

# KOSPI 200 주가지수선물 도입과 주식시장의 비대칭적 변동성

변종국\* · 조정일\*\*

## 〈요 약〉

주가지수선물의 도입은 현물주식시장의 정보 비효율성을 완화시켜 현물주식시장에서 변동성의 비대칭성이 줄어든다는 주가지수선물의 도입 효과를 살펴보기 위하여 KOSPI 200 주가지수선물 도입 전·후를 대비하여 현물주식시장의 변동성에 대한 비대칭성 정도를 비교분석 하였다. 변동성의 비대칭성을 반영하는 TGARCH 모형을 이용하여 비대칭 비율(asymmetry ratio)을 추정하고 모형의 적합성 검진(diagnostic test)을 통해 비대칭성을 반영하지 않는 GARCH 모형과 비교분석 하였다.

분석결과에 의하면 주가지수선물 도입 이후 현물주식시장의 변동성은 비대칭적 현상이 줄어들었고 그 결과 주가지수선물 도입 이후에는 비대칭성을 고려한 모형과 그렇지 않은 모형간에 적합성의 차이가 미미하게 나타났다. 그러나 현물주식시장의 비대칭적 변동성의 정도는 시장 상승국면에서 보다는 시장 하락국면에서 더 심하게 나타나는데 주가지수선물이 도입되어도 시장 하락국면에서 비대칭성이 더 강하게 나타났다. 하지만 도입 이전보다는 어느 정도 완화된 것으로 나타나 현물주식시장에서 주가지수선물 도입의 완화 효과를 부정할 수 없을 것으로 판단된다.

한편 동일한 분석기간 동안 주가지수선물시장에서도 변동성의 비대칭성이 발견되었다. 그러나 비대칭적 변동성의 정도가 현물주식시장에 비해서는 상대적으로 적게 나타나 현물주식시장 보다는 정보가 가격에 신속하게 반영되고 현물주식시장 보다 공매가 용이하여 양방향의 정보에 모두 자본화할 수 있기 때문으로 사료된다.

주제어 : 비대칭적 변동성, 레버리지 효과, 정보 비효율성, KOSPI 200 주가지수선물, T-Garch 모형

## I. 서 론

자산의 변동성을 정확하게 예측하는 것은 자본자산가격이나 옵션가격결정에 있어서 뿐만 아니라, 선물과 옵션을 이용한 헤징전략(hedging strategy)에 있어서도 가장 중요한

논문접수일 : 2002년 9월 16일      논문게재확정일 : 2003년 4월 7일

\* 영남대학교 경영학부 부교수

\*\* 산학경영기술연구원 상임연구원

\*\*\* 본 논문의 질적 향상에 도움을 주신 토론자와 익명의 두 심사 위원분들에게 감사를 드립니다.

부분을 차지하고 있다. 주식시장에서의 변동성은 시간가변성(time-varying)과 군집성(clustering)이 존재한다고 실증적 연구들에서 밝혀져 있으며, 변동성이 정보 즉, 전 기간의 수익률 실현치에 대해서 비대칭적으로 반응한다는 것이다. 이러한 비대칭적 변동성의 원인을 다양한 각도에서 설명하고 있는데 Black(1976)은 주가의 하락 혹은 상승이 기업의 레버리지 비율을 변화시키고 변화된 레버리지 비율이 미래의 변동성에 각각 상이한 영향을 미쳐 비대칭성이 나타난다고 주장한다. Pindyck(1984), French, Schwert and Stambaugh(1987) Turner, Startz and Nelson(1989) 그리고 Campbell and Hentschel(1992) 등은 유리한 정보(good news) 보다 불리한 정보(bad news)에 주가의 반응이 상대적으로 크게 작용하여 변동성의 비대칭성이 나타난다는 변동성 환류효과(volatility feedback effect)로 설명하고 있다.

그러나 본 연구에서는 비대칭성의 원인을 현물주식시장의 정보 비효율성 측면에서 설명하고자 한다. Cox(1976)와 Merton(1995)에 의하면 주가지수선물시장은 현물주식시장에 비하여 정보가 신속하게 반영되어 상대적으로 정보의 효율성이 높은 시장이며, 차익거래를 통하여 현·선물시장간에 연계투자가 가능하므로 주가지수선물의 도입은 현물주식시장의 정보 효율성을 제고시켜 현물주식시장의 비대칭적 변동성이 완화될 수 있다는 것이다.

1996년 5월에 도입된 KOSPI 200 주가지수선물이 현물주식시장의 안정성을 저해하는지 아니면 제고시키는지에 대한 연구결과는 상호 대립적이다. 그러나 본 연구의 초점은 현물주식시장의 변동성 증감 여부가 아니라 주가지수선물 도입 이후 변동성의 비대칭성에 어떠한 변화가 있었는지를 규명하는 것이다. 만약 현물주식시장에서 변동성의 비대칭성이 유의적으로 존재한다면 자산의 가격결정 특히, 옵션의 가격결정은 물론 시장위험관리(market risk management)를 위한 여러 가지 전략에도 변동성의 비대칭성이 반영되어야 할 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 선행연구에서 언급된 이론적 근거와 실증적 연구결과들을 제시하며 III장에서는 분석자료의 구성과 분석모형을 포함한 분석방법에 대해서 설명한다. IV장에서는 본 연구의 실증 분석결과를 마지막으로 V장에서는 본 연구의 결론과 시사점을 제시하게 된다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구

현물주식시장에서 변동성의 비대칭성에 대한 Black(1976)의 연구를 계기로 그 원인에 대한 다양한 설명이 시도되고 있다. 변동성의 비대칭성에 대한 대표적인 원인으로 제시

되고 있는 것은 크게 3가지 측면에서 축약되어 진다. 첫째는 주가가격의 변화에 따라 기업의 레버리지 비율이 달라져서 미래의 변동성에 상이한 영향을 미쳐 비대칭성이 발생한다는 레버리지 효과(leverage effect)이다(Christie, 1982 ; Schwert, 1989 ; Cheung and Ng, 1992 ; 구맹희, 이윤선, 1998 ; 구본일, 2000). 둘째는 레버리지 효과는 변동성의 비대칭적 현상을 충분히 설명하지 못하는 하나의 원인이며 변동성 환류효과가 주요한 원인이라고 설명한다(Pindyck, 1984 ; French, Schwert and Stambaugh, 1987 ; Turner, Startz and Nelson, 1989 ; Campbell and Hentschel, 1992 ; Bekaert and Wu, 2000 ; Dean and Faff, 2002). 셋째로 Cox(1976)와 Merton(1995) 등이 주장한 것인데 현물주식시장의 정보 비효율성으로 인하여 변동성의 비대칭성이 나타난다고 한다.

1987년 10월 미국 증시의 대폭락 이후 주가지수선물이 현물주식시장의 변동성에 미치는 영향에 대한 상반된 견해들이 제시되고 있다. 주가지수선물의 도입은 단기 투기적 거래(speculative trading)와 차익거래(arbitrage trading)를 포함한 프로그램 거래(program trading) 등의 증가로 현물주식시장의 안전성을 저해시켜 변동성을 증가시킨다는 견해와 현물주식시장의 정보 효율성을 제고시켜 변동성을 감소시킴과 동시에 변동성의 정보에 대한 비대칭성을 완화시킬 수 있다는 견해들이다. 주가지수선물시장은 현물주식시장에 비하여 상대적으로 낮은 거래비용과 증거금, 적은 투자자금으로 대량의 거래를 할 수 있는 레버리지 기능 그리고 공매의 용이성 등으로 정보가 보다 신속히 반영되어 정보의 효율성이 상대적으로 높다고 할 수 있다. 또한 현·선물간의 연계투자으로 인하여 현물주식시장의 가격에 영향을 주게되므로 주가지수선물의 도입은 현물주식시장의 비대칭적 변동성을 완화시켜 준다.

현물주식시장에서 유리한 정보에 대해서는 위험증대에 대한 가격하락이 반대로 작용하여 완화된 수익률 상승이 실현되고 불리한 정보에 대해서는 위험증대에 의한 가격하락이 부가되어 증폭된 수익률 하락이 실현되어 나타나므로 변동성에 비대칭적 현상이 발생한다. 만약 현물주식시장에서 공매가 제약 없이 자유롭다면 시장의 불리한 정보와 유리한 정보에서 모두 양방향의 자본화(capitalization)가 가능하게 되어 비대칭성이 완화될 수 있을 것이다.

주가지수선물의 도입이 현물주식시장의 효율성에 미치는 영향에 대한 연구들은 상호 대립적이며 연구의 초점이 주로 유동성(liquidity)과 변동성(volatility)에 모아진다. 주가지수선물의 도입은 정보에 상대적으로 어두운 거래자(uninformed trader)가 현물주식시장으로부터 주가지수선물시장으로 이전함으로써 스프레드는 증가하지만 정보에 밝은 투기적 거래자(informed speculative trader)가 자신들이 가진 정보를 이용하여 초과수익을 달성하고자 하는 경우에는 정보가 가격에 반영되어 효율성이 높아질 수 있다는 주장

이 양립하고 있다.

Gammill and Perold(1989 ; Gorton and Pennacchi(1993) 그리고 Subramanyam(1991) 등은 주가지수선물이 현물주식시장의 효율성에 대하여 미치는 영향을 비대칭 정보(asymmetric information) 측면에서 설명하고 있다. 즉, 주가지수선물은 “주식바스켓(basket of stocks)”거래이므로 현물주식에 비하여 기업고유의 정보에 대한 비대칭성 정도가 훨씬 낮아 정보면에서 열세인 거래자들이 현물주식시장에서 주가지수선물시장으로 이전함으로써 현물주식시장의 정보 효율성이 주가지수선물 도입 이전 보다 높아질 수 있다. 이와 유사한 주장으로 Shiller(1984) 그리고 Black(1986) 등은 일정기간 동안 주가가 오른 주식을 매입하고 내린 주식을 매도하는 양성피드백투자자(positive feedback trader)와 정보에 상대적으로 어두운 비합리적 투자자인 잡음거래자(noise trader)가 기업의 고유한 정보에 의해 영향을 덜 받는 주가지수선물시장으로 이전함으로써 현물주식시장의 정보 효율성이 제고될 수 있다고 주장하고 있다.

따라서 주가지수선물의 도입이 현물주식시장의 정보 비효율성을 완화하고 현물주식시장의 비대칭적 변동성이 시장의 정보 비효율성 때문에 발생한다면 주가지수선물 도입 전·후에 변동성의 비대칭성이 줄어들 수 있다. 이를 실증적으로 분석하기 위하여 Antoniou, Holmes and Priestley(1998)는 비대칭적 변동성에 대한 주가지수선물 도입 효과를 독일, 일본, 스페인, 스위스, 영국 그리고 미국 주식시장을 대상으로 검증하였다. 그 결과 스페인을 제외한 나머지 국가에서 주가지수선물 도입 이후 변동성의 비대칭성이 완화되는 것을 발견하였고 변동성의 비대칭성에 대한 전통적인 이론 설명인 레버리지 효과를 부정하였고 시장의 정보 비효율성이 원인이라고 결론 내리고 있다.

국내외 선행연구들은 변동성의 비대칭적 현상에 대한 원인을 대부분 레버리지 효과 측면에서 분석하고 있는데 그 결과가 일관성 있게 나타나지는 않는다. 정종락, 김형찬(1995)은 한국 주식시장에서 비대칭적 변동성이 발견되지 않는다고 하였다. 구맹희, 이윤선(1998)은 주가 하락시기의 변동성이 주가 상승시기 보다 더 높게 나타나는 비대칭성이 발견되었지만 통계의 유의성이 높지 않다고 주장하고 있다. 이들은 변동성의 비대칭성이 통계적으로 유의적이지 못하는 이유로 가격제한폭을 언급하였다.

이와는 반대로 옥기울(1997)은 한국을 포함한 8개국의 주식시장을 대상으로 검증한 결과 모든 나라에서 비대칭적 변동성을 발견하였고, 변종국, 조정일(1999) 그리고 오현탁, 이현상, 이치송(2000)은 주식시장이 상승국면일 때 보다 하락국면일 때 변동성은 정보에 대해 더 민감한 반응을 보였다고 설명하고 있다. 또한 구분일(2000)은 한국 주식시장에서 비대칭적 변동성을 발견하고 레버리지 효과 때문이라고 주장하고 있다.

그러나 현재까지 비대칭적 변동성을 현물주식시장에서의 정보 비효율성 측면에서 분

석을 시도한 국내의 연구는 전무한 실정이다. 본 논문은 현물주식시장에서 변동성의 비대칭성이 존재하는지 먼저 살펴보고 주가지수선물 도입 전·후를 대비하여 변동성의 비대칭성을 비교분석한다. 분석기간 중 외환시장의 환란사태가 분석의 결과에 미치는 효과를 배제하기 위하여 시장국면별 주가지수선물 도입 효과를 아울러 분석한다.

### Ⅲ. 분석자료와 분석방법

#### 1. 분석자료

본 연구의 전체 분석기간을 1993년 1월 4일부터 2000년 12월 26일까지로 선정하였다. 주가지수선물의 도입이 현물주식시장의 정보 효율성을 제고시켜 변동성의 비대칭성이 줄어든다는 주가지수선물의 도입 효과를 검증하기 위해서 KOSPI 200 지수선물이 도입된 1996년 5월 3일을 기준으로 전체 분석기간을 양분하였으며 분석대상은 일별 KOSPI 200 현물지수 수익률로 하였다.

주가지수선물시장에서의 비대칭적 변동성을 검증하기 위하여 1996년 5월 4일부터 2000년 12월 26일까지의 KOSPI 200 선물지수를 이용하였다. 선물거래가 주로 최근월물에만 집중되어 있으므로 최근월물의 증가를 이용하며 최근월물의 만기시에는 다음 최근월물의 증가를 이용하여 KOSPI 200 선물지수 수익률을 구하였다.

#### 2. 분석방법

일반적으로 변동성의 시간가변성과 군집성을 모형화 한 것이 Engle(1982)의 자기회귀 조건부이분산(ARCH) 모형과 Bollerslev(1986)의 일반 자기회귀 조건부 이분산(generalized ARCH : GARCH) 모형이다. ARCH 모형은 시계열 평균으로부터 이탈되는 시계열의 오차의 제곱들의 선형결합에 의하여 조건부 이분산이 생성되고 있음을 정립한 모형이며 오차의 제곱들과 과거의 조건부 이분산들을 선형적으로 결합시킨 모형이 GARCH 모형이다. GARCH 모형은 무한 차원의 ARCH 모형으로 표시할 수 있고 이는 ARCH 모형과 성질이 동일함을 의미한다.

하지만 ARCH 모형과 GARCH 모형은 기대치 않은 실현치(일반적으로  $\epsilon_t$  으로 지칭)의 값이 음수이거나 양수이거나 간에 이 값의 자승으로 조건부 이분산에 영향을 미친다. 즉, 기대치 않은 실현치가 양수로 표현되는 유리한 정보와 음수로 표현되는 불리한 정보가 조건부 이분산에 미치는 영향은 대칭적으로 반응하는 것을 전제로 한 모형이다. 따라

서, ARCH 모형 및 GARCH 모형은 유리한 정보에 의한 가격변동은 과대추정하고 불리한 정보에 의한 가격변동은 과소 추정하는 문제를 갖게 된다<sup>1)</sup>.

Glosten, Jagannathan and Runkel(1993)이 제시한 TGARCH(threshold GARCH) 모형은 유리한 정보와 불리한 정보를 기대치 않은 실현치( $\varepsilon_t$ )가 양(+의 값을 가질 때와 음(-)의 값을 가질 때 변동성에 미치는 영향이 서로 다를 수 있도록 모형에 직접 도입하였다. 비대칭성을 반영하도록 변형된 모형들에 대한 적합성 검진을 한 연구결과들은 상반된 결과들을 보였지만 이러한 결과들에서는 대체적으로 비대칭적 변동성을 잘 반영하고 있는 모형으로 TGARCH 모형이라는 결과를 제시하고 있다. 특히 Engle and Ng(1993)은 모형의 적합성을 검증한 결과에서 가장 강건한 모형이라고 주장하였다. Glosten, Jagannathan and Runkel(1993)의 TGARCH 모형은 다음과 같은 자기회귀 조건부 이분산 과정을 정립하였다.

$$r_t = \mu + \phi x' + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} \xi_t$$

$$\xi_t \sim i.i.d(0,1)$$

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma S_t \varepsilon_{t-1}^2$$

위에서  $x'$ 은 조건부 평균방정식의 형태를 결정하기 위한 조정항목과 관련된 변수로 본 연구에서는 현물주식시장에서의 비동시적 거래(non-synchronous trading)와 비거래(non-trading) 효과로 인한 일별수익률의 시계열상관을 조정하였다<sup>2)</sup>.  $\varepsilon_t < 0$ 이면  $S_t = 1$ 이고 그 이외의 상태에서는  $S_t = 0$ 이다. 이 과정에서  $\gamma$ 가 양수이면 불리한 정보가 유리한 정보보다 조건부 이분산에 미치는 영향도가 크다. 따라서, 변동성이 불리한 정보와 유리한 정보에 의하여 비대칭적 영향을 받는다. 정보의 양이 조건부 이분산 즉, 변동성에 미치는 영향도 앞에 제시한 과정과는 차이가 있다. 이 모형에서는 유리한 정보가 발생하

1) GARCH 모형은 또한 조건부 가격변동을 2차 형식(quadratic form)의 반응함수로 나타내고 있다. 따라서 만일 대규모 수익률 충격이 2차 형식이 허용하는 수준 이상의 가격변동을 유발한다면 GARCH 모형은 대규모 수익률 충격에 따르는 가격변동은 과소 추정하고 소규모 수익률 충격에 따르는 가격변동은 과대 추정하는 문제를 갖게 된다.

2) 일별수익률의 시계열상관을 조정하는 방법으로 Schoels and Williams(1977)는 MA(1)항을 Lo and Mackinlay(1988)는 AR(1) 항을 추가하는 방법을 제시하였는데 이러한 ARMA(p, q) 모형의 선정기준은 AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion) 그리고 간결성(parsimony) 등이다. 하지만 Nelson(1992)은 조건부 평균방정식의 모형설정 오류가 조건부 분산의 추정결과에는 크게 영향을 미치지 않는다는 것을 보였다.

경우 이 정보가 조건부 이분산에 미치는 영향은 GARCH 과정과 동일하다. 그러나  $\gamma$ 가 양수이면 총  $\gamma\epsilon_{t-1}^2$ 의 영향만큼 GARCH 과정에 추가되어 GARCH 자체로 추정된 것보다 크다. TGARCH 모형은 정보에 대하여 변동성이 자승의 반응(quadratic response)을 가진다. 유리한 정보와 불리한 정보에 대한 자승의 반응은 상이하다. 그리고 정보가 존재하지 않을 때 변동성은 최소화된다. TGARCH 모형의 정보충격곡선은  $A = \omega + \beta \cdot \sigma^2$ 이라 할 때  $\epsilon_{t-1} > 0$ 인 정보는  $h_t = A + \alpha\epsilon_{t-1}^2$ 이고  $\epsilon_{t-1} < 0$ 인 경우  $h_t = A + (\alpha + \gamma)\epsilon_{t-1}^2$ 이다. 이 곡선은  $\epsilon_{t-1} = 0$ 에서 중심에 존재하고 양의 상한과 음의 상한에서 기울기가 각각 상이하다. 따라서, 정보의 비대칭성과 충격의 양을 변동성에 반영시킨다.

TGARCH 모형에서 비대칭성의 정도는  $\alpha/(\alpha + \gamma)$ 로 측정되며 이를 비대칭 비율(asymmetry ratio)로 지칭한다. 이 비율이 낮을수록 변동성의 비대칭성이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서는 주가지수선물 도입 전·후로 해서 이 비율의 변화를 분석하게 된다. 또한 비대칭성을 나타내는 회귀계수  $\gamma$ 의 도입 전·후 동일성 검증(equality test)을 위하여 Wald test를 실시하였다.

이와 동시에 모형의 적합성 검증을 통해 비대칭성을 반영하지 않는 GARCH 모형과 비교분석 하였다. 먼저, 최우추정법으로 추정된 모형에 대한 적합성 검증은 우도비율(likelihood ratio : LR) 검증으로도 가능하며 표본의 크기가 대표본일 경우 우도비율(LR) 통계량은 귀무가설하의 제약된 모수의 수와 동일한 자유도를 갖는  $\chi^2$ 분포를 따른다.

$$LR = 2(ULLF - RLLF) \sim \chi^2_{(k)}$$

여기서, ULLF : 비 제약된 모형 하에서 최우 추정된 로그우도함수값.

RLLF : 제약된 모형 하에서 최우 추정된 로그우도함수 값.

k : 제약된 모수의 수.

다음은 조건부 분산으로 표준화된 잔차( $z_t = \hat{\epsilon}_t / \sqrt{h_t}$ )의 정규성과 시계열 자기상관 유무를 검증하는 것이다. 정규성 검증은  $\epsilon_t$ 가 평균이 0이고 분산이  $h_t$ 인 정규분포한다는 전제하에서  $h_t$ 가 보다 정확하게 추정될수록 표준화된 잔차( $z_t$ )가 표준 정규분포에 가까울 것이라는 점에 근거한다. 즉, 모형의 적합성이 인정된다면 표준화된 잔차( $z_t$ )의 정규성 가설을 기각할 수 없다. 표준화된 잔차( $z_t$ )가 자기상관성이 제거되었다는 것은 추정된  $h_t$ 가  $\epsilon_t$ 의 변동성의 지속성 혹은 군집성 그리고 비대칭성을 잘 포착하였다는 의미로 해석된다.

## IV. 분석결과

### 1. 기술통계분석

<표 1>은 전체 분석기간의 KOSPI 200 현물지수와 선물지수 수익률에 대한 기술통계 분석의 결과를 나타내고 있다. 현물지수의 경우 초과침도(excess kurtosis)가 3.1219이므로 정규분포 보다 뾰족한 첨예분포(leptokurtic)를 보이고 있는데 이를 Jarque-Bera 통계량을 통해서 알 수 있다. Jarque-Bera 통계량이 932.178로 1% 유의수준에서 정규분포 가설을 기각하고 있다. 또한 1차 자기상관계수가 0.124로 자기상관성이 있는 것으로 나타났다으며 Ljung-Box의 Q통계량의 결과에서도 이를 뒷받침하고 있다. 현물지수 수익률의 제곱의 경우에는 더 유의적으로 정규성의 기각과 시계열 상관을 보여주고 있다.

<표 1> 수익률의 기술 통계량

	KOSPI 200 현물	KOSPI 200 선물
평균(%)	-0.0072	-0.0442
중앙값(%)	-0.0576	-0.0558
최대값	0.0842	0.1029
최소값	-0.1246	-0.1430
표준편차	0.0208	0.0300
왜도	-0.0049	0.0618
침도	3.1219	0.9658
Jarque-Bera	932.178 <sup>a</sup>	49.9327 <sup>a</sup>
자기상관	$\rho(1) = 0.124$ $\rho(2) = -0.047$ $\rho(3) = -0.008$ $\rho(4) = -0.010$	$\rho(1) = 0.041$ $\rho(2) = 0.006$ $\rho(3) = -0.039$ $\rho(4) = -0.026$
Ljung-Box Q	$Q(24) = 95.31^a$ $Q^2(24) = 1725^a$	$Q(24) = 39.57^b$ $Q^2(24) = 432.38^a$

- 주) 1. 수익률은 로그수익률을 의미한다( $r_t = \ln S_t - \ln S_{t-1}$ ).  
 2. a, b, c는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%를 의미한다. 침도는 초과 침도를 의미한다.  
 3. Jarque-Bera는 정규성을 검증하는 통계량로서 자유도 2인  $\chi^2$  분포를 따른다.  
 4. Ljung-Box  $Q^2$ 는 수익률의 제곱에 대한 Ljung-Box 통계량을 의미한다.

KOSPI 200 선물지수의 경우에는 현물지수와 다소 차이를 보이고 있다. 초과침도가 0.9658로 거의 정규분포에 가까운 분포를 보이고 있다. 물론 Jarque-Bera 통계량이 49.9327로 1% 유의수준에서 정규분포 가설을 기각하고 있다. 시계열상관에 대한 분석결과에서도



보면 현물지수에 비해 자기상관성이 낮은 것으로 나타난다. 분석결과에는 나타나지 않았으나 시계열 상관성을 조정한 잔차( $\epsilon_t$ )의 기술통계분석에서도 이와 유사한 결과를 보이고 있다.

KOSPI 200 현물지수의 조건부 평균방정식의 형태를 MA(1)으로 선정하였는데 ARMA(p, q)의 선정기준인 AIC나 BIC의 값이 거의 차이가 나지 않았다. KOSPI 200 선물지수는 현물지수에 비해 시계열상관이 약하게 나타나 조건부 평균방정식에서는 시계열상관을 조정하지 않고 모형을 추정하기로 하였다.

<표 1>의 기술통계분석의 결과를 통해서 보면 분석자료가 정규분포와는 다른 렙토키틱(leptokurtic)한 분포를 이루고 있고 잔차( $\epsilon_t$ )의 자승이 강한 자기상관을 가지고 있어 자기회귀 조건부 이분산모형의 설정이 적합하다.

<표 2> 주가지수선물 도입 전·후 KOSPI 200 현물지수 기술 통계량

	도입 전	도입 후
평균(%)	0.0373	-0.0417
증양값(%)	-0.0277	-0.1131
최대값	0.0485	0.0842
최소값	-0.0458	-0.1246
표준편차	0.0109	0.0260
왜도	0.1862	0.0178
첨도	1.0014	1.3826
Jarque-Bera	46.7575 <sup>a</sup>	101.143 <sup>a</sup>
자기상관	$\rho(1) = 0.099$ $\rho(2) = -0.051$ $\rho(3) = 0.033$ $\rho(4) = -0.027$	$\rho(1) = 0.117$ $\rho(2) = -0.052$ $\rho(3) = -0.028$ $\rho(4) = -0.020$
Ljung-Box Q	$Q(24) = 51.05^a$ $Q^2(24) = 144.0^a$	$Q(24) = 63.29^a$ $Q^2(24) = 374.7^a$

- 주) 1. 수익률은 로그수익률을 의미한다( $r_t = \ln S_t - \ln S_{t-1}$ ).
2. a, b, c는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%를 의미한다. 첨도는 초과 첨도를 의미한다.
3. Jarque-Bera는 정규성을 검증하는 통계량로서 자유도 2인  $\chi^2$  분포를 따른다.
4. Ljung-Box  $Q^2$ 는 수익률의 제곱에 대한 Ljung-Box 통계량을 의미한다.

주가지수선물 도입 전·후의 KOSPI 200 현물지수 수익률에 대한 기술통계분석의 결과를 <표 2>에 제시하였다. 도입 이전에 비해 도입 이후에 표준편차가 더 큰 것으로 나타나 기술통계량으로 본다면 주가지수선물 도입 이후 변동성이 더 증가한 것을 알 수 있다. 물론 이 기간에는 IMF 외환위기가 존재하였기 때문이고 분석에 있어서 이를 통계

할 필요성이 있겠다. 그리고 도입 이후에는 시계열상관도 더 높게 나타나고 있다.

## 2. 현물주식시장의 비대칭적 변동성 분석

전체기간의 비대칭적 변동성을 검증하기에 앞서 이를 반영하고 있는 TGARCH 모형의 적합성을 검증하였다. <표 3>에서 보면 GARCH 모형이나 TGARCH 모형 모두 표준화된 잔차( $z_t$ )의 평균은 영(零)과 유의적으로 다르지 않고 분산 또한 1과 거의 다르지 않게 나타나고 있다. 하지만 GARCH 모형의 평균은 -0.0248이고 TGARCH 모형의 평균은 -0.0065로 나타내고 있으며 정규성 여부를 검증하는 Jarque-Bera 통계량을 보면 두 모형 모두 정규성을 기각하고 있으나 TGARCH 모형이 GARCH 모형 보다 나은 것으로 나타났다. 최우추정법으로 추정된 모형에 대한 적합성을 검증한 우도비율이 18.9860으로 1% 유의수준에서 유의하므로 비대칭 모형인 TGARCH 모형이 GARCH 모형에 비해서 더 적합하다고 할 수 있다. 모형의 적합성 검증결과에서 변동성의 비대칭성이 존재할 가능성을 알 수 있다.

<표 3> 전체기간 GARCH 모형과 TGARCH 모형의 적합성 검진 결과 : 표준화된 잔차( $z_t$ )의 정규성 검증

	GARCH	TGARCH
평균	-0.0248	-0.0065
중앙값	-0.0418	-0.0271
표준편차	0.9991	1.0020
왜도	0.0961	0.0881
첨도	3.8144	3.7500
Jarque-Bera	65.6995 <sup>a</sup>	55.6888 <sup>a</sup>
Ljung-Box Q(24)	29.712	28.641
$E(z_t) = 0$	0.2388	0.7596
$Var(z_t) = 1$	0.4786	0.4438
LR	18.9860 <sup>a</sup>	

- 주) 1.  $z_t$ 는 조건부 분산으로 표준화된 잔차를 의미한다.  
 2. a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다. 첨도는 초과 첨도를 의미한다.  
 3. Jarque-Bera는 정규성을 검증하는 통계량으로서 자유도 2인  $\chi^2$ 분포를 따른다.  
 4.  $E(z_t) = 0$ 과  $Var(z_t) = 1$ 는 유의수준을 나타내는 것으로 유의적이면 정규성이 기각된다.  
 5. LR는 likelihood ratio 검증통계량으로 1% 유의수준에서  $\chi^2_{(4)}$ 의 임계치는 13.276이다.

<표 4>는 전체 분석기간 동안 변동성의 비대칭성에 대한 검증결과이다. 추정결과에

의하면 비대칭적 변동성에 대한  $\gamma$  계수가 0.0683으로 1% 유의수준에서 유의적이며 비대칭 비율(asymmetry ratio)은 0.4530으로 현물주식시장에 비대칭적 변동성이 존재함을 알 수 있으며, 이러한 결과는 비대칭적 변동성을 검증한 기존의 연구결과들과 일치한다.

<표 4> 전체기간의 비대칭적 변동성 분석 결과

$$r_t = \mu - \phi \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma S_t \varepsilon_{t-1}^2$$

	추정치	t값
$\mu$	$-5.92e^{-5}$	0.1884
$\phi$	0.1350	5.9962 <sup>a</sup>
$\omega$	$1.96e^{-6}$	3.5558 <sup>a</sup>
$\beta$	0.9082	95.8876 <sup>a</sup>
$\alpha$	0.0566	5.3690 <sup>a</sup>
$\gamma$	0.0683	5.1493 <sup>a</sup>
Asymmetry Ratio <sup>d</sup>	0.4530	
LL	6077.77	

- 주) 1. a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미하며 t값은 절대치이다.  
 2. d는  $\alpha/(\alpha + \gamma)$ 로 추정한다.

### 3. 주가지수선물 도입이 현물주식시장의 비대칭적 변동성에 미친 영향

<표 5>와 <표 6>에서는 비대칭적 변동성에 대한 주가지수선물 도입 효과를 분석하기 위한 도입 전·후 모형의 적합성 검증결과와 모형의 추정결과를 나타내고 있다. <표 5>에 의하면 주가지수선물 도입 이전에는 TGARCH 모형의 적합성이 높은 것으로 나타나고 있다. GARCH 모형의 경우 표준화한 잔차( $z_t$ )의 분산이 10% 유의수준에서 1과 다르게 나타나고 있으며 정규성 여부를 검증하는 Jarque-Bera 통계량이 TGARCH 모형에 비해 높다. 우도비율이 30.8240으로 1% 유의수준에서 유의함에 따라 GARCH 모형에 비해 TGARCH 모형의 적합성이 높다는 것을 의미한다.

하지만 주가지수선물 도입 이후에는 두 모형의 적합성에 별 차이가 없는 것으로 보인다. 우도비율이 5.7760으로 자유도가 4인  $\chi^2$ 분포의 10% 유의수준의 임계치인 7.7794 보

다 낮기 때문에 TGARCH 모형이 GARCH 모형 보다 적합하다는 가설을 기각하게 된다. 즉, 주가지수선물 도입 이후에는 대칭모형인 GARCH 모형으로도 변동성의 비대칭성을 별 무리 없이 처리할 수 있음을 의미한다.

<표 5> 주가지수선물 도입 전·후 GARCH 모형과 TGARCH 모형의 적합성 검진 결과 : 표준화된 잔차( $z_t$ )의 정규성 검증

	도입 전		도입 후	
	GARCH	TGARCH	GARCH	TGARCH
평균	-0.0513	0.0060	-0.0038	0.0091
중앙값	-0.0993	-0.0289	-0.0084	0.0059
표준편차	1.0368	1.0046	1.0009	1.0316
왜도	0.1836	0.1502	0.0580	0.0418
첨도	3.7864	3.6187	3.6745	3.6279
Jarque-Bera	30.8547 <sup>a</sup>	19.3761 <sup>a</sup>	24.7711 <sup>a</sup>	21.2140 <sup>a</sup>
Ljung-Box Q(24)	32.149	32.195	21.029	19.719
$E(z_t)=0$	0.1212	0.8514	0.8936	0.7542
$Var(z_t)=1$	0.0508 <sup>c</sup>	0.4126	0.4765	0.0556 <sup>c</sup>
LR	30.8240 <sup>a</sup>		5.7760	

- 주) 1.  $z_t$ 는 조건부 분산으로 표준화된 잔차를 의미한다.  
 2. a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다. 첨도는 초과 첨도를 의미한다.  
 3. Jarque-Bera는 정규성을 검증하는 통계량으로서 자유도 2인  $\chi^2$ 분포를 따른다.  
 4.  $E(z_t)=0$  과  $Var(z_t)=1$ 는 유의수준을 나타내는 것으로 유의적이면 정규성이 기각된다.  
 5. LR는 likelihood ratio 검정통계량으로 1% 유의수준에서  $\chi^2_{(4)}$ 의 임계치는 13.276이다.

주가지수선물 도입 전·후 현물주식시장 변동성의 비대칭성 정도를 비교 분석한 <표 6>을 보면 주가지수선물 도입 전·후 모두에서 비대칭적 변동성에 대한  $\gamma$ 계수가 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 하지만 도입 이전  $\gamma$ 계수가 0.1272에서 도입 이후에는 0.0511로 크게 감소하였다.  $\gamma$ 계수의 차이를 검증한 Wald test의 통계량이 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타나 주가지수선물 도입 이후 비대칭성 완화를 뒷받침하고 있다.  $\gamma$ 계수가 0에 가까울수록 시장에 유리한 정보와 불리한 정보 간에 조건부 이분산에 미치는 영향은 유사한 것이므로 주가지수선물 도입 이후  $\gamma$ 계수가 크게 감소하였다는 것은 불리한 정보가 이분산성에 미치는 영향이 줄어든 것으로 볼 수 있다. 이는 현물주식 시장만 존재할 때 불리한 정보의 시장유입은 공매의 제약으로 인하여 불리한 정보에 더 민감하게 반응하지만, 주가지수선물시장은 공매가 용이하여 유리한 정보와 불리한 정보

모두 자본화할 수 있는 양방향 투자가 가능하므로 비대칭성의 정도가 완화되고 이것이 현·선물시장의 연계투자로 현물시장에 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 이와 같은 결과는 비대칭 비율에서 다시 확인할 수 있다. KOSPI 200 주가지수선물 도입 전·후로 비대칭 비율이 0.2978에서 0.4164로 높아졌는데 이 비율이 높다는 것은 비대칭성이 낮다는 것을 의미하기 때문에 도입 이후 변동성의 비대칭성이 완화된 것을 의미한다<sup>3)</sup>. 따라서 현물주식시장에서의 변동성의 비대칭성 완화는 앞서 기술한 주가지수선물시장의 공매의 용이성과 주가지수선물 도입으로 인한 현물주식시장의 정보 효율성 제고의 결과라고 판단되어 진다.

<표 6> 주가지수선물 도입 전·후 비대칭적 변동성 분석결과

$$r_t = \mu - \phi \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma S_t \varepsilon_{t-1}^2$$

	도입 전		도입 후	
	추정치	t값	추정치	t값
$\mu$	$2.58e^{-3}$	0.7302	-0.0011	1.9152 <sup>c</sup>
$\phi$	0.1326	3.8968 <sup>a</sup>	0.1387	4.7976 <sup>a</sup>
$\omega$	$1.19e^{-5}$	2.6331 <sup>a</sup>	$1.73e^{-6}$	1.4988
$\beta$	0.7831	14.4603 <sup>a</sup>	0.9366	91.6747 <sup>a</sup>
$\alpha$	0.0540	1.8837 <sup>c</sup>	0.0365	3.5516 <sup>a</sup>
$\gamma$	0.1272	2.6763 <sup>a</sup>	0.0511	3.5446 <sup>a</sup>
Asymmetry Ratiod	0.2978		0.4164	
LL	3093.655		3003.173	
$\chi^2_{(1)}$	27.8028 <sup>a</sup>			

- 주) 1. a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미하며 t값은 절대치이다.  
 2. d는  $\alpha/(\alpha + \gamma)$ 로 추정한다.  $\chi^2_{(1)}$ 은 비대칭성을 나타내는 회귀계수  $\gamma$ 의 도입전·후 동질성 검증(equality test)을 위한 Wald test의 통계량을 의미한다.

선물에 의한 헤지성과를 분석한 연구결과들에서 대체적으로 비대칭성을 고려하지 않은 이변량 GARCH(bivariate GARCH) 모형을 이용할 경우도 헤지 효율성이 개선된다는 것은 주가지수선물 도입으로 인하여 변동성의 비대칭성이 완화됨으로써 비대칭성을 반영한 모형이나 비대칭성을 반영하지 않은 모형이나 큰 차이가 없기 때문에 나타난 결

3) 6개국의 주가지수선물 도입 효과를 검증한 Antoniou, Holmes and Priestley(1998)의 연구결과와 비교해 보면 주가지수선물 도입 전·후의 비대칭 비율이 다른 나라에 비해 다소 낮지만 시장의 미시구조에서의 차이가 존재하므로 절대적 크기에 의하여 비대칭성을 판단할 수는 없다.

과로 볼 수 있다.

Crain and Lee(1997)의 연구에서는 전통적인 OLS 모형, 이변량 GARCH 모형, 이변량 EGARCH 모형간의 헤지성과를 비교하였는데 시간가변 헤지비율을 사용하는 GARCH 모형이나 EGARCH 모형에 의할 경우가 헤지비율을 일정하게 유지하는 모형에 의할 경우보다 헤지성과가 높은 것으로 나타났다. 하지만 비대칭성을 고려하지 않은 GARCH 모형과 비대칭성을 고려한 EGARCH 모형간에 차이가 없다는 결론을 얻었다. 이와 일치하는 국내 연구결과들은 존재하지 않지만 옥기울(1997)의 연구결과에서는 이변량 GARCH 모형을 이용한 시간가변 헤지비율이 불변 최적헤지비율 보다 헤지성과에 있어서 우월한 것으로 나타났다. 하지만 이재하, 장광열(2001)은 이변량 GARCH 모형과 이변량 EGARCH 모형간에 헤지성과의 차이가 존재하지 않는다는 실증적 증거를 발견하였다.

#### 4. 시장국면별 주가지수선물의 도입 효과

비대칭적 변동성의 정도는 시장이 하락국면일 때 더 심하게 나타난다는 실증연구 결과가 일반적이었다. 그러면 주가지수선물이 도입되고 나면 시장 하락국면에도 변동성의 비대칭성이 현저하게 줄어들 것 인가하는 의문이 생기게 된다. 왜냐하면 주가지수선물이 도입된 이후 주식시장의 하락국면에서는 주가지수선물의 공매를 통해 불리한 정보도 자본화가 가능함에 따라 이전과는 달리 시장국면에 따라 변동성의 비대칭성의 차이가 현저히 줄어들 것으로 추론할 수 있기 때문이다. 이를 검증하기 위해서 주가지수선물 도입 이후를 기준으로 하여 IMF 외환위기를 전·후로 하락과 상승국면으로 구분하였다. 하락국면을 1996년 5월부터 1997년 12월까지로 하였고 상승국면을 1998년 1월부터 2000년 12월로 하였다.

<표 7>의 분석결과에서 보면 예상과 달리 주가지수선물 도입 이후에도 현물주식시장의 시장국면에 따라 변동성의 비대칭성의 차이가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 하락국면에서는 비대칭적 변동성에  $\gamma$ 계수가 0.1502로 1% 유의수준에서 유의하지만 상승국면에서는  $\gamma$ 계수가 비유의적인 0.0570으로 나타나 시장국면에 따라 변동성의 비대칭성이 큰 차이를 보이고 있다. 이는 비대칭 비율에서도 확인할 수 있는데 하락국면에서는 0.2439이며 상승국면에서는 0.4009로 비대칭 비율이 1일 때 완전 대칭적 변동성임을 감안하면 시장하락시가 더 비대칭성이 높음을 알 수 있다.

<표 6>과 비교하여 보면 주가지수선물 도입 이전의  $\gamma$ 계수가 0.1272로 주가지수선물 도입 이후 시장 하락국면에서 보다 더 비대칭적 현상을 나타내고 있다. 하지만 이 때의  $\gamma$ 계수는 시장의 하락 및 상승국면을 모두 포함한 일종의 평균화된 계수임을 감안하면

주가지수선물의 도입은 시장 하락국면에도 비대칭적인 현상을 상당히 완화시켜 주고 있다는 것을 짐작할 수 있다. 본문에서는 제시하지 않았지만 실제로 주가지수선물 도입 이전의 기간을 시장국면에 따라 구분하여 분석하였는데 비대칭 비율에서는 유의적으로 낮게 나타나지는 않았지만 하락국면이나 상승국면에 있어서  $\gamma$ 계수는 모두 도입 이후 보다 높게 나타났다<sup>4)</sup>.

<표 7> 주가지수선물 도입 후 시장국면별 비대칭적 변동성 분석 결과

$$r_t = \mu - \phi \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma S_t \varepsilon_{t-1}^2$$

	하락 국면		상승 국면	
	추정치	t 값	추정치	t 값
$\mu$	-0.0020	2.7563 <sup>a</sup>	0.0003	0.2395 <sup>c</sup>
$\phi$	0.2143	4.4521 <sup>a</sup>	0.0975	2.4167 <sup>b</sup>
$\omega$	3.58e <sup>-6</sup>	0.9629	0.0002	2.4059 <sup>b</sup>
$\beta$	0.8790	20.9484 <sup>a</sup>	0.6913	14.1966 <sup>a</sup>
$\alpha$	0.0485	1.8104 <sup>c</sup>	0.0381	0.9575
$\gamma$	0.1502	2.4917 <sup>a</sup>	0.0570	1.2305
Asymmetry Ratio <sup>d</sup>	0.2439		0.4009	
LL	1363.43		1663.99	

주) 1. a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미하며 t 값은 절대치이다.  
 2. d는  $\alpha / (\alpha + \gamma)$ 로 추정한다.

### 5. 주가지수선물시장의 비대칭적 변동성 분석

주가지수선물시장에 유리한 정보나 불리한 정보가 유입되면 공매의 제한이 없고 현물 주식시장에 비해 상대적으로 정보의 효율성이 높기 때문에 양방향의 투자가 가능하여 현물주식시장에 비해 비대칭성의 정도가 현저하게 낮을 것으로 판단된다. 이를 분석하

4) 주가지수선물이 도입된 이후는 IMF 외환위기가 포함된 기간이기도 하다. 이를 통제하기 위하여 1997년 11월에서 1998년 1월을 제외하고 기간을 양분하였고 분석대상 기간은 세기간으로 하였다. IMF 외환위기 이전 기간에서  $\gamma$ 계수는 0.1422(5% 유의수준)이며 비대칭 비율은 0.2844이었고 이후 기간에서  $\gamma$ 계수는 0.0822 (10 % 유의수준)이며 비대칭 비율은 0.2063이다. 하지만 IMF 외환위기 이후 기간에서 하락국면의 기간을 제외하고 분석한 결과에서는  $\gamma$ 계수가 비유의적인 0.0257로 나타났다.

기 위하여 KOSPI 200 주가지수선물시장에 대하여 GARCH와 TGARCH 모형의 표준화된 잔차의 정규성 검증을 실시한 것이 <표 8>이다. <표 8>에서 보면 표준화된 잔차의 정규성에 있어서 두 모형간에 차이가 없으며 우도비율이 1.6240으로 통계적으로 유의하지 못하기 때문에 두 모형간의 적합성에 차이가 없음을 알 수 있다.

<표 8> GARCH 모형과 TGARCH 모형의 적합성 검진 결과 (주가지수선물시장) : 표준화된 잔차 ( $z_t$ )의 정규성 검증

	GARCH	TGARCH
평균	0.0048	0.0194
중앙값	0.0270	0.0458
표준편차	1.0013	1.0186
왜도	0.0905	0.1005
첨도	3.3439	3.3630
Jarque-Bera	7.9513 <sup>b</sup>	9.0658 <sup>b</sup>
Ljung-Box Q(24)	33.362	32.307
$E(z_t)=0$	0.8654	0.4989
$Var(z_t)=1$	0.4681	0.1723
LR	1.6240	

- 주) 1.  $z_t$ 는 조건부 분산으로 표준화된 잔차를 의미한다.  
 2. a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다. 첨도는 초과첨도를 의미한다.  
 3. Jarque-Bera는 정규성을 검증하는 통계량으로서 자유도 2인  $\chi^2$  분포를 따른다.  
 4.  $E(z_t)=0$ 과  $Var(z_t)=1$ 는 유의수준을 나타내는 것으로 유의적이면 정규성이 기각된다.  
 5. LR는 likelihood ratio 검증통계량으로 1% 유의수준에서  $\chi^2(4)$ 의 임계치는 13.276이다.

<표 9>는 주가지수선물시장의 변동성의 비대칭성을 분석한 결과를 제시하고 있는데 비대칭적 변동성에 대한  $\gamma$ 계수가 10% 유의수준에서 유의한 0.0350으로 나타났으며 비대칭 비율이 0.6490으로 같은 시기에 현물주식시장과 비교하여 볼 때 변동성의 비대칭성이 높은 것으로 나타났다. Antoniou, Holmes and Priestley(1998)의 연구결과에서는 미국과 영국의 경우에는 주가지수선물시장에서의 비대칭적 변동성이 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타나고 있으며 그 밖의 나라에서는 현물주식시장보다 주가지수선물시장이 다소 높은 것으로 나타나고 있다. 그들은 주가지수선물시장의 비대칭성이 현물주식시장보다 다소 높게 나타난 나라 중에 일본을 제외한 나머지 국가들은 거래량이 활발하지 못해 그 결과에 다소 회의적이며 주가지수선물시장의 거래량이 활발한 미국과 영국에서는 주가지수선물시장이 현물주식시장에 비하여 낮은 거래비용과 증거금, 적은 투



자자금의 소요(레버리지의 기능), 공매의 용이성 등의 특징을 가지고 있어 정보가 보다 신속하게 가격에 반영되기 때문이라고 해석하고 있다.

<표 9> 주가지수선물시장의 비대칭적 변동성 분석

$$r_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma S_t \varepsilon_{t-1}^2$$

	추정치	t값
$\mu$	-0.0014	2.3510 <sup>b</sup>
$\omega$	3.48e <sup>-b</sup>	2.0245 <sup>b</sup>
$\beta$	0.9171	81.6600 <sup>a</sup>
$\alpha$	0.0647	5.1865 <sup>a</sup>
$\gamma$	0.0350	1.8271 <sup>c</sup>
Asymmetry Ratio <sup>d</sup>	0.6490	
LL	2791.589	

- 주) 1. a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미하며 t값은 절대치이다.  
 2. d는  $\alpha / (\alpha + \gamma)$ 로 추정한다.

## V. 결 론

본 연구는 비대칭적 변동성에 대한 레버리지 효과와 변동성 환류 효과를 검증한 기존 연구들과는 달리 주가지수선물 도입에 따른 변동성의 비대칭성 완화 효과를 검증하고자 한다. 주가지수선물의 도입은 현물주식시장의 정보 효율성을 제고시킴으로써 현물주식시장에 존재하던 비대칭적 변동성을 완화시킨다.

주가지수선물 도입에 따른 변동성의 비대칭성 완화 효과를 실증적으로 검증하기 위해서 1996년 5월의 KOSPI 200 주가지수선물 도입 전·후의 비교분석을 실시하였다. 이러한 비교분석은 비대칭 비율의 도입 전·후 비교와 표준화된 잔차의 정규성 검증 및 우도비율 검증을 통한 대칭모형과 비대칭 모형간에 적합성 검증을 통해서 이루어진다. 분석자료로서는 일별 KOSPI 200 현물지수와 선물지수를 이용하였고 분석모형으로는 많은 연구들에서 대체적으로 비대칭성을 잘 반영하고 있는 것으로 검증되어진 Glosten, Jagannathan and Runkel(1993)의 TGARCH 모형을 이용하였다.

분석결과에 의하면 한국 주식시장에서도 주가지수선물 도입 효과가 존재하는 것으로 나타났다. 도입 이후에 비대칭적 변동성이 크게 완화된 것으로 나타났으며 변동성의 비대칭성을 반영한 모형의 적합성 검증에서도 모형들 간에 별 차이가 없었다. 주가지수선

물이 도입된 이후 시장국면에 따른 변동성의 비대칭성의 차이를 분석하였는데 도입 이전과 마찬가지로 하락국면에서 비대칭적 변동성이 강하게 나타났다. 하지만 도입 이전의 하락국면 보다는 어느 정도 완화되었기 때문에 현물주식시장에서의 주가지수선물 도입 효과를 부정할 수 없을 것으로 판단된다.

주가지수선물시장이 현물주식시장에 비해서 상대적인 정보의 효율성이 높지만 완전 효율적 시장이라고 볼 수는 없다. 따라서 KOSPI 200 주가지수선물시장에 대한 변동성의 비대칭성을 분석한 결과 비대칭성의 정도가 현물주식시장에 비하여 낮다는 것을 알 수 있었다. 선물시장이 투기성향이 높고 개인투자자의 비율이 높기는 하지만 현물시장에 비하여 공매의 용이성과 기업고유의 정보(firm specific information) 보다는 시장정보(market information)에 의해 더 큰 영향을 받아 상대적으로 정보가 가격에 신속히 반영되기 때문에 나타난 결과라고 볼 수 있을 것이다.

## 참 고 문 헌

- 구맹희, 이윤선, “변동성과 레버리지 효과 그리고 기업 규모에 관한 실증연구”, 재무관리 연구, 제15권 제2호, (1998), 1-22.
- 구본일, “한국 주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구”, 재무연구, 제19호, (2000), 129-159.
- 변종국, “KOSPI 200 지수선물이 현물주식시장의 유동성 및 변동성에 미친 영향”, 재무 관리연구, 제15권 제1호, (1998), 1-25.
- 변종국, 조정일, “위험프리미엄과 변동성”, 1999년 추계 한국재무학회 발표논문집(II).
- 이일균, “정보의 발생과 주가의 변동성”, 재무관리연구, 제16권 제2호, (1999), 285-308.
- 이재하, 장광열, “KOSPI 200 선물을 이용한 헤지전략”, 증권학회지, 제28집, (2001), 379-417.
- 오현탁, 이현상, 이치송, “한국주식시장의 시장상황별 비대칭적 변동성에 관한 실증연구”, 재무관리연구, 제17권 제1호, (2000), 45-65.
- 옥기울, “주가변동성의 비대칭적 반응에 관한 실증적 연구”, 증권학회지, 제21집, (1997), 295-324.
- 옥기울, “최적헤지비용의 시간변동성에 관한 연구 : 국내 주가지수선물시장을 대상으로”, 선물연구, 제5호, (1997), 113-133.
- 정종락, 김형찬, “조건부 이분산모형의 적합성 검진과 체계적 위험의 추정”, 재무연구, 제9호, (1995), 199-225.
- Antoniou, A., P. Holmes and R. Priestley, “The Effect of Stock Index Futures Trading on Stock Index Volatility : An Analysis of the Asymmetric Response of Volatility to News,” *Journal of Futures Market*, 18, (1998), 151-166.
- Bekaert, G. and G. Wu, “Asymmetric Volatility and Risk in Equity Market,” *Review of Financial Studies*, 13, (2000), 1-42.
- Black, F., “Studies of Stock Market Volatility Changes,” Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, (1976), 177-181.
- Black, F., “Noise,” *Journal of Finance*, 41, (1986), 529-543.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, (1986), 307-327.
- Bollerslev, T., R. Chou and K. Kroner, “ARCH Modeling in Finance : A Review of the Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Econometrics*, 52, (1992), 5-59.
- Campbell, J. Y. and L. Hentschel, “No News is Good News : An Asymmetric Model

- of Changing Volatility in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 31, (1992), 281-318.
- Cheung, Y. W. and L. K. Ng, "Stock Price Dynamics and Firm Size : An Empirical Investigation," *Journal of Finance*, 47, (1992), 1985-1997.
- Christie, J., "The Stochastic Behavior of Common Stock Variance : Value, Leverage and Interest Rate Effect," *Journal of Financial Economics*, 10, (1982), 407-432.
- Cox, C. C., "Futures Trading and Market Information," *Journal of Political Economy*, 84, (1976), 1215-1237.
- Crain, S. and J. Lee, "Hedging in Interest Rate Market : Options versus Futures," Proceedings of the 1997 Annual Meeting of the Korean Finance Association.
- Dean, W. G. and R. W. Faff, "Asymmetric Covariance, Volatility and the Impact of News," Working Paper, 2001.
- Engle R. F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, (1982), 987-1007.
- Engle, R. and V. K. Ng, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48, (1993), 1749-1778.
- French, K. R., G. W. Schwert and R. F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Finance*, 45, (1987), 479-496.
- Gammill, J. and Perold, A., "The Changing Character of Stock Market Liquidity," *Journal of portfolio Management*, 16, (1989), 13-18.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan and D. Runkle, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on stocks," *Journal of Finance*, 48, (1993), 1779-1801.
- Gorton, G. and Pennacchi, P., "Security Baskets and Index-Linked Securities," *Journal of Business*, 66, (1993), 1-28.
- Koutmos, G. and M. Tucker, "Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Markets," *Journal of Futures Markets*, 16, (1996), 55-69.
- Merton, R. C., "Financial Innovation and the Management and Regulation of Financial Institution," *Journal of Banking and Finance*, 19, (1995), 461-481.
- Nelson, D. B., "Conditional Heteroscedasticity in Asset Return : An New Approach," *Econometrica*, 59, (1991), 267-290.

- Nelson, D. B., "Filtering and Forecasting with Misspecified ARCH Models : Getting the Right Variance with the Wrong Model," *Journal of Econometrics*, 52, (1992), 347-370.
- Pagan, A. R. and G. W. Schwert, "Alternative Models for Conditional Stock Volatility," *Journal of Econometrics*, 45, (1990), 267-290.
- Pindyck, R. S., "Risk, Inflation and the Stock Market," *American Economic Review*, 74, (1984), 335-351.
- Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change over Time?," *Journal of Finance*, 44, (1989), 1115-1153.
- Shiller, R. J., "Stock Prices and Social Dynamics," *Brookings Papers on Economic Activity*, (1984), 457-498.
- Subramanyam, A., "A Theory of Trading in Stock Index Futures," *Review of Financial Studies*, 4, (1991), 17-51.
- Turner, C. M., R. Startz and C. R. Nelson, "A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk and Learning in the Stock Market," *Econometrica*, 48, (1989), 817-838.

# The Introduction of KOSPI 200 Stock Price Index Futures and the Asymmetric Volatility in the Stock Market

Jong-Cook Byun\* · Jung-Il Jo\*\*

<abstract>

Recently, there is a growing body of literature that suggests that information inefficiency is one of the causes of the asymmetric volatility. If this explanation for the asymmetric volatility is appropriate, then innovations, such as the introduction of futures, may be expected to impact the asymmetric volatility of stock market. As transaction costs and margin requirements in the futures market are lower than those in the spot market, new information is transmitted to futures prices more quickly and affects spot prices through arbitrage trading with spots. Also, the merit of the futures market may attract noise traders away from the spot market to the futures market.

This study examines the impact of futures on the asymmetry of stock market volatility. If the asymmetric volatility is significantly lower post-futures and exist in the futures market, it has validity that the asymmetric volatility is caused by information inefficiency in the spot market.

The data examined are daily logarithmic returns on KOSPI 200 stock price index from January 4, 1993 to December 26, 2000. To examine the existence of the asymmetric volatility in the futures market, logarithmic returns on KOSPI 200 futures are used from May 4, 1996 to December 26, 2000. We used a conditional mode of TGARCH(threshold GARCH) of Glosten, Jagannathan and Runkel(1993).

Pre-futures the spot market exhibits significant asymmetric responses of volatility to news and post-futures asymmetries are significantly lower, irrespective of bear market and bull market. The results suggest that the introduction of stock index futures has an effect on the asymmetric volatility of the spot market and are inconsistent with leverage being the sole explanation of asymmetry. However, it is found that the volatility of futures is not so asymmetric as expected.

Keywords : Asymmetric Volatility, Leverage Effect, Information Inefficiency, KOSPI 200 Stock Price Index, T-Garch Model

\* Associate Professor of Finance, Dept. of Business Administration, School of Management and Commerce, Yeungnam University

\*\* Chief Researcher, University Industry Research Institute