

現·先物市場 價格制限幅變更이 KOSPI 200지수와 先物市場에 미치는 영향

- 收益率 및 去來量의 變動性和 市場反應을 中心으로 -

鄭漢珪* · 林秉鎭**

〈요 약〉

가격의 일일 등락폭을 상하 일정률로 제한하는 가격제한폭제도는 증거금 제도와 함께 증권시장의 양대 안정장치의 하나이다. KOSPI 200 현·선물시장에서도 가격제한폭 변경이 KOSPI 200 도입이후 네 번 있었다. 따라서 본 연구는 가격제한폭의 변경 전후의 KOSPI 200 현·선물지수와 거래량 자료를 대상으로 수익률의 변동성 분석, 거래량 분석, 시장반응을 분석하였다. 본 연구의 實證的 研究結果는 다음과 같다.

첫째, 현물시장만 가격제한폭을 변경한 경우 변경 전후에는 현·선물시장의 수익률변동성에 변화가 없는 것으로 나타났으나, 현·선물시장의 거래량 변동성 차이는 가격제한폭 변경 후에 작은 것으로 분석되었다. VAR 분석에 의하면 변경후가 변경전에 비하여 선물이 현물을 선도하는 시차가 작아진 것으로 나타나 변경후가 더 효율적인 시장임을 알 수 있다. 둘째, 선물시장만 가격제한폭 일부의 제도를 변경한 경우 변경후에 현·선물시장의 수익률변동성과 거래량 변동성이 축소된 것으로 나타나 안정적임을 알 수 있다. VAR 분석에 의하면 변경후가 변경전에 비하여 선물이 현물을 선도하는 시차가 작아진 것으로 나타나 변경후가 더 효율적인 시장임을 알 수 있다. 셋째, 현·선물시장이 동시에 제도를 변경한 경우 다음과 같다. 1998년 3월 2일의 경우 선물시장은 수익률 변동성 차이가 없는 것으로 나타났으나, 현물시장은 변경후 수익률의 변동성이 적은 것으로 나타났다. 거래량의 변동성은 현·선물시장에서 변경후가 작은 차이가 있는 것으로 분석되었다. VAR 분석에 의하면 변경후가 변경전에 비하여 선물이 현물을 선도하는 時差가 커진 것으로 나타나 현물시장과 선물시장이 동시에 가격제한폭 확대후에 비효율적으로 되었다는 의미로 판단된다. 1998년 12월 7일의 경우 변경후에 현·선물시장에서는 수익률 및 거래량의 변동성이 작은 것으로 나타났다. 변경전에는 선물시장에 비해 현물시장의 수익률 변동성이 높은 것으로 나타났으나, 변경후에는 현물시장에 비해 선물시장의 수익률 변동성이 높은 것으로 나타났다. VAR 분석에 의하면 변경후가 변경전에 비하여 선물이 현물을 선도하는 시차가 다소 커진 것으로 나타나 현물시장과 선물시장이 동시에 가격제한폭 확대후에 비효율적으로 되었다는 의미로 판단된다.

* 성균관대학교 경영학부 교수

** 대한투자신탁 차장

I. 序 論

有價證券市場은 본질적으로 市場原理에 따르는 자유경쟁시장이다. 그러나 유가증권의 매매거래를 人爲的으로 制限하면 情報의 效率的 反映이 沮害될 수 있어 시장기능이 바람직하게 되지 않을 수도 있다. 한편 需給의 偏重이나 過當競爭 등에 의하여 유가증권의 가격이 안정을 보이지 못하고 단기간에 급등락을 하게 되면, 善意의 投資者들이 불의의 손실을 입을 우려가 있다. 따라서 선진시장에서도 가격의 급등락을 완화하기 위하여 즉, 투자자의 주의를 환기시켜 가격을 안정적으로 형성하기 위하여 다양한 制度的 裝置를 시행하고 있다.

우리나라 증권시장에서도 有價證券의 가격 급등락을 완화하여 가능한 한 가격형성의 안정성을 유지하기 위해 하루에 변동할 수 있는 가격의 등락폭을 상하 일정률로 제한하는 제도적 장치를 시행하고 있다. 이것이 바로 價格制限幅 制度이다.

한국증권거래소(Korea Stock Exchange : KSE)는 투자자를 보호하기 위해 1965년부터 거래제동시스템 중에서 가장 보편적이고 기본적인 제도인 가격제한폭제도를 도입하여 지금까지 운용해 오고 있다. 일반적으로 가격제한폭제도는 가격변동성을 억제하는 긍정적인 효과를 가지는 반면에 균형가격의 발견을 지연시킬 뿐만 아니라 하한가 매도나 상한가 매수 주문으로 매매체결이 되지 않게 하여 유동성 위험에 빠지게 할 수도 있는 등 부정적인 효과를 가지게 하는 것으로 알려져 있다.

가격제한폭제도가 시장에 미치는 영향은 크게 주가의 변동성에 미치는 영향, 유동성에 미치는 영향 및 시장의 효율성에 미치는 영향으로 구분할 수 있다. 가격제한폭제도가 주가의 변동성에 미치는 영향은 가격제한폭의 변경이 주가변동성을 감소시켜 價格安定化의 기능을 충실히 수행하고 있는지 조사하는 것이며, 유동성에 미치는 영향은 가격제한폭 변경이 시장의 거래량변동성을 감소시켜 去來量安定化의 기능을 충실히 수행하고 있는지 영향을 분석하는 것이다. 마지막으로 가격제한폭제도가 시장의 효율성에 미치는 영향은 가격제한폭 변경에 따라 시장이 어떻게 반응하느냐를 분석하는 것이다.

현물시장에서 가격제한폭제도가 실제로 주가변동성을 감소시켜 價格安定化의 기능을 충실히 수행하고 있는지에 대해서는 지금까지 많은 논란이 있어 왔다. 가격제한폭 확대가 주가의 변동성을 완화하여 시장이 안정화된다는 긍정적인 연구로는 선우석호(1996)의 연구와 Brady(1989)의 연구 등이 있다. 반면에 가격제한폭 확대가 주가의 변동성을 증가시켜 시장이 불안정화된다는 부정적인 연구로는 남명수와 안창모(1995)

의 연구, kyle(1988)의 연구, Fama(1989)의 연구 등이 있다. 선물시장에서 가격제한폭 변경에 관한 연구로는 Kuhn, Kuserk & Lock(1991)의 연구와 Ma, Rao, & Sears(1989)의 연구가 있다.

이상의 연구가 지니고 있는 문제점을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 증권시장 분석시, 단지 수익률의 변동성만 보았을 뿐 유동성측면의 거래량과 가격제한폭 변경에 따른 시장반응을 면밀히 분석하지 않았다.

둘째, 현물시장과 선물시장이 같이 있는 상황에서 현물시장과 선물시장을 따로 따로 분석하였다.

셋째, 현물시장의 가격제한폭 변경이 선물시장에 미치는 영향과 선물시장의 가격제한폭 변경이 현물시장에 미치는 영향을 분석하지 못했다.

넷째, 현물시장과 선물시장이 동시에 가격제한폭을 변경한 경우 현물시장과 선물시장에 미치는 영향을 분석하지 못했다.

이상의 諸 問題點을 고려할 때 현·선물 가격제한폭의 변경이 수익률 및 거래량의 변동성과 시장반응에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 연구가 요청된다.

본 논문의 목적은 우리나라 KOSPI 200 현물시장과 선물시장에서 사용되고 있는 가격제한폭의 변경이 KOSPI 200 현물시장과 선물시장의 수익률의 변동성, 거래량의 변동성, 시장 반응에 미치는 영향을 분석하는데 있다. 이러한 목적을 달성하기 위하여 본 논문에서는 다음 세가지로 영역을 분리하고자 한다.

첫째, 현물시장의 가격제한폭 변경이 현물시장과 선물시장에 미치는 효과를 살펴본다.

둘째, 선물시장의 가격제한폭 변경이 현물시장과 선물시장에 미치는 효과를 살펴본다.

셋째, 현물시장과 선물시장의 가격제한폭 변경을 동시에 시행하였을 경우 현물시장과 선물시장에 미치는 효과를 살펴본다.

본 논문의 의의는 본 논문의 분석결과가 현·선물시장의 가격제한폭 확대 여부 및 가격제한폭제도 존재여부를 제시하는데 있다고 할 수 있다. 또한 본 논문의 결과로부터 기대되는 효과는 다음과 같다. 우리나라 증권시장의 경우 가격제한폭의 크기가 다른나라에 비해 작기 때문에 가격제한폭확대에 따른 효과는 시장이 안정화될 것으로 기대가 된다. 또한 선물시장의 기능 중 가격예시기능에 의한 선물시장의 선도효과로 선물시장의 가격제한폭변경은 현물시장에 큰 영향을 미칠것으로 기대된다.

본 연구는 文獻的 研究方法과 實證的 研究方法을 사용하고 있다. 문헌적 연구방법을 통하여 가격제한폭제도가 주가변동성에 미치는 효과에 대한 기존연구를 검토하였다. 또한 실증적 연구방법을 사용하여 KOSPI 200 현·선물 가격제한폭 변경이 시장에 미

치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 특히 실증적 연구에서는 가격제한폭변경 전후로 나누어 수익률 변동성과 거래량 변동성 및 가격제한폭변경에 따른 시장반응을 분석하는데 가격제한폭 변경일은 다음 세가지 경우로 하였다.

첫째, 현물시장만 가격제한폭을 변경한 경우 : 1996. 11. 25,

둘째, 선물시장만 가격제한폭을 변경한 경우 : 1998. 2. 2.,

셋째, 현·선물시장이 같이 가격제한폭을 변경한 경우 : 1998. 3. 2, 12. 7.

또한 본 논문에서는 KOSPI 200 현물시장과 선물시장 안정성측면은 수익률의 변동성으로 측정을 하고, 유동성측면은 거래량의 변동성으로 측정을 하고, 효율성측면은 가격제한폭의 변경이 현물시장과 선물시장에 반응하는 정도로 측정하고자 한다.

본 연구의 범위는 현·선물시장의 가격제한폭 변경 전후의 안정성 측면에서 수익률의 변동성분석과 유동성 측면에서 거래량의 변동성분석 그리고 효율성 측면에서 현·선물시장의 가격제한폭이 시장에 미치는 반응분석으로 국한하고 있다.

II. 文獻 研究

1. 가격제한폭의 의의와 영향

주가지수 선물시장과 현물시장인 주식시장의 가격안정을 위한 장치로 세계 각국은 실정에 맞는 고유의 제도를 두고 있다. 미국은 전문가(specialist)제도가 있고, 영국은 시장조성인(market maker)제도가 있으며, 우리나라와 일본은 일별 가격의 변동폭을 제한하고 있다. 이가격제한폭 제도는 유가증권시장에서 가격 급등락을 완화하고 가능한 한 가격형성의 안정성을 유지하기 위해 하루에 변동할 수 있는 가격의 등락폭을 상하 일정률로 제한하는 제도적 장치이다. 이 가격제한폭제도에 대하여 市場의 效率性 측면에서 새로운 정보에 대한 주가조정과정을 방해하므로 폐지되어야 한다는 주장과 시장 안정에 기여하므로 계속 유지되어야 한다는 주장이 대립하고 있다. 이러한 주장의 배경을 요약하면 다음과 같다.

다음은 긍정적인 견해이다.

첫째, 가격제한폭은 과도한 투기로부터 비롯되는 합리적이지 못한 가격의 형성을 방지할 수 있다.

둘째, 단기적으로 주가 급등락을 막아 시장안정성에 도움을 준다.

셋째, 중개인에 의해 거래가 이루어질 경우 이 제도는 거래비용을 낮춘다.

넷째, 시장이 대량의 주문 처리의 능력이 제한되어 있으므로 도입이 불가피하다.

다섯째, 정보처리에 필요한 시간적 여유를 제공하고 주문의 불균형을 시장에 알림으로써 가격회복을 수월하게 한다.

여섯째, 가격제한폭의 잠재적 이득은 시장참가자의 신용위험(credit risk)을 줄일 수 있고, 청산기간을 제공함으로써 재무적 신뢰를 높여준다.

이에 Brennan(1986)은 신용위험의 방어와 지불능력문제에 관해 선물시장의 가격제한폭과 선물시장의 가격제한폭이 어느 정도 동일한 목적을 제공할 여지가 있다고 지적한다.

부정적인 견해를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 가격제한폭은 선물시장의 본질적 기능중의 하나인 가격예시과정을 방해하며, 이는 가격제한폭이 엄격할수록 더욱 심각하다.

둘째, 주가조정과정을 지연시켜 시장효율성을 감소시킨다.

셋째, 거래 및 헤지전략을 방해하고 유동성을 감소시킨다.

넷째, 장기적으로 볼 때 주가조정의 크기에는 영향을 주지 못하고 오히려 투기적 행태로 인해 주가변동폭이 확대될 수 있다.

다섯째, 정보수집 및 분석에 대한 유인(incentive)이 감소한다.

여섯째, 가격제한폭은 가격변화속도를 완화시키거나 가격변화를 늦추는 것 외에 아무런 목적도 제공할 수 없다는 것이다.

2. 既存研究

선우석호(1996)는 1995년 4월 1일 이후 1년 2개월 동안의 주가자료로 가격제한폭 변경시점을 기준으로 종합주가지수의 1분, 5분, 10분, 1시간, 1일 수익률의 표준편차와 개별종목 15종목의 1일 수익률 표준편차 그리고 조건부 변동성을 이용하여 주가변동성의 차이를 분석하였다. 분석한 결과 제한폭 완화조치가 주로 단기변동성의 감소에 기여하고 있음을 검정하였고, 제한폭 확대조치로 가격제한폭 비율이 크게 확대된 종목은 1일 변동성이 증가하였고 다른 종목들은 감소한 결과를 보였는데 이는 가격제한폭제도 변경전의 증거가 주식의 자석효과 때문이라고 해석하였다.

남명수와 안창모(1995)는 1992년 1월 4일부터 1994년 7월 31일까지의 주가자료를 이용해 주가변동성을 감소시키기 위해 존재하는 가격제한폭제도가 한국 주식시장에서 실질적으로 일일 주가변동성을 감소시키는가를 검정하였다. 만약 가격제한폭제도의 존재가 주가변동성의 감소에 별다른 영향을 미치지 않는다면 현행 가격제한폭제도의 존재

는 재검토해야 할 것이다. 실증자료를 이용하여 분석한 결과 가격제한폭제도가 없었지
 게 되었을 경우의 일일 변동성계수에 대한 추정치가 현행 가격제한폭제도가에서 얻어
 진 일일 변동성계수의 추정치보다 통계적이고 경제적으로 의미있는 차이가 없는 것으
 로 밝혀졌다. 이들과 비슷한 방법으로 정진호는 가격제한폭제도가에서의 균형주가를
 추정하고자 하였다. 그 결과 계산된 균형주가의 추정치의 분산값과 실제로 공시된 주
 가의 실제 분산값이 유의한 차이를 보이지 않음을 발견하고 가격제한폭제도가 가격안
 정성의 확보에 기여하지 못한다는 사실을 주장하고 있다.

Fama(1989)는 1987년 10월과 같은 주가대폭락의 재발을 방지하기 위한 개선책으로
 서 거래기능통제장치의 도입이 잡음이나 주가기복을 감소시키는 효과에 대하여 부정적
 인 견해를 나타낸다. 그는 거래기능통제장치가 수요증가시 공급을 감소시켜 시장의 유
 동성을 저해한다고 주장한다. 또한 거래정지를 예상하는 투자자로 하여금 균형가격에
 서 벗어난 가격으로 거래하는 투기적 거래를 유발시켜 주가기복을 증가시키는 요인으
 로 작용할 수 있다고 주장한다.

Brady(1989)는 10월 주가대폭락의 재발을 예방하고자 제안한 개선안중에서 시장유동
 성은 한계가 있다는 점을 고려하여 서킷브레이커제도(circuit breaker system)의 도입
 을 포함시키고 있다. 그가 제시한 이 제도의 장단점은 아래와 같다.

장점으로는 첫째, 거래가 폭주할 때 거래의 결제와 거래자의 지불능력에 대한 확신
 을 심어줄 수 있도록 거래를 중지시킴으로써 신용위험과 재무적 상태에 관련된 불확실
 성을 감소시킬 수 있다.

둘째, 급격한 시장변동에 직면하여 투자자들로 하여금 가치를 재평가해 보도록 하고
 거래주문의 불균형을 공표하여 가치를 근거로 투자결정을 하는 투자자를 유인하는 시
 간적 여유를 제공함으로써 가격회복을 보다 수월하게 한다.

셋째, 시장은 대규모의 일방적 거래량(massive one-sided volume)을 흡수하는데 제
 한된 능력을 가지고 있다는 점을 공식화함으로써 유동성에 대한 환상을 감소시킬 수
 있다. 이러한 측면은 시장참가자들로 하여금 단시간에 거액의 거래를 행할 수 있다는
 생각에 주의를 환기시켜 시장변동을 완화시킬 수 있다.

단점으로는 거래와 헤지전략을 방해한다는 점을 지적했다. 강제적 거래중지는 시장
 상황이 달라지는 데도 불구하고 기존의 포트폴리오를 그대로 유지하도록 강제하며 시
 장으로부터의 이탈을 방해하는 문제가 있다는 것이다.

Kyle(1988)은 가격제한폭이 투자자들에게 냉각기간을 제공하여 가격기복을 감소시킨
 다는 견해와 관련하여 다음과 같은 문제점을 제시하였다. 첫째, 가격제한폭은 일종의

강제적인 거래정지이며, 강제적 거래정지는 쇠도하는 투자자를 냉각시킬 수 없고 오히려 거래를 증가시킬 수 있다. 즉 투자자에게 거래정지라는 추가적 위험을 제공하여 가격붕괴(price collapse)를 촉진하거나 주가기복을 증가시킨다. 둘째, 가격변동성을 감소시키는 것이 주목적이 아니라는 것이다. 즉, 시장의 새로운 요인으로 인하여 가격의 변동이 어차피 생길 것이라면 가격결정과정을 일시적으로 미루는 것보다는 경제학자들이 말하는 것처럼 그대로 유지하는 것이 나을 수도 있다는 것이다. 셋째, 기복을 감소시키는 것과 단지 새로운 가격의 형성을 정지시킴으로써 기복을 감소시키는 것은 구별되어야 한다. 거래정지가 없는 상황의 가격변동보다 거래정지 후에 시장이 다시 열릴 때의 가격변동이 더 크다면 거래정지는 기복을 감소시킨 것이 아니라 압박한 것에 불과하다는 것이다.

선물시장의 가격제한폭이 선물가격 변동성에 미치는 효과에 관한 연구로는 다음과 같다.

Kuhn, Kuserk & Lock(1991)이 연구한 논문의 목적은 1989년 10월 13일 금요일과 그 다음 거래일인 10월16일 월요일 동안에 매매중지장치가 과연 주식시장과 주가지수 선물시장의 변동성을 줄여주는지 여부를 살펴봄에 있다. 이들은 가격제한폭제도를 비롯한 매매중지장치가 변동성을 줄여 준다는 증거를 찾아볼 수 없다는 것을 알 수 있다. 그리고 선물시장에서의 매매중지장치의 시행이 단순히 이 기간 동안에 가격제한폭과 같은 제도로 말미암아 가격발견과정(price discovery process)을 지연시키고 있다고 결론을 맺고 있다.

Ma, Rao, & Sears(1989)는 1980년 1월부터 1983년 12월까지 분기별 수익률을 이용하여 선물가격과 가격변동성이 정보의 도달에 따라 움직여지는 시장을 고려하고, 모든 거래자들이 합리적인 판단을 하며, 실제 또는 기대 균형가격을 알고 정보에 접근하고 처리한다는 가정에서 출발하여, 이들은 미국의 Treasury bond futures market의 가격제한폭제도가 수익률의 분산에 미치는 영향을 분석하여 주가변동성을 감소시킨다는 것을 증명하였다.

Brennan(1986)은 가격제한폭제도가 선물시장에서 선물계약자의 계약불이행을 방지하는데 도움이 되는지 살펴보고는 전혀 그렇지 않다는 것을 발견하였다. 심지어 현물시장과 상당히 밀접한 선물시장에서 가격제한폭제도가 없어질 것으로 예측했는데 이 사실은 미국 선물시장에서 부분적으로 증명되고 있다. 이러한 연구결과는 가격제한폭제도가 주가변동성을 감소시켜 주지 못한다는 사실을 입증하는 것이다.

선물시장의 가격제한폭 변경이 현물시장과 선물시장의 가격 변동성에 미치는 효과에

관한 연구는 없다.

Ⅲ. 研究 設計

1. 資 料

本 研究에서는 현·선물시장의 가격제한폭변경 전후에 있어 수익률 변동성과 유동성 및 가격제한폭변경에 따른 시장반응을 분석하기 때문에 研究資料도 이에 맞추어 수집하였다. 따라서 본 논문에서 사용되는 자료로는 KOSPI 200 현물시장과 선물시장의 가격제한폭 변경전후 20일간 5분 자료이다. 이 자료는 증권전산에서 제공하는 1분자료에서 추출한 5분 자료로 KOSPI 200의 지수와 거래량과 KOSPI 200 선물지수와 거래량으로 구성되어 있다. 또한 현물자료는 KOSPI 200 지수가 가상으로 거래된다는 가정하에 KOSPI 200 현물지수와 거래량이다. 선물자료는 거래량이 제일 많아 流動性이 풍부한 최근월물 자료를 사용한다. KOSPI 200 현물지수와 선물지수 수익률자료는 시계열 자료의 안정성을 위해서 로그 차분한 자료를 사용하고, KOSPI 200 현물지수와 선물지수의 거래량은 증가분을 이용하였다. 현·선물시장에서 동시에 가격제한폭을 변경한 1998년 12월 7일의 경우 KOSPI 200 현물자료로는 대부분 12월 결산법인들이 이익을 실현하기 위하여 대량거래를 수반하므로 이를 통제하기 위해서 3년간 평균한 것을 사용하였다.

또한 본 연구에서 사용한 KOSPI 200 현물지수 수익률($R_{s,t}$)과 선물지수 수익률($R_{f,t}$)은 다음의 식 (1)과 식 (2)로부터 측정하였다.

$$R_{s,t} = \ln(S_t/S_{t-1}) \quad (1)$$

$$R_{f,t} = \ln(F_t/F_{t-1}) \quad (2)$$

S_t : t 기의 현물가격 S_{t-1} : $t-1$ 기의 현물가격

F_t : t 기의 선물가격 F_{t-1} : $t-1$ 기의 선물가격

2. 檢定方法

1) KOSPI 200 현·선물의 收益率 變動性과 流動性 檢定

본 연구에서는 가격제한폭 변경 등 제도변경의 존재로 인한 수익률 變動性(volatili-

ty)을 측정하기 위하여 수익률의 標準偏差(standard deviation)가 제도변경 전후로 증가하는가 혹은 감소하는가를 검정하였다. 본 연구에서는 주가수익률의 시계열자료를 이용하여 변동성을 측정하는 방법으로 歷史的 變動性(historical volatility)에 의한 측정방법을 사용하였다. 이 방법은 최근의 주식수익률로부터 산출된 역사적 변동성을 사용하여 다음기간의 변동성을 예측하는 것으로 여러 가지 다양한 변동성 측정방법 중에서 가장 보편적인 방법으로 알려져 있다. 또한 이 방법은 주가수익률이 시계열적으로 불안정적으로 변동하더라도 어떤 한 시점에서 급격하게 변하지는 않으며 수익률 변동성에 대한 경제내외의 충격들이 단기간 동안에는 존속한다는 실증결과에 기초하고 있다. 이 방법은 주식수익률의 무조건 변동성(unconditional volatility)이 일정하다는 가정 하에서 최근의 주가수익률로부터 산출된 역사적 변동성이 짧은 예측구간에서 다음 기간의 실제변동성을 예측하는 데 좋은 예측력을 발휘할 수 있다는 점과 측정의 간편성 때문에 가장 많이 이용되고 있다. 본 연구에서는 실제 변동성에 대한 추정치로서 추정기간에 따른 歷史的 變動性을 식 (3)으로 추정하였다.

$$\sigma_t(N) = \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{(R_{t-i+1} - \mu)^2}{(n-1)}} \quad (3)$$

$$\mu = \sum_{i=1}^n \frac{R_{t-i+1}}{n}$$

$R_t = t$ 시점의 수익률
 $\sigma_t(N) = t$ 시점에서의 과거 N 일의 수익률자료의 표준편차
 $n = N$ 일 동안의 거래일수

본 연구에서는 수익률 및 거래량의 변동성 분석은 현물시장과 선물시장의 가격제한폭 변경 전후 20일 수익률의 변동성과 거래량의 변동성을 B-F-L(Brown-Forsythe-modified Levene)검정을 통하여 분석하고자 한다. 그 이유는 기초통계량분석에서 수익률과 거래량의 분포가 정규분포가 아니기 때문이다.

2) KOSPI 200 현·선물시장간 衝擊反應效果 檢定

KOSPI 200 주가지수 수익률과 KOSPI 200 선물지수 수익률 시계열 자료의 안정성 조건이 일단 충족되고 나면, 현물(선물) 수익률을 현물 수익률 오차항과 선물 수익률 오차항의 현재 및 時差값들의 함수로 기술할 수 있다. 이를 衝擊反應函數(impulse response function)라 한다. 이는 시간에 걸쳐 현물오차항(ϵ_{1t})와 선물오차항(ϵ_{2t})의 변화가 현물수익률과 선물수익률에 미치는 현재 및 시차효과를 나타낸다. 즉, 모형 내에 어

는 특정 변수에 대하여 일정한 충격을 가한 다음 모형내의 모든 변수들이 시간 결과에 따라 반응하는 결과를 확인할 수 있는 것이 충격반응함수이다. 충격반응함수를 이용하여 변수간의 相互 聯關關係 또는 정책변수의 변화에 따른 波及效果를 분석할 수 있다. 본 논문에서는 충격반응함수를 그래프를 통하여 살펴보기로 한다.

먼저 본 연구에 적합한 VAR를 도출하면 식 (4)와 같다.

$$\Delta SP_t = c + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta FP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta SP_{t-i} + e_t \quad (4)$$

$\Delta SP_t, \Delta FP_t$: t시점의 현물가격 및 선물가격 변화율

$\Delta SP_{t-i}, \Delta FP_{t-i}$: t기로부터 과거 i기의 現物價格 및 先物價格 變化 時間遲滯變數

δ_i, θ_i : 회귀계수

c, e_t : 상수항 및 백색잡음항

VAR에서 현물가격의 변화는 선물가격의 변화, 선물과 현물 시간지체변수들의 변화, 그리고 시간지체균형오차의 함수이다. 여기에서 선물과 현물의 시간지체변수들은 단기 逆動性(short-run dynamics)을 나타내고 時間遲滯均衡誤差는 長期均衡關係를 측정한다.

충격반응함수를 식 (4)로부터 식 (5)를 類推하여 偏微分하면 식 (6)으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta SP_t &= c + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta FP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta SP_{t-i} + e_t \\ &= \mu + \Phi(L) e_t \end{aligned} \quad (5)$$

$$\frac{\partial x_{t+s}}{\partial e_t} = \Phi_s \quad (6)$$

식 (6)은 다음과 같이 解釋할 수 있다. Φ_s 의 i번째 행, j번째 열에 속한 원소 ($\Phi_s^{(i,j)}$)는, 다른 모든 시점에서의 모든 誤差項이 고정되어 있다고 가정하고, t-시점에서 j번째 변수의 오차항(e_{jt})이 한 단위 증가하였을 때 (t+s)-시점에서 i번째 변수 ($x_{i,t+s}$)에 어떤 영향을 미치는가를 측정한다. $\Phi_s^{(i,j)}$ 를 s의 函數로 표현한 그림을 충격반응함수라고 한다.

본 연구에서는 충격반응함수에 대한 분석을 가격제한폭을 확대 변경한 전후의 두 경우로 나누어 살펴보고자 한다.

본 연구에서 충격반응을 분석할 때에는 가격제한폭의 변경 이외의 다른 요인들이

VAR 분석 결과에 영향을 줄 수 있다. 즉 시장의 가격 및 거래량에 미치는 특정한 경제적 사건이나 외국인 한도 확대, 만기일 효과 등이 분석기간 사이에 존재할 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 일반적으로 VAR 분석에서는 더미(dummy)변수를 추가하여 분석하고 있다. 그러나 본 연구의 가격제한폭 변경 전후 20일간에 중복되는 경제적 사건은 없는 것으로 나타나 더미 변수는 사용하지 않고 있다.

IV. 實證的 分析

1. 現·先物시장 收益率의 變動性 分析

현물시장과 선물시장의 가격제한폭 변경 전후에 현물시장과 선물시장의 수익률의 변동성을 분석한 결과는 <표 1>과 같다. 이에 대해 살펴보면 다음과 같다.

<표 1>에서 L통계량값은 매우 크고 자유도의 분포와 비교하여 볼 때 P-값이 매우 낮을 때, 귀무가설을 기각할 수 있다. 여기서 P-값이란 주어진 자료를 가지고 귀무가설을 기각할 수 있는 최소한의 유의수준을 말한다. 현물시장의 가격제한폭을 6%에서 8%로 변경된 경우를 보면 현물과 선물의 수익률 변동성은 차이가 없는 것으로 나타났다. 그러나 가격제한폭 변경전후 현·선물시장의 변동성을 검정한 결과 변경전에 선물시장의 수익률 변동성이 1%의 유의수준에서 현·선물시장간에는 차이가 있는 것으로 나타났다. 가격제한폭 변경전후 모두 선물시장의 수익률 변동성이 유의적으로 높은 것으로 나타났다. 이는 현물시장의 가격변경폭 확대 변경이 변경 전후 모두 현물시장의 수익률 변동성에 비해 선물시장의 수익률 변동성에 큰 영향을 미치는 것으로 판단된다.

선물가격 제한폭이 일부 변경된 경우 <표 1>에서 살펴보면 현물시장과 선물시장 모두 변경후에 수익률 변동성이 적은 것으로 나타났다. 이는 가격제한폭 확대가 수익률의 변동성을 완화시켜준다는 긍정적인 선우석호(1996)의 주장과 일치하나 변경전후 현·선물시장의 변동성을 검정한 결과 변경전후 모두 현물시장의 수익률 변동성에 비해 선물시장의 수익률 변동성이 높은 것으로 나타났다.

현물시장과 선물시장이 동시에 변경한 1998년 3월 2일 경우 <표 1>에서 살펴보면 선물시장은 차이가 없는 것으로 나타났으나, 현물시장은 변경후 수익률의 변동성이 적은 것으로 나타나 가격제한폭확대가 긍정적인 효과를 나타내고 있어 선우석호(1996)의 주장과 일치한다. 그러나 변경전후 현·선물시장의 변동성을 검정한 결과 변경전후 모두 현물시장의 수익률 변동성에 비해 선물시장의 수익률 변동성이 높은 것으로 나타났다.

<표 1> 현·선물시장의 제도 변경전후 수익률 및 거래량 변동성

구분	기준일	비교시장	표준편차비율	비율값	B-F-L통계량
수익률 변동성	1996. 11. 25	선물시장	$\sigma_{Fb} / \sigma_{Fa}$	0.970964	1.959767
		현물시장	$\sigma_{Sb} / \sigma_{Sa}$	0.955979	1.922172
		변경전현선물시장	$\sigma_{Fb} / \sigma_{Sb}$	1.248657	8.558832*
		변경후현선물시장	$\sigma_{Fa} / \sigma_{Sa}$	1.229640	9.497759*
	1998. 2. 2	선물시장	$\sigma_{Fb} / \sigma_{Fa}$	1.296728	9.653922*
		현물시장	$\sigma_{Sb} / \sigma_{Sa}$	1.224409	9.448426*
		변경전현선물시장	$\sigma_{Fb} / \sigma_{Sb}$	1.167033	9.361892*
		변경후현선물시장	$\sigma_{Fa} / \sigma_{Sa}$	1.101948	9.129268*
	1998. 3. 2	선물시장	$\sigma_{Fb} / \sigma_{Fa}$	1.045654	1.971105
		현물시장	$\sigma_{Sb} / \sigma_{Sa}$	1.276301	10.586846*
		변경전현선물시장	$\sigma_{Fb} / \sigma_{Sb}$	1.135870	9.290141*
		변경후현선물시장	$\sigma_{Fa} / \sigma_{Sa}$	1.386416	8.911349*
1998. 12. 7	선물시장	$\sigma_{Fb} / \sigma_{Fa}$	1.256085	8.674896*	
	현물시장	$\sigma_{Sb} / \sigma_{Sa}$	1.250466	8.621477*	
	변경전현선물시장	$\sigma_{Fb} / \sigma_{Sb}$	0.926599	9.248539*	
	변경후현선물시장	$\sigma_{Fa} / \sigma_{Sa}$	1.017650	9.62397*	
거래량 변동성	1996. 11. 25	현물시장	σ_b / σ_a	1.192514	6.45113*
		선물시장	σ_b / σ_a	1.213444	6.42203*
	1998. 2. 2	현물시장	σ_b / σ_a	1.719608	10.18373*
		선물시장	σ_b / σ_a	1.012219	6.52233*
	1998. 3. 2	현물시장	σ_b / σ_a	3.222268	19.24276*
		선물시장	σ_b / σ_a	5.635259	36.02053*
1998. 12. 7	현물시장	σ_b / σ_a	1.137433	12.02342*	
	선물시장	σ_b / σ_a	2.583458	15.46147*	

주) * : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함. 분석기간 : 변경전후 20일간5분 수익률자료임.
 수익률 : 귀무가설 $\sigma_{Fb} = \sigma_{Fa}$, $\sigma_{Sb} = \sigma_{Sa}$, 대립가설 : $\sigma_{Fb} \neq \sigma_{Fa}$, $\sigma_{Sb} \neq \sigma_{Sa}$ (σ_{Fb} : 변경전 선물수익률 변동성, σ_{Fa} : 변경후 선물수익률 변동성, σ_{Sb} : 변경전 현물수익률 변동성, σ_{Sa} : 변경후 현물수익률 변동성)
 거래량 : 귀무가설 $\sigma_b = \sigma_a$, 대립가설 $\sigma_b \neq \sigma_a$ (σ_b : 변경전거래량 변동성, σ_a : 변경후거래량 변동성)

1998년 12월 7일에는 <표 1>에서 살펴보면 변경전에 현물시장과 선물시장에서 모두 수익률의 변동성이 큰 것으로 나타났다. 이는 가격제한폭 확대가 수익률의 변동성을

완화시켜준다는 긍정적인 선우석호(1996)의 주장과 일치한다.

현·선물시장의 변동성을 검정한 결과 변경전에는 선물시장의 수익률 변동성에 비해 현물시장의 수익률 변동성이 크게 나타났고, 변경후에는 현물시장의 수익률 변동성에 비해 선물시장의 수익률 변동성이 높은 것으로 나타났다.

2. 현·선물시장 去來量 分析

현·선물시장의 가격제한폭 변경전후 거래량 변동성의 차이가 있는지 없는지 B-F-L 검정을 통하여 검정한 결과는 <표 1>과 같다.

1996년 11월 25일 현물시장의 가격제한폭을 변경한 경우를 보면 현·선물시장의 거래량 변동성 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 현물시장의 가격제한폭 확대후가 거래량 변동성 측면에서 보면 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다.

1996년 2월 2일 선물시장의 가격제한폭을 일부 변경한 경우를 보면 현·선물시장 거래량 변동성 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 선물시장의 가격제한폭 확대후가 거래량의 변동성 측면에서 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다.

현물시장과 선물시장이 동시에 변경한 1998년 3월 2일 경우 현물시장과 선물시장에서 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 가격제한폭 확대후가 거래량의 변동성 측면에서 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타난 것이다. 1998년 12월 7일에도 변경전에 현물시장과 선물시장의 거래량 변동성이 큰 것으로 나타났다. 이는 가격제한폭 확대후가 거래량의 변동성을 감소시켜준다는 긍정적인 주장과 일치한다.

3. 現·先物 收益率의 VAR 分析

VAR 분석을 위하여 먼저 본 연구의 실증분석에 사용된 時系列 資料의 성질을 분석해 보면 다음과 같다. 자료분석의 첫 번째 단계는 KOSPI 200현물지수와 선물지수의 시계열 자료가 安定的인가를 檢定해 보아야 한다. 불안정적인 시계열은 單位根(a unit root)을 갖는다고 하며 시계열에 대한 충격은 영속적인 것이다. 왜냐하면 積分된 시계열은 그 평균값으로 되돌아오지 못하는데 반면에 안정적인 시계열은 충격이전수준으로 복귀하기 때문이다. 이러한 문제를 유발하는 불안정성은 일반적으로 差分을 통해 해소될 수 있다. 적분 시계열을 가진 계량경제모형은 設定誤謬가 발생하게 된다.

本 研究에서 단위근이 존재한다는 歸無假說을 ADF 검정을 한 결과 가격제한폭변경 전 현물과 선물의 원래시계열자료는 單位根이 존재하는 것으로 나타났으나 로그차분한

결과 단위근이 없어 현물과 선물 시계열 모두 安定的임을 알 수 있다. 또한 현물가격과 선물가격에 대해 요한센의 방법으로 共積分檢定을 한 결과 모두 尤度比統計量(likelihood ratio)이 1% 유의수준보다 크게 나타나 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있어 공적분관계가 존재한다고 할 수 있다. 따라서 原時系列은 불안정적이고, 차분된 시계열이 안정적이고 공적분관계가 있어서 VAR 분석이 가능하게 된다.

VAR 모형은 n 개의 線型回歸方程式으로 구성되는데 각 방정식은 각 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 자신과 여타변수들의 과거 관측치들을 설명변수로 설정한다. 결국 VAR 모형은 모형 내의 모든 변수의 현재 관측치를 內生變數로, 그리고 모든 시차변수들은 外生變數로 보고 있다. 원래 VAR 기본모형에서의 시차의 수는 무한대이지만 실제추정이 가능한 시차는 축소하여 추정하게 되는데, 회귀오차가 백색오차에 가까워 질 수 있는 선에서 결정된다. 본 분석에서는 時差를 Akaike 情報基準(AIC)으로 하여 계산하였다.

VAR 모형에 의하여 현·선물시장에서의 가격제한폭 변경이 있는 전후를 분석한 결과는 <표 2>에서 <표 5>까지에 보여 주고 있다. VAR 분석에서 파악할 수 있는 것은 자기 자신의 변수 외에 다른 변수가 과거시차에 얼마나 영향을 받고 있는가 이다. 이들의 관계를 가격제한폭변경이 있는 전후를 통하여 살펴보기로 한다.

현물시장만 가격제한폭 변경이 있는 경우는 <표 2> 1996년 11월25일 변경전 VAR 분석에서 알 수 있듯이 현물 자체에 의한 영향은 과거1차에만 의미 있는 값으로 영향을 받고 있다고 볼 수 있다.

반면에 현물이 선물의 과거 4시차까지 영향을 받고 있어 선물은 현물에 강한 선도 효과가 있음을 알 수 있다. 또한 선물 자체에 의한 영향도 과거4차에 까지 의미 있는 값으로 영향을 받고 있다고 볼 수 있다.

현물시장만 가격제한폭 등의 변경이 있는 경우 <표 2> 1996년 11월 25일 변경후 VAR 분석에서 알 수 있듯이 현물과 선물 자체에 의한 영향은 현물이 과거 3, 6차에만, 선물이 과거 2차까지만 의미 있는 값으로 영향을 받고 있다고 볼 수 있다. 반면에 현물이 선물의 과거 2시차까지 영향을 받고 있어 선물은 현물에 선도 효과가 있음을 알 수 있다. 변경전에는 4차까지 선물이 현물을 선도하였으나 변경후에는 2차까지 선도하는 것으로 나타나, 변경후의 선도효과가 짧아져 시장이 더 효율적으로 되었음을 알 수 있다. 선물의 만기일을 더미로 통제하여 살펴보면 더미는 현물은 과거 2차까지와 선물은 과거 3차까지 의미 있는 값으로 영향을 받고 있다고 볼 수 있다.

<표 3>은 1998년 2월 2일 선물가격제한폭 일부 변경전 VAR 분석을 보여주고 있다.

<표 2> 1996년 11월 25일 變更 前後 VAR 分析

$$\text{변경전 모형 : } \Delta SP_t = c + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta FP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta SP_{t-i} + e_t$$

$$\text{변경후 모형 : } \Delta SP_t = c + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta FP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta SP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta D_{t-i}$$

구분	독립변수	종속변수	ΔFP	ΔSP	ΔD
변경 전	$\Delta SP(-1)$		-0.0994	0.1445*	
	$\Delta SP(-2)$		-0.0515	0.0234	
	$\Delta SP(-3)$		-0.1174**	-0.0210	
	$\Delta SP(-4)$		-0.0521	-0.0250	-
	$\Delta SP(-5)$		0.0091	-0.0129	
	$\Delta SP(-6)$		-0.0721	-0.0284	
	$\Delta FP(-1)$		0.0793**	0.2576*	
	$\Delta FP(-2)$		0.1365*	0.1977*	
	$\Delta FP(-3)$		0.0911**	0.0670*	
	$\Delta FP(-4)$		0.1412*	0.0994*	-
	$\Delta FP(-5)$		0.0110	0.0355	
	$\Delta FP(-6)$		0.0303	0.0119	
	c		-5.36E-05	-2.32E-06	-
변경 후	$\Delta SP(-1)$		0.1799*	-0.0276	13.8975*
	$\Delta SP(-2)$		-0.0158	0.0698	2.6930*
	$\Delta SP(-3)$		-0.0045	0.0958**	-1.0544
	$\Delta SP(-4)$		-0.0560	0.0418	-1.4404
	$\Delta SP(-5)$		-0.0831	-0.0323	-1.0812
	$\Delta SP(-6)$		-0.0734	-0.0798**	-0.2268
	$\Delta FP(-1)$		-0.0048	0.2898*	-4.9995*
	$\Delta FP(-2)$		0.0029	0.1295*	-4.6101*
	$\Delta FP(-3)$		0.0087	0.0215	-2.1645*
	$\Delta FP(-4)$		-0.0357	0.0262	-0.4686
	$\Delta FP(-5)$		0.0151	0.0501	-0.6282
	$\Delta FP(-6)$		0.0664	0.0809*	-0.5995
	$\Delta D(-1)$		-0.0025	-0.0154*	1.0238*
	$\Delta D(-2)$		0.0064**	0.0112*	0.1857*
	$\Delta D(-3)$		-0.0021	0.0028	-0.1130**
	$\Delta D(-4)$		0.0005	0.0014	-0.0599
	$\Delta D(-5)$		-0.0024	0.0002	-0.0183
	$\Delta D(-6)$		0.0004	-0.0003	-0.0181
	c		-0.0003*	-4.66E-05	-0.0011

주) *와 **는 각각 1%, 5% 수준에서 유의함. D는 더미(dummy)임.

<표 3> 1998년 2월 2일 變更 前後 VAR 分析

$$\text{변경 전후모형} : \Delta SP_t = c + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta FP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta SP_{t-i}$$

구분	독립변수	종속변수	ΔFP	ΔSP
변경 전		$\Delta SP(-1)$	0.0491	0.0777**
		$\Delta SP(-2)$	-0.0492	-0.1377*
		$\Delta SP(-3)$	0.0056	-0.1465*
		$\Delta SP(-4)$	-0.0168	-0.1418*
		$\Delta SP(-5)$	0.0701	-0.0466
		$\Delta SP(-6)$	0.0252	-0.0187
		$\Delta FP(-1)$	0.0305	0.5178*
		$\Delta FP(-2)$	-0.0006	0.0934*
		$\Delta FP(-3)$	-0.0188	0.0966*
		$\Delta FP(-4)$	-0.0398	0.0751*
		$\Delta FP(-5)$	0.0094	0.0801*
		$\Delta FP(-6)$	-0.0284	0.0333
	c		0.0004**	0.0001
변경 후		$\Delta SP(-1)$	-0.1091**	-0.0443
		$\Delta SP(-2)$	-0.0923	-0.0623
		$\Delta SP(-3)$	-0.0873	-0.0998*
		$\Delta SP(-4)$	0.0470	-0.0912*
		$\Delta SP(-5)$	-0.0424	-0.1242*
		$\Delta SP(-6)$	0.0116	-0.0151
		$\Delta FP(-1)$	0.0721**	0.5842*
		$\Delta FP(-2)$	0.0465	0.1277*
		$\Delta FP(-3)$	0.0727	0.0421
		$\Delta FP(-4)$	0.0008	0.0198
		$\Delta FP(-5)$	0.0015	0.0512
		$\Delta FP(-6)$	0.0538	0.0894*
	c		-1.10E-05	2.86E-05

주) *와 **는 각각 1%와 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

현물은 과거 4차까지 유의적인 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 그리고 선물은 현물에 대해 선도하는 경향은 과거 5차까지 선도하는 것으로 나타났다.

<표 3>은 1998년 2월 2일 선물가격제한폭 일부 변경후 VAR 분석을 보여주고 있다. 현물은 과거 3, 4, 5차까지 유의적인 상관관계가 있는 것으로 나타났고 선물이 현물에 대해 선도하는 경향은 과거 2차까지 선도하는 것으로 나타났다.

<표 4>는 1998년 3월 2일 선물가격제한폭 변경과 선물가격제한폭 변경전 VAR 분석을 보여주고 있다. 현물은 과거 3, 4, 5차까지 유의적인 상관관계가 있고, 선물은 과거 1, 3차까지 유의적인 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 그리고 선물이 현물에 대해 선도하는 경향은 과거 2차까지 선도하는 것으로 나타났다.

<표 4> 1998년 3월 2일 變更 前後 VAR 分析

$$\text{변경전 모형: } \Delta SP_t = c + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta FP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta SP_{t-i} + e_t$$

$$\text{변경후 모형: } \Delta SP_t = c + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta FP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta SP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta D_{t-i}$$

구분	독립변수	종속변수	ΔFP	ΔSP	ΔD
변경전	$\Delta SP(-1)$		-0.1861*	0.0018	
	$\Delta SP(-2)$		-0.1061	-0.0419	
	$\Delta SP(-3)$		-1.01E-05	-0.1147*	
	$\Delta SP(-4)$		0.0058	-0.0865*	
	$\Delta SP(-5)$		-0.0096	-0.0860*	
	$\Delta SP(-6)$		0.0573	-0.0107	
	$\Delta FP(-1)$		0.0924*	0.5264*	
	$\Delta FP(-2)$		0.0833	0.1077*	
	$\Delta FP(-3)$		0.0905**	0.0501	
	$\Delta FP(-4)$		0.0164	0.0437	
	$\Delta FP(-5)$		-0.0021	0.0410	
	$\Delta FP(-6)$		0.0286	0.0495	
	c		9.13E-05	3.34E-05	-
변경후	$\Delta SP(-1)$		-0.1619*	0.0300	-0.0276
	$\Delta SP(-2)$		-0.1213**	-0.2425*	-0.0513
	$\Delta SP(-3)$		0.0186	-0.1473*	-0.0886
	$\Delta SP(-4)$		0.0974	-0.0690**	-0.0780
	$\Delta SP(-5)$		0.1382**	-0.0195	-0.1579
	$\Delta SP(-6)$		-0.0630	-0.0101	0.0404
	$\Delta FP(-1)$		0.1187*	0.3545*	-0.0147
	$\Delta FP(-2)$		0.0728	0.1694*	0.0078
	$\Delta FP(-3)$		0.0753	0.0962*	0.0112
	$\Delta FP(-4)$		-0.0643	0.0509**	0.1031
	$\Delta FP(-5)$		0.0148	0.0275	0.0476
	$\Delta FP(-6)$		-0.0812*	-0.0094	0.1610
	$\Delta D(-1)$		0.0057	-0.0021	0.9976*
	$\Delta D(-2)$		0.0047	0.0095*	7.56E-05
	$\Delta D(-3)$		-0.0078	-6.71E-05	0.0003
	$\Delta D(-4)$		-0.0009	-0.0086**	0.0015
	$\Delta D(-5)$		-0.0018	-0.0027	-0.0007
	$\Delta D(-6)$		-3.22E-05	0.0041	-0.0008
	c		-5.47E-05	-0.0001	-2.20E-05

주) *와 **는 각각 1%, 5% 수준에서 유의함. D는 더미(dummy)임.

<표 4>는 1998년 3월 2일 선물가격제한폭 변경과 선물가격제한폭 변경후 VAR 분석을 보여주고 있다. 현물은 과거 2, 3차가 유의적인 상관관계가 있고, 선물은 과거 1차까지 유의적인 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 그리고 선물이 현물에 대해 선도하는 경향은 과거 4차까지 선도하는 것으로 나타났다. 선물의 만기일을 더미로 통제하여 살펴보면 더미는 유의적이지 못해 의미 없는 것으로 나타났다.

<표 5>는 1998년 12월 7일 선물가격제한폭 변경과 현물가격제한폭 확대 변경전

<표 5> 1998년 12월 7일 變更 前後 VAR 分析

$$\text{변경전 모형} : \Delta SP_t = c + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta FP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta SP_{t-i} + e_t$$

$$\text{변경후 모형} : \Delta SP_t = c + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta FP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta SP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta D_{t-i}$$

구분	독립변수	종속변수	ΔFP	ΔSP	ΔD
	$\Delta SP(-1)$		-0.0279	-0.4019*	
	$\Delta SP(-2)$		0.0130	-0.2871*	
	$\Delta SP(-3)$		0.0559	-0.2048*	
	$\Delta SP(-4)$		-0.0107	-0.0965*	-
	$\Delta SP(-5)$		0.0475	-0.0437	
	$\Delta SP(-6)$		0.0453	-0.0111	
	$\Delta FP(-1)$		0.0098	0.6857*	
	$\Delta FP(-2)$		0.0252	0.4107*	
	$\Delta FP(-3)$		-0.0124	0.2323*	
	$\Delta FP(-4)$		-0.0790	0.1024*	-
	$\Delta FP(-5)$		0.0050	-0.0061	
	$\Delta FP(-6)$		-0.0185	-0.0101	
		c		0.0002**	2.83E-05
변경후	$\Delta SP(-1)$		-0.0888**	-0.3311*	0.1294
	$\Delta SP(-2)$		-0.0241	-0.2647*	0.0449
	$\Delta SP(-3)$		-0.0753	-0.1962*	-0.1655
	$\Delta SP(-4)$		-0.0029	-0.1149*	0.0846
	$\Delta SP(-5)$		-0.0151	-0.0657**	0.1408
	$\Delta SP(-6)$		-0.0050	-0.0304	-0.2198
	$\Delta FP(-1)$		0.0867*	0.6537*	-0.1596
	$\Delta FP(-2)$		0.0165	0.3287*	-0.0725
	$\Delta FP(-3)$		0.0499	0.1998*	-0.1697
	$\Delta FP(-4)$		0.0142	0.1034*	0.2996
	$\Delta FP(-5)$		0.0191	0.0642**	-0.1657
	$\Delta FP(-6)$		0.0027	0.0128	-0.0917
	$\Delta D(-1)$		-0.0013	0.0358*	0.9940*
	$\Delta D(-2)$		0.0112	-0.0297*	-0.0024
	$\Delta D(-3)$		-0.0212*	-0.0088	0.0025
	$\Delta D(-4)$		0.0110	-0.0001	0.0101
	$\Delta D(-5)$		0.0068	0.0033	-0.0129
	$\Delta D(-6)$		-0.0062	-0.0001	0.0047
	c		0.0001	3.90E-05	5.53E-05

주) *와 **는 각각 1%, 5% 수준에서 유의함. D는 더미(dummy)임.

VAR 분석을 보여주고 있다. 현물은 과거 4차까지 유의적인 상관관계가 있는 것으로 나타났다고 선물이 현물에 대해 선도하는 경향은 과거 4차까지 선도하는 것으로 나타났다.

<표 5>은 1998년 12월 7일 선물가격제한폭 변경과 현물가격제한폭 확대 변경후 VAR 분석을 보여주고 있다. 현물은 과거 5차까지, 선물은 과거 1차까지 유의적인 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 그리고 선물이 현물에 대해 선도하는 경향은 과거 5차까지 선도하는 것으로 나타나, 변경후의 선도효과가 길어져 시장이 비효율적으로 되었음을 알 수 있다. 더미 분석한 선물의 만기일효과는 없는 것으로 나타났다.

4. VAR 分析에 의한 現·先物 收益率 衝擊反應分析

VAR 모형을 이용하여 가격제한폭 변경이 있는 전후 현·선물시장간의 충격반응을 그림으로 나타낸 결과이다. VAR에 의한 현물, 선물 수익률의 충격반응 관계를 그래프로 도시하면 [그림 1]에서 [그림 4]까지 나타나 있다.

1) 현물시장의 가격제한폭변경시 충격반응 분석

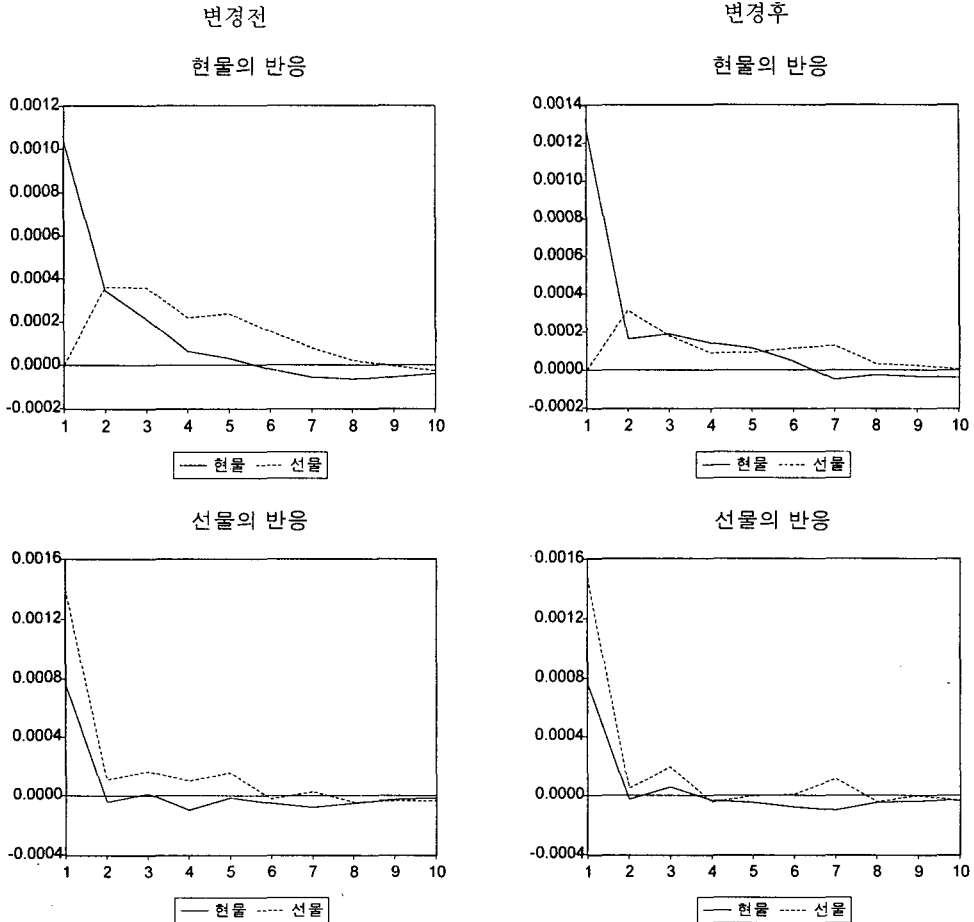
[그림 1]는 1996년 11월 25일 현물시장의 가격제한폭 변경이 있는 경우 VAR 모형을 이용하여 시장간의 충격반응을 그림으로 나타낸 결과이다. 현물시장과 선물시장의 충격에 대한 반응은 현물과 선물시장에서 즉각 반응하였다.

가격제한폭 변경 전 현물시장에 선물의 충격이 있을 때 현물의 반응은 10시차동안 지속되었다. 반면 선물은 8시차동안 반응을 하였다. 가격제한폭 변경 후 현물시장에 선물의 충격이 있을 때 현물의 반응은 7시차동안 지속되었다. 반면 선물은 8시차동안 반응을 하였다. 가격제한폭 변경 전 선물시장에 현물의 충격이 있을 때 선물의 반응은 즉각적이었으나 6시차 후부터는 미미하게 반응을 하였다. 현물의 경우도 역시 즉각 반응하여 2시차 이후부터는 미미하게 반응을 하였다. 가격제한폭 변경 후 선물시장에 현물의 충격이 있을 때 선물의 반응은 즉각적이었으나 4시차 후부터는 미미하게 반응을 하였다. 현물의 경우도 역시 즉각 반응하여 2시차 이후부터는 미미하게 반응을 하였다. 현물충격에 대한 선물시장의 반응은 짧았고 선물충격에 대한 현물시장의 반응은 오래 지속되었다. 또한 충격의 지속정도는 현물시장이 더 길게 나타났다.

2) 선물시장의 가격제한폭변경시 충격반응 분석

[그림 2]는 1998년 2월 2일 선물가격제한폭 일부 변경전후 충격반응 그래프이다.

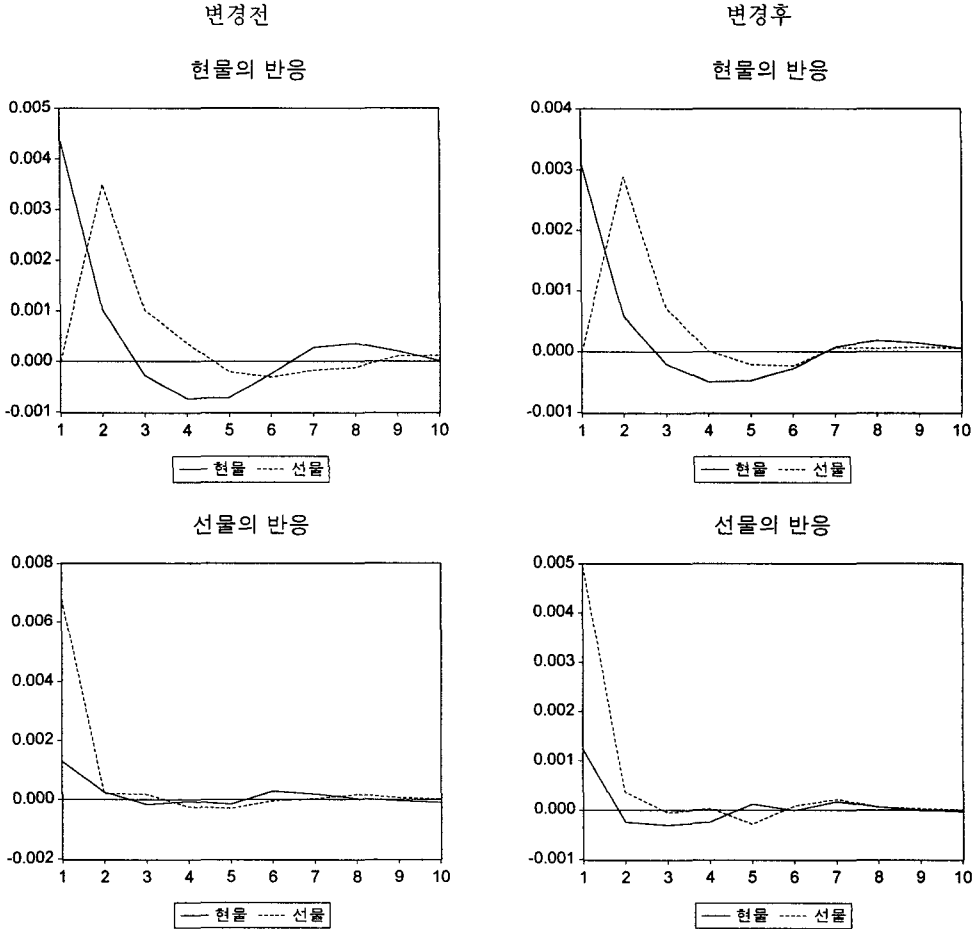
[그림 1] 1996년 11월 25일 현물가격제한폭 변경전후 충격반응도



주) 위의 그림은 선물에 충격이 있을 때 현물시장과 선물시장의 반응이고, 아래의 그림은 현물에 충격이 있을 때 현물시장과 선물시장의 반응을 나타냄.
 각 그림의 종축은 반응도를 나타내고 횡축은 시차를 나타냄.

가격제한폭 변경 전 현물시장에 선물의 충격이 있을 때 현물의 반응은 9시차동안 지속되었다. 반면 선물은 7시차동안 반응을 하였다. 가격제한폭 변경 후 현물시장에 선물의 충격이 있을 때 현물의 반응은 7시차동안 지속되었다. 반면 선물은 7시차동안 반응을 하였다. 가격제한폭 변경 전 선물시장에 현물의 충격이 있을 때 선물의 반응은 즉각적이었으나 2시차 후부터는 미미하게 반응을 하였다. 현물의 경우도 역시 즉각 반응하여 2시차 이후부터는 미미하게 반응을 하였다. 가격제한폭 변경 후 선물시장에 현물의 충격이 있을 때 선물의 반응은 즉각적이었으나 2시차 후부터는 미미하게 반응을 하였다.

[그림 2] 1998년 2월 2일 선물가격제한폭 일부변경전후 충격반응도



주) 위의 그림은 선물에 충격이 있을 때 현물시장과 선물시장의 반응이고, 아래의 그림은 현물에 충격이 있을 때 현물시장과 선물시장의 반응을 나타냄.
 각 그림의 종축은 반응도를 나타내고 횡축은 시차를 나타냄.

현물의 경우도 역시 즉각 반응하여 2시차 이후부터는 미미하게 반응을 하였다. 현물 충격에 대한 선물시장의 반응은 짧았고 선물충격에 대한 현물시장의 반응은 오래 지속되었다. 또한 충격의 지속정도는 현물시장이 더 길게 나타났다.

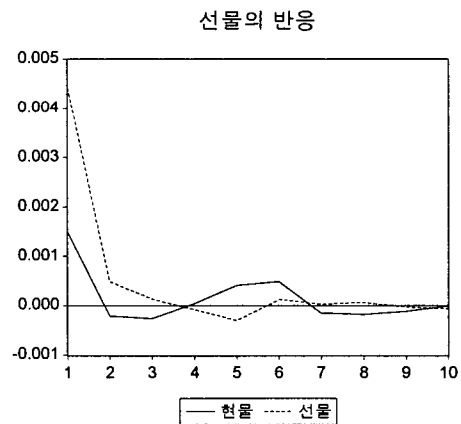
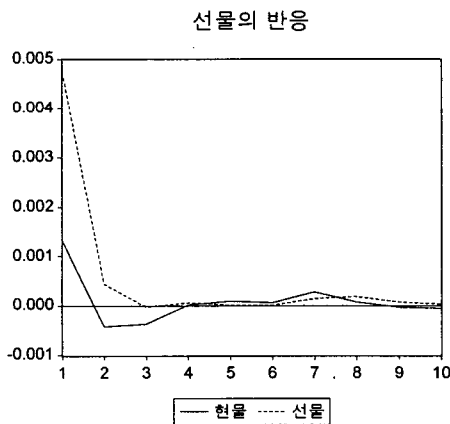
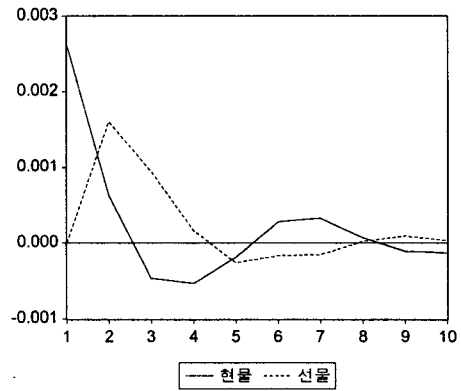
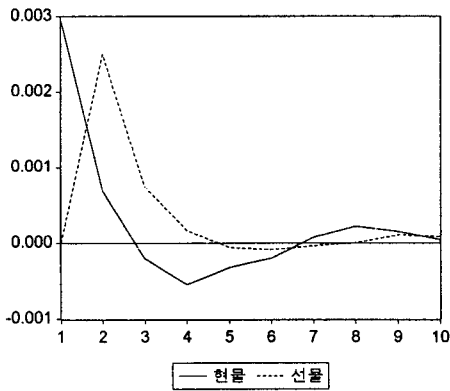
3) 선물시장의 가격제한폭변경시 충격반응 분석

(1) 1998년 3월 2일(현·선물시장의 가격제한폭 등 제도변경)

[그림 3]은 1998년 3월 2일 현·선물가격제한폭 변경전후 충격반응을 그래프로 나타

낸 그림이다.

[그림 3] 1998년 3월 2일 현·선물가격제한폭 변경전후 충격반응도
 변경전
 변경후
 현물의 반응
 현물의 반응

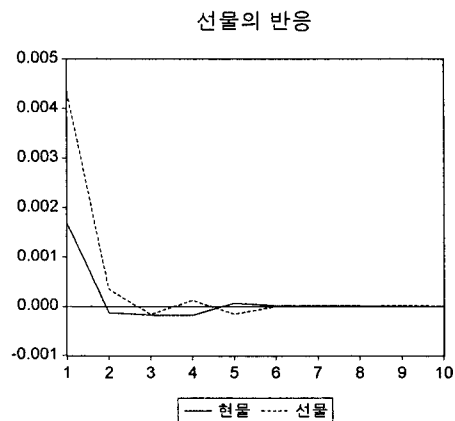
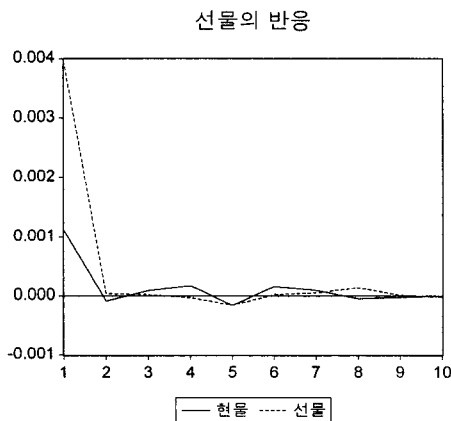
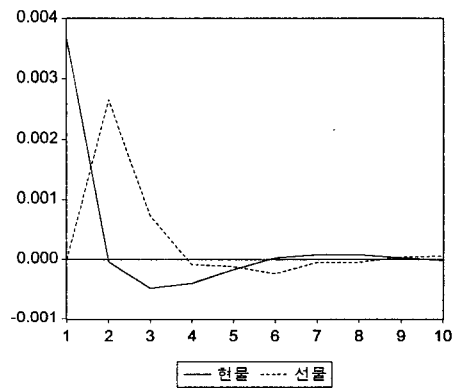
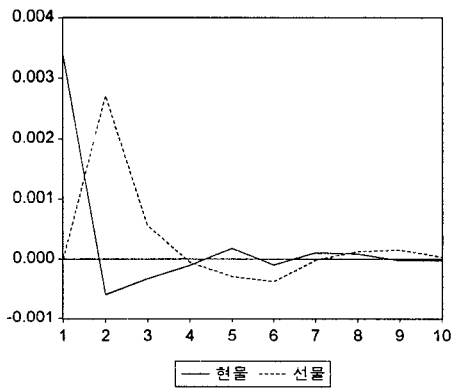


주) 위의 그림은 선물에 충격이 있을 때 현물시장과 선물시장의 반응이고, 아래의 그림은 현물에 충격이 있을 때 현물시장과 선물시장의 반응을 나타냄.
 각 그림의 종축은 반응도를 나타내고 횡축은 시차를 나타냄

가격제한폭 변경 전 현물시장에 선물의 충격이 있을 때 현물의 반응은 9시차동안 지속되었다. 반면 선물은 7시차동안 반응을 하였다. 가격제한폭 변경후 현물시장에 선물의 충격이 있을 때 현물의 반응은 8시차동안 지속되었다. 반면 선물은 8시차동안 반응을 하였다. 가격제한폭 변경 전 선물시장에 현물의 충격이 있을 때 선물의 반응은 즉각적이었으나 3시차 후부터는 미미하게 반응을 하였다. 현물의 경우도 역시 즉각 반응하

여 4시차 이후부터는 미미하게 반응을 하였다. 가격제한폭 변경 후 선물시장에 현물의 충격이 있을 때 선물의 반응은 즉각적이었으나 4시차 후부터는 미미하게 반응을 하였다. 현물의 경우도 역시 즉각 반응하여 4시차 이후부터는 미미하게 반응을 하였다.

[그림 4] 1998년 12월 7일 현·선물가격제한폭 변경전후 충격반응도
 변경전
 변경후
 현물의 반응
 현물의 반응



주) 위의 그림은 선물에 충격이 있을 때 현물시장과 선물시장의 반응이고, 아래의 그림은 현물에 충격이 있을 때 현물시장과 선물시장의 반응을 나타냄.
 각 그림의 종축은 반응도를 나타내고 횡축은 시차를 나타냄

현물충격에 대한 선물시장의 반응은 짧았고 선물충격에 대한 현물시장의 반응은 오래 지속되었다. 또한 충격의 지속정도는 현물시장이 더 길게 나타났다.

(2) 1998년 12월 7일(현·선물시장의 가격제한폭 등 제도 변경)

[그림 4]는 1998년 12월 7일 현·선물가격제한폭 변경전후 충격반응을 그래프로 나

타낸 것이다. 가격제한폭 변경 전 현물시장에 선물의 충격이 있을 때 현물의 반응은 4시차동안 지속되었다. 반면 선물은 4시차동안 반응을 하였다. 가격제한폭 변경 후 현물시장에 선물의 충격이 있을 때 현물의 반응은 5시차동안 지속되었다. 반면 선물은 5시차동안 반응을 하였다. 가격제한폭 변경 전 선물시장에 현물의 충격이 있을 때 선물의 반응은 즉각적이었으나 2시차 후부터는 미미하게 반응을 하였다. 현물의 경우도 역시 즉각 반응하여 2시차 이후부터는 미미하게 반응을 하였다. 가격제한폭 변경 후 선물시장에 현물의 충격이 있을 때 선물의 반응은 즉각적이었으나 2시차 후부터는 미미하게 반응을 하였다.

현물의 경우도 즉각 반응하여 2시차 이후부터는 미미하게 반응을 하였다. 이는 현물 충격에 대한 선물의 반응은 짧았고, 선물충격에 대한 현물의 반응은 오래 지속되었고 지속정도는 현물시장이 더 길게 나타났음을 의미한다.

V. 要約과 結論

본 논문은 우리나라 KOSPI 200 현물시장과 선물시장에서 사용되고 있는 가격제한폭의 변경이 KOSPI 200 현물시장과 선물시장의 수익률의 변동성, 거래량의 변동성, 시장 반응에 미치는 영향을 분석하였다. 그리고 본 연구는 현물시장에서만 가격제한폭제도를 변경한 경우와 선물시장만이 가격제한폭제도를 변경한 경우와 現·先物市場이 동시에 가격제한폭제도를 변경한 경우의 세 영역으로 나누어 분석을 하였다.

본 연구의 실증적 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, KOSPI 200 현물시장만 가격제한폭제도를 변경한 경우, 즉 96년 11월 25일 전 후에는 현물시장과 선물시장의 수익률변동성에는 변화가 없는 것으로 나타났다. 유동성 측면에서 현·선물시장의 거래량 변동성 차이는 가격제한폭 변경후에 작지만 의미 있는 것으로 분석되었다. 이는 현물시장의 가격제한폭 확대가 거래량의 변동성 측면에서 변동성이 안정적으로 되어 긍정적인 효과가 있는 것으로 판단된다. VAR 분석에 의하면 변경후가 변경전에 비하여 선물이 현물을 선도하는 시차가 작아진 것으로 나타났다. 이는 현물시장이 가격제한폭 확대후에 효율적으로 되었다는 의미로 판단된다. 또한 만기일에 근접하여 현물과 선물의 가격이 같게되는 만기일 효과를 더미(dummy)변수를 부가하여 VAR 분석한 결과 만기일 효과가 존재하는 것으로 나타났다.

둘째, KOSPI 200 선물시장만 가격제한폭 일부의 제도를 변경한 경우, 즉 98년 2월 2일 전후에는 현물시장과 선물시장의 수익률변동성이 축소된 것으로 나타났다. 이는 선

물시장의 가격제한폭 일부 확대가 수익률의 변동성 측면에서 변동성이 안정적으로 되어 긍정적인 효과가 있는 것으로 판단된다. 유동성 측면에서 선물시장의 거래량 변동성 차이는 가격제한폭 변경후에 작지만 의미 있는 것으로 분석되었다. 이는 선물시장의 가격제한폭 일부 확대가 거래량의 변동성 측면에서 변동성이 안정적으로 되어 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다. VAR 분석에 의하면 변경후가 변경전에 비하여 선물이 현물을 선도하는 시차가 작아진 것으로 나타났다. 이는 선물시장이 일부 가격제한폭 확대후에 효율적으로 되었다는 의미로 판단된다.

셋째, 현·선물시장이 동시에 제도를 변경한 경우, 즉 98년 3월 2일과 12월 7일 전후의 결과는 다음과 같다.

1998년 3월 2일의 경우 선물시장은 5%의 유의수준 범위내에서 차이가 없는 것으로 나타났으나, 현물시장은 변경후 수익률의 변동성이 적은 것으로 나타났다. 이는 가격제한폭 확대가 긍정적인 효과를 나타내고 있는 것을 의미한다. 유동성 측면에서 거래량의 변동성은 현물시장과 선물시장에서 5%의 유의수준 범위내에서 변경후가 작은 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 가격제한폭 확대가 거래량의 변동성 측면에서 긍정적인 효과가 있는 것을 의미한다. VAR 분석에 의하면 변경후가 변경전에 비하여 선물이 현물을 선도하는 時差가 커진 것으로 나타나 현물시장과 선물시장이 동시에 가격제한폭 확대후에 비효율적으로 되었다는 의미로 판단된다. 또한 만기일에 근접하여 현물과 선물의 가격이 같게되는 만기일효과를 더미변수를 부가하여 분석한 결과 만기일 효과가 없는 것으로 나타났다.

1998년 12월 7일의 경우 변경후에 현물시장에서는 수익률 및 거래량의 변동성이 작은 것으로 나타났다. 이는 현물시장과 선물시장의 가격제한폭 확대가 수익률 및 거래량의 변동성을 완화시켜준다는 긍정적인 주장과 일치한다. 또한 선물시장의 수익률 변동성은 변경전이 크고 거래량 변동성도 큰 것으로 나타났다. 이는 현물시장과 선물시장의 가격제한폭 확대가 수익률 및 거래량의 변동성을 완화시켜준다는 긍정적인 주장과 일치한다. 변경전에는 선물시장에 비해 현물시장의 수익률 변동성이 높은 것으로 나타났으나, 변경후에는 현물시장에 비해 선물시장의 수익률 변동성이 높은 것으로 나타났다. VAR 분석에 의하면 변경후가 변경전에 비하여 선물이 현물을 선도하는 시차가 다소 커진 것으로 나타나 현물시장과 선물시장이 동시에 가격제한폭 확대후에 비효율적으로 되었다는 의미로 판단된다. 또한 만기일에 근접하여 현물과 선물의 가격이 같게되는 만기일효과를 더미변수를 부가하여 분석한 결과 만기일 효과가 없는 것으로 나타났다.

현물시장과 선물시장의 가격제한폭 변경이 현물시장과 선물시장의 수익률 변동성과 거래량에 미치는 결과를 토대로 우리가 얻을 수 있는 시사점은 다음과 같다.

첫째, 현물시장과 선물시장의 가격제한폭 변경의 경우 양 시장 동시에 가격제한폭을 변경하는 경우보다는 현물시장과 선물시장을 나누어서 각각 하는 것이 시장 충격을 적게 받으므로 더 바람직한 방법임을 알 수 있다.

둘째, 현물시장의 가격제한폭 변경은 현물시장과 선물시장의 수익률 및 거래량의 변동성이 완화되어 시장이 변경후가 보다 더 안정화되었다. 또한 VAR 분석에 의하면 변경후가 변경전에 비하여 선물이 현물을 선도하는 시차가 작아진 것으로 나타났으나, 변경전후 충격반응도 분석에서 살펴보면 현물이 선물에 비해 충격반응이 오래 더 지속되는 것으로 분석되었다. 이 결과는 현물시장의 가격제한폭은 확대하거나 代替手段을 강구하여 없애고, 선물시장은 신중하게 고려되어야 함을 시사하고 있다. 미국의 경우 현물시장에는 가격제한폭이 없고 선물시장에서는 가격제한폭제도가 있는 이유일 것이다.

셋째, 가격제한폭제도는 가격변동을 안정시키는 기능과 시장의 효율성을 저해하는 기능 사이의 상충관계를 고려하여 제도를 운영하여야 할 것이다. 만약 긍정적인 효과를 인식하여 제도를 폐지하고자 한다면 대체적인 거래제도장치를 고안하여야 할 것이다. 價格制限幅制度를 대체하는 장치로는 다음과 같은 것들을 생각할 수 있다. 주문제한제도, 딜러제도 그리고 거래일시정지제도 등이다. 만약 가격제한폭제도를 보존하여 계속 운영하고자 한다면 제한폭을 적정가격으로 확대하면서 부정적인 효과를 축소시키는 방안을 강구하여야 할 것이다. 그러한 방법으로는 다음과 같은 것들을 생각할 수 있다. 제한폭의 탄력적 운용, 기관투자자에게 시장안정화의무 부여 등이다.

넷째, 정부의 규제에 의해 시장이 영향을 받는 것은 비단 주식시장뿐만 아니라 한국 금융시장 전반에 걸쳐 영향을 받는 것이 일상적인 현상이다. 따라서 정부당국은 규제로부터 영향을 받지 않는 자료를 기다릴 것만이 아니라 이러한 검열자료로부터 진정한 자료를 추정하는 노력이 학문적으로 부단히 이루어져야 한다.

본 논문은 기존의 연구들과 비교하여 볼 때 다음과 같은 점에서 그 특징을 찾을 수 있다.

첫째, 가격제한폭변경과 관련된 과거의 연구는 주로 주식가격의 변동성에 미치는 효과에 초점이 맞추어졌으나, 본 연구는 주식가격의 변동성에 미치는 효과뿐만 아니라 주식시장의 거래량과 관련된 유동성에 미치는 효과와 시장반응에 대한 연구를 하였다.

둘째, 과거 연구에는 현물시장과 선물시장에 상호 연관되어 미치는 영향에 관련된 연구는 없었으나, 본 연구는 현물시장 및 선물시장의 가격제한폭 변경이 현물시장과

선물시장에 상호 연관되어 미치는 영향에 관련된 연구를 하였다.

셋째, 현물시장과 선물시장이 동시에 가격제한폭을 변경한 경우 현물시장과 선물시장에 미치는 영향을 분석하였다.

그리고 본 연구가 지니고 있는 한계점을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 현물시장과 선물시장에서 5분간격 자료를 이용하고 있다. 따라서 하루중의 자료를 분석하는 과정에서 동시호가와 같은 경매방법이 시장에 미치는 영향을 고려하지 못하였다.

둘째, 5분 간격 자료에는 거래가 없어 가격의 변화 없이 지속된 기간과 前日 終價와 다음날 시가와 간격차이에 대한 수익률 계산에서 미치는 왜곡의 정확한 영향을 분석하지 못하고 있다.

셋째, 본 연구에서는 가격제한폭 변경 전후 20 영업일을 기준으로 하고 있다. 그러나 기준기간을 확장하여 현물시장과 선물시장의 수익률 및 거래량의 변동성에 미치는 영향을 만기효과와 가격제한폭외 기타 다른 요인도 고려하여 분석할 필요가 있다.

다섯째, KOSPI 200 선물시장도입 이후 선물시장에서의 가격제한폭 변경이 4회에 국한되어 있어 분석되는 통계현상들을 일반화하는데 어려움이 따른다.

이상의 問題點을 改善하여 현물시장과 선물시장의 수익률의 변동성과 유동성 및 시장반응에 미치는 영향을 분석하는 연구가 계속되어야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 이종원, RATS을 이용한 계량경제학, 박영사, 1997.
- 남명수, 안창모, “상하한가제도와 주가변동성”, 증권학회지, 제18집, 1995, pp.419-439.
- 선우석호, 주가제한폭 확대와 변동성, 한국증권학회 증권심포지움논집, 1996, pp.133-154.
- 정진호, 가격제한폭제도하에서의 균형주가추정에 관한 연구, 증권금융연구, 제2권 제2호, 1996, pp.133-152.
- 정한규, “KOSPI 200 현·선물간 최적헤지 비율의 추정”, 재무관리연구, 제16권 제1호, 1999. 6, pp.223-243
- 정한규, 임병진, “Error Correction Model에 의한 현·선물간 헷징”, 산업경제연구, 제11권 제5호, 1999. 6, pp.223-243.
- Akaike, H., “A New Look at Statistical Model Identification,” in *IEEE Trans. auto. Control*, 1974, pp.716-723.
- Brennan, Michael J., A Theory of Price Limits in Futures Markets, in *JFE*, 16, 1986, pp.213-233.
- Fama, Eugene F., “Perspectives on October 1987, or What Did We Learn from the Crash?” in *Black Monday and the Future of Financial Markets*, Kamphuis, Kormendi, and Watson. eds., Mid America Institute for Public Policy Research. Inc. , Chicago Illinois, 1989, pp.77-82.
- Kao, W., and C. Ma, Memories, Heteroscedasticity, and Price Limit in Currency Futures Markets, in *Journal of Futures Markets*, 1992, pp.679-692.
- Kuhn, B. A. “Do Circuit Breakers Moderate Volatility? Evidence from October,” in *The Review of Futures Markets*, 1989, pp.136-175.
- Kuhn, Betsey A., Kuserk, Gregory J., and Locke, Peter, “Do Circuit Breakers Moderate Volatility? Evidence from October 1989,” in *The Review of Futures Markets*, 1991, pp.137-150.
- Kyle, A. S., “Trading Halts and Price Limits,” in *The Review of Futures Markets*, 1988, pp.426-439.
- Lehmann, Bruce N., “Commentary : Volatility, Price Resolution, and the Effectiveness of Price Limits,” in *Journal of Financial Services Research*, 1989, pp. 205-209.

- Ma, Christopher K., Rao, Ramesh P., and Sears, R. Stephen, "Limit Moves and Price Resolution : The Case of the Treasury Bond Futures Market," in *Journal of Futures Markets*, Vol.9, No.4, 1989, pp.321-335.
- MacKinnon, J., "Critical Values for Cointegration Tests," in Long-run Economic Relationships Readings in Cointegration, Engle, R., and Granger, C., New York : Oxford University Press, 1991, pp.267-276.
- Maureen O'Hara, "Market Microstructure Theory," Blackwell, 1995.
- Miller, Merton H., "Commentary : Volatility, Price Resolution, and the Effectiveness of Price Limits," in *Journal of Financial Services Research*, 1989, pp.201-203.
- Morton B. Brown and A. B. Forsythe, "Robust Tests for the Equality of Variances," in *Journal of The American Statistical Association*, 1974, pp.364-367.
- McMillan, H. "Circuit Breakers in the S&P 500 Futures Market : Their Effect on Volatility and Price Discover in October 1989," in *The Review of Futures Markets*, 1990, pp.248-274.
- Nelson and Plosser, "Trends and Random Walks In Macroeconomic Time Series," in *Journal of Monetary Economics*, 1982, pp.139-162.
- Robert W. Kolb, *Understanding Futures Markets*(4th ed.), Blackwell Publishers, 1996, pp.21-24.
- Schwert, G. W. "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?" in *The Journal of Finance*, Vol.XLIV, No.5(1989), pp.1115-1153.
- Soren Johansen, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models" in *Econometrica*, No.59, 1991, pp. 1551-1580.
- Sutrick, K., Reducing the Bias in Empirical Studies Due to Limit Moves, in *Journal of Futures Markets*, 1993, pp.527-543.
- The Brady Report : Presidential Task Force on Market Mechanisms in Black Monday and the Future of Financial Markets, 1988, pp.199-200, "10월 추가대폭락에 관한 특별조사위원회 보고서", 주식, 한국증권거래소, 1989. 2. pp.10-97.