pennacchi, G., "Security Baskets and Index-Linked Securities," *Journal of Business*, Vol. 66, 1993, 1-28.
- Greene, William H., *Econometric Analysis*, Maxwell Macmillan : New York, 1991.
- Harris, L., "S&P 500 Cash Stock Price Volatilities," *Journal of Finance*, Vol. 44, 1989, 1155-1175.
- Hasbrouch, J., "The Summary Informativeness of Stock Trades: An Econometric Analysis," *Review of Financial Studies*, Vol. 4, 1991, 571-595.
- Jegadeesh, N., and Subramanyam, A., "Liquidity Effects of The Introduction of the S&P 500 Index Futures Contract on The Underlying Stocks," *Journal of Business*, Vol. 66, No. 2, 1993, 171-187.
- Johnston, J., *Econometric Methods*, International Edition, McGraw-Hill, 1991.
- Parkinson, M., "The Extreme Value Method for Estimating of the Rate of Return." *Journal of Business*, Vol. 53, No.1, 1980, 61-65.
- Roll, R.k "A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market." *Journal of Finance*, Vol. 39, No.3, 1984, 1127-1139.
- Silber, W., "The Economic Role of Financial Futures," Peck. A.E.(ed), *Futures Market*, Washington D.C. : American Enterprise for Public Policy Research, 1985, 83-114.
- Stoll, H., and Whaley, R., "Expiration day Effect : of Index Options and Futures," *Financial Analyst Journal*, Vol.43, 1987, 16-28.
- Subramanyam, A., "A Theory of Trading in Stock Index Futures." *Review of Financial Studies*, Vol. 4, 1991, 17-51.
- U. S. Securities and Exchange Commission, "The October 1987 Market Break," Washington, D.C.: Report by the Division of Market Regulation, 1988.
- Venkatesh, P., and Chiang, R., "Informational Asymmetry and the Dealer's Bid-Ask Spread," *Journal of Finance*, Vol.41, No.4, 1986, 1089-1102.