

# KOSPI 200 先物의 導入과 株式市場의 安定性 및 效率性

姜泰勳\* · 李鍾範\*\*

## 논문초록

이 논문은 KOSPI 200 주가지수 선물 도입이 국내 주식시장의 안정성과 효율성에 미친 영향을 살펴보고자 한 것이다. 분석기간중에는 외환위기로 인한 주식시장 붕괴기가 포함되어 선물도입 이후 시기를 다시 외환위기 전후로 나누었다. 외환 위기기간 포함 여부와 관계없이 선물거래 도입 이후에 변동성이 증가하였다. 투기성이 강한 개인투자자들의 선물거래 비중이 지극히 높은 것이 변동성을 증가시킨 주된 이유 중 하나가 될 것이다. 한편 과거의 시장충격이 시장에 반영되는 속도에 있어서도 선물시장 도입 이후 더 빨라졌다는 증거는 나타나지 않았다. 다시 말해서 시장에 도래한 정보가 가격에 반영되는 속도가 선물 도입 이전보다 오히려 느려지고 그 충격이 장기간에 걸쳐 시장에 흡수되지 않는다는 것은 선물시장이 시장 정보반영 속도를 향상시켜 시장의 효율성 및 안정성에 기여한다는 종전의 주장과 상반된다. 이러한 결과는 개인투자자들의 투기적 거래가 활발히 이루어지고 있는 한국 증시 특유의 현상일 수도 있다. 선물거래량의 급격한 증가도 주식시장의 변동성이 커지게 한 요인의 하나였으나, 그 기여도는 그리 크지 않다. 본고에서 검토한 데이터에 의하면, 우리나라 주가지수 선물시장은 투기성이 강하여 현물시장의 변동성을 크게 하였을 뿐, 시장효율성 개선에 기여했다는 증거는 없다.

핵심주제어: 주가지수 선물, 변동성, 효율성, GARCH.

경제학문헌목록 주제분류: G1

\* 계명대학교 경제학과 조교수, thk@kmu.ac.kr

\*\* 계명대학교 대학원 경제학과

## I. 서론

금융시장의 불안정성이 그 어느 때보다도 커져 있다. 변동환율제로의 선회, 금리 자유화, 주식시장 개방 등 금융제도의 자유화와 세계화 추세가 금융시장의 변동성을 더욱 커지게 한다. 또한 투기적 거래의 성행으로 금융시장은 기초 경제여건에서 벗어나기 일쑤다. 게다가 이처럼 커지는 금융시장의 위험을 회피하기 위하여 도입된 파생상품시장이 현물시장을 오히려 더 불안하게 할 수도 있다는 주장도 있다. 우리나라도 주가지수 선물이 도입된 지 3~4년 만에 세계적인 주가지수 선물시장으로 발전하였다. 주가지수 선물시장이 금융시장에 가져다주는 많은 순기능도 있지만, 무엇보다도 그것이 현물시장을 종전보다 더 불안하게 하는 것은 아닌가 하는 우려도 적지 않다.

선물시장이 현물시장을 더 불안하게 하는가, 아니면 안정적이게 하는가 하는 문제에 대하여 경제학자들의 결론은 서로 엇갈리고 있다. 이론적으로 경제학자들은 두 가지 대답을 제시한다. Kaldor(1939)는 일정한 조건하에서는 선물시장이 현물시장을 불안하게 할 수 있다고 주장하였다. 선물시장에서 투기거래자를 노련한 투기거래자와 미숙한 투기거래자로 구분할 수 있다면, 노련한 투기거래자는 경제의 기초여건 변화에 주목하여 거래하기보다는 미숙한 투기거래자의 행위를 예측하여 거래를 하게 되는데, 이 과정에서 현물시장의 변동성이 커진다고 Kaldor는 주장한다. 이처럼 선물시장이 현물시장의 변동성을 증폭시킨다는 주장은 투기거래행위와 관련되어 있다. 한편, 선물시장이 현물시장의 변동성을 줄인다는 주장은 주로 선물거래가 시장에 더욱 풍부한 정보를 제공한다는 점에 근거를 둔다(Working, 1961). 이처럼 선물시장이 현물시장에 미치는 영향에 대해서는 이론적으로 그 합일점을 찾기 어렵기 때문에, 실증적인 분석의 도움을 필요로 하게 된다.

본고는 우리나라 주가지수 선물시장의 도입이 현물시장에 미친 영향을 살펴봄으로써 이러한 두 가지 이론적 주장에 대한 가설을 검정해 보고자 하는 것이다. 본고는 크게 두 가지의 가설을 검정하고자 한다. 하나는 선물거래 도입으로 인해 과연 현물시장이 더욱 불안정하게 움직이게 되었는가 하는 것이고, 다른 하나는 선물거래 도입이 시장에 도래한 정보를 더욱 신속하게 반영시킴으로써 오히려 시장을 더욱 효율적이게 하였는가 하는 점이다.

우리나라의 주가지수 선물시장은 1996년 5월 3일에 처음 도입되어 1997년 7월

이후 거래액 기준으로 현물시장을 능가하였고, 1998년 9월에는 선물시장의 거래규모가 현물시장 거래규모의 5배로까지 증가하였다. 일각에서는 이러한 선물시장의 유동성 확대가 오히려 현물시장을 위축시킬 수도 있다는 비판이 제기되기도 한다. 1987년 10월 미국의 주가대폭락사태 이후 주가지수 선물거래가 주식시장뿐만 아니라 경제 전체에 미치는 영향에 대해서도 일련의 논쟁이 있었다. 실제로 미국이나 일본에서 주식시장의 주가변동이 커질 때마다 거래량이 급격히 증가하는 주가지수 선물거래가 중요한 요인의 하나로 거론되고 있으며, 각계에서는 이러한 주식시장의 변동성 증가가 실제로 주가지수 선물거래에 의한 영향으로 나타나는 것인지에 대해 논의가 계속되고 있다. 우리나라보다 앞서 선물시장을 개설한 나라에서는 주가지수 선물의 도입에 따른 주식시장의 변동성 변화에 대한 연구들이 상당히 활발하게 진행되고 있다. 하지만 나라마다 다른 품목으로 구성된 주가지수를 사용하고 있고 주식시장의 특성 또한 다르기 때문에 이러한 연구결과를 우리나라에 그대로 적용하기는 어렵다. 따라서 주가지수 선물의 도입이 주식시장을 더욱 불안하게 하는가 여부는 이론적으로 해명되기보다는 각 시장의 특수성을 반영하는 실증분석에 의해 해명되어야 할 것이다. 비록 동일한 주가지수와 동일한 주식시장을 가지고 분석했다고 할지라도 그 결과가 상반되는 경우가 많아 논란의 여지는 남아 있으므로, 경험적인 분석이 필요하기 때문이다.

데이터는 주가지수 선물거래가 개시된 1996년 5월 3일을 중심으로 이전 2년 7개월과 이후 2년 7개월간(1993년 10월 1일부터 1998년 12월 28일)의 일별 종가를 사용하였다. 그런데 이 기간중에는 주가가 사상 최대로 폭락하는 등 매우 불안한 양상을 보이던 외환위기가 포함되므로 외환위기의 영향을 구분하기 위하여 선물도입 후의 기간을 다시 외환위기 이전과 이후로 구분하여 살펴보았다.

주가에 대한 시계열자료는 시기에 따라 변동성이 다르기 때문에 전통적인 분석방법으로는 정확한 결과를 기대할 수 없다. 그래서 분석모델은 이분산적 특성을 가지는 시계열변수를 분석하는 데 유용한 방법으로서 Bollerslev(1986)의 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모델을 이용하여 주가지수 선물시장의 도입이 주식시장의 변동성 및 효율성에 미친 영향에 대해 실증적으로 분석하고자 한다.

이 글의 구성은 다음과 같다. II절에서는 현물시장의 변동성에 관한 선행연구를 고찰하고, III절은 분석자료와 분석모형설정을 제시한다. 그리고 IV절에서는 실증

적 분석을 통하여 주가지수 선물의 도입이 주식시장의 안정성 및 효율성에 어떠한 영향을 주었는가를 살펴본다. 마지막으로, V절에서는 연구에서 밝혀진 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

## II. 선행 연구

기존의 실증적인 연구결과를 살펴보면, 선물거래의 도입이 현물시장의 변동성을 증대시켰는가에 대해 역시 상반된 결론들을 제시하고 있다. 한편에는 주가지수 선물거래의 도입이 주식시장의 변동성에 아무런 영향을 주지 않으며, 변동성이 증가하였다 해도 일시적인 것에 지나지 않는다는 견해가 있다. 예를 들어, Edwards (1988)는 S&P 500 지수와 Value Line 지수의 주가지수 선물거래의 도입에 따른 주식시장 변동성을 연구했는데, 분석기간을 선물거래의 도입 전과 도입 후로 분류한 다음 두 지수 각각에 대해 현물시장 변동성을 산출하여, 두 기간에 대해 비교하였다. 분석결과에 의하면, 선물이 도입된 이후 변동성이 1986년과 1987년에 상승하였지만 이것은 선물의 영향으로 보기에는 적당하지 않으며, 선물거래가 주식시장의 변동성을 증가시켰다는 근거는 없다고 보았다. Baldauf and Santoni(1991)는 미국의 S&P 500지수를 대상으로 선물도입 전·후 기간을 설명하는 가변수를 포함한 ARCH 모형을 사용하여 변동성의 변화를 분석하였는데, 주가지수 선물시장의 도입이 주식시장의 변동성에 아무런 영향을 주지 않는다고 주장하였다. 또한, Simpson and Ireland(1982)는 GNMA 선물거래 도입이 GNMA 증권의 가격변동성에 미치는 효과를 검토한 결과 선물도입을 전후해서 별로 유의한 변화가 없어 파생상품의 도입이 현물시장의 변동성을 증가시켰다고 보기 어렵다는 결론을 제시했다. Antoniou and Foster(1992)도 선물거래의 도입에 따른 현물의 가격변동성에서의 효과를 실증 분석하기 위해 영국의 원유시장을 선물도입 전과 후 두 개의 구간으로 나누어 분석하였다. GARCH-M 모델을 이용한 추정에서는 원유현물가격에 대한 주별 수익률을 종속변수로 사용하여 분석한 결과에서 선물거래의 도입이 현물시장의 변동성을 증가시켰다는 것을 제시할 만한 근거를 찾을 수 없었다.

김인준 외(1997)는 KOSPI 지수와 KOSPI 200지수, OTHERS 지수<sup>1)</sup>에 관한 일별 종가자료로 실증분석을 하였다. 이 연구에서는 KOSPI 200지수의 경우보다

OTHERS 지수 수익률의 분산 증가율이 더 크게 나타났으며, 이것은 주가지수 선물 거래 도입에 영향을 받는 KOSPI 200지수가 주가지수 선물거래 도입에 영향을 받지 않는 OTHERS 지수보다 선물거래 도입 후에 더 안정적이라는 것을 나타낸다. 따라서, 주가지수 선물의 도입이 주식시장 수익률의 변동성에 아무런 영향도 주지 못한다는 결론을 내렸다. 김배용(1996)도 선물거래의 도입이 주식시장의 변동성 증가에 별다른 영향을 주지 못한다는 주장을 지지하고 있다.

다른 한편, 주가지수 선물거래의 도입이 주식시장의 변동성을 증가시켰다고 주장하는 연구들이 있는데, Figlewski(1984)는 GNMA 선물거래가 현물시장의 가격변동성을 증가시켰다고 주장하고 있다. Tosini(1988)는 폭포이론을 통해 주식시장의 변동성 증가를 설명하였는데, 변동성을 증가시키는 대표적인 원인으로 주가지수 선물시장의 도입에 따른 현·선물시장의 차익거래 및 프로그램 트레이딩과 같은 거래 기법을 들었으며, 주가가 하락하게 되면 주가지수 선물 매도로 인해 현물가격은 더욱 하락하게 된다고 주장하였다. Harris(1989)는 주식수익률의 변동성에 영향을 주는 기업속성을 통제한 뒤 1975년부터 1987년 10월 19일까지의 분석기간을 선물거래 도입 전과 도입 후의 기간으로 분류하여 회귀분석을 통해 비교한 결과 S&P 500 선물과 옵션의 도입 이후로 주식시장의 변동성이 단기뿐만 아니라 장기에도 증가하였다고 주장하고 있다.

국내 연구로서 신창섭(1997)은 KOSPI 200에 관한 분석기간을 3단계(-30 +30, -60 +60, -98 +195)로 나누어 분산분석을 통해 현물시장의 변동성을 측정하였는데 1단계에서는 유의적인 변동을 발견할 수 없었지만 2, 3단계에서 유의적인 차이를 나타내었으며, 시간이 지날수록 변동폭이 증가했다는 근거로 한국의 주식시장에서 선물시장 도입 이후 변동성이 증가했다는 견해를 내놓았다. 이상빈·옥기울(1992)은 선물시장의 도입에 따른 효과만을 평가하기 위해 미국, 호주, 캐나다, 홍콩, 일본, 스웨덴, 영국 7개국의 선물도입 시기를 기준으로 한 국제포트폴리오를 구성하여 분석을 실시했으며, 각국의 주가지수를 3가지 표본구간<sup>2)</sup>으로 구분하여 각각에 S-GARCH 모델로 분석한 결과 주가지수 선물의 도입이 중장기적인 기간에

1) KOSPI 200지수에 대한 비교지수로 새로 만든 지수로서 전체의 개별종목 중에서 KOSPI 200에 속하는 종목을 제외하고 분석기간중 거래가 지속된 678개의 개별종목을 선택해 구성된 것이다.

2) 선물도입시기를 기준으로 각각 100일, 250일, 500일로 분류하여 분석하였다.

서 주식시장의 변동성을 증가시키고, 주식시장의 효율성을 제고시키는 데 기여한다고 주장하였다. 도명국(1997)은 주가지수 선물거래가 개시된 이후 주식현물시장의 변동성에 영향을 주었는지 여부를 살펴보기 위해 KOSPI 200과 수정주가평균지수<sup>3)</sup>의 일별 증가와 5분 단위의 일중 데이터를 가지고 선물도입 전과 도입 후로 나누어 선물도입 후의 구간은 5개의 사건을 기준으로 하여 총 6개의 기간으로 세분화한 뒤 GARCH(1, 1) 모델을 이용하여 분석하였는데, 분석한 결과 주가지수 선물시장 개설 후에 현물시장의 변동성이 증가했지만 시장은 더욱 효율적으로 되었다고 하였다.

선행연구에서 살펴본 바와 같이 선물시장이 현물시장의 변동성에 미치는 영향에 관한 많은 이론적 연구와 다양한 기법을 이용한 실증적인 분석들이 선행되었음에도 불구하고, 상반된 연구결과를 제시하고 있어 주가지수 선물거래가 주식시장에 어떠한 영향을 주는가에 대한 명확한 결론을 내리기 어렵다.

본 연구는 기존의 연구에 비해 몇 가지 점에서 다르다. 첫째, 기존의 국내 연구들은 선물거래 도입 직후에 이루어져 일별 데이터를 충분히 이용하지 못한 한계가 있으나,<sup>4)</sup> 본 연구는 좀더 충분한 기간 동안(도입 후 2년 7개월여)의 일별(daily) 데이터를 사용하였다. 둘째, 기존 연구들의 거의 대부분이 분석모델에 있어서 정규분포를 전제로 하여 분석하고 있으나 본 연구에는 정규분포보다는 데이터의 中高後尾(leptokurtic)한 t-분포를 전제로 한 분석모델을 설정함으로써 분석을 좀더 정교화하였다. 셋째, 주식시장의 변동성에 영향을 미칠 수 있는 선물거래량 변화율을 조건부분산식의 독립변수로 포함시켜 분석하였다. 이것은 선물거래량이 변화함에 따라 주식시장의 변동성은 어떤 영향을 받는지를 살펴보기 위한 것이며 변동성의 요인을 세부적으로 평가하고자 하는 것이다. 넷째, 본 연구에서는 기존 연구에서 개별적으로 적용되었던 몇 가지 대표적인 분석방법을 종합적으로 고려하였다. 즉, 선물거래 도입이 주식시장의 변동성과 효율성에 미친 효과를 보기 위하여 더미변수분석과 기간별 추정계수의 비교 및 선물거래량이 변동성에 미친 효과 등을 같이 고려하였다.

3) 수정주가평균지수는 한국증권거래소에 상장된 모든 주식의 단순평균에 의해 산출된 지수이다.

4) 그러나 일부 연구에서는 이러한 한계를 극복하고 시장 미시구조를 파악하기 위하여 일중 데이터를 사용하기도 하였다.

### Ⅲ. 분석모형과 자료

#### 1. 분석모형의 설정

전통적인 선형회귀모형에서는 오차항의 분산이 동일하다고 가정하지만, 주가수익률 시계열이 이분산적인 특징을 가진다는 것은 이미 많은 연구에 의해 밝혀져 있다. Bollerslev (1986)는 ARCH 모델을 일반화하여 과거 오차항의 제곱뿐만 아니라 시차를 지니는 조건부 분산에 의하여 오차항의 분산을 설명하는 GARCH 모델을 제시하였다. GARCH( $p, q$ ) 모델은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 R_t &= x\beta + \varepsilon_t, \\
 \varepsilon_t | \Psi_{t-1} &\sim t(0, h_t, \nu), \\
 h_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i h_{t-i} \quad (1)
 \end{aligned}$$

단,  $\beta_i > 0, \gamma_i > 0, \sum_{i=1}^p \beta_i + \sum_{i=1}^q \gamma_i < 1$

$R_t$ 는  $t$ 기의 KOSPI 200 주가지수에 대한 일별 수익률이며,  $x$ 와  $\beta$ 는 각기 평균식에서의 설명변수와 파라미터 벡터이다. 조건부 분산  $h_t$ 는 시간에 따라 변화한다는 것을 전제로 하고 있으며,  $\Psi_{t-1}$ 은  $t-1$ 기까지의 정보집합이다. 그리고 오차항은 자유도가  $\nu$ 인 student- $t$  분포를 따르는 것으로 하였다. GARCH( $p, q$ ) 모델에서  $p$ 와  $q$ 는 과거의 조건부 분산과 비조건부 오차제곱에 관한 차수이며, 차수가 높아질수록 분석에 도입되는 과거의 조건부 분산과 비조건부 오차제곱의 범위도 점점 확대된다. 그러나 차수를 높인다고 해서 모델의 적합도가 유의적으로 증진되는 것은 아니며, 이 점은 여러 실증적 연구에서도 확인된 바 있다. 본 연구에서는 주가수익률에 관한 분석에 GARCH(1, 1)을 적용하고자 한다.

일반적으로 GARCH 모델은 정규분포를 가정하고 있으나 현실적으로는 주가수익률의 분포가 정규분포보다 두꺼운 꼬리를 갖는 中高厚尾(leptokurtic)한 분포를 가진다. Bollerslev (1987)는 금융시계열자료에 관한 분석에 있어서 조건부 정규분포를 가정한 GARCH 모델은 초과첨도(excessive kurtosis)를 설명하기 어려우므로 조

전부  $t$ -분포를 사용한 GARCH(1, 1)- $t$ 를 사용할 것을 제안하였다. 본 연구에서도 GARCH 모델을 정규분포가 아닌  $t$ -분포를 전제로 하는 GARCH(1, 1)- $t$  모델을 이용하여 선물거래의 도입이 주식시장의 변동성에 미친 영향을 분석하고자 한다.<sup>5)</sup> 평균식은 AR(1) 과정을 따르는 것으로 가정하였으며, 적정 차수는 Schwarz criterion에 의해 찾았다.

선물거래의 도입이 현물 주식시장의 변동성 및 효율성에 어떠한 영향을 주었는가를 알아보기 위하여 크게 세 가지 방식을 사용한다. 첫번째 방식은 가변수를 이용하여 선물도입이 현물시장의 변동성에 유의적인 영향을 미쳤는지를 살펴보는 것이다. 분석기간중에는 외환위기로 인한 주식시장 붕괴가 있었기 때문에 선물시장 도입 이후를 다시 외환위기 이전과 이후로 구분하였다. 그리하여 선물시장 도입 이후 기간의 변동성 변화에서 외환위기에 따른 변동성 증가 여부를 구분시킴으로써 선물도입에 따른 변동성효과를 좀더 정확히 살펴볼 수 있다.

$$h_t = \alpha_1 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1} + \eta_1 D_1 + \eta_2 D_2 \quad (2)$$

식(2)에서  $D_1$ 은 주가지수 선물이 도입된 이후부터 외환위기 이전까지의 구간은 1로 설정하고, 이 구간을 제외한 나머지 구간 즉, 선물도입 전에 포함되는 구간과 외환위기 이후 구간은 0으로 설정한 가변수이다.  $D_2$ 는 외환위기 전·후의 변동성 차이를 평가하기 위해 외환위기 이전 기간을 0으로 설정하고, 이후 기간을 1로 설정하였다.

두번째 방식은 분석기간을 몇 개로 시기구분하고 각 기간별로 GARCH 모델을 추정해서 각 조건부 분산식 추정계수를 비교하여 선물거래의 도입이 시장의 효율성에 어떠한 영향을 미쳤는가를 추측하는 것이다. 기간별 선물도입 효과를 살펴보기 위해 선물도입 및 외환위기라는 사건에 따라 시기를 나누어 분석하였다.

5) 오차항의 동학적 특성을 잘 파악할 수 있는 ARCH 모형에는 GARCH 외에 오차항의 비대칭성까지도 파악할 수 있는 EGARCH, Quadratic ARCH, Threshold GARCH 등 많은 대안적 모형들이 널리 사용되고 있다. 그러나 본고의 목적은 과거의 충격이 현재의 오차항에 어떠한 영향을 주는가를 파악함으로써 시장에 새로이 도래한 정보가 가격에 얼마나 신속히 반영되는가를 보고자 하는 것이기 때문에 단순한 형태의 GARCH 모형으로도 충분히 그 목적을 달성할 수 있으리라고 본다. 주가의 비선형동학적 특성을 알아보기 위해 여러 형태의 ARCH류 모형을 비교한 강태훈(2000)은 우리나라 주가지수에 시변변동성과 leptokurtosis 외에도 점프 및 레버리지 효과 등이 관찰됨을 보고하였다.



세번째 방식은 선물거래 도입 이후 선물거래량이 폭증하면서 주식시장의 변동성에 영향을 주었으리라는 가정에서 출발한 것이다. 현물시장의 변동성이 선물의 거래량과 밀접한 상관이 있다는 것이 선행 연구<sup>6)</sup>에서도 제시된 바 있다. 우리나라도 선물의 도입 이후 급격하게 증가한 선물거래량이 주식시장에 어떤 영향을 주었는가를 추정해 볼 필요가 있다. 특히 선진국의 주식시장 폭락시기에 선물거래량이 폭증하여 시장의 붕괴를 더욱 심화시켰다는 주장과 관련하여 과연 우리의 경우 외환위기 직후 더욱 증가한 선물거래량이 주식시장의 변동성에 어떠한 영향을 주었는가를 살펴보는 것도 흥미있어 보인다. 따라서 KOSPI 200 주가지수 선물거래량과 우리나라 주식시장의 변동성 간의 관계를 살펴보기 위해 다음과 같은 조건부분산식을 적용하였다.

$$h_t = \alpha_1 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1} + \delta_1 FVR_t \quad (3)$$

단,  $FVR_t$ 는 선물거래량의 전일 거래량 대비 백분변화율이다. 식(3)은 선물거래량 변화율을 고려한 조건부분산식이며,  $t$ 시점의 선물거래량 변화율을 조건부분산식의 독립변수로 포함시켰다. 식(3)은 주가지수의 선물거래량 변화율이 주식시장의 변동성에 어떤 영향을 주는지를 살펴보기 위한 것이다. 선물거래량은 동시에 상장된 4가지 종목(3, 6, 9, 12월물)의 거래량을 모두 합한 것으로 하였다.

## 2. 분석 자료

KOSPI 200 주가지수의 주별 자료나 월별 자료를 사용할 경우 분석에 필요한 자료를 충분히 확보할 수 없다는 문제가 있어 일별 자료를 사용하였으며, 분석에 필요한 일별 자료로서 현재 한국증권거래소에서 거래되고 있는 KOSPI 200 선물거래와 현물거래에 대한 일별 종가자료 및 거래량을 사용하였다. KOSPI 200지수의 수익률은 일별 종가를 기초로 산출하였으며, 당일 종가를 전일 종가로 나누어 자연로그를 취한 1차 차분에 100을 곱하여 백분율을 구했다.

6) 대표적으로 Figlewski(1984)의 연구가 있음.

$$R_t = \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \times 100$$

단,  $R_t$ :  $t$ 시점의 주가지수 수익률

$P_t$ :  $t$ 시점의 주가지수 현물의 종가

$P_{t-1}$ :  $t-1$ 시점의 주가지수 현물의 종가

분석대상기간은 KOSPI 200지수가 도입된 1996년 5월 3일을 중심으로 전후 각기 2년 7개월여의 기간인 1993년 10월 1일부터 1998년 12월 28일까지이다. 주가지수 선물거래량은 도입된 지 얼마 안되어 현물시장에 비해 상대적으로 급속하게 증가하는 양상을 보이고 있다. 선물시장 개설 초기에는 현물시장에 비해 상대적으로 거래 규모가 작았지만 1997년 7월 이후 선물시장이 현물시장의 거래규모를 능가하였고, 지속적으로 증가세를 보였다.<sup>7)</sup>

#### IV. 주식시장의 변동성에 대한 실증분석

##### 1. 자료의 통계적 특성

<표 1>은 분석 데이터의 통계적 특성을 보여준다. 주가수익률의 평균은 대체로 0에 가깝다. 표준편차는 선물거래 도입 전에 1.0388이었으나 선물거래 도입 후에 크게 증가하였다. 구간별로 보면 표준편차가 선물거래 도입 전 구간에서 가장 낮고, 외환위기 이후 구간에서 가장 크게 나타났다. 그러나 선물도입 이후부터 외환위기 이전까지의 기간 동안만 보면 표준편차가 1.6039로 선물거래 도입 이전과 큰 차이를 보이지는 않는다. 외환위기 이후 기간에 표준편차가 3.2638로 매우 커진 것으로 보아 주가지수 수익률의 변동성이 커진 이유를 선물거래의 도입 때문이라 단정하기는 어렵다.

왜도는 분포의 비대칭성 정도를 나타내는 통계량이며, 자료의 분포가 정규분포를

7) 참고로 일 평균 거래량을 보면 1996년에 3,670계약, 1997년에 11,137계약, 1998년에 61,279계약, 1999년에 69,789계약으로 매우 빠른 속도로 증가하고 있다.

〈표 1〉 KOSPI 200 주가지수 수익률의 통계적 특성

구 분	기간별 통계량				
	전체구간 (93/10/2~ 98/12/28)	선물도입전 구간 (90/1/3~ 96/5/3)	선물도입후 구간(96/5/3~98/12/28)		
				외환위기 이전 (96/5/3~ 97/11/21)	외환위기 이후 (97/11/22~ 98/12/28)
표 본 수	1,540	761	779	457	322
평 균	-0.0124	0.0411	-0.0647	-0.1637	0.0758
표준편차	1.8780	1.0388	2.4324	1.6039	3.2638
최 대 값	8.2760	4.8540	8.2760	6.5130	8.2760
최 소 값	-9.0380	-3.5490	-9.0380	-7.6790	-9.0380
왜 도	0.1659	0.1307	0.1939	0.0880	0.0818
첨 도	7.1236	3.4961	4.9067	6.4910	3.1136
Jarque-Bera	1098.159	9.9704	123.13	232.65	0.5319
p-value	0.0000	0.0068	0.0000	0.0000	0.7665

주: 선물도입 이후의 구간은 IMF 구제금융이 신청된 1997년 11월 21일을 전후로 다시 구분.

따를 경우 왜도의 수치는 0이 된다. 왜도가 전체적으로는 양(+)의 값을 보이는데, 이는 주가지수 수익률 분포가 정규분포에 비해 우측에 더 많은 관측치가 발견되는 비대칭형임을 의미한다. 첨도는 각 개별구간에서 모두 3보다 크기 때문에 주가지수 수익률이 정규분포에 비해 가운데가 더 뽕족하다. 그러므로 데이터는 전체적으로 정규분포에 비해 중심부분이 더 뽕족하고 양측 꼬리가 더 두터운 leptokurtic한 형태를 가지고 있다. 데이터 분포의 정규성을 검증하는 데 Jarque-Bera 통계량을 사용하였으며 외환위기 이후 구간을 제외한 모든 구간에서 정규분포에 관한 귀무가설이 기각되었다.

## 2. 모델추정의 결과

### (1) 주가지수 선물의 도입과 주식시장의 안정성

변동성의 원인과 추이를 평가하고, 시장상황의 변화를 설명하기 위하여 분석기간을 몇 단계로 분할하였다. 〈표 2〉는 주가지수 선물도입 전·후와 외환위기 전·후에 관한 가변수들을 GARCH(1, 1)- $t$  모델에 사용한 추정 결과이다.

〈표 2〉 선물거래의 도입이 변동성에 미친 영향

모 델	$R_t = \alpha_0 + \beta_0 R_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_t   \Psi_{t-1} \sim t(0, h_t, \nu)$ $h_t = \alpha_1 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1} + \eta_1 D_1 + \eta_2 D_2$							
	$\alpha_0$	$\beta_0$	$\alpha_1$	$\beta_1$	$\gamma_1$	$\eta_1$	$\eta_2$	$\nu$
추정치	-0.0309 (0.3518)	0.1664 (0.0000)	-2.4996 (0.0000)	0.1150 (0.0000)	0.8172 (0.0000)	0.1834 (0.0174)	2.3312 (0.0000)	15.89 (0.0000)

주: 괄호 안의 수치는 p-value를 나타냄.

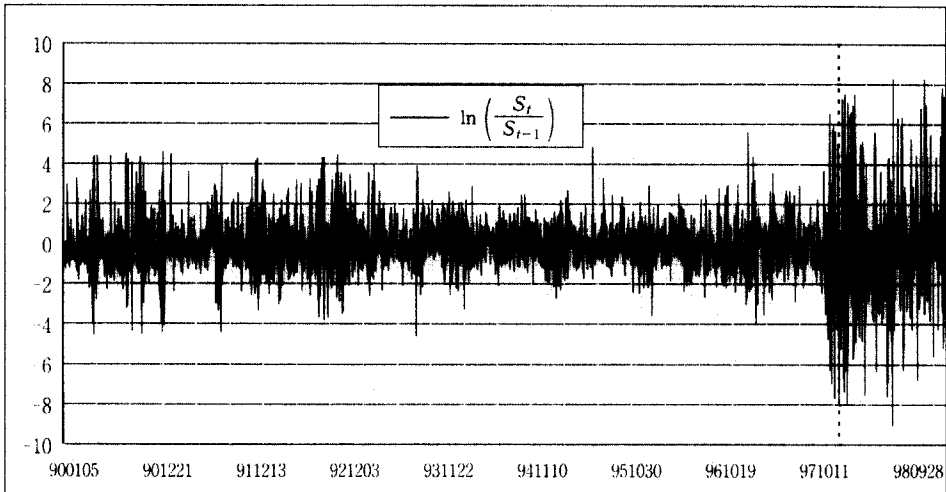
$\alpha_0$ 를 제외하고는 모든 추정계수들이 통계적으로 유의적이다. GARCH 추정계수인  $\beta_1$ 과  $\gamma_1$ 의 합이 0.9322로 1에 근접해 있으므로 변동성에 대한 충격이 지속적임을 알 수 있다. 분석기간에는 주식시장이 사상 최대의 폭으로 붕괴한 외환위기 기간이 포함되어 있으므로, 선물도입 후 기간의 변동성의 증가가 순수하게 선물도입에 의한 것인지 아니면 외환위기에 의한 것인지를 구별할 필요가 있어, 두 개의 더미변수를 적용한 결과가 제시되어 있다.

$D_1$ 과  $D_2$ 의 추정계수  $\eta_1$  및  $\eta_2$ 가 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 알 수 있다. 외환위기 발생 이전 기간만을 보아도 변동성에 영향을 미치지 못했다는 귀무가설이 1.74%의 유의수준에서 기각되었고, 외환위기 발생 이후의 기간에 대한 계수의 값도 유의적이므로, 외환위기로 인한 주식시장 붕괴기간을 포함하든 하지 않든 선물시장이 도입된 이후 변동성이 커졌다고 할 수 있다.<sup>8)</sup>

이러한 결과는 Figlewski(1984)와 Harris(1989), Tosini(1988), 이상빈·옥기울(1992) 등에서 선물거래 도입이 변동성을 증가시켰다는 다른 나라 자료에 기초한 연구결과와도 일치하는 것이며, 우리나라 상황에 대한 도명국(1997), 신창섭(1997)

8) 추정결과가 데이터 상태에 따라서 달라질 수도 있으므로, 모형의 안정성을 검토하기 위하여 선물시장 도입 이전의 데이터를 1990년 1월 3일까지 소급하여 추정한 결과에서도 더미변수의 값은 각기  $\eta_1$ 이 0.0574,  $\eta_2$ 가 0.9165이고 p-value가 각기 0.0465 및 0.0002인 것으로 나타났다. 따라서 데이터 구간에 관계없이 선물시장 도입이 변동성을 증가시켰다고 할 수 있다. 이 외에도 분석기간중에 환율변동폭 확대 및 변동환율제 도입과 금리자유화 조치가 취해져 주식시장에 지대한 영향을 미쳤기 때문에 이 변수들을 모형에 추가하였다. 동 기간의 환율의 자연대수차분과 91일물 CD금리의 일차차분을 평균식 및 분산식에 설명변수로 추가하여 추정한 결과도 위의 결과와 크게 다르지 않았다. 따라서 위의 결과는 데이터의 구간 및 모형의 형태에 따라 크게 영향을 받지 않는 안정적인 모형이라 말할 수 있다.

〈그림 1〉 KOSPI 200지수의 수익률 변화



등의 연구결과에서 주식시장의 변동성이 증가했다는 주장과도 일치한다.

외환위기의 영향을 간접적으로나마 측정하는 추정계수  $\eta_2$ 는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 나타내고 있다.  $\eta_1$ 의 수치보다  $\eta_2$ 의 수치가 훨씬 크고 p-value도 제로에 가까우므로 선물시장 도입 이후 커진 변동성은 외환위기로 인해 더욱 증폭된 점이 있다는 것을 고려해야 할 것이다.

이러한 결과는 〈그림 1〉에 잘 나타나 있다. 〈그림 1〉은 분석기간 동안의 KOSPI 200에 관한 주가수익률 변화를 나타낸 것이다. KOSPI 200지수를 산출한 시점 이후부터 외환위기 직전까지는 변동성에 별 차이가 없다가 외환위기 이후 변동성이 급격히 커졌다.

따라서 우리나라 주가지수 선물의 경우 도입 전후 각기 2년 7개월간의 데이터를 기초로 분석한 결과 선물거래의 도입 이후 현물시장의 변동성이 더욱 커졌다고 볼 수 있다. Kaldor (1939)는 노련한 투기거래자가 경제의 기초여건에 기초하여 거래하기보다는 미숙한 거래자의 행위를 예측하여 거래하기 때문에 선물거래가 현물시장을 더욱 불안하게 한다고 주장한 바 있다. 우리나라 주가지수 선물의 경우 세계에서 유례를 찾아보기 어려울 정도로 개인투자자의 거래비중이 높다. 주식시장에서도 개인투자자들은 세계에서 가장 투기적으로 거래하고 있으므로, 하물며 레버리지

효과(적은 원금으로 큰 규모의 거래를 함)가 높은 선물시장에서 이러한 개인투자자들의 거래비중이 절반 이상을 차지하는 만큼 우리나라 주가지수 선물시장은 비정상적으로 투기성이 강하다고 할 수 있다. 투기성향이 강한 선물시장에서는 선물거래가 현물시장의 변동성을 더욱 크게 한다는 주장이 적어도 우리나라 주가지수 선물시장에 대해서는 타당한 것으로 사료된다.

## (2) 주가지수 선물의 도입과 주식시장의 효율성

주가지수 선물의 도입이 주식시장의 효율성에 어떠한 영향을 주었는가를 보기 위하여 기간별로 모델을 따로 추정하였다. 분석기간을 선물도입 여부에 따라 크게 2구간으로 분류한 후, 선물거래 도입 후 기간을 다시 외환위기 이전 구간과 외환위기 이후 구간으로 나누었다. 이렇게 함으로써 선물도입 이후 구간에서 외환위기로 인한 시장착란 현상을 구별시킬 수 있다. 각각의 추정계수를 비교하면 시기별로 시장충격이 변동성에 미치는 영향의 차이를 비교할 수 있다.

〈표 3〉은 선물도입 이전과 도입 이후에 관한 GARCH(1, 1)- $t$  모형 추정결과를 정리한 것이다.  $\beta_1$ 의 계수값은 직전일의 시장충격이 금일의 가격변동에 미치는 영향을 측정하는 것으로 이 계수의 값이 커질수록 충격이 시장에 반영되는 속도가 빨라짐을 의미한다. 그런데 선물도입 이전에는 그 추정치가 0.1348이었는데 도입 이후에는 0.0875로  $\beta_1$  값이 작아졌다. 이는 선물시장이 도입된 이후 새로운 정보가 시장에 반영되는 속도가 더욱 느려졌음을 의미한다. 그러나 이것 역시 외환위기에 의한 영향이 있을 것으로 사료되어 선물도입 이후의 기간을 다시 외환위기 이전과 이후로 나누어 추정하여 보았다. 외환위기 이전에는 그 값이 0.1112로 선물도입 이전보다 약간 작아졌으나, 외환위기 이후에는 거의 제로와 같아졌고 통계적으로 유의적이지도 못하였다. 이러한 점으로 미루어보아 우리나라 주가지수 선물의 도입은 기존의 이론에서 주장하는 바와 같이 시장의 효율성을 증가시켰다는 증거가 없다. 외환위기 기간을 고려하지 않은 선물도입 이후 기간과 도입 이전 기간을 비교하면 도입 이후에 시장충격 반영속도가 다소 줄어들지만 이전에 비해 큰 차이를 보이지는 않았다. 그러므로 선물시장 도입이 시장효율성을 떨어뜨렸다고 단정하기도 어렵다. 한편 외환위기 이후의 경우 그 값이 제로에 가깝게 떨어진 것이 선물도입 이후 전체시기에 있어서의  $\beta_1$  값이 이전보다 훨씬 작아지게 한 요인이다. 결국 외환위기는 국내 주식시장의 효율성을 크게 떨어뜨렸다고 생각할 수 있다.

〈표 3〉 기간별 추정계수

모 델	$R_t = \alpha_0 + \beta_0 R_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_t   \Psi_{t-1} \sim t(0, h_t, \nu)$ $h_t = \alpha_1 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1}$			
	추정모수	선물시장 도입 이전	선물시장 도입 이후	
			전 체	IMF 이전      IMF 이후
$\alpha_0$	0.0335 (0.1748)	-0.1142 (0.0254)	-0.1279 (0.0207)	0.0782 (0.3236)
$\beta_0$	0.1502 (0.0000)	0.1726 (0.0000)	0.2015 (0.0000)	0.1223 (0.0154)
$\alpha_1$	-1.9211 (0.0000)	-3.6587 (0.0000)	-2.4607 (0.0000)	-1.1106 (0.0341)
$\beta_1$	0.1348 (0.0000)	0.0875 (0.0000)	0.1112 (0.0000)	$3.84 \times 10^{-3}$ (0.4267)
$\gamma_1$	0.7329 (0.0000)	0.9142 (0.0000)	0.8552 (0.0000)	0.9613 (0.0000)
$\nu$	28.82 (0.0000)	10.86 (0.0001)	10.91 (0.0024)	13.82 (0.0105)

주: 괄호 안의 수치는 p-value를 나타냄.

한편,  $\gamma_1$ 은 과거의 충격이 장기적으로 기억되는 정도를 측정하는 것인데, 선물 도입 이전에 비해 선물도입 이후에  $\gamma_1$  값이 더 커진 것은 시장의 충격이 시장에 곧바로 흡수되지 않고 장기적으로 시장에 영향을 미친다는 것을 의미한다. 이 역시 선물도입 이후 외환위기 이전까지의 기간에조차 선물도입 이전에 비해 더 커졌다.

이처럼  $\beta_1$ 은 감소하고  $\gamma_1$ 이 증가한 것은 선물거래의 도입 이후 과거의 충격이 시장에 반영되는 속도가 느려지고 그 충격이 오랫동안 시장에 영향을 미치게 되었다는 것이므로 시장의 효율성이 더 나빠진 것으로 볼 수 있다. 그러므로 우리나라 주가지수 선물시장의 경험에서는 선물시장의 도입이 시장의 효율성을 증대시킨다는 이론은 지지받지 못한다.

이 점은 앞에서 살펴본바, 선물거래의 도입 이후 주식시장의 변동성이 더 커졌다는 현상과는 동전의 양면과 같은 것이다. 우리나라 주식시장은 투기성이 세계에서 가장 강한데다가<sup>9)</sup> 주가지수 선물시장도 세계에서 유례를 볼 수 없을 정도

9) 2000년 2월 21일 국제증권거래소기구(FIDV)에 가입한 50개 세계 주요 증권거래소를 대상으로 연간 시가총액 회전율(〔거래대금/시가총액〕×100)을 산출한 결과, 코스닥 증권시장이

로 개인의 비중이 높다.<sup>10)</sup> 투기성향이 강한 개인투자자들의 거래가 차지하는 비중이 크기 때문에 선물시장의 활성화가 곧 주식시장 효율성으로 연결되지는 못한 것으로 사료된다.

### (3) 주가지수 선물거래량과 시장의 안정성

외환위기 이후 주가를 비롯한 경제변수들의 위험성이 높아져 위험관리 목적으로 주가지수 선물의 이용률이 높아진 만큼 주가지수 선물거래량의 증가가 현물시장에 어떠한 형태로든 영향을 미칠 수 있는 것이므로, 외환위기 이후의 변동성 증가가 선물거래와 전혀 무관하다고 하기는 어려울 것이다. 실제로 미국의 경험에 의하면 1987년 주가 대폭락 때에 선물가격의 하락이 현물시장의 하락보다 훨씬 빠른 속도로 진행되어 저평가된 선물을 사고 현물을 파는 차익거래 등의 프로그램 매매로 주식시장 붕괴가 훨씬 심화되었다는 비판도 있다. 여기에서는 선물거래량의 증가가 현물시장의 변동성에 어떠한 영향을 미쳤는가를 간단히 고찰해 본다.

〈표 4〉는 선물도입 이후 기간에 대해 주가지수 선물거래량이 주가의 변동성에 미치는 영향을 보여준다. 선물거래량을 분석모델의 변수로 도입하여 분석한 Figlewski

〈표 4〉 선물거래량 변화가 주식시장 변동성에 미친 효과

모 델	$R_t = \alpha_0 + \beta_0 R_{t-1} + \varepsilon_t$ $h_t = \alpha_1 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1} + \delta_1 FV_t$					
	$\alpha_0$	$\beta_0$	$\alpha_1$	$\beta_1$	$\gamma_1$	$\delta_1$
추정치	-0.12687 (-2.262)**	0.17442 (4.563)*	0.02321 (1.166)	0.09521 (4.589)*	0.90459 (45.799)*	0.00798 (4.378)*

주: 1) 괄호 안의 수치는  $t$ 값을 나타냄.

2) \*는 1% 수준에서 유의함. \*\*는 5% 수준에서 유의함.

1,108.1%로 세계 1위이고 미국의 나스닥시장이 352.2%로 2위, 한국 증권거래소가 315.9%로 3위를 기록하여 한국의 증시 두 곳 모두 단타매매가 극심한 것으로 나타났다. 참고로 미국의 뉴욕증권거래소는 83.8%였다.

- 10) 1999년 4월 기준으로 주가지수 선물거래에서 차지하는 개인의 비중이 52.3%, 증권회사가 40.2%, 투신사가 2.3%, 기타 기관이 3.3%, 외국인이 2.3% 순이다. 외국의 주요 주가지수 선물시장에서 개인의 비중은 보통 4~5%이며, 많아도 10%를 넘지 않는다.



(1984)의 연구에서는 선물거래량이 현물시장의 변동성에 유의적인 영향을 주었다는 결과를 제시했다. 본 연구에서도 선물거래량에 대한 추정계수  $\delta_1$ 이 유의적인 양의 값을 가지고 있으며 그 크기는 작지만(0.008) 선물거래량의 증가가 주식시장의 변동성 확대에 영향을 주고 있어 Figlewski(1984)의 연구와 같은 결과를 보여준다.

## V. 요약 및 결론

선물거래의 도입이 현물시장에 어떠한 영향을 미치는가에 대해서는 이론적으로 뿐 아니라 실증적인 연구에서도 주장이 엇갈리고 있다. 본 연구는 KOSPI 200지수를 대상으로 하는 우리나라 주가지수 선물시장이 주식시장의 변동성이나 효율성에 어떻게 영향을 미쳤는지에 대하여 실증적인 검정을 하고자 하는 것이다. 선물시장에서의 투기적 거래의 성행으로 현물시장이 불안정해진다는 이론(Kaldor, 1939)과 풍부한 정보의 제공으로 현물시장의 효율성 및 안정성 제고에 기여한다는 이론(Working, 1961)을, KOSPI 200 주가지수 선물 도입이 국내 주식시장에 미친 영향을 살펴봄으로써 검정하고자 하는 것이다. 데이터는 주가지수 선물거래 대상인 KOSPI 200지수의 일별 종가를 분석대상으로 하였으며, 이 KOSPI 200지수의 변동성을 설명하기 위한 독립변수로서 선물시장 도입을 전후로 구분하는 더미변수 및 선물거래량을 포함시키기도 하였다. 그리고 선물도입 후 구간은 외환위기로 인한 영향을 구분하기 위해 다시 외환위기 이전과 이후로 나누었다. 조건부 이분산성을 측정하는 데 탁월한 GARCH 모델에 의해 선물거래의 도입과 주식시장의 변동성 간의 관계를 분석하였다.

선물도입 전·후를 구분하는 가변수 및 외환위기 전·후를 구분하는 가변수를 함께 사용한 분석을 통해 선물도입에 따른 변동성의 영향을 평가한 결과, 선물거래 도입 이후 변동성이 증가하였다. 따라서 선물거래의 도입이 우리나라 주식시장의 변동성을 증가시켰다는 증거가 된다. 투기성이 강한 개인투자자들의 선물거래 비중이 지극히 높은 것이 변동성을 증가시킨 중요한 이유가 될 것이다.

한편, 과거의 시장충격이 시장에 반영되는 속도가 선물시장 도입 이후 더 빨라졌다는 근거가 없다. 다시 말해서 시장에 도래한 정보가 가격에 반영되는 속도가 느려지고 장기간에 걸쳐 시장에 영향을 주고 있다는 결과는 선물시장이 시장 정보반

영속도를 향상시켜 시장의 효율성 및 안정성에 기여한다는 종전의 주장과 상반된다. 이러한 결과는 개인투자자들의 투기적 거래가 활발히 이루어지고 있는 한국 증시 특유의 현상일 수도 있다. 선물거래량의 급격한 증가도 주식시장의 변동성이 커지게 한 요인의 하나였으나, 그 기여도는 그리 크지 않다.

한 마디로 말해서, 본고에서 검토한 데이터에 의하면, 우리나라에서는 주가지수 선물시장이 강한 투기성으로 인해 현물시장의 변동성을 증가시켰을 뿐, 시장효율성 개선에는 별반 기여하지 못하였다. 그러나 선물시장 도입 이후 효율성이 다소 낮아졌다고 하여 선물시장의 존재가 현물시장에 부정적인 영향만 주었다는 의미는 아니다. 선물시장이 제공하는 미래가격 발견, 위험회피기능 제공, 다양한 투자수단 제공 등의 순기능마저 무시해서는 안 될 것이다.

본 연구는 선물거래의 도입이 현물 주식시장의 변동성에 미친 영향을 보고자 한 것이지만, 분석대상이 종합주가지수가 아니라 선물거래의 기초지수인 KOSPI 200 지수를 사용한 것으로 주식시장 전체에 대한 분석은 아니다. 그러나 KOSPI 200 지수가 종합주가지수를 밀접하게 추적하도록 고안된 것이기에 전체 주식시장에 대한 분석에 갈음할 수 있을 것이다. 1997년 7월에 주가지수 옵션이 도입되었으나, 옵션 거래가 현물시장에 미치는 영향은 주가지수 선물에 비하면 그리 크지 않을 것으로 사료되어 이 점에 대해서는 본고에서 고려하지 않았다.

## ■ 참고 문헌

1. 강태훈, "KOSPI 200(선물대상지수)의 비선형동학," 『선물연구』, 제7호, 2000. 1, pp. 41~64.
2. 김배용, "주가지수 선물시장의 주식시장에의 영향 분석," 『주식』, 제338호, 1996, pp. 3~41.
3. 김인준·김동석·박건엽, "주가지수 선물거래 도입이 주식시장 분산성에 미치는 영향," 『선물연구』, 제5호, 1997, pp. 59~84.
4. 도명국, "선물시장의 정보전달 메카니즘과 효율성에 관한 실증분석," 『주식』, 제341호, 1997, pp. 7~37.
5. 신창섭, "주가지수 선물거래가 현물시장에 미치는 영향에 관한 연구," 『경기대학논문집』, 제2호, 1997, pp. 281~288.
6. 이상빈·육기울, "주가지수 선물의 거래는 주식시장의 분산성과 시장효율성을 증가시키는가?" 『증권학회지』, 제14권, 1992, pp. 245~289.
7. 한국증권거래소, 『주식』, 한국증권거래소, 각호.

8. ———, 『주가지수선물거래』, 한국증권거래소, 1994.
9. Antoniou, A. and A. J. Foster, "The Effect of Futures Trading on Spot Price Volatility: Evidence for Brent Crude Oil Using GARCH," *Journal of Business Finance & Accounting*, 1992, pp. 473~483.
10. Baldauf, B. and G. J. Santoni, "Stock Price Volatility: Some Evidence from an ARCH Model," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 11, No. 2, 1991, pp. 191~200.
11. Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 1986, pp. 307~326.
12. Bollerslev, T., "A Conditionally Heteroscedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return," *The Review of Economics and Statistics*, 69, 1987, pp. 542~547.
13. Edwards, F. R., "Does Futures Trading Increase Stock Market Volatility?" *Financial Analysts Journal*, January-February, 1988, pp. 63~69.
14. Figlewski, S., "Futures Trading and Volatility in the GNMA Market," *Journal of Finance*, 36, 1984, pp. 445~456.
15. Harris, L., "The October 1987 S&P 500," *Journal of Finance*, Vol. 44, No. 1, March 1989, pp. 77~99.
16. Kaldor, N., "Speculation and Economic Stability," *Review of Economic Studies*, Vol. 7, 1939, pp. 1~27.
17. Randolph, W. L. and M. Najand, "A Test of Two Models in Forecasting Stock Index Futures Price Volatility," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 11, No. 2, 1991, pp. 179~190.
18. Simpson, W. G. and T. C. Ireland, "The Effect of Futures Trading on the Price Volatility of GNMA Securities," *The Journal of Futures Markets*, 2, 1982, pp. 357~366.
19. Tosini, P. A., "Stock Index Futures and Stock Market Activity in October 1987," *Financial Analysts Journal*, 1988, pp. 16~28.
20. Working, H., "New Concepts Concerning Futures Markets and Prices," *American Economic Review*, 51, May 1961, pp. 160~163.