

KOSPI 200 선물거래가 현물시장의 변동성에 미치는 영향

권택호* · 박종원**

<요 약>

본 논문에서는 한국주식시장에서 1996년 5월 3일부터 거래되고 있는 KOSPI 200 선물거래가 현물시장의 변동성에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 현물시장의 변동성의 증가는 투자자와 시장에 매우 큰 영향을 미친다. 변동성의 증가는 투자위험의 증가를 의미하며 이는 자본비용의 상승과 자산의 시장가치의 하락을 가져온다. 따라서 선물거래의 도입이 현물시장의 변동성에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하는 것은 매우 중요한 의미를 갖는다. 구체적인 분석의 방법으로 KOSPI 200의 수익률 자료를 이용한 변동성의 변화를 파악하고, KOSPI 200 구성종목과 대응표본종목들의 개별수익률 자료를 이용하여 선물거래가 변동성에 미치는 영향을 구체적으로 분석하였다. 변동성에 미치는 영향을 통제하지 않은 상태에서 KOSPI 200의 변동성은 선물시장 개장 이후에 증가한 것으로 나타났다. 그러나 이는 포트폴리오인 KOSPI 200의 결과이며 변동성에 영향을 미치는 공통요인들이 통제되지 않은 결과이다. 변동성에 미치는 공통요인들을 통제하고 횡단면 분석을 수행한 결과는 선물거래의 도입으로 현물시장의 변동성이 감소했음을 보여준다. 특히 KOSPI 200에의 포함 여부는 해당 종목의 변동성에 큰 음(-)의 영향을 주었던 것으로 나타났다.

I. 연구의 동기 및 배경

‘선물거래의 도입이 현물시장의 변동성(volatility)에 어떠한 영향을 미치는가?’에 관한 논의는 파생상품이 거래되기 시작한 이래로 재무론의 주요한 논의주제이다. 특히 1970년대 이후 금융상품에 대한 선물 및 옵션 거래가 시작된 것을 계기로 이들 금융선물 및 옵션 거래의 도입이 현물시장에 미치는 영향에 관한 연구가 활발하게

이 논문은 1996년도 한국학술진흥재단 자유공모과제 부문의 연구비 지원을 받아 작성되었음.

* 여수수산대학교 무역학과 조교수

** 제주대학교 경상대학 경영학과 전임강사

*** 논문의 보안을 위해 좋은 조언을 하여주신 익명의 심사자들에게 감사드린다.

진행되어왔다. 선물거래의 도입이 현물시장의 정보효율성과 유동성의 제고를 가져온다는 순기능적인 측면과 투기적 거래의 증가로 인해 현물시장의 변동성이 확대된다는 역기능적인 측면에 대한 논의는 모두 선물거래의 존립에 대한 타당성 논의라는 점에서 학문적으로나 실무적으로 매우 중요한 의의를 가진다.¹⁾

선물시장은 현물시장에 비해 (1) 보다 낮은 거래비용으로 거래가 이루어지고, (2) 보다 적은 투자자금이 소요되며, (3) 공매에 제한이 없는 등 매매에 따른 제약요소의 크기가 현물시장에 비해 작은 관계로 관련정보가 보다 신속하게 거래에 반영된다. 이러한 정보는 현물시장과 선물시장간의 차익거래과정을 통하여 현물시장의 가격에 반영되므로, 선물거래의 도입은 현물가격에 정보가 반영되는 속도를 더욱 빠르게 하여 현물시장의 정보효율성을 제고시키며, 보다 많은 정보의 생산으로 현물시장의 유동성을 증대시킨다. 그러나 한편으로는 선물거래의 도입에 따른 정보반영속도의 증가와 투기적 거래의 증가로 인한 현물시장의 변동성의 증가는 시장에 참가하는 투자자들의 불안감을 증폭시키고 유동성의 상실을 가져와 거래비용과 자본비용의 증가를 가져온다.²⁾ 이와 같이 현물시장의 변동성의 증가는 투자자와 시장에 매우 큰 영향을 미치며, 따라서 선물거래의 도입이 현물시장의 변동성에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하는 것은 매우 중요한 의미를 갖는다.

한국증권거래소는 1996년 5월 3일부터 한국주가지수 200(KOSPI 200)을 기초자산으로 하는 주가지수 선물거래를 실시하고있다. 그러나 한국주식시장의 경우 '선물거래의 도입이 현물시장의 변동성에 어떠한 영향을 미치며 변동성의 변화원인은 무엇인가?'에 관해 아직 상세한 분석이 이루어지지 않고 있다. 이러한 시점에서 본 연구는 한국의 주식시장에서 거래되고 있는 KOSPI 200 선물거래가 현물시장의 변동성에 어떤 영향을 미쳤는가를 엄밀히 분석해 봄으로써 관련 연구분야에 대한 단초를 제공하고자 한다. 본 연구의 분석을 통하여 한국주식시장에서 KOSPI 200 선물거래의 도입이 주식시장의 변동성에 미친 영향에 대한 구체적인 분석이 가능할 것이며 관련된 분야의 후속연구를 위한 시사점을 제공해줄 수 있을 것이다.

연구의 결과는 한국주식시장에서 KOSPI 200 선물거래의 도입이 현물시장의 변동성을 상대적으로 줄이는 역할을 했음을 보여준다. 변동성에 미치는 기본요인들을 통

-
- 1) 실제로 미국에서는 선물거래의 도입이 현물시장의 변동성을 증가시킨다는 이유로 1959년에 양파에 대한 선물시장을 폐쇄한 사례가 있다(Goss and Yamey(1976) p. 59).
 - 2) 변동성의 증가가 시장에 미치는 영향의 중요성에 대해서는 많은 논의가 있다. Bodie, Kane, McDonald (1983)는 명목이자율의 변동성의 증가가 위험프리미엄의 증가를 가져와 채권에 대한 요구수익률의 상승을 가져왔다고 주장한다. 또한 Malkiel(1979)과 Pindyck(1984)은 주식시장의 변동성의 증가가 위험프리미엄을 상승시켜 자기자본비용의 상승을 가져왔다고 주장하며, 반대로 Poterba와 Summers(1984)는 변동성의 증가만으로는 주식가격의 변동을 충분히 설명할 수 없다고 주장한다.

제한 후에 이루어진 횡단면 분석의 결과는 KOSPI 200을 구성하는 종목들의 변동성이 KOSPI 200을 구성하지 않는 대응종목들의 변동성에 비해 상대적으로 작은 값을 가지며 KOSPI 200의 공표와 선물거래의 시작이라는 사건은 변동성에 유의적인 음(-)의 영향을 미쳤음을 보여준다. 특히 KOSPI 200에의 포함 여부는 해당 종목의 변동성에 큰 영향을 주었던 것으로 나타났다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II 장에서는 선행연구에 대한 간략한 검토와 정리를 제시하였으며, 제 III 장에서는 본 논문에서 수행된 연구방법론에 대해 설명하였다. 제 IV 장에서는 실증분석의 결과와 해석을 제시하였으며, 마지막으로 제 V 장에서는 연구의 결론을 제시하였다.

II. 기존연구에 대한 고찰

선물거래의 도입이 현물가격의 변동성에 어떠한 영향을 미치는가? 에 대하여는 일치된 견해를 보이고 있지 못한 실정이다. 기존의 연구에서 제시되는 결과들은 다음과 같은 몇 가지 가설들로 정리할 수 있다.

먼저, 선물거래의 도입으로 인하여 나타나는 투기적 거래의 증가가 어떤 성격을 가지느냐에 따라 선물거래가 현물시장의 변동성에 미치는 영향이 결정된다고 분석할 수 있다. 선물시장에 참가하는 투자자들이 정보를 가지지 못한 일반투자자(uninformed traders)들의 증가로 구성된다면 이들의 영향으로 인하여 현물시장의 변동성은 단기적으로 더욱 크게 나타나게 될 것이다. 이와 상반되게, 선물시장에 참가하는 투자자들이 많은 정보를 가진 투자자들(informed traders)로 이루어진다면 이들은 보다 정확한 가격으로 정보를 가지지 못한 투자자들의 거래욕구에 대응하게 됨으로써 거래의 불균형을 크게 줄여주고 현물가격의 변동성을 줄여주게 될 것이다. 또한 선물시장에 참가하는 투자자들은 재고의 보유를 통한 다기간차익거래(intertemporal arbitrage transaction)를 통하여 기초자산가격의 불확실성을 줄일 수 있다.

Weller와 Yano(1987)는 일반균형분석을 통하여 특정상황하에서는 선물거래의 도입이 현물가격의 변동성을 줄일 수 있음을 보였고³⁾, Edwards(1988)는 미국시장에서 거래되는 주가지수선물과 금리선물을 이용한 실증분석에서 선물거래의 도입이 현물시장의 변동성을 증가시키지 않음을 보였다. Conrad(1989)는 미국시장에서 콜옵션의 도입을 전후하여 기초주식의 변동성이 감소하고 있음을 보였다. 반면에 Brorsen(1991),

3) 자세한 것은 Weller와 Yano(1987) p.440 이하 참조.

Brorsen, Oellermann, Farris(1989), Harris(1989) 등의 연구에서는 선물거래의 도입이 단기적으로는 현물시장의 변동성을 증가시킴을 보였다.

정보효율성의 측면에서는 선물거래의 도입으로 인하여 정보가 가격에 반영되는 속도가 더욱 빨라지며 이에 따라 현물시장의 효율성이 증대된다고 주장한다. 선물시장은 현물시장에 비해 관련정보가 보다 신속하게 거래에 반영된다. 이러한 정보는 현물시장과 선물시장간의 차익거래과정을 통하여 현물시장의 가격에 반영되게 되므로, 선물거래의 도입은 선물거래가 없는 경우에 비하여 현물가격에 정보가 반영되는 속도를 더욱 빠르게 한다.

현물가격의 정보반영속도의 증가가 변동성에 미치는 영향은 현물가격이 어떠한 정보를 반영하느냐에 따라 달라진다. Brorsen(1991)은 선물거래의 도입은 현물시장의 제약요소를 줄여주는 역할을 한다고 주장했다. 선물시장은 현물시장에 비해 거래비용 등의 제약요소가 현물시장에 비해 매우 작다. 따라서 특정자산에 대한 선물거래의 도입은 해당 자산의 현물시장에 대한 제약을 줄여주는 역할을 한다. 상당한 제약요소를 가지고 있는 현물시장에서 현물가격은 시장에 투입된 새로운 뉴스를 즉각적으로 반영한 새로운 균형가격으로 즉시 조정되지 않는다. 대신에 시장가격의 변화는 시간을 두고 반영되는 현상이 나타나며 따라서 현물가격의 변화는 정(+의 자기상관을 갖게된다.⁴⁾ 이러한 상황에서 선물거래의 도입은 제약요소를 줄여주는 역할을 하게되어 현물가격변화의 자기상관의 크기를 줄여주고 결과적으로 현물가격의 변동성을 감소시킨다는 것이다.⁵⁾

그러나 선물거래의 도입으로 인하여 보다 많은 정보의 생산이 이루어지고 현물가격이 이러한 정보를 보다 빨리 반영한다면 현물시장의 변동성은 선물거래 도입 전에

4) 포트폴리오 수익률에 존재하는 이러한 정(+의 자기상관을 가져오는 주요한 원인으로 비동시거래의 영향을 들 수 있다. 그러나 Atchison등(1987)과 Lo and Mackinlay(1989)는 비동시거래의 영향만으로는 추가지수에 존재하는 정(+의 자기상관을 충분히 설명할 수 없음을 보였다. Berkowitz, Logue and Noser(1988)와 Brorsen(1991)은 선물거래의 도입이 현물시장의 제약요소 특히 거래비용을 줄이는 역할을 하며 이에 따라 현물시장의 자기상관의 정도가 감소한다고 주장했다.

5) Brorsen(1991)은 이러한 관계를 자산의 균형가격이 임의보행과정(random walk process)을 따르는 상황에서 다음과 같이 모형화하였다.

$$P_t^* = P_{t-1}^* + u_t, \quad u_t \sim WN(0, \sigma_{ud}^2)$$

$$\frac{\partial \text{Var}(\Delta P_t)}{\partial b} = \frac{2}{(2-b)^2} \sigma_{ud}^2$$

단, P_t^* : 균형가격

ΔP_t : 시장가격의 변화

b : 정보효율성의 측정치(1-1계자기상관계수(0<b<1))

위 식에서 보는 것처럼 시장의 제약요소의 감소(선물거래의 도입효과)에 따른 현물가격변화의 자기상관계수의 감소는 현물가격의 변동성을 줄여주게 된다.

비하여 증가할 수 있다. 이러한 변동성의 증가는 시장가격이 새로운 정보를 반영하는 속도의 증가로 인하여 나타나는 현상으로 결과적으로 선물거래의 도입은 시장의 정보효율성을 제고시키고 자원의 배분이 더욱 효율적으로 이루어지게 한다. Cox(1976)는 선물시장이 존재할 때 현물시장의 정보효율성이 더욱 증대됨을 증명하고 이를 실증적으로 보여주고 있으며, Whithaker, Bowyer and Klein(1987)과 Kawaller, Koch and Koch(1987), 그리고 Herbst, McCormack and West(1987)등은 모두 이러한 내용을 실증검증을 통해 잘 보여주었다. 이와 같이 선물거래의 도입이 현물가격의 변동성에 미치는 효과는 시장상황에 따른 문제로 해석될 수 있다.

한국주식시장에서 KOSPI 200 선물거래가 시작된 후에 선물시장의 개장이 현물시장의 변동성에 미친 영향에 관하여는 축적된 자료의 부족 등으로 인하여 충분한 연구가 이루어지지 못했다. 김배용(1996.10)은 KOSPI 200을 대상으로 역사적 변동성의 분석과 ARIMA 모형을 이용한 분석을 통하여 선물거래의 도입에 따라 현물시장의 변동성이 유의적으로 증가했다고 할 수 없음을 보여주었다. 도명국(1997.1)은 KOSPI 200을 대상으로 선물시장 도입을 전후하여 현물가격 변화의 변동성과 정보흐름 간의 연계성을 분석하였다. GARCH 모형을 이용한 분석 결과 선물거래 도입 후에 현물가격의 변동성이 증가하였으며, 시장에서의 정보 전달이 신속하게 이루어 졌다고 주장하였다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 연구내용

KOSPI 200 선물거래가 현물시장에 미치는 영향은 선물거래에 참가하는 투자자들의 특성과 선물거래에서 생성되고 인지된 정보가 현물시장에 반영되는 경로가 어떠한가에 달려있다. 동일한 자산에 대한 현물시장과 선물시장간의 관계는 기본적으로 밀접히 연관되어있다. 더우기 양시장에 참가하고 있는 투자자들이 동일한 시장상황이라면 양시장의 거래과정에서 발생한 정보는 즉각적으로 다른 시장에 반영된다. 일반적으로 선물시장의 가격이 정보를 반영하는 속도는 현물가격이 정보를 반영하는 속도에 비하여 빠르다고 할 수 있다. 현물시장에서의 거래비용의 크기, 공매의 제한, 투자자금의 제약 등의 요소들은 정보가 신속하게 가격에 반영되는 것을 지연시킨다.

따라서 시장에 투입된 새로운 정보는 선물가격에 더욱 빨리 반영되고 일정한 시차를 두고 현물가격에 반영된다.⁶⁾

또한, 선물거래과정에서 발생한 장래의 현물가격에 관한 예측정보와 시장의 수요와 공급 상황에 관한 예측정보는 시장간 차익거래과정이 존재하는 상황에서 현물시장의 거래에 즉시 반영될 것이며 이로 인해 현물시장의 유동성과 현물가격의 정보반영속도는 제고될 것이다.

이러한 유동성의 증대와 정보반영속도의 제고는 현물시장의 변동성에 상반되는 영향을 미친다. 선물거래의 도입이 현물시장의 유동성을 크게 증가시켜 현물시장의 거래비용을 줄이고 정보의 신속한 반영으로 현물가격의 단기변화에 존재하는 자기상관의 정도가 줄어든다면 현물시장의 변동성은 선물거래의 도입전에 비하여 감소하게 될 것이다.⁷⁾ 반면에 선물거래의 도입으로 인한 새로운 정보의 창출과 현물가격의 정보반영속도의 증가는 현물가격의 변동성의 증가를 가져올 수 있다. 이러한 논의에 대한 이론적 배경은 Cox(1976)와 Ross(1989)의 이론적인 연구결과로부터 찾을 수 있다. Cox(1976)는 선물거래의 도입이 가져오는 투기적 거래의 증가로 인해 현물시장의 변동성이 증가하는 현상을 바람직하지 못한 것으로 인식하는 것은 선물거래의 도입이 가져오는 정보효율성의 제고효과를 인식하지 못한 결과라고 주장했다. 선물가격이 가지고 있는 가격발견기능은 새로운 뉴스의 끊임없는 반영을 통해 현물가격에 영향을 미친다. Ross(1989)에 따르면 주식의 시장가격이 마팅게일(martingale)과정을 따르는 상황에서 주식가격 변화의 변동성은 시장에 투입되는 정보흐름의 변동성과 동일하다. 다시 말해 주식가격 변화의 변동성은 시장에 투입되는 정보의 흐름에 정비례한다. 따라서 선물거래의 도입으로 인한 보다 많은 뉴스의 생산과 정보전달 및 반영속도의 증가는 현물시장의 변동성을 증가시킨다.

이상의 논의로 볼 때 선물거래가 현물시장의 변동성에 미치는 영향은 단편적인 한 부분에 대한 분석의 결과로 유추할 수 있는 간단한 문제는 아니다. 특히 한국주식시장의 경우 선물시장의 역사가 짧아 충분한 자료가 축적되지 않은 점도 변동성에 미치는 영향에 대한 해석의 어려움을 더하는 하나의 원인이다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 KOSPI 200 선물거래의 도입이 현물시장의 변동성에 미친 영향을 분석해 내는데 특히, 변동성의 증가를 초래했는지의 여부를 분석하는데 초점을 둔다.

6) Kawaller, Koch, Koch(1987)는 S&P 500 선물가격이 S&P 500 현물가격을 선도함을 보여주었다. 이러한 정보반영의 lead-lag 효과는 한국 주식시장의 선물거래의 경우에도 동일하게 적용될 수 있을 것이다.

7) Schwert(1988)에 따르면 유동성비용과 변동성은 정(+)의 상관관계를 갖는다. 또한 수익률의 자기상관계수의 값이 작아질수록 수익률의 변동성은 작아진다.

변동성의 변화를 가져오는 구체적인 원인을 분석하는 것은 후속연구로 남겨두고자 한다.

2. 연구방법론

본 논문의 기본주제인 선물거래의 도입에 따른 현물시장의 변동성의 변화를 살펴 보기 위해서는 현물시장의 변동성을 선물거래가 없을 경우와 비교하여야 한다. 자주 이용되는 하나의 방법은 시계열분석을 이용하여 선물거래의 도입전과 후의 상태를 비교하는 것이다. 그러나 이러한 방법은 시장에 공통적으로 영향을 미치는 기본요소들의 변화에 따른 영향이 통제되었을 때에 신뢰성이 부여될 수 있다. 또 다른 방법은 선물거래의 대상이 되는 현물자산과 대상이 아닌 자산들의 변동성을 횡단면 분석을 통하여 비교하는 것이다. 이 방법 역시 공통요소들의 영향이 횡단면 분석에서 적절히 통제되었을 때에 의미를 갖게된다. 본 연구에서는 시계열자료의 분석을 통하여 변동성의 대략적인 특성을 살펴보고, 공통요인들의 영향을 통제한 횡단면 분석을 통하여 선물거래가 현물시장의 변동성에 미치는 영향을 구체적으로 분석하기로 한다.

(1) 시계열 분석

KOSPI 200 선물거래의 도입 이후에 현물시장의 변동성이 어떠한 변화가 나타났는지를 보기 위해 먼저 KOSPI 200의 수익률자료를 이용하여 변동성의 크기를 기간별로 비교한다. 비교기간의 구분은 KOSPI 200이 작성되기 시작한 시점인 1994년 6월 15일과 KOSPI 200에 대한 모의 선물거래가 이루어지기 시작한 시점인 1995년 4월 3일, 그리고 KOSPI 200 선물거래가 이루어지기 시작한 시점인 1996년 5월 3일을 기준으로 하여 분류한다.

변동성의 척도는 일별 자료의 종가를 기준으로 측정한 표본분산과 최고가(H)와 최저가(L)를 이용한 Parkinson(1980)과 Garman-Klass(1980)의 추정량 그리고 GARCH 모형을 이용한 추정량 등을 이용한다. Parkinson(1980)과 Beckers(1983)는 자본자산들의 변동성을 측정하는 데 있어 전통적으로 사용되어온 종가를 기준으로 한 표본분산에 비해 Parkinson과 Garman-Klass의 추정량이 보다 효율적임을 보여주었다. 이들 추정량은 다음과 같다. H_t 는 t 기의 최고가, L_t 는 t 기의 최저가, 그리고 C_t 는 t 기의 종가이다.

<Parkinson의 추정량>

$$\sigma_{1t}^2 = (H_t - L_t)^2 / 4 \log 2 \quad (1)$$

<Garman-Klass의 추정량>

$$\begin{aligned} \sigma_{2t}^2 = & 0.511(H_t - L_t)^2 - 0.019[(C_t - C_{t-1})(H_t + L_t - 2C_t) \\ & - 2(H_t - C_t)(L_t - C_t)] - 0.383(C_t - C_{t-1})^2 \end{aligned} \quad (2)$$

한편, 1980년대 이후 주식수익률 분포에 나타나는 초과첨도(excess kurtosis)와 이분산성(heteroskedasticity)을 설명하는 모형으로 GARCH 모형이 자주 이용되고 있다. 한국의 주식시장에 존재할 수 있는 정보흐름의 시간가변적인 특성과 이분산성을 고려하여 GARCH 모형을 이용하여 조건부 변동성의 크기를 분석한다. GARCH(p,q) 모형에 따른 변동성의 추정 식은 다음과 같다⁸⁾.

$$R_t = b_0 + b_1 X_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}$$

단, R_t : t 기의 수익률

X_t : 주식수익률을 설명하는 t기의 설명변수벡터

I_t : t기의 정보집합

h_t : t-1기의 정보집합에 근거한 주식수익률의 t기의 조건부분산

(2) 횡단면 분석

Harris(1989)는 S&P 500 현물지수의 변동성이 S&P 500 지수에 대한 선물거래와 옵션거래의 도입에 따라 어떻게 변동하였는지를 보기 위해 개별종목들의 자료를 이용한 횡단면 분석을 수행하였다. 본 연구에서는 Harris(1989)의 방법을 응용하여 한국 주식시장에서 KOSPI 200 현물지수의 변동성이 KOSPI 200 선물거래의 도입에 따라 어떻게 변화하였는지를 검증한다. 선물거래의 도입에 따른 현물시장의 변동성의 변화를 보기 위해 검증대상표본과 통제대상표본을 구성하여 두 표본집단의 변동성의 차이를 분석한다. 두 집단의 변동성 비교를 통하여 선물시장의 개장이 현물시장의

8) GARCH 모형에 관한 내용은 Bollerslev(1986)와 Bollerslev, Chou and Kroner(1992) 등을 참조할 수 있다.

변동성에 미친 영향에 대한 보다 면밀한 분석이 가능할 수 있다. 구체적인 검증의 절차는 다음과 같다.

1) 검증대상표본과 통제대상표본의 구성

검증대상표본은 KOSPI 200을 구성하는 200개 종목 중에서 분석기간 동안에 계속해서 지수에 포함되었던 개별주식들이다. 선물거래가 존재하는 검증대상표본에 대응되는 통제대상표본을 구성하기 위하여 KOSPI 200을 구성하는 종목들을 산업별로 분류한 후 분석기간동안에 KOSPI 200에 포함되지 않은 종목들 중에서 KOSPI 200을 구성하는 종목들과 가장 유사한 종목들을 검증대상 표본수 만큼 선정하여 통제대상 표본을 구성한다. 통제대상표본을 구성하는 종목들의 선정은 Harris(1989)의 방법을 이용한다(각주 13 참조).

2) 검증대상표본과 통제대상표본에 대한 변동성의 차이분석

검증대상표본과 통제대상표본의 변동성에 어떤 차이가 있는지를 횡단면 분석을 통하여 검증한다. 변동성은 선정된 각 개별종목에 대하여 일정한 측정기간을 기준으로 측정된 표본표준편차를 이용한다. KOSPI 200을 구성하는 종목과 KOSPI 200을 구성하지 않는 종목들간의 특정시점에서의 변동성의 차이는 기업규모, 베타, 가격수준의 함수로 나타낼 수 있다. 따라서 선물거래의 도입이 현물가격에 미치는 영향을 분명하게 추출하기 위하여 이러한 기본요소들의 차이를 조정한 식(4)의 모형을 이용한다.⁹⁾

$$SD_i = b_0 + b_1 DUMM_i + b_2 (AbsBeta_i \times SDM) + b_3 IP_i + b_4 \ln(MV_i) + e_i \quad (4)$$

단, SD_i : 주식 i의 표준편차

$DUMM_i$: 선물거래 더미변수(KOSPI 200 구성종목은 1, 비구성종목은 0)

$AbsBeta_i$: 주식 i의 베타의 절대치

SDM : 시장포트폴리오의 대응치인 한국종합주가지수(KOSPI) 수익률의 표준편차

IP_i : 주식 i의 가격의 역수

$\ln(MV_i)$: 주식 i의 시장가치의 로그값

$e_i \sim N(0, \sigma_{ei}^2)$

9) Harris는 S&P 500 지수를 구성하는 종목과 비구성종목들간의 변동성의 차이를 가격수준, 베타, 규모, 그리고 거래의 빈도 등의 함수로 보고 있다. 그러나 그의 연구결과 거래의 빈도는 변동성의 차이에 어떤 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

식(4)의 모형에서 선물거래 더미변수가 가지는 계수 값은 선물거래가 존재하는 KOSPI 200 구성종목과 선물거래가 존재하지 않는 KOSPI 200의 종목들의 변동성의 평균적인 차이이다. 본 논문의 주된 관심사 중의 하나는 바로 이 계수값의 방향과 크기가 어떠한가를 분석하는 것이다. 식(4)에는 변동성에 영향을 미치는 공통요인들로 개별주식의 베타의 절대치에 시장수익률의 표준편차를 곱한 변수와 주식의 가격, 그리고 주식의 시장가치가 독립변수로 사용되고 있다. 이러한 특성변수들은 Harris (1989)를 따라 각 개별종목들의 변동성을 설명해줄 수 있는 변수들로 선정된 것으로 베타는 분석기간동안 1주일을 기준으로 중복(overlapping)하여 구성된 수익률 자료를 이용하여 시장모형으로부터 추정한다. 시장모형(market model)에 따르면 개별주식의 베타의 크거나 시장수익률의 표준편차는 개별주식 수익률의 표준편차와 정(+)의 관계를 가진다. 따라서 계수 b_2 는 정(+)의 값을 가질 것으로 추측할 수 있다. 한편 주식의 시장가격의 크기는 거래비용과 음(-)의 관계를 가진다. 거래비용과 변동성은 정(+)의 관계를 가지므로 주식이 가격의 역수는 정(+)의 관계를 가질 것으로 예상할 수 있다. 주식의 시장가치는 개별종목의 비체계적 위험에 따른 영향을 측정해준다. 대규모 기업일수록 소유권이 잘 분산되어 있으며 더욱 많은 공개정보를 얻을 수 있고 유동성이 높다. 따라서 주식의 시장가치는 변동성과 음(-)의 관계를 가질 것으로 추측할 수 있다.

식(4)를 이용한 KOSPI 200 구성종목들과 통제대상표본 구성종목들간의 변동성에 차이가 존재하는지에 관한 분석은, 선물거래 도입과 관련된 주요 사건들의 발생 시점을 고려하여 1990년 5월부터 1997년 4월까지 1년 단위로 분석한다. 또한 중요한 사건이라고 할 수 있는 KOSPI 200 작성 시점과 모의선물거래 시작시점, 그리고 선물거래 시작 시점을 기준으로 하위기간을 구분하여 분석한다.

IV. 실증분석의 결과와 해석

1. 표본자료

본 논문의 분석을 위해 사용된 표본자료는 한국신용평가(주)의 데이터베이스인 KIS-SMAT의 일별 수익률 자료와 한국 증권거래소의 데이터 베이스(KSE data base)의 일별 주가자료이다. 변동성의 측정에 필요한 KOSPI 200의 최고가, 최저가, 종가

등은 한국증권거래소의 도움을 받았으며¹⁰⁾, 추가적으로 자료의 보완이 필요한 부분은 「주식」지의 해당부분을 참고하였다. 기업의 가치를 계산하기 위해 필요한 기업의 발행 주식 수는 각 기업의 대상 연도의 12월말 현재 발행주식 수를 기준으로 하였으며 「주식」지에 발표된 자료를 입력하여 활용하였다. 수익률자료는 모두 연속형 수익률자료로 변환하여 사용하였다.

2. 시계열자료를 이용한 기간별 변동성의 비교

Ⅲ장에서 제시한 변동성 측정 방법들을 적용하여 KOSPI 200의 기간별 변동성을 측정하였다. 변동성의 측정은 분석기간인 1992년 5월부터 1997년 4월까지를, KOSPI 200 이 발표되기 시작한 시점인 1994년 6월 15일, 모의선물거래를 시작한 1995년 4월 3일 그리고 선물거래를 시작한 1996년 5월 3일을 기준으로 구분하여 4개의 하위 기간으로 나누어 측정하였다. 다만, 변동성의 추정량 중 Parkinson의 추정량과 Garman-Klass의 추정량은 일증가격(최고가, 최저가, 종가)이 필요한 관계로 KOSPI 200의 일증 가격을 이용할 수 있는 1994년 6월 15일 이후의 변동성만을 측정하였다. Parkinson의 추정량과 Garman-Klass의 추정량은 각각 식(1)과 식(2)를 이용했으며 GARCH 모형은 식(3)을 이용하였다¹¹⁾. 변동성의 측정 결과를 <표 1>에 제시하였다.

〈표 1〉 기간별 변동성 크기

변동성 기간	표준편차	Parkinson	Garman-Klass	GARCH
1992.5.3~ 1994.6.14	0.015206	.	.	0.000214
1994.6.15~ 1995.4.2	0.011483	1.1265	1.1173	0.000161
1995.4.3~ 1996.5.2	0.010754	0.7948	0.7183	0.000151
1996.5.3~ 1997.4.30	0.014777	0.7622	0.7622	0.000203

주) Parkinson, Garman-Klass 그리고 GARCH 변동성은 해당기간동안의 평균 변동성이며(GARCH의 경우 조건부분산), 이들 평균은 모든 경우에 통계적으로 유의했다.

10) 자료의 수집에 도움을 주신 한국증권거래소 관계자 여러분께 감사드립니다.

11) GARCH 모형의 추정은 식 (3)에서 설명변수벡터의 포함 없이 GARCH(1,1) 모형을 추정하였다. 여러 차수의 모형을 적용한 결과 모형의 적합도가 가장 높은 GARCH(1,1)모형을 선택하였다.

기간별로 변동성을 측정된 결과에 의하면 KOSPI 200을 작성하기 시작한 이후와 모의선물거래가 시행되었던 기간에는 변동성이 이전에 비하여 감소하고 있다. 그러나 선물거래가 시작된 1996년 5월 이후의 기간에는 Parkinson의 추정치를 제외한 나머지 변동성 추정치에서 모두 변동성이 증가하고 있다. 이러한 결과는 일견 선물시장의 도입이 현물시장의 변동성 증가를 가져온 것처럼 보인다. 그러나 변동성을 측정하는 과정에서 변동성에 영향을 미치는 공통요인들을 통제하지 않았기 때문에 현물시장의 변동성 증가가 선물시장의 도입에 의한 것이라고 주장할 수는 없다. 특히 시장의 변동성에 영향을 미치는 여러 요인들의 영향이 선물시장 개장의 요인보다 중요하다면 단순한 현물시장의 변동성 변화는 선물시장의 영향을 분석하는데 큰 의미를 갖지 못한다. 이러한 점을 고려하여 다음 절에서는 변동성에 영향을 미치는 주요한 변수들을 통제하면서 선물거래의 도입이 가져오는 현물시장의 변동성의 변화를 분석하기 위해서 횡단면 분석을 수행하였다.

3. 횡단면 분석

선물시장의 개장이 현물시장의 변동성에 미친 영향을 분석하기 위하여 현물시장의 변동성에 영향을 미치는 공통요인들을 통제하면서 선물거래 대상인 KOSPI 200에 포함된 종목과 포함되지 않은 종목의 변동성의 차이를 분석하였다. 변동성의 추정치는 개별종목들의 일별 수익률 자료에 기초한 표준편차를 기준으로 하였다¹²⁾.

(1) KOSPI 200 현물지수 변동성의 전반적인 특성

선물시장의 개장과 관련된 사건일을 고려하여 1990년 5월부터 1년을 기간으로 표본을 구성하여 1997년 4월까지 7개 기간의 KOSPI 200의 변동성을 여러 측정기간별 표준편차를 이용하여 분석하였다. 또한 선물시장 개장과 관련된 사건일을 고려하여 전체 표본기간을 4개의 하위기간으로 구분하여 하위기간별 변동성을 분석하였다. 표준편차는 일별 수익률 자료를 기준으로 계산하며 1일을 넘는 측정기간의 표준편차는 일별자료를 중복하여(overlapping) 구성된 자료로 계산하였다. <표 2>에 각 측정기간별로 추정된 표준편차를 제시하였다.

12) 이것은 측정상의 편의를 고려한 것이지만 다른 방법을 이용한 추정치들의 기간별 행태가 표본표준편차와 <표 1>에 나타난 바와 같이 큰 차이가 없으므로 분석결과를 일반화하는데 어려움은 없다고 판단된다.

〈표 2〉 KOSPI 200 수익률의 표준편차

구분 연도	표준편차 측정기간					
	거래일수	1일	3일	5일	10일	20일
1990	261	0.01755	0.03124	0.04012	0.05528	0.08253
1991	262	0.01500	0.02431	0.03231	0.04661	0.06984
1992	261	0.01700	0.02920	0.03951	0.05896	0.08880
1993	260	0.01191	0.02101	0.02692	0.03562	0.05235
1994	260	0.01022	0.01876	0.02376	0.03465	0.05322
1995	262	0.01040	0.01992	0.02633	0.03809	0.05178
1996	261	0.01368	0.02565	0.03424	0.04645	0.06023
하위기간1	1044	0.01549	0.02661	0.03489	0.04926	0.07183
하위기간2	783	0.01154	0.02165	0.02843	0.03977	0.05525
하위기간3	1566	0.01398	0.02440	0.03190	0.04516	0.06528
하위기간4	261	0.01368	0.02565	0.03424	0.04645	0.06023

* 하위기간 1 : 1990년 5월 1일 ~ 1994년 4월 30일
하위기간 2 : 1994년 5월 1일 ~ 1996년 4월 30일
하위기간 3 : 1995년 5월 1일 ~ 1996년 4월 30일
하위기간 4 : 1996년 5월 1일 ~ 1997년 4월 30일

일별 표준편차의 경우 1992년 이후에 감소하다가 1995년과 1996년에 들어 증가하였다. 표준편차의 측정기간을 달리한 경우에도 이러한 특성에 큰 차이는 없다. 특히 KOSPI200 선물이 거래되고 있던 1996년의 경우 표준편차가 측정기간과 관계없이 크게 증가하였다. 하위기간 별로 보면 KOSPI 200이 작성되기 시작한 하위기간 2의 표준편차 값이 가장 작다. 모의선물거래가 시작된 하위기간 3과 선물거래가 시작된 하위기간 4의 표준편차는 하위기간 2에 비해 더 큰 값을 보여준다. 그러나 하위기간 2, 3, 4 모두 KOSPI 200이 작성되기 이전인 하위기간 1에 비해 작은 표준편차 값을 보여준다.

<표 3>에 KOSPI 200 구성종목과 통제대상표본을 구성하는 KOSPI 200 비포함 종목을 연도별 및 산업별로 분류하여 정리하였다. 업종 분류는 한국증권거래소에서 사용하고 있는 산업분류를 기준으로 하였으며 종목 수가 적은 일부 업종은 유사업종에 통합하였다. KOSPI 200 구성종목은 해당 기간동안(1년) 계속해서 지수 구성종목에 포함된 종목의 수이다. 통제대상표본 구성의 대상인 KOSPI 200외 종목은 해당 기간

동안에 한 번도 지수에 포함되지 않았던 종목들 중에서 주가, 베타, 그리고 기업가치 등의 자료를 이용 가능한 기업들이다.

<표 3> 분석에 사용한 KOSPI 200 구성종목과 KOSPI 200외 종목의 구성상태

연도		업종	제조업	전기·가스업	유통·서비스 ·통신	금융업	합계
		1990	KOSPI 200	136	15	15	25
	KOSPI 200외	272	28	38	52	390	
1991	KOSPI 200	137	15	15	25	192	
	KOSPI 200외	300	29	41	53	423	
1992	KOSPI 200	138	16	15	25	194	
	KOSPI 200외	309	30	42	54	435	
1993	KOSPI 200	139	16	15	25	194	
	KOSPI 200외	313	31	43	55	442	
1994	KOSPI 200	139	16	15	25	195	
	KOSPI 200외	335	31	43	56	465	
1995	KOSPI 200	136	14	14	30	194	
	KOSPI 200외	339	33	46	55	473	
1996	KOSPI 200	135	17	14	28	194	
	KOSPI 200외	356	35	49	66	506	

* 연도의 구분은 매년 5월 1일 ~ 다음해 4월 30일을 기준으로 한 것임.

통제대상 표본을 구성하는데 이용할 수 있는 기업의 수는 대략 KOSPI 200 구성종목 수의 2.04배에서 2.61배 정도로 충분하지는 않지만 어느 정도의 선별력은 확보할 수 있을 것으로 판단된다.

(2) KOSPI 200 구성종목과 통제대상표본 구성종목의 변동성

KOSPI 200을 구성하는 개별 종목들과 이에 대응되는 종목들의 변동성을 각 기간 별로 측정하였다. 통제표본을 구성하는 종목의 선정은 <표 3>에 제시된 KOSPI 200

을 구성하지 않는 종목들 중에서 Harris(1989)의 방법에 따라 KOSPI 200 구성종목과 가장 근사한 종목들을 선정하였다. 표본을 구성하는 종목의 수는 각 연도내에서 업종별로 일치하도록 구성하였다.¹³⁾

다음의 <표 4>는 KOSPI 200 구성 종목과 통제표본 구성종목들의 표준편차의 평균을 정리한 것이다.¹⁴⁾ 통제대상표본의 표준편차보다 KOSPI 200 구성종목의 표준편차가 작은 값을 가지고 있다. 변동성이 연도별로 변화하는 특성은 양 집단에서 유사하나 통제대상표본의 경우 1992년에는 1991년에 비해 표준편차가 약간 감소한 것으로 나타나 표준편차가 증가한 것으로 나타난 KOSPI 200 구성종목의 결과와는 차이가 있다. 이러한 특성은 표준편차를 계산하는 기준기간을 달리해도 변하지 않고 있다.

<표 4> KOSPI 200 구성종목과 통제대상표본 구성종목의 수익률 표준편차의 평균

A. KOSPI 200 구성종목의 표준편차의 평균

연도	구분	표준편차 측정 기간					
		기업수	1일	3일	5일	10일	20일
1990		191	0.02238	0.03921	0.05023	0.06972	0.09979
1991		192	0.02426	0.04214	0.05490	0.07851	0.11302
1992		194	0.02553	0.04428	0.05766	0.08176	0.11575
1993		195	0.02377	0.04219	0.05454	0.07472	0.10333
1994		195	0.02569	0.04611	0.05885	0.07853	0.10830
1995		194	0.02194	0.03777	0.04822	0.06565	0.08927
1996		194	0.02931	0.05164	0.06602	0.08939	0.11906
	하위기간1	772	0.02399	0.04197	0.05435	0.07619	0.10799
	하위기간2	583	0.02565	0.04518	0.05770	0.07786	0.10555
	하위기간3	1161	0.02393	0.04196	0.05408	0.07482	0.10491
	하위기간4	194	0.02931	0.05164	0.06602	0.08939	0.11906

13) 통제대상표본 구성종목의 선정과정은 다음과 같다. 먼저 주식시장에서 거래되는 종목들의 특성을 나타내주는 변수로 각 기업주식들의 베타와 주가, 그리고 해당기업주식의 총시장가치(=주가×발행주식수)를 구한다. 다음에 이들 특성치들을 이용하여 KOSPI 200을 구성하는 각 종목들과 가장 근사한 특성을 가지는 KOSPI 200의 종목들을 선정한다. 선정의 기본 원리는 지수 구성 종목과 이에 대응하는 통제대상표본 구성주식의 관련요인의 벡터공간(vector space)상의 거리(norm)가 최소가 되도록 하는 대응 주식을 찾는 것이다. 보다 자세한 내용은 Harris(1989) 각주 9에 제시되어 있다.

14) <표 2>에서 분석된 KOSPI 200 수익률의 표준편차는 <표 4>의 개별종목 수익률의 표준편차의 평균값에 비하여 훨씬 작은 값을 보여준다. 이는 분산효과의 영향이다.

B. 통제대상표본 구성종목의 표준편차의 평균

연도	구분	표준편차 측정기간					
		기업수	1일	3일	5일	10일	20일
1990		191	0.02355	0.04161	0.05385	0.07663	0.11124
1991		192	0.02759	0.05101	0.06802	0.10045	0.14377
1992		194	0.02746	0.04997	0.06586	0.09323	0.13230
1993		195	0.02603	0.04757	0.06243	0.08868	0.12833
1994		195	0.02924	0.05550	0.07303	0.09999	0.14278
1995		194	0.02726	0.04652	0.05935	0.08083	0.11064
1996		194	0.03546	0.06407	0.08252	0.11303	0.15571
하위기간1		772	0.02617	0.04755	0.06256	0.08977	0.12894
하위기간2		583	0.03065	0.05537	0.07163	0.09795	0.13639
하위기간3		1161	0.02686	0.04872	0.06378	0.08999	0.12821
하위기간4		194	0.03546	0.06407	0.08252	0.11303	0.15571

<표 5>는 각 주식의 특성을 나타내주는 공통변수로 선정된 베타와 주식의 시장가격 그리고 기업의 총시장가치의 평균적인 크기를 연도별로 보여주고 있다. 이러한 특성변수들은 Harris(1989)를 따라 각 개별종목들의 변동성을 설명해줄 수 있는 변수들로 선정된 것으로 베타는 분석기간 동안 1주일을 기준으로 중복하여 구성한 자료를 이용하여 시장모형으로부터 추정한 것이다¹⁵⁾. 주가는 주별 주가자료의 평균으로 단위는 원(₩)이고, 시장가치는 해당 분석기간의 '12월말 현재 발행 주식수×평균주가'에 로그(log)를 취한 값이다.

<표 5> 특성변수들의 평균적인 크기

A. KOSPI 200 구성종목

연도	구분	베타	주가	시장가치
1990		0.841	16,740	15.77050
1991		0.766	15,543	15.86774
1992		0.868	15,698	15.94872
1993		0.834	20,759	15.99014
1994		1.023	27,066	16.11936
1995		0.970	24,830	16.22114
1996		1.039	24,645	16.30929

15) 1개월을 기준으로 수익률자료를 중복하여 구성한 자료를 기준으로 베타를 추정한 결과도 이와 유사하여 1주일 기준의 분석 결과만을 정리한다.

B. 통제집단 구성종목

연도 \ 구분	베타	주가	시장가치
1990	0.843	14,777	14.16484
1991	0.640	13,183	14.30205
1992	0.710	14,715	14.34901
1993	0.545	19,451	14.49517
1994	0.889	23,855	14.52047
1995	0.936	18,326	14.61896
1996	0.885	22,484	14.60907

<표 5>에 제시된 특성변수들이 변동성에 미치는 영향을 분리한 경우에도 KOSPI 200 구성종목과 통제대상표본 구성종목과의 사이에 변동성의 차이가 존재하는지를 분석하기 위하여 식(4)를 추정하였다. 먼저 선물거래 더미변수가 가지는 효과를 보기 위해 식(4)를 연도별 및 하위기간별로 추정하여 선물거래더미변수의 계수 값을 분석하였다. 추정결과를 <표 6>에 제시하였다. 연도와 사건일 기준 하위기간의 분류에서 윗줄의 수치는 더미변수의 계수 값이며 아랫줄 괄호 안의 값은 이분산성을 조정한 t-값이다.

<표 6>의 분석결과는 모든 기간에 걸쳐 선물거래 더미변수가 개별종목 수익률의 변동성에 유의적인 음(-)의 영향을 미침을 보여주고 있다. 이는 KOSPI 200을 구성하는 종목들의 변동성이 KOSPI 200을 구성하지 않는 종목들의 변동성보다 평균적으로 작음을 의미한다. 특히 흥미로운 것은 이 차이가 KOSPI 200을 작성하기 시작한 이후와 선물거래의 시작 이후에 더욱 커졌다는 것이다. 1일 기준 수익률의 표준편차의 경우 1993년도에 비해 KOSPI 200이 작성되기 시작한 1994년도의 경우 계수값의 절대치가 100%이상 커졌으며 선물거래가 시작된 1996년도의 경우에는 1995년도에 비해 계수 값의 절대치가 약 40%($= (506-362)/362$)정도 커졌다. 하위기간별 구분에서도 KOSPI 200 작성시점 이전과 이후를 비교하는 하위기간 1과 하위기간 2의 경우 하위기간 2의 계수 값의 절대치가 약 53%($= (390-255)/255$)정도 커졌으며, 선물거래 시작 이전과 이후를 구분하는 하위기간 3과 하위기간 4의 경우에는 하위기간 4의 계수 값의 절대치가 약 67%($= (506-303)/303$)정도 증가하였다. 이러한 결과들은 선물거래가 현물시장의 변동성을 상대적으로 줄이는 역할을 하고 있음을 의미한다.¹⁶⁾ 이러한 분석

16) 이러한 차이들은 경제적으로도 의미 있는 차이로 해석된다. 예를 들어 하위기간3과 하위기간4의 차이는 0.203%이며 1996년도와 1993년도의 차이는 0.366%이다. 이러한 크기는 일별 수익률의 크기에 비추어 볼 때 경제적으로 의미 있는 크기라고 판단된다. 그리고 이는 미국시장을 대상으로 한 Harris (1989)의 연구결과와는 정반대의 결과이다.

결과는 단순히 KOSPI 200 포함종목과 비포함종목의 변동성의 차이로 볼 수도 있다. 그러나 지수작성, 모의선물거래, 선물거래 시작 등과 관련된 94년, 95년, 96년에 걸쳐 일관성있게 구성종목과 비구성종목의 차이가 확대되고 있는 것은 KOSPI 200 주가지수 선물거래가 현물시장의 변동성을 줄이는 방향으로 영향을 주고 있다는 증거라고 할 수 있다¹⁷⁾. 표에서 표준편차 추정 간격이 길어질수록 표준편차의 상대적 차이가 커지는 것으로 나타나고 있다.

〈표 6〉 표준편차와 KOSPI 200 더미변수의 관계

$$\text{회귀식 : } SD_i = b_0 + b_1 DUMM_i + b_2 (AbsBeta_i \times SDM) + b_3 IP_i + b_4 \ln(MV_i) + e_i$$

단, SD_i : i 주식의 표준편차, $DUMM_i$: 선물거래 더미변수(KOSPI 200 구성종목은 1, 비구성종목은 0), $AbsBeta_i$: i 주식의 베타의 절대치, SDM : KOSPI 수익률의 표준편차, IP_i : i 주식의 가격의 역수, $\ln(MV_i)$: i 주식의 시장가치의 로그값

연도 \ 구분	표준편차 추정 기간				
	1일	3일	5일	10일	20일
1990	-0.00068 (-1.42)	-0.00181 (-2.17)	-0.00314 (-2.70)	-0.00647 (-3.47)	-0.01203 (-3.90)
1991	-0.00242 (-4.17)	-0.00656 (-5.80)	-0.00991 (-6.13)	-0.01702 (-6.40)	-0.02419 (-5.94)
1992	-0.00110 (-2.45)	-0.00397 (-4.71)	-0.00583 (-4.91)	-0.00759 (-3.87)	-0.01038 (-3.11)
1993	-0.00140 (-3.59)	-0.00391 (-4.89)	-0.00608 (-5.09)	-0.01155 (-5.49)	-0.02125 (-6.00)
1994	-0.00288 (-4.41)	-0.00800 (-6.74)	-0.01210 (-7.31)	-0.01883 (-7.53)	-0.03124 (-7.82)
1995	-0.00362 (-2.76)	-0.00640 (-4.01)	-0.00801 (-4.24)	-0.01134 (-4.41)	-0.01687 (-4.53)
1996	-0.00506 (-3.89)	-0.01029 (-4.25)	-0.01368 (-4.20)	-0.01963 (-3.99)	-0.03049 (-4.03)
하위기간1	-0.00255 (-6.37)	-0.00624 (-8.31)	-0.00890 (-8.74)	-0.01383 (-8.80)	-0.02140 (-8.74)
하위기간2	-0.00390 (-6.01)	-0.00846 (-7.96)	-0.01163 (-8.30)	-0.01708 (-8.30)	-0.02723 (-8.65)
하위기간3	-0.00303 (-9.44)	-0.00702 (-13.41)	-0.00985 (-14.20)	-0.01467 (-14.17)	-0.02300 (-14.31)
하위기간4	-0.00506 (-3.89)	-0.01029 (-4.25)	-0.01368 (-4.19)	-0.01963 (-3.99)	-0.03049 (-4.03)

17) 이러한 분석 결과를 일반화하기 위해서는 분석대상기간을 확장한 추가적인 분석이 필요하다.

각 종목들간에 가지는 수익률의 표준편차의 차이를 설명해 줄 수 있는 특성변수들이 수익률의 변동성의 변화를 어떻게 설명해주는지를 보기 위하여 전체자료에 대하여 식 (4)를 추정하여 특성변수들에 대한 계수값을 분석하였다. 설명변수로 추가된 특성변수들은 체계적 위험의 측정치인 ‘베타의 절대값×시장수익률의 표준편차’, 주가의 역수 그리고 시장가치의 로그 값이다. 추정결과를 <표 7>에 제시하였다. 괄호안의 숫자는 이분산성을 조정한 t-값이다.

<표 7> 수익률 표준편차에 대한 횡단면 회귀분석의 결과

$$\text{회귀식} : SD_i = b_0 + b_1 DUMM_i + b_2 (AbsBeta_i \times SDM) + b_3 IP_i + b_4 \ln(MV_i) + e_i$$

단, SD_i : i 주식의 표준편차, $DUMM_i$: 선물거래 더미변수(KOSPI 200 구성종목은 1, 비구성종목은 0), $AbsBeta_i$: i 주식의 베타의 절대치, SDM : KOSPI 수익률의 표준편차, IP_i : i 주식의 가격의 역수, $\ln(MV_i)$: i 주식의 시장가치의 로그값

구분 계수	표준편차 추정기간				
	1일	3일	5일	10일	20일
b_0	3.600e-002 (15.22)	7.258e-002 (17.64)	9.852e-002 (17.79)	0.146 (17.56)	0.214 (16.57)
b_1	-3.443e-008 (-4.35)	-6.456e-008 (-4.69)	-8.420e-008 (-4.55)	-1.172e-007 (-4.21)	-1.472e-007 (-3.41)
b_2	0.139 (9.13)	0.270 (10.15)	0.377 (10.54)	0.550 (10.22)	0.780 (9.38)
b_3	36.899 (7.69)	53.967 (6.46)	6.874 (6.13)	107.149 (6.33)	150.869 (5.77)
b_4	-9.031e-004 (-5.51)	-2.113e-003 (-7.41)	-3.062e-003 (-7.98)	-4.947e-003 (-8.57)	-7.537e-003 (-8.44)
Adj R ²	0.069	0.077	0.080	0.081	0.070

<표 7>의 결과는 횡단면 회귀모형의 구성 과정에서 제시된 것과 동일한 결과를 보여주고 있다. ‘베타의 절대값×시장수익률의 표준편차’는 예상대로 수익률의 표준편차에 강한 정(+)의 영향을 미치고 있으며, 주가의 역수 역시 정(+)의 관계를 그리고 시장가치의 로그 값은 예상한대로 강한 음(-)의 영향을 미치고 있다. 이러한 결과들은 모두 예상대로이며 Harris(1989)의 결과와 동일한 것이다. 전체자료에 대한 분석에서도 선물거래 더미변수는 수익률의 변동성에 유의적인 음(-)의 영향을 미치고 있

어 한국의 경우 주가지수에 포함된 종목의 변동성이 비포함 종목의 변동성에 비해 상대적으로 변동성이 작음을 확인할 수 있다.¹⁸⁾

(3) KOSPI 200 구성종목과 통제대상표본 구성종목의 수익률의 자기상관계수

KOSPI 200 구성종목의 수익률의 자기상관계수와 통제대상표본 구성종목의 수익률의 자기상관계수의 차이를 보기 위하여 각 측정기간별 수익률 표준편차의 비율 (variance ratios)을 계산하여 분석하였다. Cochrane(1986)에 의하면 분산비율(또는 표준편차의 비율)은 수익률의 자기상관계수의 선형함수로 구성되므로 분산비율이 높다는 것은 자기 상관계수가 크다는 것을 의미한다. 따라서 선물거래가 현물가격변화의 자기상관의 정도를 줄여준다면 KOSPI 200 구성종목의 분산비율이 통제대상표본 구성종목의 분산비율보다 작은 값을 가지게 될 것이며, 만일 선물거래가 현물가격변화의 자기상관의 정도를 증가시킨다면 통제대상표본의 분산비율이 KOSPI 200 구성종목의 분산비율보다 작게 나타날 것이다. 분산비율의 측정결과를 <표 8>에 정리하였다.

<표 8> 측정 간격별 수익률 표준편차의 비율

A. KOSPI 200 구성종목

연도 \ 구분	표준편차 비율 계산 방법					
	3일/1일	5일/1일	10일/1일	20일/1일	10일/5일	20일/5일
1990	1.7493	2.2334	3.0927	4.4202	1.3812	1.9699
1991	1.7344	2.2564	3.2179	4.6264	1.4219	2.0450
1992	1.7363	2.2594	3.1970	4.5028	1.4116	1.9878
1993	1.7711	2.2855	3.1212	4.3081	1.3585	1.8692
1994	1.8028	2.2987	3.0746	4.2499	1.3328	1.8378
1995	1.7190	2.1905	2.9764	4.0499	1.3570	1.8448
1996	1.7535	2.2383	3.0228	4.0137	1.3492	1.7895
하위기간1	1.7478	2.2588	3.1572	4.4639	1.3932	1.9676
하위기간2	1.7585	2.2426	3.0247	4.1048	1.3463	1.8240
하위기간3	1.7522	2.2541	3.1131	4.3588	1.3770	1.9253
하위기간4	1.7535	2.2383	3.0228	4.0137	1.3492	1.7895

18) <표 6>과 <표 7>은 <표 2>의 결과와 배치되는 결과인 것처럼 보인다. 그러나 <표 2>의 결과는 시장 전체의 절대적인 변동성의 변화를 분석한 것이며 <표 6>과 <표 7>의 결과는 KOSPI 200 구성종목과 통제집단종목들간의 상대적인 변동성의 변화를 분석한 것이다. 따라서 <표 2>의 결과는 각 기간동안에 한국 주식시장에 투입된 정보원천들이 모두 포함된 결과이므로 1994년도와 1996년도의 변동성이 증가한 것은 이 시기에 많은 정보들이 시장에 투입되었음을 의미할 수 있다. 반면에 <표 6>과 <표 7>은 결과는 다른 정보원천들은 통제된 상황하에서 선물거래가 가지는 정보효과를 분석한 것으로 선물거래의 도입이 현물시장의 변동성에 음(-)의 영향을 유의적으로 미쳤음을 지지하는 결과이다.

B. 통제대상표본 구성종목

연도 \ 구분	표준편차 비율 계산 방법					
	3일/1일	5일/1일	10일/1일	20일/1일	10일/5일	20일/5일
1990	1.7797	2.3071	3.2917	4.7694	1.4186	2.0482
1991	1.8523	2.4685	3.6390	5.2182	1.4677	2.1014
1992	1.8266	2.4114	3.4187	4.8414	1.4112	1.9947
1993	1.8361	2.4140	3.4401	4.9998	1.4122	2.0370
1994	1.8967	2.4925	3.4158	4.8727	1.3642	1.9410
1995	1.7351	2.2244	3.0382	4.1659	1.3619	1.8630
1996	1.7987	2.3091	3.1508	4.3172	1.3588	1.8547
하위기간1	1.8238	2.4004	3.4475	4.9573	1.4274	2.0451
하위기간2	1.8110	2.3436	3.2038	4.4561	1.3616	1.8867
하위기간3	1.8216	2.3873	3.3760	4.8152	1.4062	1.9983
하위기간4	1.7987	2.3091	3.1508	4.3172	1.3588	1.8547

<표 8>의 결과는 KOSPI 200을 구성하는 종목들이 가지는 각 측정기간별 표준편차의 비율이 통제대상표본 구성종목들의 표준편차비율에 비해 작은 값을 가짐을 보여준다. 이는 선물거래가 현물가격 변화의 자기상관의 크기를 증가시키지 않았음을 의미하며, 따라서 현물시장의 변동성이 증가하지 않았음을 의미한다. 이러한 현상은 하위기간별 분석에서도 동일하다. <표 8>의 비율분석의 결과로는 <표 6>에서와 같이 선물거래가 현물시장의 변동성을 줄여준다는 주장을 할 수 없다. 이 점에 관해서는 비율과 변동성의 관계가 기초하고 있는 가정에 대한 검토를 포함해서 추가적인 분석이 필요하다고 본다. 그러나 비율분석 결과 역시 선물거래가 현물시장의 변동성을 증가시키지 않았다는 근거로 볼 수 있다.

<표 8>에서 나타난 결과가 각 개별종목들이 가지는 특성변수들에 의한 영향인지를 보기 위해 각 측정기간별 표준편차의 비율을 식(5)의 회귀식을 이용하여 특성변수들에 대한 회귀분석을 수행하였다.

$$SDR_i = b_0 + b_1 DUMM_i + b_2 (AbsBeta_i \times SDM) + b_3 IP_i + b_4 \ln(MV_i) + e_i \quad (5)$$

단, SDR_i : 주식 i의 각 측정기간별 표준편차의 비율

$DUMM_i$: 선물거래 더미변수(KOSPI 200 구성종목은 1, 비구성종목은 0)

$AbsBeta_i$: 주식 i의 베타의 절대치

SDM : 시장포트폴리오(KOSPI) 수익률의 표준편차

IP_i : 주식 i 의 가격의 역수

$\ln(MV_i)$: 주식 i 의 시장가치의 로그 값

$e_i \sim N(0, \sigma_{ei}^2)$

식(5)에서 베타의 절대값에 시장포트폴리오 수익률의 표준편차를 곱한 변수는 표준편차의 비율에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 기대된다. 즉, 시장포트폴리오의 수익률은 정(+)의 자기상관을 가지므로 베타의 절대값이 커질수록 표준편차의 비율이 커질 것이다. 주가수준이 낮을수록 유동성비용등에 따른 음(-)의 자기상관의 정도가 강해질 것이므로 주가의 역수는 표준편차의 비율과 음(-)의 관계를 가질 것으로 기대된다. 유동성비용은 기업의 시장가치가 작을수록 커지므로 로그시장가치는 표준편차비율과 음(-)의 관계를 가질 것으로 기대된다.

식 (5)에 대한 추정결과를 <표 9>에 제시하였다. 괄호안의 숫자는 이분산성을 조정한 t-값이다. 각 특성변수들에 대한 계수의 방향은 예상대로 나타나고 있으며 선물거래 더미변수의 계수는 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있다.

<표 9> 표준편차비율에 대한 횡단면 회귀분석의 결과

$$\text{회귀식} : SDR_i = b_0 + b_1 DUMM_i + b_2 (AbsBeta_i \times SDM) + b_3 IP_i + b_4 \ln(MV_i) + e_i$$

단, SDR_i : 주식 i 의 각 측정기간별 표준편차비율, $DUMM_i$: 선물거래 더미변수(KOSPI 200 구성 종목은 1, 비구성종목은 0), $AbsBeta_i$: 주식 i 의 베타의 절대치, SDM : KOSPI 수익률의 표준편차, IP_i : 주식 i 의 가격의 역수, $\ln(MV_i)$: 주식 i 의 시장가치의 로그값

연도 \ 구분	표준편차 비율 계산 방법					
	3일/1일	5일/1일	10일/1일	20일/1일	10일/5일	20일/5일
b_0	2.0287 (48.70)	2.7527 (35.23)	4.1184 (25.28)	5.8389 (19.10)	1.4953 (50.14)	2.1005 (26.40)
b_1	-0.0646 (-11.31)	-0.1191 (-11.12)	-0.2226 (-9.97)	-0.4073 (-9.72)	-0.0207 (-5.07)	-0.0648 (-5.94)
b_2	0.7526 (2.85)	2.1313 (4.30)	4.1681 (4.03)	6.7249 (3.47)	0.6168 (3.26)	1.3365 (2.64)
b_3	-625.7646 (-7.27)	-947.8967 (-5.87)	-1158.1341 (-3.44)	-2034.2277 (-3.22)	81.3333 (1.32)	-34.9925 (-0.21)
b_4	-0.0119 (-4.21)	-0.0236 (-4.45)	-0.0521 (-4.70)	-0.0732 (-3.52)	-0.0077 (-3.81)	-0.0102 (-1.88)
R^2	0.0870	0.0819	0.0667	0.0565	0.0255	0.0212

V. 결 론

현물시장의 변동성의 증가는 투자자와 시장에 매우 큰 영향을 미친다. 변동성의 증가는 투자위험의 증가를 의미하며 이는 자본비용의 상승과 자산의 시장가치의 하락을 가져온다. 따라서 선물거래의 도입이 현물시장의 변동성에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하는 것은 매우 중요한 의미를 갖는다.

본 논문에서는 한국주식시장에서 1996년 5월 3일 부터 거래되고 있는 KOSPI 200 선물거래가 현물시장의 변동성에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 구체적인 분석의 방법으로 KOSPI 200의 수익률 자료를 이용한 변동성의 변화를 파악하고, KOSPI 200 구성종목과 대응표본종목들의 개별수익률 자료를 이용하여 선물거래가 변동성에 미치는 영향을 구체적으로 분석하였다.

변동성에 미치는 영향을 통제하지 않은 상태에서 KOSPI 200의 변동성은 선물시장 개장 이후에 증가한 것으로 나타났다. 그러나 이는 포트폴리오인 KOSPI 200의 결과이며 변동성에 영향을 미치는 공통요인들이 통제되지 않은 결과이다. 변동성에 미치는 공통요인들을 통제하고 횡단면 분석을 수행한 결과는 선물거래의 도입으로 현물시장의 변동성이 감소했음을 보여준다.¹⁹⁾ 특히 KOSPI 200에의 포함 여부는 해당 종목의 변동성에 큰 음(-)의 영향을 주었던 것으로 나타났다.

본 연구는 KOSPI 200 선물거래가 주식시장의 변동성에 미치는 영향을 체계적으로 분석한 점에서 그 의미를 찾을 수 있다. 그러나 다음과 같은 분석상의 문제점을 갖고 있다. 먼저 선물거래의 역사가 짧아 분석에 필요한 충분한 시계열 자료를 확보할 수 없었다. 또한 변동성에 영향을 미칠수 있는 거시경제변수들에 대한 통제가 이루어지지 않은 아쉬움이 있다. 표준편차 이외의 다른 변동성 추정량을 이용한 분석도 연구 결과의 일반화를 위해서 필요할 것이다.

19) 선물거래의 도입이 현물시장의 변동성을 감소시킨 원인에 대해서는 본 논문에서 분석하지 않았으므로 구체적인 원인을 제시할 수는 없다. 다만, 현물시장의 변동성 변화를 설명하는 기존의 연구결과들을 참조하면 한국주식시장에서 선물거래의 도입에 따라 현물시장의 유동성이 제고되고 현물가격이 정보를 보다 신속하게 반영함으로써 주식수익률의 자기상관의 감소를 가져왔을 것으로 추측할 수 있다.

참 고 문 헌

- 김배용, “주가지수선물시장의 주식시장에의 영향 분석”, 「주식」, 한국증권거래소 1996. 10.
- 도명국, “선물시장의 정보전달 메카니즘과 효율성에 관한 실증분석”, 「주식」, 한국증권거래소 1997.1.
- Atchinson M. D., Butler, K. C. and Simonds, R. R., “Nonsynchronous security trading and market index autocorrelation,” *Journal of Finance* vol.42, 1987, pp.111-118.
- Beckers, S., “Variances of security price returns based on high, low, and closing price,” *Journal of Business* vol.56, 1983, pp.97-112.
- Berkowitz, S. A., Logue, D. E. and Noser, E. A., “The total costs of transaction on the NYSE,” *Journal of Finance* vol.43, 1988, pp.97-112.
- Bodie, Z., Kane, A., and McDonald, R., “Why are real interest so high?,” NBER Working paper no.1141, Cambridge, Massachusetts, 1983.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics* vol.31, 1986, pp.307-327.
- Bollerslev, T., Chou, R., and Kroner, K., “ARCH modelling in finance: A review of the theory and empirical evidence,” *Journal of Econometrics* vol.52, 1992, pp.5-59.
- Brosen, B. W., Futures trading, transaction costs, and stock market volatility, *Journal of Futures Markets* vol.11 no.2, 1991, pp.153-163.
- Brosen, B. W., Oellermann, C. M., and Farris, P. L., The live cattle futures market and daily cash price movements, *Journal of Futures Markets* vol.9 no.4, 1989, pp.273-282.
- Conrad, J., The price effect of option introduction, *Journal of Finance* vol.44 no.2, 1989, pp.487-498.
- Cox, C. C., Futures trading and market information, *Journal of Political Economy* vol.84, 1976, pp.1215-1237.
- Edwards, F. R., Futures trading and cash market volatility : Stock index and interest rate futures, *Journal of Futures Markets* vol.8 no.4, 1988, pp.421-439.

- Garman, M, and Klass, M., "On the estimation of security price volatilities from historical data," *Journal of Business* vol.53, 1980, pp.67-78.
- Goss, B. A., and Yamey, B. S., "The economics of futures trading," New York, John Wiley, 1976.
- Harris, L., S&P 500 cash stock price volatilities, *Journal of Finance* vol.44 no.5, 1989, pp.1155-1175.
- Herbst, A. F., McCormack, J. P, and West, E. N., "Investigation of a lead-lag relationship between spot stock indices and their futures contracts," *Journal of Futures Markets*, vol.7, 1987, pp.373-381.
- Kawaller, I.G, Koch, P.D., Koch, T.W., The temporal price relationship between S&P 500 Futures and S&P 500 Index, *Journal of Finance* vol.42, 1987, pp.1309-1329.
- Lo, A. W., and Craig Mackinlay, A., "An econometric analysis of nonsynchronous trading," *Journal of Econometrics* vol.45, 1989, pp.181-211.
- Malkiel, B. G., "The capital formation problem in the United States," *Journal of Finance* vol.34, 1979, pp.291-306.
- Parkinson , M., The extreme value method for estimating the variance of the rate of return, *Journal of Business* vol.53, 1980, pp.61-65,
- Pindyck, R. S., "Risk, inflation, and the stock market," *American Economic Review* vol.74, 1984, pp.335-351.
- Poterba, J. M., and Summers, L. H., "The persistence of volatility and stock market fluctuations," *American Economic Review* vol.76, 1984, pp.1142-1152.
- Schwert, G. W., "Why doe stock market volatility change over time?," *Journal of Finance* vol.44, 1988, pp.1115-1153.
- Ross, S. A., "Information and volatility: The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy", *Journal of Finance* vol.44, 1989, pp.1-17.
- Weller, P. and Yano, M., Forward exchange, futures trading, and spot price volatility : A general equilibrium approach, *Econometrica* vol.55 no.6, 1987, pp.1433-1455.
- Whithaker, G., Bowyer, L. E, and Klein, D. P., "The effect of futures trading on the municipal bond market," *Review of Futures Markets* vol.6, 1987, pp.196-204.