

KOSPI 200 파생상품 거래와 주식수익률 변동성의 비대칭성

박종원*

〈요 약〉

본 연구에서는 1992년 1월 3일부터 2003년 12월 30일까지의 표본기간동안 KOSPI 200 포트폴리오와 이에 대응하는 Non-KOSPI 200 포트폴리오를 구성하여 새로운 파생상품거래가 현물시장 변동성의 비대칭성에 어떤 영향을 미치는지를 검증하였다. 연구결과는 파생상품 도입이후 현물시장의 변동성 비대칭성이 대체적으로 완화되었음을 보여준다. GJR-GARCH 모형을 이용한 분석결과는 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200을 비교할 때 새로운 파생상품 거래가 KOSPI 200 변동성의 비대칭 정도를 감소시키며, 파생상품거래의 효과는 제한적이거나 Non-KOSPI 200을 구성하는 종목들에게까지 영향을 미침을 보여준다. 음(-)의 수익률 충격에 의한 변동성과 양(+)의 수익률 충격에 의한 변동성의 비율인 변동성비율을 계산하여 분석한 결과는 KOSPI 200의 경우 주가지수옵션 도입 이후 및 외환위기 이후 변동성의 비대칭성이 크게 감소했으나 Non-KOSPI 200에서는 해당기간에 뚜렷한 효과가 나타나지 않는다. 특히, KOSPI 200에서 규제완화가 크게 이루어진 1999년 1월 이후기간에서 변동성비율이 현저히 낮아졌음을 확인할 수 있으며, 이는 변동성의 비대칭정도가 시장의 규제수준과 밀접한 관련이 있음을 시사한다. 또한 본 연구의 결과는 레버리지효과와 환율변동이 한국유가증권시장의 변동성 비대칭성을 설명하는 중요 요인이 될 수 있음을 보여주고 있다.

주제어 : 변동성의 비대칭성, 파생상품, GJR-GARCH모형, 변동성비율

I. 서 론

주식시장의 변동성(volatility)이 어떤 행태를 보이는지를 정확하게 이해하고 미래의 변동성을 예측하는 일은 자산가격의 결정이나 헤지(hedge) 전략의 수립 등 여러 측면에서 학문적으로나 실무적으로 매우 중요한 의미를 갖는다. 지난 1970년대 이후 이루어진 여러 연구들은 주식수익률 변동성에 비대칭성(volatility asymmetry)이 나타나며,

논문접수일 : 2006년 1월 10일 논문게재확정일 : 2006년 3월 13일

* 서울시립대학교 경영학부 부교수.

** 이 논문은 2005년도 서울시립대학교 학술연구조성비에 의하여 연구되었음.

선물이나 옵션과 같은 파생상품의 도입이 이러한 변동성의 특성에 영향을 미친다는 경험적인 결과들을 보고하고 있다. 대표적으로 Black(1976), Campbell and Hentchel(1992), Beakaert and Wu(2000) 등은 주식수익률의 변동성에 비대칭적인 특성이 존재한다는 것을 잘 보여주고 있으며, Antoniou, Holmes, and Priestley(1998)는 주가지수선물거래 도입 이후 주식시장 변동성의 비대칭성이 완화되었다는 결과를 보고하고 있다.

주가지수선물거래의 도입이 주식시장 변동성의 비대칭성을 줄여줄 수 있다는 논의는 파생상품거래가 정보의 생산과 확산 및 규제 완화 효과 등 여러 측면에서 현물시장의 효율성을 높일 수 있다는 데에서 출발한다. 주가지수선물과 같은 새로운 파생상품 시장은 현물시장에 비해 낮은 거래비용과 적은 투자자금의 소요, 공매의 용이성 등으로 인해 새로운 투자자가 보다 손쉽게 거래에 참여할 수 있으며 현물시장에 비해 새로운 정보가 시장가격에 보다 빠르게 반영될 수 있다. 또한 파생상품시장의 거래정보는 차익거래과정을 거쳐 현물시장에 반영됨으로 파생상품거래의 도입은 현물시장의 정보 비대칭성(information asymmetry)을 줄이며 효율성을 제고시킬 수 있다(Cox(1976), Brorsen(1991), Antoniou and Holmes(1995), Merton(1995)). 또 주가지수선물이나 주가지수옵션과 같이 주가지수를 기초자산으로 하는 파생상품거래는 기본적으로 시장전반적인 정보에 영향을 받는 주식포트폴리오를 거래하는 것이므로, 현물시장에서 개별기업 고유의 정보에 영향을 크게 받는 개별주식들을 거래하는 것에 비해 정보비대칭성의 정도가 낮다. 이는 파생상품의 도입이 정보 면에서 열등한 투자자들을 현물시장에서 파생상품시장으로 이동시키는 효과를 가지며, 결과적으로 주가지수선물이나 옵션의 도입은 현물시장의 정보비대칭성을 줄이고 동시에 현물시장 변동성의 비대칭성을 줄여줄 수 있음을 의미한다(Gorton and Pennacchi(1993), Subramanyam(1991), Merton(1995)).

지난 10여년에 걸쳐 한국유가증권시장(이전의 증권거래소 시장)에서는 새로운 금융상품들을 잇달아 도입하여 왔다. 기존의 주식과 채권으로 대표되던 상품구성에서 벗어나 1996년 5월부터 KOSPI 200을 기초자산으로 하는 주가지수선물을, 1997년 7월부터는 동일 주가지수에 대한 주가지수옵션을, 2002년 1월부터는 7개 종목에 대한 개별주식옵션을, 그리고 2002년 10월부터는 상장지수펀드(ETF)를 거래하고 있다. 이러한 신상품시장의 개설은 오랜 역사를 갖는 서구 선진증권시장(developed markets)에 비하여 매우 빠른 속도로 이루어지고 있으며 그 거래규모에서 볼 때 외형적으로는 괄목할 만한 성장을 한 것으로 평가받고 있다.¹⁾ 이러한 새로운 파생금융상품의 도입과 성공적인

1) KOSPI 200 선물과 옵션은 단일품목 거래규모로는 세계시장에서 가장 많은 거래량을 보이는 상품 중의 하나로 자리를 잡았다. KOSPI 200 선물의 경우 2002년과 2003년의 총계약수는 42,868(천)계약과

거래는 도입 이전에 비하여 그 이후에 한국유가증권시장의 효율성이 크게 개선되었을 것임을 말해주는 것이며, 이에 따라 주식시장 변동성의 비대칭적인 특성도 큰 변화를 보였을 것임을 시사한다.

본 연구에서는 주가지수관련 파생상품의 도입이 현물시장 변동성의 비대칭성을 완화시키는 역할을 하는지를 한국유가증권시장의 자료를 이용하여 검증한다. 앞서 살펴본 것과 같은 한국유가증권시장에서의 주가지수관련 신상품의 도입은 시장전체의 효율성과 거래를 증가시키는 효과를 가져와 현물시장의 변동성을 증가시켰을 수 있다(Cox(1976)). 만일 현물시장의 변동성 증가가 노이즈 거래 등 비합리적인 거래의 증가로 인한 것이라면 이는 시장의 불확실성을 증가시키고 궁극적으로 자본비용의 상승을 가져와 투자자의 부를 줄이는 효과를 가져 올 것이므로(Stein(1987)), 정책당국자들은 파생상품시장의 도입에 따른 현물시장의 불안정성을 줄이기 위한 제도적인 장치들을 마련하여야 할 것이다. 그러나 현물시장의 변동성 증가가 파생상품시장의 도입에 따른 정보전달의 확산에 따른 것이라면, 이는 시장의 효율성을 높이고 변동성의 비대칭성을 줄이는 결과를 가져올 것이다. 따라서 새로운 주가지수관련 파생상품의 도입이 현물시장 변동성의 비대칭성에 어떤 영향을 미쳤느냐를 검증하는 것은 파생상품시장의 역할과 시장의 규제체계의 수립이라는 점에서 중요한 의미를 가지며, 본 연구의 결과는 향후 시장의 거래제도의 설계와 규제장치의 도입 및 폐지 등에 대한 논의에 유용한 증거자료를 제공할 수 있을 것이다.

1992년 1월 3일부터 2003년 12월 30일까지의 표본기간동안 KOSPI 200 포트폴리오와 이에 대응하는 Non-KOSPI 200 포트폴리오를 구성하여 분석한 본 연구의 결과는, 한국유가증권시장에서 새로운 파생상품 거래가 전반적으로 현물시장 변동성의 비대칭성을 완화하는 영향을 주었음을 보여준다. GJR-GARCH 모형을 이용한 분석결과는 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200을 비교할 때 파생상품 거래가 KOSPI 200뿐만 아니라 Non-KOSPI 200의 변동성의 비대칭 정도를 감소시키는 영향을 주었음을 보여주며, 음(-)의 수익률 충격에 의한 변동성과 양(+)의 수익률 충격에 의한 변동성을 구분하여 계산하고 두 추정치의 비율인 변동성비율을 구하여 분석한 결과는, KOSPI 200의 경우 외환위기 이후 변동성의 비대칭성이 크게 감소했으나 Non-KOSPI 200에서는 같은 기

62,205(천)계약으로 세계 4위의 규모를 보이고 있으며, KOSPI 200 옵션의 2002년과 2003년의 총계약수는 1,889,823(천)계약과 2,837,725(천)계약으로 세계1위의 규모를 보이고 있다(자료 : Futures Industry Association Report 및 주식 제426호(2004년 2월)). 상장지수펀드 역시 2003년 말 현재 6개 상품이 상장되어 거래되고 있으며 가장 거래가 활발한 KOFEX 200의 경우 월 평균 약 5% 정도의 거래량회전율을 보여 한국보다 ETF를 먼저 거래하기 시작한 일본이나 홍콩에 비해 활발한 거래가 이루어지는 것으로 평가받고 있다(증권선물거래소).

간에 비대칭성이 감소하는 효과가 뚜렷하게 나타나지 않음을 보여준다. 나아가 레버리지 효과와 환율변동에 의한 영향이 한국유가증권시장의 변동성 비대칭성을 설명하는 중요 요인이 될 수 있음을 보여주고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. I장에 이어 II장에서는 선행연구와 KOSPI 200 파생상품 거래에 대해 살펴보고, III장에서는 사용된 표본의 구성과 자료의 특성에 대하여 기술한다. IV장에서는 실증분석 모형과 결과를 제시하며 V장에서는 연구결과의 요약과 시사점을 제시한다.

II. 선행연구와 KOSPI 200 파생상품 거래

1. 선행연구에 대한 검토

Black (1976) 이후 동일한 크기의 양(+의 수익률충격보다 음(-)의 수익률충격에 주식수익률의 변동성이 더욱 크게 증가하는 변동성의 비대칭적인 행태에 대해서 많은 연구가 이루어져 왔다. 주식수익률에 나타나는 변동성의 비대칭적인 특성을 설명하는 전통적인 가설은 레버리지효과가설(leverage effect hypothesis)과 변동성피드백효과가설(volatility feedback effect hypothesis)이다.²⁾ 레버리지효과가설과 변동성피드백효과가설은 모두 효율적시장의 틀 내에서 변동성의 비대칭성을 설명하려는 시도이나, 여러 실증 연구들은 이 두 가지 가설이 주식수익률에 나타나는 변동성의 비대칭적인 특성을 충분히 설명하지 못함을 보여준다(French, Schwert, and Stambaugh(1987), Schwert(1989), Bekaert and Wu(2000), Koopman and Uspensky (2002)).

주식수익률에 나타나는 변동성의 비대칭적인 특성을 설명하는 새로운 시도로 최근 들어 시장의 비효율성 특히, 정보의 비대칭성이 변동성의 비대칭성을 설명하는 중요한 요인임을 제시하는 증거들이 보고되고 있다. 여러 연구들은 효율적이지 못한 시장에서 노이즈거래자(noise traders)나 가격추종거래자(positive feedback traders)들이 존재하며,

2) 레버리지효과가설에서는 주식수익률에 가해진 음(-)의 충격(양(+의 충격)은 주가를 떨어뜨리고(상승시키고) 이는 기업의 레버리지 즉, 부채비율을 악화시켜(개선시켜) 주주의 위험을 크게(작게) 하며 결국 주식수익률의 기대변동성을 증가시킨다고(줄인다고) 주장한다. 따라서 좋은 뉴스인 경우에는 변동성의 증가가 작게 나타나며 나쁜 뉴스인 경우에는 변동성의 증가 효과가 확대되어 나타난다. 반면 변동성피드백효과가설에서는 주식수익률의 변동성에 가해진 충격에 의해 미래 주식의 기대수익률이 상승하고 이에 따라 현재주가가 하락한다고 주장한다. 즉, 시장에 좋은 뉴스가 가해진 경우에는 변동성의 증가에 의한 미래 기대수익률의 상승과 이에 따른 주가의 하락효과가 좋은 뉴스의 효과를 상쇄시켜 변동성의 증가는 작게 나타나며 나쁜 뉴스인 경우에는 변동성의 증가에 의한 미래 기대수익률의 상승에 따른 주가의 하락효과가 나쁜 뉴스의 효과에 더해져 변동성의 증가는 더욱 크게 나타난다.

이들의 비중이 커질수록 정보비대칭성은 커지고(Black(1986), French and Roll(1986)), 이들의 거래행태는 주식수익률에 나타나는 자기상관과 변동성의 비대칭성을 설명하는 중요요인임을 보여주고 있다(Schliefer and Summers(1990), De Long, Schliefer, Summers, and Waldmann(1990), Sentana and Wadhvani(1992)).³⁾

이러한 연구결과는 선물이나 옵션과 같은 파생상품의 도입이 현물시장 변동성의 비대칭성에 큰 변화를 가져올 수 있음을 시사한다. Cox(1976), Brorsen(1991), Antoniou and Holmes(1995), 그리고 Merton(1995) 등은 주가지수선물과 같은 새로운 파생상품시장은 현물시장에 비해 낮은 거래비용과 적은 투자자금의 소요, 공매의 용이성 등으로 인해 투자자가 보다 손쉽게 거래에 참여할 수 있으며, 현물시장에 비해 새로운 정보가 가격에 보다 빠르게 반영된다고 주장한다. 또한 파생상품시장은 새로운 투자자의 진입을 쉽게 하며, 그 거래정보는 차익거래과정을 거쳐 현물시장에 반영됨으로 인해 파생상품거래의 도입은 현물시장의 정보비대칭성을 줄이고 효율성을 제고시킨다. Gorton and Pennacchi(1993), 그리고 Subramanyam(1991) 등은 주가지수선물이나 주가지수옵션과 같이 주가지수를 기초자산으로 하는 파생상품거래는 기본적으로 시장전반적인 정보에 크게 영향을 받는 주식포트폴리오를 거래하는 것이므로, 현물시장에서 개별기업 고유의 정보에 영향을 크게 받는 개별주식들을 거래하는 것에 비해 정보비대칭성의 정도가 낮고, 이에 따라 정보 면에서 열등한 투자자들이 현물주식시장에서 파생상품시장으로 옮겨감으로써 파생상품시장의 도입은 현물시장의 정보비대칭을 줄이고 효율성을 높여줄 수 있다고 주장한다. 따라서 주가지수선물이나 옵션의 도입은 현물시장의 효율성을 높이며 이에 따라 현물시장 변동성의 비대칭성을 줄여줄 것으로 예상할 수 있다. Antoniou, Holmes, and Priestley(1998)는 미국과 영국, 일본, 독일, 스페인 등의 자료를 이용한 검증에서 미국과 영국 등 일부 시장의 경우 주가지수선물거래의 도입이후 주식수익률 변동성의 비대칭성이 현저히 낮아졌으며 정보비대칭이 변동성의 비대칭성을 설명하는 한 요인임을 보여주고 있다.

주식시장의 비대칭적 변동성에 관한 국내의 선행연구들은 대체로 한국주식시장에 변동성의 비대칭성이 나타난다는 결과를 보여주고 있으나 비대칭성의 원인에 대해서는 다양한 결과를 제시하고 있다. 오현탁·이현상·이치송(2000)은 시장 상승기와 하락기를 구분하여 분석한 결과, 주식시장의 상승국면 보다는 하락국면에서 비대칭적 변동성

3) 관련된 연구로 Wang(2002)은 투기거래자(speculators)와 헤저(hedgers)의 거래행태가 선물가격의 변동성에 미치는 영향을 분석하고, 헤저가 가격추종거래자와 매우 유사한 거래패턴을 보이며 투기거래자는 정보투자자의 역할을 하고, 예기치 못한 헤저의 거래수요 증가 또는 감소는 변동성의 증가로 이어짐을 보여준다.

이 강하게 나타남을 보고하고 있으며, 구본일(2000)은 한국주식시장에 나타나는 비대칭적 변동성의 원인으로 레버리지효과를 제시하고 있다.⁴⁾ 변중국·조정일(2003)은 주가지수선물 도입 이후 변동성의 비대칭성이 완화되었다는 결과를 보여주며, 변중국·조정일·정기웅(2003)은 한국주식시장에 비대칭적 변동성이 유의적으로 존재하고 그 중요한 원인은 현물주식시장의 비효율성(정보비대칭성)이라고 결론짓고 있다. 즉, 주가지수선물 도입 이전 보다 도입 이후에 변동성 비대칭성이 완화된다는 것이다. 그리고 레버리지효과는 부정하기에 다소 무리가 따르는 정도이며, 변동성피드백효과는 지지할 만한 증거를 찾을 수 없다는 결과를 보여주고 있다.

2. KOSPI 200 파생상품 거래

한국유가증권시장에서 거래되는 주가지수관련 파생상품은 대부분 KOSPI 200을 기준지수로 하여 구성되어 왔다. 즉, 주가지수 선물과 옵션은 모두 한국유가증권시장 상장종목 중 200개 종목으로 구성되는 바스켓인 KOSPI 200을 기초자산으로 하고 있으며, ETF 역시 주요 추적대상지수를 KOSPI 200으로 하고 있다.⁵⁾ 개별주식옵션의 기초자산인 7개 종목 역시 모두 KOSPI 200을 구성하는 주요종목들이다.⁶⁾ 이와 같이 KOSPI 200을 기반으로 하는 새로운 파생상품의 도입은 현물시장에서 KOSPI 200 포함종목들의 거래에 먼저 영향을 미칠 수 있으며, 이 경우 KOSPI 200 구성종목과 그렇지 못한 종목들(Non-KOSPI 200)의 가격행태와 변동성 행태는 차별화된 모습을 보일 것으로 예상할 수 있다. 보다 구체적으로 KOSPI 200 구성종목과 Non-KOSPI 200 종목들의 변동성 행태에 차별화가 발생할 수 있는 논거로 다음과 같은 사항들을 생각할 수 있다.

첫째, 앞서 살펴본 것과 같은 파생상품시장이 가지는 현물시장의 규제완화 효과(Cox(1976), Kawaller, Koch, Koch(1987), Brorsen(1991), Antoniou and Holmes(1995), Merton(1995) 등)이다. 이러한 규제완화효과는 현물시장의 효율성제고와 새로운 투자자의 시장참여를 보다 용이하게 하여 시장가격과 유동성의 불균형을 줄여줄 수 있으며, 이러한 효과는 파생상품거래의 대상인 KOSPI 200을 구성하는 종목들에 먼저 나타날 것으로 예측할 수 있다.

4) 반면에 정종락·김형찬(1995)과 구맹희·이윤선(1998)은 한국주식시장에서는 비대칭적 변동성이 발견되지 않는다는 결과를 보여주고 있다.

5) 2003년 말 현재 한국의 ETF 상품은 KOSPI 200을 추적대상지수로 하는 KODEX 200과 KOSEF, 그리고 KOSPI 50 지수를 추적대상지수로 하는 KODEX 50과 KOSEF 50, KOSDAQ 50 지수를 추적대상으로 하는 KODEX Q, 배당지수(KODI)를 추적대상으로 하는 KODEX 배당 등 6종류가 거래되고 있다. 이 중 KODEX 50은 2004년 2월 23일, KOSEF50은 2004년 1월 19일에 각각 거래부진으로 상장폐지 되었다.

6) 개별주식옵션 거래대상종목은 2005년 9월 26일부터는 30개 종목으로 확대되었다.

둘째, 차익거래 메커니즘을 통한 정보의 전이효과이다. KOSPI 200을 기초자산으로 하는 선물과 옵션 및 상장지수펀드 등의 거래과정에서 발생한 미래의 현물가격에 관한 예측정보와 시장의 수요·공급 상황에 관한 예측정보 등은 시장간 차익거래를 통하여 현물시장에 반영되나 불완전한 현실시장에서는 파생상품가격과 현물가격간에 그리고 파생상품거래대상종목과 비대상종목간에 정보반영의 시차가 발생할 수 있다. 시장 공통요인에 가해진 교란에 대해 파생상품 가격이 먼저 반응을 할 것이므로, 현물시장을 구성하는 종목들간에 이루어지는 정보의 전이는 KOSPI 200을 구성하는 종목들이 교란에 먼저 반응을 하고 이어 KOSPI 200에 포함되지 않은 대응종목들이 반응을 하게 될 것으로 예측할 수 있다.

셋째, 한국유가증권시장의 규모와 외국인 투자행태이다. 한국유가증권시장에 상장되어 거래되는 기업 수는⁷⁾ 미국의 NYSE나 NASDAQ 등에 비해 소규모이며 특히 한국 시장에서는 KOSPI 200외의 주가지수를 기초자산으로 하는 파생상품의 거래가 극히 미미한 실정이다. 더불어 한국유가증권시장에 투자하는 외국인 투자자들의 그간의 투자행태는 기업의 규모와 유동성 문제 등에 기인하여 대부분 KOSPI 200을 구성하는 종목들에 집중되어왔다. 이런 결과에 따라 한국유가증권시장 내에서의 주가지수 선물과 옵션의 도입, 상장지수펀드의 도입, 외국인투자한도폐지 등의 규제 완화는 자연스럽게 KOSPI 200 구성종목과 Non-KOSPI 200 종목들을 구분하는 결과를 가져온 것으로 볼 수 있다.

이러한 논거들은 한국주식시장에서 주가지수선물, 주가지수옵션, 그리고 상장지수펀드 등의 새로운 상품의 도입이 현물시장 내에서 파생상품거래의 대상이 되는 종목들과 그렇지 못한 종목들의 가격과 변동성 행태에 차별적인 영향을 미칠 수 있으며 나아가 변동성의 비대칭성 정도에 영향을 주었을 것임을 시사하는 것이다.⁸⁾

7) 상장기업수는 자본시장개방 시점인 1992년 초 686기업, 주가지수 선물 도입 직전인 1995년 말 721기업, 상장지수펀드 도입시점인 2002년 10월 말 683기업, 그리고 2003년 말 현재 684기업이다.

8) Bae, Kwon, and Park(2004)은 한국주식시장에 KOSPI 200 주가지수 선물과 옵션의 도입 이후 현물시장의 효율성과 변동성이 증가되었으며 KOSPI 200 구성종목으로부터 Non-KOSPI 200 구성종목으로의 변동성전이효과(volatility spillover effect)가 발생함을 보여주고 있다. 한편 박종원(1998)은 선물거래 도입 이후 현물시장의 효율성은 약하나마 향상된 모습을 보여주나 97년 4월 이전의 자료를 이용한 분석에서 새로운 정보에 대한 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 구성종목들의 반응속도는 유의적인 차이가 없음을 보여준다. 권택호·박종원(2000)은 한국주식시장에서 현물시장의 효율성은 외환위기 이후에 들어서야 향상되고 있음을 보여주며, 주식수익률의 변동성과 효율성 정도는 시장마찰요인(market frictions)에 크게 영향을 받으며 규제완화가 크게 이루어진 외환위기 이후 변동성과 효율성의 수준이 크게 증가한 것으로 보고하고 있다.

3. 선행연구와 본 연구의 차별성

본 연구에서는 앞서 살펴본 선행연구들을 참조하여 한국유가증권시장의 자료를 이용하여 새로운 파생상품의 도입 이후 주식수익률 변동성의 비대칭성이 감소했는지를 검증한다. 주식수익률 변동성의 비대칭성에 대한 국내외 여러 선행연구의 결과는 분석대상(주가지수 또는 개별종목)이나 분석방법(시계열분석 또는 횡단면분석)의 차이와 더불어 선물거래의 도입 외에 현물시장의 변동성에 영향을 미치는 다른 요소들을 통제할 정도에 의해서 크게 차이를 보이고 있다.

주가지수선물과 같은 파생상품거래의 도입이 현물시장의 변동성에 어떤 영향을 미치는지를 검증한 대부분의 연구들은 사건연구방법에 기초하여 선물거래 도입 이전과 이후를 비교하는 시계열분석을 사용한다. 그러나 이러한 분석방법은 적절한 대응표본(matched sample)과의 차이분석이 결여되었다는 점에서 결과해석에 큰 문제를 갖는다. 즉, 선물거래의 도입 이후에 현물시장의 변동성 행태에 변화가 있다 하더라도 이를 순수한 선물거래의 효과로 해석하기 위해서는 변동성에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들에 대한 통제가 매우 중요하다(Harris(1989)).

본 연구에서는 기존의 여러 연구에서 나타난 문제점들을 고려하여 파생상품거래의 도입이라는 사건 시점을 전후로 구분한 각 기간별로 현물시장 변동성의 비대칭성의 변화를 분석하는 시계열분석과, 변동성에 영향을 미칠 수 있는 특성변수들을 통제하면서 검증표본과 대응표본을 비교·분석하는 방법을 병행하여 새로운 파생상품의 도입이 변동성의 비대칭성에 미친 영향을 분석하고자 한다. 주가지수 선물과 옵션의 기초자산인 KOSPI 200과의 비교를 위하여 한국유가증권시장에 상장되어 있는 종목들 중 KOSPI 200을 구성하지 않는 종목들에서 유사한 기업특성을 갖는 종목들을 뽑아 KOSPI 200에 대응하는 대응표본을 구성하고 이 두 집단의 차이를 분석한다. 특히 신흥시장인 한국의 주식시장이 갖는 해외요인과의 밀접한 상관관계를 반영하여 거시적인 특성변수로 환위험을 반영하여 분석한다. 환위험이 주가가격결정의 중요한 요인이 되고 있다는 것은 선진국 시장을 대상으로 한 연구결과에서 보고된 바 있으며(Choi and Rajan(1997)), 한국의 주식시장을 대상으로 한 연구에서도 보고된 바 있다(권택호·박종원(1999)).

또 하나의 중요 이슈는 기존의 선행연구들이 주로 선물거래(또는 옵션거래)의 도입이 현물시장의 변동성과 효율성에 어떤 영향을 미쳤는지를 검증하는 데에 초점을 둔 연구들로서, 새로운 상품의 도입이 자연스럽게 현물시장을 분할하게 되고 이 분할된 시장 간에 차별적인 가격행태가 나타나는지를 직접적으로 검증하지 못하고 있다는 것

이다. 앞서 언급한 것처럼 한국유가증권시장의 규모는 선진외국시장에 비해 작은 규모이며 거래되는 파생상품(선물, 옵션, 상장지수펀드 등)의 특성과 외국인투자자의 투자행태 등에 비추어 볼 때 현물시장을 구성하는 종목들 간의 분할이 상대적으로 분명하게 나타난다고 판단할 수 있다.⁹⁾ 따라서 한국유가증권시장에서 거래되는 파생상품의 주요기준지수인 KOSPI 200 포트폴리오와 이에 대응하는 Non-KOSPI 200 포트폴리오의 변동성행태를 검증함으로써 주가지수선물, 주가지수옵션, 그리고 상장지수펀드 등의 새로운 상품의 도입이 시장에 미치는 효과를 보다 직접적으로 검증할 수 있을 것이다.

추가적으로 본 연구에서는 변동성의 비대칭성 변화를 검증하는 방법으로 그간 기존 연구에서 많이 사용되어온 GJR-GARCH 모형과 함께, 변동성비율(down-market volatility to up-market volatility ratio)을 이용한 새로운 분석을 실시한다. 변동성비율은 양(+의 수익률 충격에 의한 변동성과 음(-)의 수익률 충격에 의한 변동성의 비율을 계산한 것으로 분석결과와 강건성을 높여줄 수 있을 것이다.

Ⅲ. 표본구성과 자료의 특성

1. 표본구성

본 연구의 표본기간은 1992년 1월 3일부터 2003년 12월 30일까지이다. 분석결과와 신뢰성과 정확성을 높이기 위하여 전체 표본기간을 몇 개의 하위기간으로 나누어 분석한다. 비교의 기준이 되는 하위기간Ⅰ은 자본시장 개방 이후 KOSPI 200을 기초자산으로 하는 주가지수선물 도입 이전 기간으로 1992년 1월 3일~1996년 5월 2일까지이며, 하위기간Ⅱ는 주가지수 선물 도입 이후에서 주가지수 옵션 도입 이전까지의 기간으로 1996년 5월 3일~1997년 7월 6일까지이고, 하위기간Ⅲ는 주가지수 옵션 도입 이후 상장지수펀드 도입 이전 기간으로 1997년 7월 7일~2002년 10월 13일까지이며, 하위기간Ⅳ는 상장지수펀드 도입 이후 기간으로 2002년 10월 14일~2003년 12월 30일까지이다. 표본기간 중 1997년 10월 1일~1998년 12월 30일까지는 외환위기기간으로 설정하여 필요한 경우 추가적인 분석을 실시한다.¹⁰⁾

9) 또한 KOSPI 200을 기초자산으로 하는 주가지수선물과 주가지수옵션은 한국유가증권시장의 다른 시장에 상장되어 있지 않아 외부시장의 영향을 통제하는 것 또한 상대적으로 용이하다.

10) 97년 10월부터 98년 12월까지를 외환위기기간으로 설정한 것은 IMF 구제금융 신청과 큰 폭의 환율변동 및 주가의 급등락을 고려하여 임의로 결정한 것이다. 이 기간 중 KOSPI의 변동률을 살펴보면 97년 10월 -31.8%, 11월 -14.3%, 12월 -8.1%, 98년 1월 41.1%, 2월 -1.5%, 3월 -15.0%, 4월 -13.3%, 5월

새로운 주가지수관련 파생상품의 도입이 현물시장 변동성의 비대칭성에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석하기 위해 먼저 파생상품의 기준지수인 KOSPI 200에 대응되도록 대응포트폴리오(Non-KOSPI 200)를 구성한다. KOSPI 200 포함기업으로 구성된 포트폴리오와 포함되지 않은 기업으로 구성된 대응포트폴리오의 시가총액식 지수와 수익률은 다음과 같은 세 가지 방법으로 계산한다.

첫째 방법은 수정주가수익률 자료가 이용 가능한 전체 상장기업들을 일별로 KOSPI 200에 포함된 기업과 비포함기업으로 나누어 포함기업과 비포함기업 포트폴리오 각각에 대해 시가총액식 지수와 시장가치를 가중치로 한 가중평균수익률을 계산하여 이용하는 것이다.

둘째 방법은 각 표본기간별로 해당기간동안 KOSPI 200에 계속 포함되었던 기업들과 해당기간동안 KOSPI 200에 계속 비포함되었던 기업들 중 KOSPI 200 포함기업에 대응하는 대응기업들을 선정하고 포함기업과 대응기업들의 시가총액식 지수와 시장가치기준 가중평균수익률을 계산하여 이용하는 것이다.

마지막으로, 선물거래 시작이후 표본기간 말까지 KOSPI 200에 계속 포함되었던 기업과 계속 비포함되었던 기업들을 구분하여 표본을 구성하고 각각의 시가총액식 지수와 시장가치기준 가중평균수익률을 계산하여 이용하는 것이다. 선물거래 시작 이후 2003년 12월 30일까지 계속 KOSPI 200에 포함되었던 기업은 68개 기업이며, 계속 비포함기업으로 남아 있던 기업은 298개 기업이다.

둘째 방법을 이용하는 경우 대응지수를 구성하는 종목의 선정은 Harris(1989)의 방법을 확장하여 주식수익률의 변동성에 영향을 주는 것으로 알려진 기업의 특성변수들을 고려하여 KOSPI 200 구성종목들 각각에 대하여 대응하는 종목을 KOSPI 200에 포함되지 않은 종목들 중에서 추출하고, 이 종목들의 시장가치를 구성비율로 하는 시가총액식 지수와 수익률을 만들어 이용한다. 특성 변수로는 산업특성, 베타, 시장가치, 회전율, 주가수준, 환노출 등을 사용한다.¹¹⁾

-23.8%, 6월 -10.8%, 7월 14.2%, 8월 -10.8%, 9월 0.03%, 10월 26.3%, 11월 11.4%, 그리고 12월 26.3%이다.

11) 구체적인 선정방법은 Harris (1989)의 방법을 원용한 것으로 다음과 같다. ① 해당 기간에 새로이 KOSPI 200종목에 포함되었거나 탈락한 기업과 특성변수 자료를 이용할 수 없는 기업들은 분석에서 제외하고 기업들을 KOSPI 200 포함기업과 비포함기업으로 분류하여 기간별로 정리한다. ② KOSPI 200 포함 기업들을 대상으로 회귀분석을 수행하여 특성 변수들(베타, 시장가치, 회전율, 주가의 역수)의 회귀계수를 추정한다. ③ KOSPI 200 포함기업과 동일한 산업에 속하는 비포함기업들을 대상으로 특성변수 벡터공간(vector space)상에서, 대응기업을 찾고자 하는 KOSPI 200 포함기업과 비포함기업들의 특성변수들의 차이의 거리(norm)를 계산하여 가중합을 계산한다. 이때 각 특성 변수의 가중치로 ②에서 추정된 회귀계수를 사용한다. ④ KOSPI 200 비포함기업들 중에서 ③에서 추정된 거리의 가중합이 가장 작은

다음의 <표 1>은 파생상품 도입시점을 기준으로 표본기간을 구성하는 경우 검증표본과 대응표본을 구성하는데 사용된 기업들의 수를 정리한 것이다.

<표 1> 파생상품 도입시점을 기준으로 한 표본기간의 구분과 표본의 구성

표본기간	제조업	건설업	유통·서비스업	금융업	전체기업
하위기간 I (1992.1.3-1996.5.2)	122 298	13 28	12 40	22 59	169 425
하위기간 II (1996.5.3-1997.7.6)	124 348	14 33	14 48	28 66	180 495
하위기간 III (1997.7.7-2002.10.13)	71 235	2 23	6 31	7 25	88 314
하위기간 IV (2002.10.14-2003.12.30)	136 267	5 31	8 49	13 34	162 381

각 기간에 처음의 숫자는 해당기간에 분석에 사용된 KOSPI 200 기업의 수이고 아래에 있는 숫자는 대응표본을 구성하는데 사용한 기업의 수이다. 예를 들어 하위기간 II의 경우 분석에 사용된 KOSPI 200의 포함기업 수는 180개 기업이며, 비포함기업수는 495개 기업이다. 대응지수인 Non-KOSPI 200 지수는 495개 기업 중 각주 11에서 설명하는 방법에 따라 선택된 180개 기업으로 구성된다.

분석에 필요한 주가, 거래량, 상장주식수, KOSPI 200 포함여부 구분 등의 자료는 한국증권전산으로부터 구입한 '종목별 매매정보(확장형)' 데이터베이스에서, 유무상증자 등이 조정된 수정주가수익률은 증권연구원의 데이터베이스를 이용하여 구하였으며, 종합주가지수(KOSPI)와 환율자료는 각각 한국유가증권시장과 한국은행이 발표하는 자료를 사용하였다.

2. 표본자료의 특성

1) 표본지수 수익률의 변동성 추이

[그림 1]에는 표본기간 동안 한국주식시장의 변동성의 움직임이 어떠한지를 개략적으로 살펴보기 위해 KOSPI 수익률과 최근월물 KOSPI 200 선물수익률, 그리고 각 하위기간을 기준으로 구성한 표본지수인 KOSPI 200 포트폴리오(이하 K200으로 표시)

기업을 선택하여 대응기업으로 한다. ⑤ ④에서 선택한 기업을 제외하고 ③이하의 과정을 모든 KOSPI 200 기업들의 대응기업이 추출될 때까지 반복한다. 체계적 위험 베타는 종합주가지수를 시장포트폴리오의 대응치로 하는 시장모형을 이용하여 과거 3년간의 월별자료를 이용하여 추정하였다.

와 Non-KOSPI 200 포트폴리오(이하 NK 200으로 표시)의 수익률 변동성을 나타내었다.¹²⁾ 수익률의 변동성은 전체기간의 수익률평균을 뺀 일별수익률 잔차의 제곱에 일별 수익률의 자기상관항을 조정한 시리즈의 과거 22일간의 이동평균으로 계산된 것으로 다음의 식 (1)과 같다.¹³⁾ 식 (1)에서 Vol_{it} 는 지수 i 의 수익률의 t 일의 변동성이며, r_{i-t} 는 지수 i 의 t - j 일의 수익률, 그리고 μ_i 는 지수 i 의 수익률의 평균이다.

$$Vol = \frac{1}{22} \left[\sum_{j=0}^{21} (r_{-j} - \mu_i)^2 + 2 \sum_{j=0}^{21} (r_{-j} - \mu_i)(r_{-j-1} - \mu_i) \right] \quad (1)$$

[그림 1]을 보면 그동안 여러 선행연구에서 보고된 바와 같이 모든 지수에 있어 외환 위기 이전과 이후기간의 변동성이 뚜렷이 구분되는 모습을 보인다.

KOSPI 수익률 변동성(VOLKOSPI)과 KOSPI 200 수익률의 변동성(VOLK200)은 매우 흡사한 모습을 보여준다. KOSPI 200의 변동성과 Non-KOSPI 200의 변동성(VOLNK200)은 모두 외환위기 시점에 매우 큰 스파이크(spike)를 보이며 이후 그보다 작은 스파이크가 반복되며 전체적인 변동성은 안정되어 가는 모습을 보인다. 반면 선물수익률의 변동성(VOLFUTURES)은 현물시장의 변동성과는 약간 다른 모습을 보인다. 변동성의 절대적인 크기는 현물시장에 비해 크나, 외환위기 시점에 비슷한 크기의 두개의 스파이크가 나타나며 이후 현물시장에 비해 빠른 속도로 안정되는 모습을 보인다. 대응지수인 Non-KOSPI 200의 변동성은 KOSPI나 KOSPI 200의 변동성에 비해 사뭇 다른 모습을 보여준다. 외환위기 시점 뿐 아니라 그 이후에도 매우 큰 스파이크를

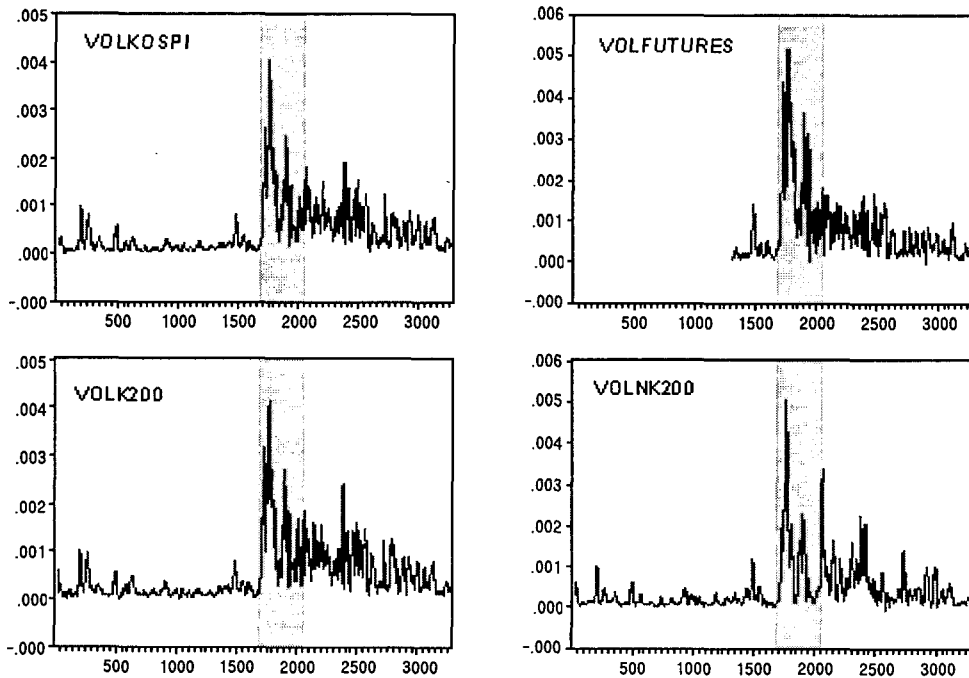
12) 본 연구를 위해 앞서 III장 1절에서 설명한 세 가지 방법으로 구성된 KOSPI 200 지수와 대응지수인 Non-KOSPI 200 지수를 구성하고 구성된 각 표본지수의 움직임을 분석한 결과는, KOSPI 200 지수들의 움직임과 대응지수들의 움직임은 차별적인 모습을 나타냄을 보인다. 특히 선물거래 시작이후 표본기간 말까지 KOSPI 200에 계속 포함되었던 기업과 계속 비포함되었던 기업들을 구분하여 표본을 구성한 경우 두 지수의 움직임은 차이가 보다 뚜렷하다. 표본지수 수익률 간의 상관관계 분석결과는 세 방법으로 구성된 KOSPI 200 지수들의 수익률은 KOSPI 수익률과 0.987에서 0.956 사이의 높은 상관관계를 보이며, 대응지수로 구성된 Non-KOSPI 지수 수익률은 KOSPI 수익률과 0.815에서 0.746 사이의 상관계수를 보인다. 또 KOSPI 200 지수로 구성된 세 표본지수 수익률 간의 상관관계수는 0.975에서 0.989, Non-KOSPI 200 지수로 구성된 세 개의 표본지수 수익률 사이에는 각기 0.934에서 0.960사이의 높은 상관계수를 보여주어, KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 포트폴리오 구성에서 세 가지 방법으로 구성된 표본지수들의 움직임이 상호 매우 유사함을 보여준다. 이후의 실증분석에서 세 가지 방법으로 구성된 표본지수들을 이용한 분석결과는 큰 차이가 없다. 따라서 본 논문에서는 파생상품 도입시점을 기준으로 하위기간을 구분하고 각 하위기간을 기준으로 기간별로 표본을 구성하는 방법(즉, 표본 구성의 둘째 방법)에 따라 구성된 표본지수를 기준으로 분석한 결과를 보고한다.

13) 식 (1)에서 22일간의 이동평균을 구한 것은 표본기간동안의 매월의 평균거래일수를 기준으로 일별변동성의 평균치를 구한 것이며, 일별수익률의 자기상관이 음(-)의 값을 갖는 경우를 고려한 것이다. 5일, 10일 기준으로 변동성 추정치를 구해 분석한 경우도 그 결과는 크게 다르지 않다.

보여주며 이들 스파이크를 제외하면 KOSPI 200의 변동성에 비해 보다 안정적인 모습을 보여준다. 이러한 결과는 파생상품도입이 현물시장에 미치는 영향에 대한 분석시 변동성의 기간별 특성과 표본의 특성을 적절하게 고려하는 것이 보다 정확한 분석을 위해 필요함을 말해주는 것이다.

[그림 1] 표본지수와 KOSPI, 최근월물 KOSPI 200선물 수익률의 변동성 추이

KOSPI, K200, NK200의 표본기간은 1992년 1월 3일부터 2003년 12월 30일까지이며, Futures는 1996년 5월 3일부터 2003년 12월 30일까지이다. 그림에서 음영부분은 외환위기기간으로 1997년 10월 1일부터 1998년 12월 30일까지이다. 각 그림의 가로축은 전체표본기간의 달력일자(calendar date)에 맞추어 관측치수를 나타낸 것이다.



2) 표본지수 수익률과 수익률 변동성의 기초통계량

<표 2>에 표본지수인 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 수익률의 기초통계량을 분석한 결과를 나타내었다. <표 2>에서 보는 것처럼 대체로 KOSPI 200은 Non-KOSPI 200에 비해 수익률의 평균값과 표준편차가 보다 크다. 두 표본지수의 수익률은 모두 옵션도입 이후기간인 하위기간Ⅲ에 큰 폭의 변동성(표준편차) 증가가 나타나며, 하위기간Ⅳ에는 다시 안정된다. KOSPI 200의 경우 전체기간에 0에 가까운 비대칭도를 보여주

나 Non-KOSPI 200은 음(-)의 비대칭도를 갖는다. 하위기간 I 에 비해 KOSPI 200은 하위기간III에 Non-KOSPI 200은 하위기간II와 III에 비대칭도가 큰 폭으로 작아지는 (즉, 음의 값을 갖는) 모습을 보이며 하위기간IV에는 다시 안정되는 모습을 보인다.

<표 2> 표본지수 수익률의 기초 통계량

통계량	구분	전체기간		하위기간I		하위기간II		하위기간III		하위기간IV	
		K200	NK200	K200	NK200	K200	NK200	K200	NK200	K200	NK200
Mean×100		0.0536	0.0324	0.0587	0.0627	-0.0540	0.0117	0.0568	0.0008	0.1409	0.0697
Median×100		0.0036	0.0831	-0.0235	0.0455	-0.1712	0.0402	0.0655	0.1350	0.2137	0.1465
Max×100		9.3961	9.1369	8.1966	5.6157	5.6786	3.9359	9.3961	9.1369	5.1157	4.8391
Min×100		-12.550	-13.495	-4.5816	-4.4963	-3.9363	-4.6868	-12.550	-13.495	-4.8186	-3.8029
StdDev×100		2.0879	1.7799	1.2569	1.1647	1.2901	1.3730	2.8183	2.3539	1.7548	1.2775
Skewness		0.0086	-0.5588	0.4755	0.2052	0.5022	-0.3268	-0.0482	-0.5633	-0.0272	0.0785
Kurtosis		6.1407	8.2486	4.9292	4.2519	4.0806	3.9325	4.1361	6.0461	3.2859	4.4996
Jarque-Bera (유의수준)*		1349.44 (0.0000)	3938.89 (0.0000)	246.16 (0.0000)	92.35 (0.0000)	31.29 (0.0000)	18.64 (0.0000)	73.62 (0.0000)	597.30 (0.0000)	1.0660 (0.5868)	28.61 (0.0000)
관측치수		3283	3283	1277	1277	345	345	1359	1359	302	302

주) * Jarque-Bera : 정규분포 검정통계량

<표 3> 표본지수와 선물 수익률의 기간별 변동성의 기초통계량

각 수익률의 변동성은 식 (1)을 이용하여 계산한 것이며, KOSPI, K200, NK200의 표본기간은 1992년 1월 3일부터 2003년 12월 30일까지이며, Futures는 1996년 5월 3일부터 2003년 12월 30일까지이다.

구분		Mean×100	Median×100	Max.×100	Min.×100	StdDev.×100
전체기간	K200	0.0501	0.0266	0.4171	0.0018	0.0557
	NK200	0.0430	0.0222	0.5085	0.0015	0.0578
	Futures	0.0770	0.0535	0.5173	0.0011	0.0794
하위기간 I	K200	0.0173	0.0123	0.1032	0.0018	0.0157
	NK200	0.0167	0.0116	0.1028	0.0017	0.0145
	Futures	-	-	-	-	-
하위기간 II	K200	0.0234	0.0203	0.0790	0.0050	0.0135
	NK200	0.0282	0.0218	0.1233	0.0024	0.0227
	Futures	0.0325	0.0230	0.1449	0.0066	0.0275
하위기간 III	K200	0.0909	0.0777	0.4171	0.0026	0.0648
	NK200	0.0747	0.0470	0.5085	0.0015	0.0762
	Futures	0.0973	0.0746	0.5173	0.0011	0.0873
하위기간 IV	K200	0.0335	0.0268	0.0815	0.0064	0.0195
	NK200	0.0262	0.0165	0.1041	0.0031	0.0231
	Futures	0.0332	0.0264	0.0958	0.0040	0.0199

<표 3>에 두 표본지수 수익률과 선물수익률의 변동성에 대한 기초통계량을 나타내었다. <표 3>의 수익률 변동성의 기초통계량 분석결과는 앞서의 [그림 1]과 <표 2>의 분석결과와 유사한 특성을 보여준다. 전체적으로 선물수익률의 변동성이 현물수익률의 변동성에 비해 큰 모습을 보여주고, KOSPI 200의 변동성이 대응표본인 Non-KOSPI 200에 비해 보다 크다. 하위기간별로 구분한 분석결과를 보면 하위기간Ⅲ에 세 지수 모두 큰 폭으로 변동성이 증가하고 있으나, KOSPI 200이 Non-KOSPI 200에 비해 매우 크게 변동성이 증가하였으며, 이러한 변동성 증가는 하위기간 IV에 빠르게 안정되는 모습을 보여준다.

3) 표본지수 수익률의 자기상관

본 연구에서 사용되는 KOSPI 200 지수와 대응지수인 Non-KOSPI 200 지수의 일별 수익률자료와 같은 주식포트폴리오의 단기수익률은 비동시거래(non-synchronous trading)와 비거래(non-trading) 효과 등 시장마찰요인의 영향에 의해 자기상관을 갖는다는 것이 잘 알려져 있다. 또 시장참여자들이 갖고 있는 정보가 서로 다른 경우 주식수익률은 자기상관을 보일 수 있으며, 이러한 자기상관이 커질수록 주식수익률의 변동성은 증가하게 된다.

<표 4>에 두 표본지수와 KOSPI 그리고 최근월물 선물의 일별수익률이 갖는 1차자기상관계수를 정리하여 나타내었다.

<표 4> 표본지수 수익률의 기간별 1차 자기상관계수

전체기간의 경우 Futures와 다른 변수들 간의 상관계수는 1996년 5월 3일부터 2003년 12월 30일까지의 자료를 이용하여 계산된 것임. 괄호 안은 이분산성이 조정된 유의수준.

구분	전체기간	하위기간I	하위기간II	하위기간III	하위기간IV
K200	0.0749 (0.0021)	0.0672 (0.0546)	0.2072 (0.0000)	0.0746 (0.0169)	0.0132 (0.7933)
NK200	0.1762 (0.0000)	0.1340 (0.0002)	0.2394 (0.0008)	0.1846 (0.0000)	0.1567 (0.0106)
KOSPI	0.0910 (0.0002)	0.0599 (0.0942)	0.1978 (0.0003)	0.0967 (0.0020)	0.0235 (0.6521)
Futures	0.0306 (0.2621)	-	0.0942 (0.1511)	0.0321 (0.2979)	-0.0411 (0.4686)

<표 4>를 보면 우선 선물수익률의 자기상관은 현물수익률에 비해 그 정도가 매우 낮으며 자기상관계수는 통계적으로 유의하지도 않다. 이는 현물시장과 달리 선물가격

이 시장전반적인 정보에 의해 영향을 받으며 정보비대칭성과 시장마찰요인의 정도가 현물시장에 비해 낮다는 것을 고려할 때 당연한 결과라고 이야기할 수 있다. 현물시장의 경우 KOSPI와 KOSPI 200의 경우 하위기간Ⅳ에는 모두 자기상관계수의 크기가 매우 작고 통계적 유의성도 없다. KOSPI 200과 Non-KOSPI 200을 비교해보면 전체적으로 KOSPI 200에 비해 Non-KOSPI 200의 자기상관이 높은 수준을 보이며, 두 표본지수 모두 하위기간Ⅱ에 가장 높은 수준의 자기상관을 보인 후 하위기간Ⅲ과 하위기간Ⅳ로 갈수록 자기상관이 줄어드는 모습을 보인다. 이러한 결과는 선물거래도입이후 옵션거래도입이전기간인 하위기간Ⅱ의 경우 한국주식시장에 주가지수선물이라는 새로운 파생상품이 도입되었으나 시장마찰요인 등 시장의 효율성을 저해하는 요소들이 여전히 큰 영향을 미쳤음을 시사한다. 그러나 이러한 자기상관정도는 이후의 기간에 매우 빠르게 줄어드는 모습(특히 KOSPI 200에서)을 보인다.

IV. 실증모형과 분석결과

1. GJR-GARCH 모형과 분석결과

1) GJR-GARCH 모형

1980년 대 초반 이후 주식시장의 변동성 행태를 잘 설명해주는 모형으로 ARCH류의 모형들이 널리 사용되고 있다. 이 중 주식수익률 변동성의 비대칭성을 반영할 수 있는 모형들로는 EGARCH(exponential GARCH)모형과 QGARCH(quadratic GARCH)모형, 그리고 TGARCH(threshold GARCH)모형 또는 GJR-GARCH 모형 등이 있다. 이러한 모형들은 기대하지 않은 주식수익률의 변동이 양(+의 값을 가질 때와 음(-)의 값을 가질 때 변동성에 미치는 영향이 다르도록 설정되어 있는 비대칭모형(asymmetric model)들이다. 변동성의 비대칭성을 반영하는 모형들의 적합성을 검증한 Engle and Ng(1993)과 구본일(2000) 등의 연구에서는 대체적으로 GJR-GARCH모형의 적합성이 높다는 결과를 보고하고 있다. 본 연구에서도 선행연구의 결과를 참조하여 GJR-GARCH 모형을 변동성의 비대칭성을 검증하는 모형으로 이용한다. 기본적인 GJR-GARCH(1,1) 모형에서 주식수익률의 조건부분산은 다음과 같다.¹⁴⁾

14) ARCH LM 검증을 이용하여 두 표본지수의 수익률에 대해 GJR-GARCH(1,1) 모형의 적합성을 검증한 결과는 모형이 잘 적합됨을 보여준다. 잔차의 시차를 1로 한 경우의 ARCH LM 검증의 F-statistic과 Engle's LM statistic은 다음과 같다, 괄호안은 각 통계량에 대한 p-value이다. KOSPI 200 수익률:

$$r_t = E_{t-1}(r_t) + \epsilon_t, \epsilon_t = \sqrt{h_t} \zeta_t, \zeta_t \sim i.i.d(0, 1) \quad (2)$$

$$h_t = w + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (3)$$

where $I_{t-1} = 1$ if $\epsilon_{t-1} < 0$, $I_{t-1} = 0$ if $\epsilon_{t-1} > 0$

식 (2)에서 $E_{t-1}(r_t)$ 는 주식의 조건부기대수익률(conditional mean)이며 h_t 는 주식수익률의 조건부분산(conditional variance)이다. 식 (3)에서 I_t 는 기대치 못한 수익률의 변동이 음(-)인 경우 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 더미변수이며 γ 는 수익률에 가해진 충격에 대한 변동성의 비대칭적인 반응을 측정하는 계수이다. 식 (3)에서 기대하지 못한 수익률의 변동 ϵ_{t-1} 이 양(+)인 경우 이 충격이 변동성에 미치는 영향은 GARCH모형과 동일하다. 그러나 ϵ_{t-1} 이 음(-)인 경우에는 $\gamma \epsilon_{t-1}^2$ 만큼의 영향이 추가되어 기본적인 GARCH모형에 비해 변동성이 커지게 된다. 이 값이 클수록 변동성의 비대칭성이 큼을 의미한다.

2) 주식시장의 폭락, 요일효과, 레버리지효과, 환율변동의 영향

1987년 10월 발생한 미국주식시장의 대폭락(Black Monday)과 같은 사건은 주식수익률과 변동성에 매우 큰 영향을 미친다(Schwert (1990)). 또 주식수익률과 변동성에는 요일효과가 나타남이 알려져 있으며 선행연구는 레버리지비율과 환율변동이 주식수익률을 설명하는 중요한 변수임을 보고하고 있다. 이러한 요인들을 반영하여 본 연구에서는 식 (2)와 식 (3)에 더불어 언급된 요인들을 통제한 모형을 구성하여 분석에 이용한다.

$$r_t = a + \sum_{i=1}^5 b_i Day_i + ch_t + dLEV_{t-1} + eFX_{t-1} + fCrash_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$h_t = w_0 + w_1 Crash_t + w_2 LEV_{t-1} + w_3 FX_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \delta_i Day_i + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (5)$$

식 (4)에서 Day_i 는 금요일을 기준으로 하는 요일더미변수이며, $Crash_t$ 는 예외적인 주식시장 급락을 나타내는 더미변수이다. 분석에서는 KOSPI 수익률이 10%이상 급락한 날을 1로 하고 나머지는 0으로 하는 더미변수를 구성하여 사용한다. FX는 대달러화 환율의 변동율이며 LEV는 표본포트폴리오의 부채비율이다. 이들 두 변수는 환율변동

과 레버리지비율의 차이가 주식수익률에 미치는 영향을 통제하기 위해 사용된다. 부채 비율은 전기말의 부채의 장부가액과 현재의 주식의 시장가치를 이용하여 계산하였다. 계수 c 는 주식수익률의 조건부분산에 대한 시장의 보상가격을 나타내는 것으로 양(+)¹의 값을 가질 것으로 예측할 수 있다. 식 (5)에서 요일더미변수는 주식수익률 변동성이 요일 별로 차이가 있을 가능성을 고려하여 추가되었으며 $Crash_t$ 는 예외적인 주식시장 급락이 변동성에 미치는 영향을 통제한다. 대외적인 요인의 변동이 변동성에 미치는 영향을 통제하기 위해 환율변동율을 설명변수로 추가하였으며, LEV는 변동성의 비대칭성을 가져오는 요인 중 레버리지효과의 통제목적으로 사용된다(구본일(2000), 변종국 외(2003)).

식 (4)와 식 (5)는 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 사용하여 동시에 추정되며, 우도함수값을 최대화하는 수렴기준에 도달하기 위한 반복추정은 Marquardt 알고리즘을 이용하며, Bollerslev and Wooldridge(1993)의 방법을 이용하여 이분산성을 조정한다. 구체적인 검증을 위하여 파생상품(선물, 옵션, 상장지수펀드 등)거래의 도입 시점을 전후로 구분한 각 기간별로 현물시장의 변동성 변화를 분석하며, 결과의 신뢰성을 높이기 위하여 파생상품의 기초지수인 KOSPI 200과 이의 대응지수인 Non-KOSPI 200의 비교분석을 통해 파생상품거래가 현물시장 변동성의 비대칭성에 미친 영향을 분석한다.

3) GJR-GARCH 모형의 추정결과

식 (4)와 식 (5)의 추정에 앞서 변동성의 비대칭정도를 간단하게 파악할 수 있는 식 (2)와 식 (3)을 추정한 결과를 <표 5>에 나타내었다.

<표 5>의 결과를 보면 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 모두 전체기간에서 변동성의 비대칭성을 나타내는 계수 γ 가 5% 수준에서 유의적인 모습을 보이며 Non-KOSPI 200이 KOSPI 200에 비해 좀 더 큰 계수 값을 가짐을 보여준다. 선물수익률은 현물수익률에 비해 비대칭성을 나타내는 계수의 크기도 작으며 유의성도 떨어져 선물시장이 현물시장에 비해 변동성의 비대칭정도가 낮음을 보여준다. 하위기간별 분석에서는 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 모두 하위기간 I 에 강한 비대칭성을 나타내나, 선물거래 도입이후 기간인 하위기간 II에 KOSPI 200은 비대칭계수가 유의성을 갖지 못하는 반면 Non-KOSPI 200은 여전히 유의적인 모습을 보이며 계수의 크기 또한 매우 큰 모습을 보인다. 옵션도입 이후기간인 하위기간 III에는 두 표본포트폴리오 모두에서 비대칭계수는 유의성이 없으나 상장지수펀드 도입 이후기간인 하위기간 IV에는 다시 비대칭성이 살아나는 모습을 보인다. 특히 KOSPI 200과 선물 수익률의 경우 하위기간 IV에 변동성의 비대칭성이 매우 강한 모습을 보인다.

<표 5> 통제변수를 고려하지 않은 GJR-GARCH(1,1) 모형의 추정결과

$$r_t = \alpha + \epsilon_t, \epsilon_t = \sqrt{h_t} \zeta_t, \zeta_t \sim i.i.d(0,1) \tag{2}$$

$$h_t = w + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \tag{3}$$

where $I_{t-1} = 1$ if $\epsilon_{t-1} < 0$, $I_{t-1} = 0$ if $\epsilon_{t-1} > 0$

괄호안의 수치는 Bollerslev and Wooldridge (1993)의 방법으로 이분산성이 조정된 t-value이며, *는 10%, **5%, 그리고 ***1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

구분		전체기간	하위기간 I	하위기간 II	하위기간 III	하위기간 IV
K200	α	0.0470*** (4.5443)	0.0738*** (3.5227)	0.0216 (0.9531)	0.0242*** (1.9269)	-0.0611*** (-2.5897)
	β	0.9267*** (115.75)	0.8343*** (29.677)	0.9299*** (22.549)	0.9546*** (89.952)	1.0106*** (33.991)
	γ	0.0521*** (3.0167)	0.0775** (2.2342)	0.0522 (0.8259)	0.0293 (1.6215)	0.0857*** (5.1726)
NK200	α	0.1190*** (5.7607)	0.0966*** (3.6215)	0.0692 (1.1261)	0.1308*** (3.4266)	0.0316 (0.7054)
	β	0.8255*** (53.410)	0.7628*** (19.312)	0.7395*** (9.9565)	0.7744*** (24.002)	0.8533*** (12.086)
	γ	0.0814*** (2.7420)	0.1150*** (2.6883)	0.2008** (2.3146)	0.0829 (1.5886)	0.1046* (1.9317)
Futures	α	0.0302*** (2.7152)		0.0975 (1.8156)	0.0249** (2.0509)	-0.0505*** (-2.7507)
	β	0.9517*** (111.39)	-	0.8164*** (14.180)	0.9581*** (101.24)	1.0077*** (40.745)
	γ	0.0298* (1.9289)		0.0216 (0.2542)	0.0225 (1.3438)	0.0840*** (6.1348)

<표 6>에 레버리지비율과 환율변동, 요일효과, 주식시장의 폭락에 의한 영향 등을 통제한 후의 GJR-GARCH 모형의 추정결과를 나타내었다. 추정결과를 보면 레버리지비율은 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200, 그리고 선물지수 모두에서 조건부변동성과 유의적인 정(+)의 관계(하위기간II의 Non-KOSPI 200의 경우를 제외하고)를 보이며 환율변동은 표본자료와 기간에 따라 다른 모습을 보인다. 변동성의 비대칭성은 KOSPI 200의 경우 전체기간에서 <표 5>의 경우에 비해 계수의 크기도 작아졌으며 통계적 유의성도 사라져 식 (4)와 식 (5)에서 이용된 통제변수들이 현물시장의 변동성 비대칭성을 설명하는 중요요인이 될 수 있음을 보여준다. 하위기간별 분석을 보면 앞서의 <표 5>의 결과와 비교할 때 하위기간 I의 추정결과는 비대칭정도를 나타내는 계수 γ 의 크기와 유의수준에 변화가 없다. 그러나 선물 도입 이후 또는 옵션 도입 이후기간에는 비대칭성의 크기와 통계적 유의성이 약화되는 모습을 보여준다. 즉, 하위기간 I에 KOSPI 200의 변동성 비대칭성은 강하게 나타나나며, 주가지수선물과 주가지수옵션 도입이 이루어진 이후기간에는 비대칭성이 사라진다. 하위기간IV에는 <표 5>의 결과와 비교할

때 비록 약화되기는 했으나 비대칭성이 다시 살아나는 모습을 보인다. 선물수익률의 경우 통제변수들을 고려 한 후에는 변동성의 비대칭성이 모두 사라지는 모습을 보여준다. 그러나 Non-KOSPI 200의 경우에는 매우 다른 모습을 보인다. <표 5>의 결과와 비교해볼 때 전체기간과 하위기간 I, II에 강한 비대칭성이 나타난다. 그러나 이러한 비대칭성은 하위기간III, IV들어 약화되는 모습을 보인다.

<표 6> 통제변수를 고려한 후의 GJR-GARCH(1,1) 모형의 추정결과

$$r_t = a + \sum_{i=1}^5 b_i Day_t + c h_t + d LEV_{t-1} + e FX_{t-1} + f Crash_{t-1} + g r_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$h_t = w_0 + w_1 Crash_t + w_2 LEV_{t-1} + w_3 FX_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \delta_i Day_t + \alpha e_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma e_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (5)$$

팔호안의 수치는 Bollerslev and Wooldridge (1993)의 방법으로 이분산성이 조정된 t-value이며, *는 10%, **5%, 그리고 ***1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

구분		전체기간	하위기간I	하위기간II	하위기간III	하위기간IV
K200	ω_1	0.0021 (0.8193)	-	-	0.0016 (0.6734)	-
	ω_2	0.0039*** (5.5411)	0.0027 (1.3298)	0.0122** (2.5367)	0.0084* (1.9362)	0.0151** (2.3841)
	ω_3	-0.0009 (-0.6379)	-0.0023** (-2.3458)	-0.0021 (-0.6504)	0.0022 (1.5202)	0.0026* (1.9009)
	γ	-0.0325 (1.2070)	0.0728** (2.2342)	-0.0016 (-0.0255)	0.0085 (0.2190)	0.0644*** (2.8918)
NK200	ω_1	0.0045 (0.9711)	-	-	0.0046 (0.9496)	-
	ω_2	0.0066*** (3.0256)	0.0084*** (3.4773)	-0.0115*** (-2.9089)	0.0070** (2.4461)	0.0091 (0.6493)
	ω_3	0.0006 (0.9075)	-0.0023*** (-16.946)	-0.0005 (-0.3072)	0.0018 (1.3386)	0.0017 (1.3318)
	γ	0.1247*** (3.3159)	0.1614*** (3.1232)	0.2590*** (2.9017)	0.0917 (1.4059)	0.0344 (0.9006)
Futures	ω_1	0.0014 (0.7842)	-	-	0.0009 (0.6798)	-
	ω_2	0.0179*** (352.58)	-	0.0252*** (4.2177)	0.0208*** (6.5048)	-0.0057 (-1.2145)
	ω_3	0.0014 (0.5947)	-	-0.0037 (-0.5813)	0.0009 (0.4244)	0.0005 (0.2596)
	γ	0.0072 (0.2098)	-	-0.0065 (-0.0598)	0.0152 (0.4747)	0.0213 (0.8313)

<표 5>와 <표 6>의 추정결과를 정리하면 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 모두 주가 지수선물이 도입되기 이전기간인 하위기간 I에 강한 변동성의 비대칭성을 보이며 그

정도는 Non-KOSPI 200의 경우에 더 크다. 그러나 이러한 비대칭성은 주가지수선물이 도입되고 난 후(하위기간Ⅱ) KOSPI 200에서는 사라지는 모습을 보이나 Non-KOSPI 200의 경우에는 여전히 강한 비대칭성을 보여, 선물거래의 도입이 기초자산이 거래되는 현물시장의 변동성의 비대칭성을 완화시키는 역할을 했음을 시사한다. 또 이러한 효과는 주가지수옵션이 도입되고 난 하위기간Ⅲ에 들어 더욱 강화되어 선물과 옵션의 기초자산인 KOSPI 200 포트폴리오뿐만 아니라 Non-KOSPI 200의 변동성의 비대칭성 또한 크게 완화되는 모습을 보여준다. 이는 주가지수선물과 주가지수옵션 등의 파생상품 도입에 따른 효과가 주가지수를 구성하는 종목들뿐만 아니라 주가지수를 구성하지 않는 종목들에게까지 영향을 미침을 보여주는 것으로 현물시장내의 종목들 간에 정보의 전이효과가 발생할 수 있음을 말해주는 것이다(Bae, Kwon, and Park(2004)). 이러한 효과는 Non-KOSPI 200의 경우 상장지수펀드가 도입된 이후기간인 하위기간Ⅳ에도 지속되나 KOSPI 200의 경우에는 이 기간에 비대칭성이 상대적으로 강하게 나타나 일관된 모습을 보여주지는 못하고 있다.

2. 변동성비율을 이용한 분석

앞서 살펴본 GARCH 모형의 추정결과는 수익률 분포에 대한 가정이나 예외적인 모습을 보이는 관측치 등에 크게 영향을 받으며 또 표본기간에 따라서도 그 결과가 영향을 받을 수 있다. 이러한 문제를 보완하고 분석결과의 강건성(robustness)을 높이기 위하여 본 연구에서는 변동성비율(down-market volatility to up-market volatility ratio)을 이용한 추가적인 분석을 실시한다.

1) 변동성비율의 구성

주식시장 변동성의 비대칭성은 양(+)의 수익률 충격에 의한 변동성과 음(-)의 수익률 충격에 의한 변동성을 구분하여 추정하고 두 변동성간의 관계를 분석함으로써 검증할 수 있다. 본 연구에서는 양(+)의 수익률 충격에 의한 변동성과 음(-)의 수익률 충격에 의한 변동성을 다음의 식 (6)과 식 (7)로 모형화하여 추정한다.

양(+)의 수익률 충격에 의한 변동성

$$UpVol_{it} = \frac{1}{22} \left[\sum_{j=0}^{21} Uper_{it-j} + 2 \sum_{j=0}^{21} Uper_{it-j} \times Uper_{it-j-1} \right] \quad (6)$$

$$Uper_{it} = (r_{it} - \mu_i)^2 \times I_{Ut}, I_{Ut} = 1 \text{ if } r_{it} - \mu_i > 0 \text{ or } 0 \text{ in otherwise.}$$

음(-)의 수익률 충격에 의한 변동성

$$DownVol_{it} = \frac{1}{22} \left[\sum_{j=0}^{21} Downer_{it-j} + 2 \sum_{j=0}^{21} Downer_{it-j} \times Downer_{it-j-1} \right] \quad (7)$$

$$Downer_{it} = (r_{it} - \mu_i)^2 \times I_{Dt}, I_{Dt} = 1 \text{ if } r_{it} - \mu_i < 0 \text{ or } 0 \text{ in otherwise.}$$

변동성비율은 식 (6)과 식 (7)로 구한 두 변동성의 비율로 식 (8)과 같이 측정한다.

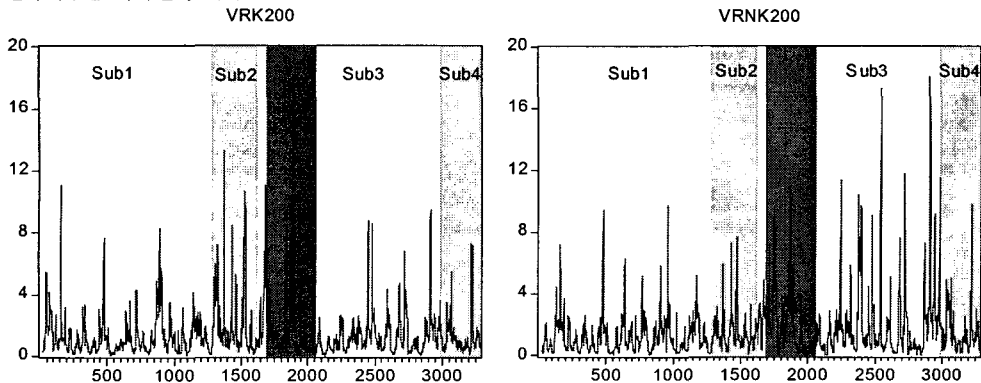
$$\text{변동성비율: } VR_{it} = \frac{DownVol_{it}}{UpVol_{it}} \quad (8)$$

식 (8)로 측정되는 변동성비율은 앞서 식 (1)에서 정의한 수익률변동성을 상승장인 경우의 변동성(up-market volatility)과 하락장인 경우의 변동성(down-market volatility)으로 분해하고 이 두 요소의 비율을 계산한 것으로 생각할 수 있다. 그간의 실증연구에서 잘 보인 것과 같이 양(+)의 수익률 충격에 비해 음(-)의 수익률 충격이 수익률변동성에 더욱 큰 영향을 미치는 변동성의 비대칭성이 존재하는 경우 변동성비율은 1보다 큰 값을 갖게 될 것이며 새로운 파생상품 도입이 변동성의 비대칭성을 해소하는 역할을 한다면 해당사건이후 변동성비율은 감소하여 1로 수렴하는 모습을 보일 것이다.

2) 변동성비율을 이용한 분석결과

[그림 2] 두 표본지수 수익률의 변동성비율의 추이: 하위기간별 비교

Sub1, Sub2, Sub3, Sub4는 각기 하위기간 I, II, III, IV를 나타내며 진하게 음영처리된 부분은 외환위기기간으로 설정된 1997.10.1부터 1998.12.30까지를 나타낸다. VRK200은 KOSPI200 수익률의 변동성 비율을 VRNK200은 Non-KOSPI 200 수익률의 변동성비율을 나타내며, 가로축은 표본기간의 달력일자에 맞추어 관측치수를 나타낸 것이다.



[그림 2]에 식 (8)로 측정한 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 수익률의 변동성비율의 추이를 하위기간별로 구분하여 나타내었다. 그림에서 진한 음영으로 표시된 부분은 본 연구에서 외환위기 기간으로 설정한 1997년 10월 1일부터 1998년 12월 30일까지를 나타낸다.

[그림 2]를 보면 우선 전체적으로 KOSPI 200에 비해 Non-KOSPI 200의 변동성비율이 평균적으로 크고 그 변동 또한 더 큰 모습을 보인다. KOSPI 200과 Non-KOSPI 200을 비교해보면 두 표본지수의 변동성 비율이 확연히 대비되는 모습을 보여준다. KOSPI 200의 경우 선물거래 도입 이후인 하위기간Ⅱ와 외환위기 기간 중에 높은 변동성비율을 보이거나 하위기간Ⅲ, Ⅳ 들어 변동성비율이 확연히 낮아지는 모습을 보인다. 반면에 Non-KOSPI 200의 경우 하위기간Ⅲ과 외환위기 이후기간에 변동성비율이 높아지는 모습을 보이며 하위기간Ⅳ에 들어서 변동성비율이 줄어드는 모습을 보인다. 이는 KOSPI 200의 경우 변동성의 비대칭성이 옵션거래 도입 이후 기간에 들어 그리고 외환위기 이전과 위기기간에 비해 이후기간에 크게 개선되었음을 말해주는 것이며, Non-KOSPI 200의 경우 오히려 옵션거래 도입 이후 기간과 외환위기 이후기간에 변동성의 비대칭성이 증가되었음을 보여주는 것이다.

<표 7>에 두 표본지수의 변동성비율의 기초통계량에 대한 분석결과를 나타내었다.

<표 7> 두 표본지수의 변동성비율의 하위기간별 비교

구분		Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.Dev.
전체기간	K200	1.6595	1.0197	19.1164	0.0204	1.9824
	NK200	1.7206	1.1042	21.9304	0.0035	2.0928
하위기간 I	K200	1.5325	1.0857	19.1164	0.0614	1.7010
	NK200	1.4480	1.0146	15.3991	0.0056	1.5747
하위기간 II	K200	2.4225	1.3059	15.8878	0.1024	2.7198
	NK200	1.5022	1.1628	9.3082	0.0154	1.4281
하위기간 III	K200	1.6782	0.9764	17.3107	0.0205	2.0989
	NK200	2.0559	1.1142	21.9304	0.0036	2.6409
하위기간 IV	K200	1.2315	0.8957	7.5301	0.1008	1.1216
	NK200	1.5942	1.2888	15.7864	0.0872	1.5554

<표 7>의 결과를 보면 앞서의 [그림 2]의 결과를 구체적으로 확인할 수 있다. 하위기간별 분석에서 KOSPI 200은 하위기간Ⅱ에 들어 평균변동성비율이 크게 증가하고 있으며 하위기간Ⅲ, Ⅳ에 들어 변동성비율이 지속적으로 감소한다. 반면 Non-KOSPI 200의 경우는 하위기간 I 과 Ⅱ에 비해 하위기간Ⅲ과 Ⅳ에 평균변동성비율은 더욱 커진다. 특히 하위기간 Ⅲ에 매우 큰 폭의 증가를 보인다.

[그림 2]와 <표 7>의 결과는 한국유가증권시장에서 새로운 파생상품거래의 도입이 현물시장의 변동성의 비대칭성에 미치는 영향이 점진적으로 나타났음을 시사한다. 주가지수선물거래가 도입된 하위기간Ⅱ의 경우 KOSPI 200 포트폴리오의 평균변동성비율은 선물거래도입이전기간에 비해 크게 증가한 모습을 보여 선물거래도입에 따른 효과가 시장효율성의 개선으로 바로 이어지지 못했음을 보여준다. 그러나 옵션거래 도입 및 외환위기 이후 기간에 들어 시장의 변동성 비대칭성은 크게 완화되어 파생상품거래가 KOSPI 200 수익률의 비대칭적인 특성을 해소시키는 데에 일정한 역할을 했음을 보여준다. 반면에 이러한 파생상품의 거래가 Non-KOSPI 200을 구성하는 종목들에 미치는 효과는 하위기간Ⅱ, Ⅲ에는 제한적이었으며 하위기간Ⅳ에 들어서야 비대칭성이 개선되는 결과를 보여주고 있다. [그림 2]와 <표 7>의 결과는 앞서의 <표 2>에서의 비대칭도에 대한 분석결과나 <표 4>에서의 자기상관에 대한 분석결과와 일관성을 갖는 결과이다.¹⁵⁾

[그림 2]와 <표 7>의 내용을 보다 구체적으로 확인하기 위해 각 기간별로 변동성 비율이 어떤 차이를 갖는지를 인접한 두 하위기간을 대응시키는 다음과 같은 회귀식을 통하여 분석한다. 식 (9)에서 DT_j 는 비교하고자 하는 기간 중에 뒤에 표시된 기간에 1의 값을 준 더미변수이다. 식 (9)에서 잔차항이 갖는 이분산성과 시계열상관의 문제는 Newey and West(1987)의 방법으로 통제한다.¹⁶⁾

$$VR_{j,t} = c_0 + c_1 Crash_t + c_2 LEV_{t-1} + c_3 FX_{t-1} + c_4 DT_j + \sum_{i=1}^5 \theta_i Day_i + \psi_{j,t} \quad (9)$$

<표 8>에 식 (9)의 추정결과를 나타내었다.

<표 8>에서 c_4 는 변동성비율의 기간별 차이를 나타내는 계수이다. 패널 A의 KOSPI 200의 경우를 보면 하위기간Ⅰ에 비해 하위기간Ⅱ에 10% 유의수준에서 비대칭성의 증가가 확인된다. 그러나 하위기간Ⅱ와 Ⅲ의 비교, 또는 하위기간Ⅲ과 Ⅳ의 비교

15) [그림 2]와 <표 7>의 결과는 앞서의 <표 6>에서의 GJR-GARCH 모형을 이용한 분석결과와는 다소 다른 모습을 보이는 것이다. 이는 분석방법론에 따라 다른 결과가 나올 수 있음을 보여주는 것으로 추후 보다 엄밀한 분석이 필요함을 시사하는 것이다.

16) 식 (9)의 추정에서 잔차항의 분포가 문제가 될 수 있다. 전체표본기간동안 Jarque-Bera 검정을 이용한 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 변동성비율에 대한 정규성검정결과는 정규분포가설을 기각한다. 그러나 두 지수의 변동성비율에 대해 로그를 취한 변수의 정규성검정결과는 5% 유의수준에서 정규분포가설을 기각하지 못한다[J-B 통계량(유의수준) : KOSPI 200 : 1.46(0.482), Non-KOSPI 200: 4.92(0.085)]. 식 (9)에서 변동성비율 대신 로그변동성비율(log(VR))을 종속변수로 하여 회귀식을 추정한 결과는 계수의 방향과 유의성에서 변동성비율을 종속변수로 한 추정결과와 큰 차이가 없다. 따라서 <표 8>에는 변동성비를 자체를 종속변수로 한 회귀식의 추정결과를 보고한다.

시 지속적인 비대칭성의 감소가 나타남을 확인할 수 있다. 패널 B의 Non-KOSPI 200의 경우는 KOSPI 200과 유사하게 하위기간I에 비해 하위기간II에 유의하지는 않으나 비대칭성의 증가가 나타난다. 반면 하위기간II와 III의 비교시 하위기간III에 유의적인 비대칭성의 증가가 나타나며, 하위기간III과 IV의 비교시 기간IV에 들어 유의적인 비대칭성의 감소가 나타남을 보여준다. 레버리지비율(LEV)의 계수 c_2 는 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 모두에서 대체적으로 유의적인 양(+의 값)을 가져 한국유가증권시장의 비대칭적 변동성이 레버리지효과가설로 설명될 수 있음을 보여준다. 환율과 변동성의 비대칭성 간의 관계를 나타내는 계수 c_3 의 추정결과를 보면 모든 경우에 양의 부호를 가지며 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 모두에서 대부분 유의적인 값을 가져 한국유가증권시장에서 환율변동이 변동성의 비대칭성에 유의적인 영향을 미침을 보여준다.¹⁷⁾

3) 외환위기, 규제완화, 그리고 변동성비율

<표 8>에 나타난 결과가 한국자본시장이 겪은 지난 1997년 말을 전후한 외환위기와 어떤 관련을 갖는지를 보기 위해 표본기간을 외환위기 이전기간과 위기기간, 그리고 이후기간으로 나누어 식 (9)를 추가분석 하였다. 또한 본 연구에서 설정한 외환위기 기간 중에 한국자본시장의 규제완화가 대폭적으로 이루어진 점을 고려하여 외환위기 이전 1년 5개월과 외환위기 이후 1년 5개월을 규제완화 전기간과 규제완화 후기간으로 설정하여 식 (9)를 추정하였다. 즉, 규제완화 전기간은 주가지수선물거래 도입이후 외환위기 이전기간인 1996년 5월 3일부터 1997년 9월 30일까지이며 규제완화 후기간은 1999년 1월 3일부터 2000년 5월 30일까지이다. 다음의 <표 9>에 추정결과를 나타내었다.

17) c_3 가 양의 부호인 것은 환율이 상승하면 변동성의 비대칭성이 커짐을 의미한다. 환율의 상승이 주가를 하락시키고 이것이 동시에 기업의 외화표시 부채를 증가시켜 부채비율을 악화시킨다면 주주의 위험을 증가시켜 현재의 주가를 더욱 하락시킬 수 있다. 반면, 환율의 하락은 주가를 상승시키고 기업의 외화표시부채 감소를 통해 부채비율을 개선시켜 주주의 위험을 작게 하여 결과적으로 변동성이 낮아질 수 있다. 따라서 환율의 변동은 주가의 변동성이 비대칭적 특성을 갖게 되는 원인이 될 수 있다. 결론적으로, c_3 의 유의성은 기존의 레버리지효과가설과 환율변동이 기업에 미치는 영향을 결합하여 설명할 수 있으나, KOSPI 200 부채비율(Non-KOSPI 200 부채비율과)과 환율변동 간에 상관계수가 0.05(0.01)로 유의적이지 않은 점과 c_2 와 c_3 의 유의성 등을 근거로 판단할 때 환율에 의한 비대칭적 변동성에 대한 설명은 단순한 레버리지비율에 근거한 설명과는 다른 것임을 추론할 수 있다. 그러나 환율변동의 영향이 주가에 시차를 갖고 반영되는 부분이 있으며 장기적으로는 환율의 상승이 기업의 가치를 증가시킬 수도 있는 점을 고려할 때 환율과 비대칭적 변동성의 관계에 대한 해석을 위해서는 추가적인 분석이 필요할 것으로 판단된다.

<표 8> 파생상품거래의 도입과 변동성 비율 : 식(9)의 추정결과

팔호안의 수치는 Newey and West (1987)의 방법으로 이분산성이 조정된 t-value이며, *는 10%, **는 5%, 그리고 ***는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

Panel A. KOSPI 200

구분	c_0	c_1	c_2	c_3	c_4	Adj.R ²
I vs. II	0.4777 (1.5061)	-	427.30*** (3.3738)	104.57*** (3.3210)	0.3656* (1.7792)	0.0476
II vs. III	1.5758*** (6.7399)	3.0529*** (2.9931)	225.82*** (5.0844)	7.7258** (2.5018)	-0.4362** (-2.5124)	0.0344
III vs. IV	1.1710*** (9.1744)	3.0637*** (3.0017)	219.33*** (4.7266)	6.6614** (2.2626)	-0.1573* (-1.8321)	0.0306

Panel B. Non-KOSPI 200

구분	c_0	c_1	c_2	c_3	c_4	Adj.R ²
I vs. II	-0.1885 (-0.6858)	-	636.46*** (6.0948)	5.3285 (0.2323)	0.1274 (1.4374)	0.0218
II vs. III	1.2793*** (6.5465)	7.4521*** (13.909)	55.685 (0.9545)	19.856** (2.3467)	0.5237** (2.3467)	0.0251
III vs. IV	1.9128*** (8.5692)	7.4402*** (13.717)	25.087 (0.4257)	20.099** (2.5025)	-0.4444*** (-3.7936)	0.0243

<표 9> 외환위기 이전, 위기 중, 이후 기간 및 규제완화 전과 후 기간의 변동성비율

팔호안의 수치는 Newey and West (1987)의 방법으로 이분산성이 조정된 t-value이며, *는 10%, **는 5%, 그리고 ***는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄. BC는 외환위기 이전기간을, Crisis는 외환위기 기간을, AC는 외환위기 이후기간을 나타내며, RB는 규제완화 전 기간을 RA는 규제완화 후 기간을 나타낸다.

Panel A. KOSPI 200

구분	c_0	c_1	c_2	c_3	c_4	Adj.R ²
BC vs. Crisis	0.0838 (0.2421)	-	491.67*** (3.6133)	3.9912* (1.7781)	-0.6451*** (-2.0551)	0.0472
Crisis vs. AC	0.7193 (1.1623)	3.4256*** (2.3384)	197.62 (1.3389)	4.5518*** (2.0287)	0.2741 (0.6030)	0.0252
BC vs. AC	0.4217 (1.2124)	3.3641*** (2.3367)	365.67*** (2.6361)	23.669*** (2.9466)	0.3812* (1.8090)	0.0325
RB vs. RA	2.1263*** (2.9976)	1.5304*** (11.451)	-24.766 (-0.1190)	43.315*** (3.2369)	-1.1881*** (-2.6951)	0.1038

Panel. B Non-KOSPI 200

구분	c_0	c_1	c_2	c_3	c_4	Adj.R ²
BC vs. Crisis	1.5186*** (4.9634)	-	-98.633 (-0.8302)	13.596** (2.1168)	0.8952*** (2.5564)	0.0455
Crisis vs. AC	2.1407*** (3.0579)	9.3358*** (19.148)	-47.360 (-0.3322)	15.539*** (2.3768)	-0.2751 (-0.6416)	0.0328
BC vs. AC	0.9580*** (2.281)	9.2389*** (17.321)	121.22 (0.7156)	26.553* (1.6419)	0.4498*** (2.9242)	0.0496
RB vs. RA	-0.3552 (-0.3811)	8.4760*** (30.538)	772.24*** (2.0148)	14.910 (0.9258)	-0.2223 (-0.7982)	0.0724

<표 9>의 추정결과를 보면 KOSPI 200의 경우 더미변수의 계수 c_4 는 외환위기이전에 비해 외환위기기간에 그리고 규제완화 이전기간에 비해 규제완화 이후기간에 유의적인 음(-)의 값을 가져 이 기간에 변동성의 비대칭성이 감소했음을 보여준다. 그러나 Non-KOSPI 200의 경우는 외환위기기간과 이후기간에 변동성 비율이 증가함을 보이며, 규제완화 전후기간을 구분한 분석에서도 KOSPI 200의 경우와는 달리 규제완화 이후기간에 유의적인 변동성비율의 감소를 보여주지 못한다. 이러한 결과는 외환위기를 전후한 한국자본시장의 환경변화 및 규제완화가 KOSPI 200을 구성하는 종목들의 효율성을 높이는 방향으로 작용했으며 결과적으로 변동성의 비대칭성을 감소시킨 것으로 효과를 가져왔음을 말해준다. 그러나 이러한 환경변화 및 규제완화가 Non-KOSPI 200 종목에 미치는 효과는 외환위기 이후기간과 규제완화 이후기간에 부분적으로 나타나 상대적으로 그 정도가 크지 않았음을 보여주는 것이다.

VI. 결 론

본 연구에서는 한국유가증권시장에서 새로운 파생상품 거래의 도입이 현물시장 변동성의 비대칭성에 미친 영향을 분석하였다. 기존의 연구에서와는 달리 현물시장을 파생상품 거래와 직접적인 관련이 있는 KOSPI 200 포트폴리오와 KOSPI 200에는 포함되지 않으나 KOSPI 200 종목과 유사한 특성을 가지고 있는 종목들로 구성된 Non-KOSPI 200 포트폴리오로 나누어 비교·분석하였으며, 기존연구에서 대표적으로 이용되어온 GJR-GARCH 모형과 더불어 음(-)의 수익률 충격에 의한 변동성과 양(+)의 수익률 충격에 의한 변동성을 구분하여 추정하고 이에 기초한 변동성비율을 이용하여 변동성 비대칭성의 변화를 검증하였다.

GJR-GARCH 모형의 추정결과는 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 모두 주가지수선물이 도입되기 이전기간에 강한 변동성의 비대칭성을 보이며 그 정도는 Non-KOSPI 200의 경우에 더 큼을 보여준다. 그러나 이러한 비대칭성은 주가지수선물이 도입되고 난 후 KOSPI 200에서는 사라지는 모습을 보이나 Non-KOSPI 200의 경우에는 여전히 강한 비대칭성을 보여, 선물거래의 도입이 기초자산이 거래되는 현물시장의 효율성을 제고시키며 변동성의 비대칭성을 완화시키는 역할을 했음을 보여준다. 나아가 파생상품 도입이 갖는 이러한 효과는 주가지수옵션이 도입되고 난 하위기간Ⅲ에 들어 더욱 강화되어 선물과 옵션의 기초자산인 KOSPI 200 포트폴리오뿐만 아니라 Non-KOSPI 200의 변동성의 비대칭성 또한 완화되는 모습을 보여준다. 이는 주가지수선물과 주가지수

옵션 등의 파생상품 도입에 따른 효과가 주가지수를 구성하는 종목들뿐만 아니라 주가지수를 구성하지 않는 종목들에게까지 영향을 미침을 보여주는 것으로 현물시장내의 종목들 간에 정보의 전이효과가 발생할 수 있음을 말해주는 것이다. 다만, 상장지수펀드가 도입된 이후기간에 KOSPI 200의 비대칭성이 Non-KOSPI 200에 비해 상대적으로 강하게 나타난 그 원인에 대한 추가분석이 필요함을 말해주고 있다.

한편, 음(-)의 수익률 충격에 의한 변동성과 양(+)의 수익률 충격에 의한 변동성을 구분하여 추정하고 이에 기초한 변동성비율을 구하여 분석한 결과는 GJR-GARCH 모형의 분석 결과와는 다소 다른 결과를 보여 주고 있다. KOSPI 200의 경우 옵션거래 도입 이후에 들어서야 변동성의 비대칭성이 유의적으로 감소하는 모습을 보이며, Non-KOSPI 200의 경우에는 옵션거래 도입이후 변동성의 비대칭성이 증가한 모습을 보이거나 상장지수펀드 도입 이후인 하위기간 IV에 들어 비대칭성이 감소하는 모습을 보인다. 외환위기와 규제완화 기간을 구분하여 분석한 결과는 KOSPI 200의 경우 외환위기기간과 이후기간 및 규제완화 이후기간에 변동성의 비대칭성이 유의적으로 줄어드는 모습을 보이거나 Non-KOSPI 200에서는 외환위기 이후나 규제완화 이후기간에도 변동성의 비대칭성의 감소가 뚜렷하게 나타나지 않고 있다. 특히, KOSPI 200에서 규제완화 이후기간에서 규제완화 이전기간에 비해 변동성비율이 현저히 낮아졌음을 확인할 수 있었는데 이러한 결과는 규제완화가 파생상품 거래와 연결되어 시장에서 변동성의 비대칭성을 크게 완화시켜 주었음을 의미한다. 그러나 Non-KOSPI 200의 경우에는 이러한 효과가 크게 나타나지 않아 파생상품거래 및 규제완화 등의 효과가 이들 종목에 미치는 영향이 제한적임을 보여준다. 나아가 본 연구의 결과는 기존의 연구결과에서와 같이 레버리지 효과가 변동성의 비대칭성을 설명하는 한 요인임을 보여주며, 한국유가증권시장의 경우 환율변동에 의한 영향이 변동성의 비대칭성을 설명하는 한 요인이 될 수 있음을 보여주고 있다.

GJR-GARCH 모형과 변동성비율을 이용한 본 연구의 결과를 놓고 볼 때 한국유가증권시장에서 파생상품 거래의 도입이 현물시장, 특히 KOSPI 200의 변동성 비대칭성 정도를 대체적으로 완화시킨 것으로 볼 수 있으며, 이러한 효과는 옵션거래 도입 이후 또는 외환위기 이후기간에 크게 나타난 것으로 확인된다. 또한 파생상품 도입이 변동성의 비대칭성에 미치는 효과는 시장의 규제수준과 밀접한 관련이 있음을 보여주며, 파생상품의 기초자산을 구성하지 않는 종목들에 미치는 영향은 최근 들어서야 나타남을 보여준다. 그러나 GJR-GARCH 모형을 이용한 분석 결과와 변동성비율을 이용한 분석결과는 부분적으로 서로 다른 모습을 보여주어 연구결과에 대한 강한 해석을 어렵

게 하고 있으며, 선택된 연구모형과 분석결과의 신뢰성을 확보하기 위한 추가적인 노력이 필요함을 보여준다. 더불어 시장마찰요인과 환율변동 등이 변동성의 비대칭성과 갖는 관계를 보다 구체적으로 규명하기 위한 후속작업이 필요함을 보여준다.

참 고 문 헌

- 구맹희, 이윤선(1998), “변동성과 레버리지 그리고 기업규모에 관한 실증연구” 재무관리 연구 제15권 제2호, 1-22.
- 구본일(2000), “한국 주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구”, 재무연구 제13권 제1호, 129-159.
- 권택호, 박종원(1999), “한국 주식시장에서의 환위험 프리미엄과 기업 특성”, 재무관리연구 제16권 1호, 245-260.
- 권택호, 박종원 (2000), “KOSPI 200 선물거래, 주식시장의 변동성 그리고 시장마찰요인”, 재무관리연구 제17권 제2호, 143-174.
- 박종원(1998), “KOSPI 200 선물거래가 현물시장의 정보효율성에 미치는 영향 : 충격-반응분석을 중심으로”, 재무관리연구 제15권, 107-134.
- 변종국, 조정일(2003), “KOSPI 200 주가지수선물 도입과 주식시장의 비대칭적 변동성”, 재무관리연구 제20권 제1호, 191-212.
- 변종국, 조정일, 정기웅(2003), “주식수익률의 비대칭적 변동성의 결정요인에 관한 연구”, 재무연구 제16권 제2호, 1-35.
- 오현탁, 이현상, 이치송(2000), “한국주식시장의 시장상황별 비대칭적 변동성에 관한 실증 연구”, 재무관리연구 제17권 제1호, 45-65.
- 정종락, 김형찬(1995), “조건부 이분산모형의 적합성 검진과 체계적 위험의 추정”, 재무 연구 제9권, 199-225.
- Antoniou, A. and P. Holmes(1995), “Futures Trading, Information and Spot Price Volatility: Evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures Contract Using GARCH,” *Journal of Banking and Finance*, 19, 117-129.
- Antoniou, A., P. Holmes, and R. Priestley(1998), “The Effect of Stock Index Futures Trading on Stock Index Volatility : An Analysis of the Asymmetric Response of Volatility to News,” *Journal of Futures Markets*, 18, 151-166.
- Bae, S. C., T.H. Kwon, and J. W. Park(2004), “Futures Trading, Spot Market Volatility, and Market Efficiency : The Case of the Korean Index Futures Markets,” *Journal of Futures Markets*, 24, 1195-1228.
- Bekaert, G. and G. Wu(2000), “Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets,” *Review of Financial Studies*, (1), 1-42.

- Black, F.(1976), "Studies of Stock Market Volatility Changes," *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 177-181.
- Black, F.(1986), "Noises," *Journal of Finance*, 41, 529-543.
- Bollerslev, T., and J.M. Wooldridge(1992), "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances," *Econometric Reviews*, 11, 143-172.
- Brorsen, B. W.(1991), "Futures Trading, Transaction Costs, and Stock Market Volatility," *Journal of Futures Markets*, 11, pp.153-163.
- Campbell, J. Y. and L. Hentschel(1992), "No News is Good News : An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- Choi, J. J. and M. Rajan(1997), "A Joint test of Market Segmentation and Exchange Risk Factor in International Capital Markets," *Journal of International Business Studies*, 29-49.
- Cox, C. C.(1976), Futures Trading and Market Information, *Journal of Political Journal of Econometrics*, 35, 143-159.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldman(1990), "Noise Trader Risk in Financial Markets," *Journal of Political Economy*, 98, 703-738.
- Engle, R. F. and V. K. Ng(1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- French, K. and R. Roll (1986), "Stock Return Variances : The Arrival of Information and the Reaction of Traders," *Journal of Financial Economics*, 7, 5-26.
- French, K., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh(1987), "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Finance*, 45, 479-496.
- Glosten, L. R., R. Jaganathan and D. Runkle(1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Gorton, G. and P. Pennacchi(1993), "Security Baskets and Index-Linked Securities," *Journal of Business*, 66, 1-28.
- Harris, L.(1989), "S&P 500 Cash Stock Price Volatilities," *Journal of Finance*, 44, 77-99.

- Kawaller, I. G, P. D. Koch, and T. W. Koch(1987), "The Temporal Price Relationship Between S&P 500 Futures and S&P 500 Index," *Journal of Finance* 42(5).
- Koopman, S. and E. Uspensky(2002), "The Stochastic Volatility in Mean Model : Empirical Evidence from International Stock Markets," *Journal of Applied Econometrics*, 17, 667-689.
- Merton, R. C.(1995), "Financial Innovation and the Management and Regulation of Financial Institution," *Journal of Banking and Finance*, 19, 461-481.
- Newey, W. and K. West(1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703-708.
- Schwert, G. W.(1989), "Why Does Stock Market Volatility Change over Time?," *Journal of Finance*, 44, 1115-1153.
- Schwert, G. W.(1990), "Stock Volatility and the Crash of '87," *Review of Financial Studies*, 3, 77-102.
- Sentana, E. and S. Wadhvani(1992), "Feedback Traders and Stock Return Autocorrelations : Evidence from a Century of Daily Data," *Economic Journal*, 102, 415-425.
- Shliefer, A. and L. H. Summers(1990), "The Noise Trader Approach to Finance," *Journal of Economic Perspectives* 4, 19-33.
- Stein, J. C.(1987), "Information Externalities and Welfare Reducing Speculation," *Journal of Political Economy*, 23, 1123-45.
- Subramanyam, A.(1991), "A Theory of Trading in Stock Index Futures," *Review of Financial Studies*, 4, 17-51.
- Wang, C.(2002), "Information, Trading Demand, and Futures Price Volatility," *Financial Review*, 37, 295-316.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 23, Number 1, June 2006

KOSPI 200 Derivatives and Volatility Asymmetry of Stock Markets

Jong Won Park*

〈abstract〉

We examine whether new derivatives on KOSPI 200 affect volatility asymmetry of KOSPI 200 portfolio, relative to the carefully matched non-KOSPI 200 portfolio. To test the effect of new derivatives trading, we use GJR-GARCH model and newly developed Volatility Ratio(down-market volatility to up-market volatility ratio). Our results show that KOSPI 200 portfolio experiences lower volatility asymmetry than non-KOSPI 200 portfolio after the trading of new derivatives on KOSPI 200, especially after the introduction of stock index options(KOSPI 200 options). For non-KOSPI portfolio, no significant reduction in volatility asymmetry occurred when trading of stock index options began. Also, we find that in the period of after January 1999, the period of after de-regulations and Financial Crisis in the Korean capital market, volatility asymmetry of stock markets was significantly decreased. This means that level of volatility asymmetry is closely related to the level of market regulations. Further, the results of the paper show that leverage effect and changes in foreign exchange ratio can be good candidates for explaining the stylized volatility asymmetry in the Korean stock market.

Keywords : Volatility asymmetry, Derivatives, GJR-GARCH model, Volatility ratio.

* Associate Professor, Faculty of Business, University of Seoul