

# KOSPI 200 선물거래가 현물시장의 정보효율성에 미치는 영향

: 충격 - 반응분석을 중심으로

박종원\*

## <요 약>

한국증권거래소는 1996년 5월 3일부터 KOSPI 200을 대상으로 하는 주가지수선물을 거래하고 있다. 주가지수선물거래가 한국주식시장의 정보효율성에 어떠한 영향을 미쳤을까? Cox (1976)의 주장대로 주식시장의 효율성이 제고되었을까? 이에 대한 대답을 구하기 위해 본 논문에서는 오차수정모형의 구성을 통한 불균형충격반응분석과 예측오차의 분산분해를 이용하여 선물거래가 현물시장의 효율성에 미치는 영향을 직접적으로 검증하였다. 본 논문의 연구결과는 한국주식시장에서 선물거래의 도입 이후에 해외요인과 국내요인으로 대표되는 영구적 효과를 가지는 교란과 일시적 효과를 가지는 고유요인의 교란에 시장가격이 보다 신속히 반응하고 있음을 보여준다. 또한 KOSPI 200은 Non-KOSPI 200에 비해 해외요인의 교란에 보다 민감함을 보여주며, Non-KOSPI 200은 KOSPI 200에 비해 국내요인의 변동에 보다 민감하게 반응함을 보여준다. 고유교란에 대한 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 반응은 선물거래의 도입 이후에 교란에 대한 반응속도가 현저히 빨라졌음을 보인다. 그러나 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200간의 차이는 선물거래 도입 이후에 차별적인 변화를 보이지 못하고 있다. 예측오차의 분산분해결과는 전체적으로 선물거래의 도입 이후에 해외요인의 설명력이 커지고, 선물거래가 시장의 정보확산에 긍정적인 역할을 함을 보여준다. 이러한 연구결과는 한국주식시장에서 KOSPI 200 선물거래가 도입된 이후에 현물시장의 정보효율성이 약하나마 향상되었음을 보여주는 것이나 추가적인 연구가 필요함을 말해준다.

## I. 연구의 목적

“선물거래가 현물시장에 어떤 영향을 미치는가?”에 관한 논의는 파생상품에 관한

\* 제주대학교 경영학과 조교수

이 논문은 1997년도 한국학술진흥재단 지방대육성과제의 연구비지원을 받아 이루어졌습니다. 저자는 1998년도 한국재무관리학회 추계학술대회에서 유익한 토론을 하여 주신 포항공대의 구형건 교수와 학회 참석자들, 그리고 유익한 비평과 조언을 주신 익명의 심사위원께 감사드립니다.

거래가 시작된 이래로 재무론의 오랜 논의주제중의 하나다. 특히 금융상품에 대한 선물 및 옵션 거래가 도입된 1970년대 이후 이들 금융선물과 옵션이 기초증권시장에 미치는 영향에 관한 연구가 활발하게 진행되어 왔다. Cox(1976)는 선물거래로 인하여 정보가 시장가격에 반영되는 속도가 더욱 빨라지며 이에 따라 현물시장의 효율성이 증대된다고 주장하였다. 즉, 선물시장은 현물시장에 비해 첫째, 보다 낮은 거래비용으로 거래가 이루어지고, 둘째, 보다 적은 투자자금이 소요되며, 셋째, 공매에 제한이 없는 등 매매에 따른 제약요소의 크기가 작은 관계로 관련정보가 보다 신속하게 가격에 반영된다.<sup>1)</sup> 또한 선물가격에 반영된 정보는 현물시장과 선물시장간의 차익거래를 통하여 현물가격에 반영되므로 선물시장의 존재는 현물가격에 정보가 반영되는 속도를 더욱 빨라지게 하며, 따라서 현물시장의 정보효율성(informational efficiency)을 제고시킨다는 것이다.

한국증권거래소는 1996년 5월 3일부터 한국주가지수 200(이하 KOSPI 200)을 대상으로 하는 주가지수선물을 거래하고 있다. 주가지수선물거래가 한국주식시장의 정보효율성에 어떠한 영향을 미쳤을까? Cox(1976)의 주장대로 주식시장의 효율성이 제고되었을까? 이에 대한 대답을 구하는 것은 현재 거래되고 있는 선물거래뿐만 아니라 앞으로 개설될 파생상품거래의 경제적 의의를 평가하게 해주며 그 당위성을 제시해 준다는 점과, 거래제도의 개선에 대한 정책적 시사점을 제공해줄 수 있다는 점에서 매우 의미가 있는 작업이다.

관련분야에 관한 기존의 연구들은 대부분 선물거래가 현물시장의 변동성이나 유동성에 미치는 영향을 평가함으로써 선물거래가 현물시장의 효율성에 미치는 영향을 간접적으로 평가하고 있다. 그러나 선물거래가 현물시장의 변동성이나 유동성에 미치는 영향에 대한 분석의 결과는 시장상황에 따라서 그 해석에 어려움이 존재하며 변동성의 증감이나 유동성의 증감을 정보효율성의 증감과 바로 연결시킬 수가 없다.<sup>2)</sup> 이에 반하여 본 논문에서는 선물거래가 현물시장의 효율성에 미치는 영향을 보

1) 이와 관련해서는 Kawaller, Koch, Koch(1987), Stoll and Whaley(1990) 그리고 Chan(1992)을 참조할 수 있다.

2) Weller와 Yano(1987)는 일반균형분석을 통하여 특정상황하에서는 선물거래가 현물가격의 변동성을 줄일 수 있음을 보이고 있으며 Edwards(1988)는 미국시장의 주가지수선물과 금리선물거래에 대한 실증분석에서 선물거래가 현물시장의 변동성을 증가시키지 않음을 보이고 있다. Conrad(1989)는 미국시장에서의 콜옵션의 도입을 전후하여 기초주식의 변동성이 감소하고 있음을 보이고 있다. 반면에 Brorsen(1991), Brorsen, Oellermann, Farris(1989), Harris(1989)등의 연구에서는 선물거래가 단기적으로는 현물시장의 변동성을 증가시킴을 보이고 있다. 한국주식시장에

다 직접적으로 분석해보고자 한다.<sup>3)</sup>

앞서 논의한대로 선물가격은 현물가격에 비해 정보를 신속하게 반영한다. 또한 선물거래 대상이 되는 기초자산은 선물거래가 이루어지지 않는 동종의 자산에 비하여 보다 빨리 정보를 반영하며, 새로이 발생한 정보를 반영하여 새로운 균형가격으로 조정되는 과정 역시 보다 신속하게 이루어진다. 따라서 한국주식시장에서 KOSPI 200을 구성하는 종목들이 그에 대응되는 KOSPI 200에 포함되지 않은 종목들에 비해 시장공통요인의 교란(shock)에 보다 빠르게 반응할 것이다.<sup>4)</sup> 즉, Cox(1976)의 주장대로

---

대한 연구에서 권택호와 박종원(1997, 1998a)은 선물거래의 도입 이후 주식시장의 변동성이 상대적으로 감소되었으며 시장가격의 가격발견기능이 약하나마 증가되었다고 주장하고 있다. 반면에 변중국(1998)은 선물거래 도입 이후 현물시장의 변동성이 증가하였다고 보고하고 있다. 기존의 실증연구에서 나타나는 이러한 상반된 결과들은 다음과 같은 효과들의 단편적인 반영이라 할 수 있다. 첫째로, 선물거래에 따른 가격의 정보반영속도의 증가는 새로운 정보에 대한 현물가격의 반응을 보다 민감하게 함으로써 현물가격의 변동성을 증가시키게 된다. 또한 선물시장에 참가하는 투자자들이 정보를 가지지 못한 일반투자자(uninformed traders)들로 구성된다면 이들의 영향으로 인하여 현물시장의 변동성은 단기적으로 더욱 크게 나타날 것이다. 둘째로, 이와 상반되게 선물시장에 참가하는 투자자들이 정보를 가진 투자자들(informed traders)로 이루어진다면 이들은 보다 정확한 가격으로 정보를 가지지 못한 투자자들의 거래욕구에 대응함으로써 거래의 불균형을 크게 줄여주고 현물가격의 변동성을 줄이게 될 것이다. 또한 선물시장에 참가하는 투자자들은 재고의 보유를 통한 다기간 차익거래(intertemporal arbitrage transaction)를 통하여 기초자산가격의 불확실성을 줄일 수 있게 된다. 이와 같이 선물거래가 현물가격의 변동성에 미치는 효과는 시장상황에 따른 문제로 해석될 수 있다. 선물거래가 현물시장의 유동성에 미치는 영향은 다음과 같이 논의될 수 있다. 첫째로, 선물거래가 가져다주는 위험헷징의 기능과 현물-선물간의 차익거래, 재고의 보유를 통한 다기간 차익거래를 이용한 불확실성의 제거가능성 등은 현물시장의 유동성을 제고시킨다. 또한 선물시장에 참가하는 투기가(speculator)들의 투기기능은 정보를 갖지 못한 투자자들의 거래욕구를 보다 원활히 충족시키게 되고, 선물거래로 인하여 창출되게 되는 장래의 현물가격과 시장의 수요공급상황에 관한 새로운 정보들은 현물가격이 보다 효율적으로 형성되게 함으로써 투자자들의 거래비용을 줄일 수 있게 해준다. 이러한 유동성의 증대와 관련된 예로 Burns(1983)는 미국시장에서의 GNMA채권에 대한 평균유동성비용(bid-ask spread)은 선물거래의 도입 후에 약 1/3 ~ 1/2정도가 줄었음을 보고하고 있다. 둘째로, 이와는 달리, 만일 선물시장이 새로운 투자자를 유인하지 못하고 기존 현물시장의 투자자들을 분산시키는 효과를 가지고 온다면 선물거래로 인하여 오히려 단기적으로는 현물시장의 유동성이 감소하는 양상을 나타내게 될 것이다.

- 3) 시장효율성의 의미는 새로운 정보에 대한 가격반응의 정확성과 신속성의 두 가지 관점에서 파악할 수 있다. 이 중 본 논문에서는 새로운 정보에 대한 가격반응의 신속성에 초점을 맞추어 분석한다.

선물거래가 시장의 효율성을 제고시키는 역할을 한다면 KOSPI 200을 구성하는 종목들이 그에 대응하는 종목들에 비하여 시장공통요인의 변화에 보다 신속하게 반응하여 대응종목들의 가격변화를 선도하는 양상을 보일 것이다. 또한 공통요인의 교란에 주식가격이 반응하여 새로운 균형가격으로 조정되는 과정 역시 KOSPI 200을 구성하는 종목들이 그에 대응하는 종목들에 비해 더욱 신속하게 이루어질 것이다.

본 논문에서는 KOSPI 200에 대한 선물거래가 현물시장의 효율성에 미치는 영향을 동태분석(dynamic analysis)을 통하여 분석해보고자 한다. 이를 위해 시장에 투입된 새로운 정보에 대한 KOSPI 200 구성종목과 대응종목들의 가격반응양태를 벡터오차수정모형(vector error correction model)의 구성을 통한 불균형충격반응분석(disequilibrium impulse response analysis)을 이용하여 분석한다. 특히 시장에 가해진 교란에 시장가격이 반응하는 경로와 새로운 균형가격에 도달하는 과정이 선물시장의 개설을 전후하여 어떤 변화가 있는지를 분석해본다.<sup>5)</sup>

이러한 분석을 통하여 선물거래가 정보의 전달과정에 미치는 영향에 대한 분석이 가능할 것이며 선물거래의 도입에 따른 정보효율성의 제고 논의에 대한 검증은 보다 구체적으로 할 수 있을 것이다.

## II. 연구내용 및 방법론

### 1. 연구내용

KOSPI 200 선물거래가 현물시장에 미치는 영향은 선물거래에서 생성되고 인지된 정보가 현물시장에 반영되는 경로가 어떠한가에 달려있다. 동일자산에 대한 현물시장과 선물시장간의 관계는 기본적으로 밀접히 연관되어있다. 더우기 양 시장에 참가하고 있는 투자자들의 구성이 크게 다르지 않다면 각 시장의 거래과정에서 발생한 정보는 즉각적으로 다른 시장에 반영되어 시장의 정보효율성을 제고시키게 될 것이다. 일반적으로 현물시장은 선물시장에 비해 거래비용의 크기, 공매의 제한, 투자자

---

4) KOSPI 200 선물거래에 따른 현물가격의 가격발견기능의 변화에 대한 연구로 권택호와 박종원(1998a)을 참조할 수 있다.

5) Park(1990a)에 의하여 개발된 불균형충격반응분석은 주어진 교란을 시장가격이 기존의 균형경로에서 이탈하게 만드는 것으로 해석하며, 균형점에서 이탈한 가격이 어떻게 새로운 균형점으로 조정되어 가는가를 동태적으로 추적할 수 있게 한다.

금의 규모 등 보다 많은 제약을 가지며 이에 따라 정보가 신속하게 가격에 반영되는 것이 지연된다. 따라서 시장에 투입된 새로운 정보는 선물가격에 더욱 빨리 반영되고 일정한 시차를 두고 현물가격에 반영된다. Kawaller, Koch, Koch(1987)와 Stoll과 Whaley(1990), 그리고 Chan(1992) 등은 S&P 500 선물가격이 S&P 500 현물가격을 선도함을 보여주고 있으며 은철수와 장호윤(1998)은 한국주식시장에서 거래되는 KOSPI 200 선물가격이 현물가격을 선도함을 보여주고 있다.

선물거래과정에서 발생한 미래의 현물가격에 관한 예측정보와 시장의 수요·공급 상황에 관한 예측정보 등은 시장간 차익거래를 통하여 현물시장에 반영된다. 그러나 불완전한 현실시장에서는 선물가격과 현물가격간에 그리고 선물거래대상종목과 비대상종목간에 정보반영의 시차가 발생한다. 따라서 한국주식시장에서 선물거래 대상지수인 KOSPI 200을 구성하는 종목들과 KOSPI 200을 구성하지 않는 대응종목들 사이에는 정보반영의 시차가 존재할 것이다. 시장 공통요인에 가해진 교란에 대해 선물가격이 먼저 반응을 할 것이므로, 현물시장을 구성하는 종목들간에 이루어지는 정보의 전이는 KOSPI 200을 구성하는 종목들이 교란에 먼저 반응을 하고 이어 선물거래지수에 포함되어 있지 않은 대응종목들이 반응을 하게 될 것이다.

본 논문에서는 이러한 논의를 바탕으로 시장에 가해진 공통요인의 교란에 대한 KOSPI 200의 반응과정과 그에 대응하는 종목들의 반응과정에 차이가 존재하는지를 분석해 보고자 한다. Cox(1976)의 주장처럼 선물시장이 현물시장의 효율성을 제고시킨다면 선물거래의 도입 이후에 시장교란요인에 의하여 균형에서 이탈한 KOSPI 200 현물가격이 균형으로 회귀하는 속도는 더욱 빨라질 것이다. 또한 정보반영의 lead-lag 효과에 의해 선물거래 대상인 KOSPI 200 구성종목으로부터 대응종목으로의 정보의 전이가 발생한다면, 선물거래의 도입 이후에 KOSPI 200과 대응종목들간에 존재하는 시장교란요인에 대한 반응과정과 균형으로의 회귀과정의 차이는 더욱 차별적으로 나타날 것이다.

## 2. 연구방법론

본 논문의 기본주제인 선물거래의 도입에 따른 현물시장의 정보효율성의 변화는 선물거래가 도입된 후의 현물가격의 정보반영과정을 선물거래가 없을 경우와 비교하여 분석할 수 있다. 자주 이용되는 하나의 방법은 시계열분석을 이용하여 선물거래의 도입 전과 후에 시장교란요인에 대한 선물가격 및 현물가격의 반응양상과 선물거래

대상종목과 비대상종목의 시장교란요인에 대한 반응양상을 비교하는 것이다. 본 연구에서는 선물거래의 도입을 전후하여 선물거래 대상종목과 비대상종목의 시장교란요인에 대한 반응양상에 어떤 변화가 발생했는지를 분석하고자 한다.

### (1) 표본지수와 시장교란요인

본 논문에서는 KOSPI 200을 구성하는 종목들의 포트폴리오(검증표본: 이하 KOSPI 200)와 이에 대응하는 KOSPI 200을 구성하지 않는 종목들의 포트폴리오(대응표본: 이하 Non-KOSPI 200 or NKOSPI 200)를 구성하여 각 포트폴리오에 대한 시가총액식 주가지수(표본지수)를 구성하여 이들이 시장교란요인에 어떻게 반응하는지를 분석한다. 지수 계산의 기준이 되는 측정기간은 일별자료이며, Non-KOSPI 200은 KOSPI 200을 구성하는 종목들과 가장 유사한 종목들을 추출하여 구성한다. 이를 바탕으로 각 표본지수의 시장교란요인에 대한 반응양상을 검증한다. 시장교란요인은 해외요인과 국내요인으로 구분하며 해외요인의 변동을 나타내는 대응치로는 환율(원-달러 환율)의 변동을 사용하고 국내요인의 변동을 나타내는 대응치로는 종합주가지수(KOSPI)의 변동을 사용한다.

### (2) 공적분관계식과 오차수정모형

본 논문에서는 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200, 종합주가지수, 그리고 환율의 시계열이 개별적으로 단위근(unit-root)을 갖는 것으로 가정한다. 주가와 환율 등의 시계열이 단위근을 가지는 불안정한 시계열로(또는 보다 일반적으로 적분된(integrated) 시계열로) 잘 모형화된다는 것은 별 의의없이 받아들여지고 있다.<sup>6)</sup> 단위근을 갖는 각 표본지수가 종합주가지수 및 환율의 확률추세들과 장기균형관계를 갖는다고 가정하여 다음과 같은 공적분(co-integration) 관계식을 구성하였다.

$$s_{i,t} = b_{0i} + b_{1i}x_t + b_{2i}s_t + u_{i,t} \quad (1)$$

단,  $s_{i,t}$  : t 시점의 KOSPI 200 가격(i=1) 및 Non-KOSPI 200 가격(i=2)

6) 단위근이 존재하는 시계열자료의 특성에 대해서는 Dickey and Fuller(1981)와 Engle and Granger(1987)참조.

$x_t$  : t 시점의 환율

$s_t$  : t 시점의 종합주가지수

$u_{i,t}$  : covariance stationary process

각 표본지수의 장기균형경로를 의미하는 식(1)에서 장기균형관계는  $\{b_{1i}\}$ 와  $\{b_{2i}\}$ 에 의해 특징지워진다. 각 표본지수가 시장교란요인에 의해 균형에서 이탈했을 때 장기균형경로를 향해 조정되어 나가는 동태적 과정을 살펴보기 위해서는 구체적인 동태 모형(dynamic model)이 필요하다. 이를 위해 다변량 시계열  $X_t$ 를 다음과 같이 정의한다.

$$X_t = (x_t, s_t, s_{1t}, s_{2t})'$$

이후 다음과 같은 p차의 벡터자기회귀식(VAR(p))으로 축약형 모형(reduced form model)을 설정한다.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{단, } \varepsilon \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad \varepsilon_t = (\varepsilon_{xt}, \varepsilon_{st}, \varepsilon_{s1t}, \varepsilon_{s2t})'$$

식(1)의 공적분 가정에 의해 식(2)의 VAR모형은 다음과 같은 오차수정모형(vector error correction model)으로 다시 쓸 수 있다.<sup>7)</sup>

$$\Delta X_t = AB'X_{t-1} + \sum_{k=1}^{t-1} C_k \Delta X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{단, } \Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

$A$  : 오차수정계수행렬

$B$  : 공적분벡터행렬,  $B = (-B_0', I)'$

$B_0$ 는 i 번째 열이  $(b_{0i}, b_{1i}, b_{2i})$ 로 주어지는 행렬

식(3)은  $X_t$ 가 자신의 시차변수들과 과거기간에 발생한 불균형효과의 함수로 설명

7) 이에 대해서는 Engle and Granger(1987)을 참조할 수 있다.

됨을 보여준다.  $A$ 는 오차수정계수행렬이며  $B'X_{t-1}$ 은 불균형오차항을 의미한다.<sup>8)</sup> 과거기간동안에 발생한 불균형오차항은 오차수정계수행렬  $A$ 가 가지는 메카니즘대로 수정되어 현재가격에 반영된다.

오차수정모형 식(3)은 장기균형관계뿐만 아니라 단기동학도 구체적으로 나타내고 있다. 표본지수  $i$ 에 존재하는 불균형오차는 다음과 같이 나타난다.

$$b_i'X_{t-1} = s_{i,t-1} - b_{0i} - b_{1i}x_{t-1} - b_{2i}s_{t-1} \quad (4)$$

단,  $b_i$ : 행렬  $B$ 의  $i$ 번째 열

식(4)의 분석을 통해 선물거래의 도입을 전후하여 표본지수의 오차수정메카니즘과 장기균형관계에 변화가 있었는지를 살펴볼 수가 있다.

### (3) 교란요인에 대한 가정

본 논문에서는 시장교란요인에 대한 각 표본지수의 반응경로를 구체적으로 살펴보기 위하여 다음과 같은 가정하에 불균형충격반응분석을 수행한다.

첫째, 해외요인과 국내요인은 모형내의 모든 변수들에 의해 공유되는 확률적 추세(stochastic trend)라고 가정한다. 이러한 가정에 따라 시장에 교란이 발생했을 때 오차수정모형이 어떻게 움직이는지를 보기 위해 식(3)에서 행렬  $B$ 의 분해와 마찬가지로 행렬  $A$ 를 분해하자.

$$A = (A_1', A_2') \quad A_1 : 3 \times 2 \text{ 행렬}, \quad A_2 = 2 \times 2 \text{ 행렬}$$

$A^*A = 0$ 로  $A^*$ 를 정의하면  $A^*\Delta X_t$ 는 오차수정항을 갖지 않는다. 이는  $A^*\Delta X_t$ 로 정의되는 확률적 추세는 모형의 외부에서 주어짐을 의미한다. 따라서, 전체모형은 외부에서 유입된 확률적 추세(공통추세, common trend)로부터 오차수정메카니즘을 통하여 움직이는 것으로 해석할 수 있다.<sup>9)</sup> 본 연구의 경우 해외요인과

8) 식(3)이  $t-1$ 기에 발생한 불균형이  $t$ 기에 수정됨을 나타내는 것은 아니다. 오차수정계수는 단지  $t-1$ 기에서  $t-p$ 기 사이에 일어난 불균형의 효과를 나타낸다. 박준용(1997) p.20 참조.

9) 이와 같은  $X_t$ 의 선형결합을 Stock and Waston(1988)과 Park(1990a)은 공통추세(common trend)라 부르고 있다.



국내요인으로 특징지워지는 2개의 선형독립인 공통추세가 존재함을 가정하는 것이며 이를 위해 행렬  $A$ 에  $A_1 = 0$ 이라는 제약을 부여한다.

둘째, 해외요인과 국내요인은 각 표본지수들의 시차차분변수들에 의해 직접적인 영향을 받지 않는다고 가정한다. 따라서 해외요인과 국내요인은 오직 그들의 시차변수에 의해서 영향을 받는다. 이러한 가정은 해외요인과 국내요인의 변동을 각 표본지수에 가해지는 외생적 충격으로 가정하는 것이다.

셋째, 각 표본지수의 변동은 표본간에 직접적으로 관련이 없다고 가정한다. 이러한 가정은 각 표본지수가 서로 관련이 없음을 의미하는 것은 아니다. 다만, 이들 표본지수들의 변동이 공통요인인 해외요인 및 국내요인의 시차변수와 각 표본지수 고유의 불균형오차, 그리고 각 표본지수의 시차변수에 의해 설명됨을 뜻한다. 이러한 가정에 따라 행렬  $A_2$ 는 대각행렬(diagonal matrix)이 되게 된다.

#### (4) 불균형 충격반응분석

앞서의 가정하에 Park(1990a)에 의해 개발된 불균형충격반응분석이 수행될 수 있다. 불균형 충격반응 분석은 현재의 상태가 균형임을 가정하고 교란요인들의 교란에 의하여 시스템이 균형에서 이탈했을 때 균형으로 회귀하는 동태적 조정과정을 살펴보는 것이다. 모형내의 모든 변수들이 안정적이라면 모형에 가해진 충격(교란)은 각 변수들의 미래 값에 일시적인 효과만을 가지며, 각 변수들이 단위근만을 가지는 경우에는 이와 정 반대로 모든 교란이 영구적인 효과를 갖게 된다. 그러나 본 논문에서와 같이 단위근과 공적분이 함께 존재하는 경우 모형에 가해진 교란은 영구적인 효과를 갖는 것과 일시적인 효과를 갖는 것이 함께 존재한다. 만일 교란이 영구적인 것이라면 모형은 새로운 균형으로 조정될 것이며 교란이 일시적인 것이라면 모형은 교란이 발생하기 전의 상태로 돌아갈 것이다.

본 연구에서는 이러한 조정과정을 살펴보기 위해  $\{e_t^f\}$ 를 해외교란으로  $\{e_t^d\}$ 를 국내교란으로 정의하고  $\{e_{i,t}\}$ 는  $i$  번째 표본지수의 고유교란요인으로 정의한다. 이러한 정의하에 구조형 벡터자기회귀모형(structural VAR Model)을 다음과 같이 쓸 수 있다.<sup>10)</sup>

10) 엄밀한 의미에서 구조형모형이라는 용어가 적합하지 않을 수 있으나 그대로 사용한다..

$$FX_t = F_1 X_{t-1} + \dots + F_p X_{t-p} + e_t \quad (5)$$

단,  $Var(e_t) = \Lambda$ ,  $\Lambda$  : 대각행렬

식(2)의 축약형모형과 식(5)의 구조형모형에서의 교란항은 다음의 관계를 갖는다.

$$F \varepsilon_t = e_t \quad (6)$$

$$\varepsilon_t^x = e_t^f$$

$$\varepsilon_t^s = e_t^d + \alpha e_t^f$$

$$\varepsilon_{i,t} = e_{i,t} + \beta_{1i} e_t^d + \beta_{2i} e_t^f$$

식(6)은 교란의 식별을 위해 인과사슬을 이용한 것이다. 즉, 해외요인의 교란이 국내경제에 영향을 미치고 해외요인과 국내요인의 교란이 각각 표본지수의 교란에 영향을 줌을 모형화한 것이다. 식(6)에서와 같이 F를 단위대각원소들을 가지는 하삼각행렬(lower triangular matrix)로 제약하면 식(6)의 모수들은 축약형 VAR의 오차항의 분산을 콜레스키분해(Choleski decomposition)함으로써 구할 수 있다. 본 논문에서는 해외요인과 국내요인이 공통추세임을 가정했으므로  $\{e_t^f\}$ 와  $\{e_t^d\}$ 는 영구적인 효과를 가지는 교란이 되며,  $\{e_{i,t}\}$ 는 일시적인 효과를 가지는 교란이 된다.<sup>11)</sup> 따라서 해외요인과 국내요인에 교란이 발생하였을 경우 각 표본지수의 가격은 교란에 반응하여 새로운 균형가격으로 조정될 것이며 각 표본지수의 고유요인에 교란이 발생하였을 경우 일정시간이 경과한 후에 원래의 상태로 회귀하게 될 것이다. 본 논문에서는 이러한 반응경로와 조정시간의 분석을 통해 선물시장의 도입이 현물시장의 정보효율성을 얼마나 제고시키는지 구체적으로 분석해 볼 것이다. 선물시장 개설 전후의 KOSPI 200 포트폴리오의 교란요인에 대한 반응과정의 비교와 KOSPI 200 포트폴리오와 이에 대응하는 Non-KOSPI 200 포트폴리오의 교란요인에 대한 반응과정을 비교분석함으로써 선물시장이 현물시장의 효율성에 미친 영향을 검증하게 된다.

11) 보다 일반적으로 다음과 같이 정의할 수 있다.  $\varepsilon_t = P e_t^P + T e_t^T$ 로 정의하여  $e_t^P$ 는 영구적인 효과를  $e_t^T$ 는 일시적인 효과를 가지는 교란을 표시한 것으로 설정할 수 있다.  $e_t^T$ 가 실제로 일시적이기 위해서는  $A^* T = 0$ 을 만족시켜야 한다. 본 연구에서  $e_t^P = (e_t^f, e_t^d)'$ 이고  $e_t^T = (e_{1t}, e_{2t})'$ 이며, 식(6)이 성립할 때  $A_1 = 0$ 의 가정은  $A^* T = 0$ 을 의미하게 된다. 자세한 것은 Park(1990a)참조

### Ⅲ. 실증분석과 결과의 해석

#### 1. 표본자료

분석에 사용된 표본기간은 한국주식시장에서 KOSPI 200에 대한 선물거래가 거래되기 시작한 1996년 5월 3일을 기준으로 전후 1년씩의 기간이다. 즉, 전체 표본기간은 1995년 5월 1일부터 1997년 4월 30일까지이며 이를 1996년 5월 3일을 기준으로 하위기간 1(1995년 5월 1일 ~ 1996년 5월 2일)과 하위기간 2(1996년 5월 3일 ~ 1997년 4월 30일)로 구분하여 분석한다. 해외요인의 대응치로는 일별 원-달러 환율자료를 사용하였으며 국내요인의 대응치로는 한국종합주가지수(KOSPI)의 일별 가격자료를 사용하였다. 표본지수는 1990년 1월 3일을 기준일로 하여 계산된 KOSPI 200과 이에 대응되는 Non-KOSPI 200의 시가총액식 주가지수이다. KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 가격산출을 위한 종목별 가격자료는 한국증권거래소의 데이터 베이스(KSE Database)에서 제공하는 일별 주가자료를 이용하였다.

분석에 사용된 KOSPI 200을 구성하는 종목들은 1997년 4월 30일 현재 주식가격과 발행주식수, 그리고 베타 등을 확인할 수 있는 종목으로 한정하였으며 그에 대응되는 Non-KOSPI 200을 구성하는 종목들은 <표 1>에 제시된 KOSPI 200을 구성하지 않는 종목들 중에서 Harris(1989)의 방법에 따라 KOSPI 200 구성종목과 가장 근사한 종목들을 선정하였다.<sup>12)</sup> 표본을 구성하는 종목의 수는 각 연도내에서 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200이 업종별로 일치하도록 구성하였다. 분석에 사용된 KOSPI 200 구성종목의 업종별 분류와 종목의 수, 그리고 KOSPI 200을 구성하지 않는 종목에 대한 자료가 다음의 <표 1>에 제시되어 있다.

12) 대응표본의 구성과정은 다음과 같다. 먼저 주식시장에서 거래되는 종목들의 특성을 나타내는 변수로 각 주식들의 베타와 주가, 그리고 해당 주식의 총시장가치(주가×발행주식수)를 구한다. 다음에 이들 특성치들을 이용하여 KOSPI 200을 구성하는 각 종목들과 가장 근사한 특성을 가지는 KOSPI 200의 종목들을 선정한다. 종목선정의 기본원리는 KOSPI 200 구성종목과 이에 대응되는 대응표본을 구성하는 종목들이 특성변수들의 벡터공간(vector space)에서 가지는 거리(norm)가 최소화되도록 하는 것이다. 보다 자세한 내용은 Harris(1989)의 각주 9에 제시되어 있다.

<표 1> KOSPI 200 종목과 KOSPI 200 외 종목을의 구성상태

연도 \ 업종		제조업	전기.가스업	유통.서비스.통신	금융업	합계
1995	KOSPI 200	136	14	14	30	194
	KOSPI 200외	339	33	46	55	473
1996	KOSPI 200	135	17	14	28	194
	KOSPI 200외	356	35	49	66	506

\* 업종의 구분은 KOSPI 200 구성종목에 대한 1997년 4월 30일 현재의 한국증권거래소의 분류 기준에 의함.

## 2. 실증분석결과와 해석

### (1) 단위근과 공적분의 검정

본 논문에서 사용하는 기본방법론인 불균형 충격반응분석을 이용하기 위해서는 각 수준변수들에 단위근이 존재하며 변수들간에 공적분관계가 성립하는지의 여부가 매우 중요하다. 실제 시계열에 단위근이 존재하는지를 확장된 Dickey-Fuller(ADF)검정과 Phillippe-Perron(PP) 검정을 이용하여 살펴보았다. 이들 단위근 검정은 시계열  $\{y_t\}$ 에 대해 다음의 회귀식에서  $a_1$ 의 계수가 0인가를(PP검정의 경우  $\tilde{a}_1=0$ ) 검정하는 것이다.

$$\text{ADF검정} : \Delta y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \sum_{j=1}^p a_{j+1} \Delta y_{t-j} + u_t \quad (7-1)$$

$$\text{PP검정} : y_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 y_{t-1} + \tilde{a}_2 \left(t - \frac{T}{2}\right) + u_t \quad T \text{는 관측치의 수} \quad (7-2)$$

단위근 검정의 결과가 <표 2>에 제시되어 있다.<sup>13)</sup>

<표 2>의 검정결과는 환율과 KOSPI, KOSPI200, 그리고 NKOSPI200의 모든 시계열이 전 표본기간에서 단위근을 가짐을 나타낸다.

두 개의 표본지수와 환율, KOSPI 간에 공적분관계가 존재하는지를 요한슨 공적분 검정(Johansen procedure)을 이용하여 검증하였다. 요한슨검정은 시계열간에 가지는

13) ADF검정에서 모형에 포함되는 차분변수의 시차의 크기는 t-검정과 F-검정을 통해 3으로 결정했다

<표 2> 단위근 검정의 결과

시계열 구분	환율	KOSPI	KOSPI200	NKOSPI200
전체기간				
ADF 검정	-1.59	-2.16	-2.52	-2.62
PP 검정	-1.65	-2.61	-2.52	-2.45
하위기간 1				
ADF 검정	-2.81	-1.55	-1.57	-2.14
PP 검정	-3.12	-1.56	-1.59	-2.00
하위기간 2				
ADF 검정	-2.11	-2.47	-2.62	-2.38
PP 검정	-2.27	-2.56	-2.71	-2.44

주) \* ADF 검정과 PP 검정의 1% 유의수준에서의 임계치는 전체기간, 하위기간 1, 하위기간 2에서 각기 -3.98, -4.00, -4.00임.

\* 표의 모든 변수는 원래의 수준변수에 자연대수를 취해준 것임.

공적분관계의 수와 모형의 모수들을 최우추정(MLE)으로 추정하고 검정하는 방법으로 Dickey-Fuller의 단위근 검정방법을 다변량의 경우로 확장한 것으로 볼 수 있다. 검정결과가 다음의 <표 3>에 제시되어 있다. <표 3>에서 우도비율은 요한슨이 제시한 표본공분산행렬의 trace(r) 통계량으로 귀무가설은 “공적분의 수가 r개보다 작거나 같다”이다.

<표 3> 요한슨 공적분검정의 결과

1. KOSPI 200, 환율, KOSPI 간의 공적분관계

우도비율(LR)	5%임계치	1%임계치	귀무가설
30.25	29.68	35.65	공적분관계의 수 = 0
11.26	15.41	20.64	공적분관계의 수 = 1
0.66	3.76	6.65	공적분관계의 수 = 2

2. NKOSPI 200, 환율, KOSPI 간의 공적분관계

우도비율(LR)	5%임계치	1%임계치	귀무가설
32.62	29.68	35.65	공적분관계의 수 = 0
11.28	15.41	20.64	공적분관계의 수 = 1
0.72	3.76	6.65	공적분관계의 수 = 2

\* 임계치는 Johansen-Juselius(1990)에 의함.

요한슨공적분검정의 결과 KOSPI 200과 NKOSPI 200이 환율과 KOSPI와의 사이에서 모두 5% 유의수준에서 공적분의 수가 1개보다 작거나 같다는 귀무가설을 기각할 수 없다. 따라서 두 표본지수는 각각 환율과 KOSPI와의 사이에서 1개의 공적분 관계를 갖는다고 결론지을 수 있다.

(2) 장기균형관계식의 추정

각 표본지수가 국내 및 해외요인과 갖는 장기균형관계가 어떠한지를 보기 위해 식 (2)의 공적분관계식을 추정했다. 이후 공적분회귀식의 잔차가 안정적인지를 보기 위해 잔차항에 대한 단위근 검정을 실시했다. 공적분회귀식의 추정결과와 잔차항에 대한 단위근 검정의 결과는 다음의 <표 4>와 같다.

<표 4> 공적분회귀식의 추정결과와 ADF 검정의 결과

모형:  $s_{i,t} = b_0 + b_1x_t + b_2s_t + u_{i,t}$

구분 \ 시계열	KOSPI200	NKOSPI200
공적분회귀식		
b0	2.16(7.98)	6.54(4.03)
b1	-0.69(-23.95)	-0.38(-2.15)
b2	1.04(85.81)	0.15(2.23)
단위근검정		
ADF	-9.72	-10.31
PP	-19.20	-16.90

주) \* 공적분회귀식의 추정결과는 이분산성이 조정된 일치추정량임

\*\* 단위근검정의 1%유의수준의 임계치는 -3.98임.

<표 4>의 추정결과는 두 표본지수와 환율 및 KOSPI 간의 공적분회귀식의 모수들이 모두 유의적임을 보여준다. 각 계수들은 모두 5% 유의수준에서 유의적이며 두 표본지수 모두 해외요인과는 음(-)의 관계를 그리고 국내요인과는 정(+)의 관계를 갖는다. 상대적으로 볼 때 KOSPI 200이 NKOSPI 200에 비해 해외요인 및 국내요인과 갖는 균형관계가 강하게 나타나고 있으며 그 계수의 절대적인 크기 또한 큰 것으로 나타나고 있다.

선물거래의 도입을 전후하여 표본지수와 KOSPI 및 환율간에 가지는 장기균형관계에 변화가 있는지를 보기 위해 하위기간 1, 2의 공적분관계식에 유의적인 차이가 존재하는지를 검정하였다. 검정방법은 각 기간별로 추정된 공적분관계식의 모수에 차이가 있는지를 보는 것이다. 검정의 결과는 다음의 <표 5>와 같다.

<표 5> 하위기간 1, 2의 구조변화 검정

$$\text{모형: } s_{i,t} = b_0 + b_1x_t + b_2s_t + \gamma_0D + \gamma_1(D*x_t) + \gamma_2(D*s_t) + u_{i,t}$$

구분 \ 시계열	KOSPI200	NKOSPI200
b0	-1.99(-8.13)	30.22(7.62)
b1	-0.069(-2.16)	-3.68(-6.74)
b2	1.04(158.42)	-0.10(-1.21)
$\gamma_0$	2.60(5.23)	-25.49(-5.98)
$\gamma_1$	-0.41(-7.24)	3.39(5.93)
$\gamma_2$	0.01(0.64)	0.44(3.80)
검증통계량( $\chi^2(3)$ )	1167.67	58.94
유의수준	0.0000	0.0000

D: 하위기간 1에는 0, 하위기간 2에는 1을 갖는 더미변수

검증가설 :  $\gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$

<표 5>의 결과는 하위기간 1과 하위기간 2의 장기균형관계에 큰 차이가 있음을 나타낸다. 하위기간 1과 하위기간 2를 구분하는 더미변수들은 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 모두에서 유의적으로 추정되며 이들 계수들이 모두 0이라는 귀무가설은 기각된다. 따라서 하위기간 1과 하위기간 2의 균형관계에 유의적인 차이가 있다고 결론지을 수 있다.

<표 5>의 결과를 바탕으로 하여 하위기간별로 공적분회귀식을 추정한 결과가 <표 6>에 제시되어 있다. 공적분회귀식은 두 기간 모두 대체적으로 유의적으로 추정된다 그러나 NKOSPI 200의 경우 하위기간 1에는 해외요인과의 관계는 유의적이거나 국내요인과는 5% 유의수준에서 유의성이 없다. 반대로 하위기간 2에는 해외요인과의 관계는 덜 유의적이거나 국내요인과는 매우 유의적인 관계를 보여주고 있어 기간별로 각 요인의 설명력에 큰 차이가 있음을 나타내주고 있다.

<표 6> 하위기간별 공적분회귀식의 추정결과

구분 시계열	하위기간 1			하위기간 2		
	b0	b1	b2	b0	b1	b2
KOSPI200	-1.990 (-8.13)	-0.069 (-2.16)	1.040 (158.42)	0608 (1.41)	-0.477 (-11.90)	1.053 (56.41)
NKOSPI200	30.22 (7.62)	-3.686 (-6.74)	-0.101 (-1.21)	4.73 (3.04)	-0.296 (-1.79)	0.339 (4.22)

(3) 불균형충격반응분석

추정된 공적분관계를 기초로 불균형충격반응분석(disequilibrium impulse response analysis)과 예측오차의 분산분해(variance decomposition)를 실시하여 국내요인과 해외요인의 교란이 각 표본지수에 미치는 영향과 조정과정이 하위기간별로 차이가 나는지를 살펴보았다. 분석의 기초는 식(3)에 제시된 오차수정모형이다. 먼저 앞에서 추정된 장기균형관계식의 모수(공적분계수)를 행렬 B에 대입하고 공통추세의 가정을 전제로 하여 식(3)의 나머지 모수들을 추정하였다. 즉, 1차 차분된 KOSPI와 환율은 이들의 과거차분변수로 이루어진 설명변수들에 대해 회귀하였고, 차분된 각 표본지수는 그들의 과거차분변수와 불균형오차항, 그리고 환율과 KOSPI의 차분변수들에 대해 회귀하였다. 이를 식으로 나타내면 식(8)과 같으며, 오차수정계수의 추정결과는 <표 7>에 나타난 있다.

$$\Delta s_{i,t} = \alpha (s_{i,t-1} - b_0 - b_1 x_{t-1} - b_2 s_{t-1}) + \sum \delta \text{lagged}(\Delta s_{i,t}, \Delta s_t, \Delta x_t) + v_{i,t} \quad (8)$$

<표 7> 오차수정계수

구분 시계열	KOSPI200	NKOSPI200
전체기간	-0.0114(-2.47)	-0.0251(-2.92)
하위기간 1	-0.0541(-2.30)	-0.0171(-1.66)
하위기간 2	-0.0310(-1.74)	-0.0436(-3.01)

<표 7>에 제시된 것과 같이 오차수정계수는 각 표본지수에서 대체적으로 모두 유의하며 추정된 값은 모두 음(-)을 나타내 오차수정모형이 안정적임을 보여준다. 즉,



장기균형관계에 의해 설명되지 않는 이번 기의 표본지수의 상승은 다음 기에 표본지수의 하락을 가져옴을 나타낸다. 또한 오차수정계수의 값은 모두 -2와 0사이에 있어 오차수정메카니즘이 안정조건을 충족시키는 범위 안의 값을 가짐을 보여준다.<sup>14)</sup>

하위기간별로 오차수정모형이 차이를 보이는지를 분석한 결과 두 표본지수 모두 하위기간별로 오차수정메카니즘이 5% 유의수준에서 유의적인 차이가 있음을 나타냈다.<sup>15)</sup> 따라서 이후의 충격반응분석과 예측오차의 분산분해는 각 기간별 공적분회귀식과 이를 바탕으로 한 오차수정모형의 추정결과를 토대로 이루어졌다.<sup>16)</sup>

교란에 대한 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 하위기간별 반응경로

먼저 해외요인과 국내요인에 교란이 발생하였을 경우 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 가격이 교란에 반응하여 새로운 균형가격으로 조정되는 과정이 어떠한지를 하위기간별로 분석하였다. 해외교란과 국내교란은 본 논문의 모형에서 영구적인 효과

14) 오차수정모형의 안정조건에 대해서는 Park(1990a), Enders(1995) ch.6 참조.

15) 분석을 위해 다음의 식을 추가적으로 분석했다.

$$\Delta s_{i,t} = \alpha (s_{i,t-1} - b_0 - b_{1i}x_{t-1} - b_{2i}s_{t-1}) + \sum \delta \text{lagged}(\Delta s_{i,t}, \Delta s_t, \Delta x_t) + \theta_0 * D + \theta_1 D * (s_{i,t-1} - b_0 - b_{1i}x_{t-1} - b_{2i}s_{t-1}) + v_{i,t}$$

D: 하위기간 1에는 0, 하위기간 2에는 1을 부여하는 더미변수

위 식의 목적은 오차수정메카니즘이 하위기간별로 차이가 있는지를 보기 위한 것이다.

$\theta_0 = \theta_1 = 0$ 의 가설에 대한 검증결과가 다음의 표에 제시되어 있다.

시계열	KOSPI200	NKOSPI200
검증통계량		
F 통계량	3.45	10.42
유의수준	0.0325	0.0000

16) 분석에 필요한 식(2) 축약형 모형의 계수들은 식(8)의 추정치와 다음의 관계식을 이용하여 계산하였다.

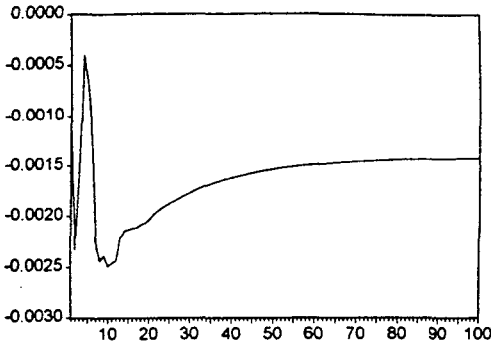
$$\begin{aligned} \Pi_k &= I + AB' + C_1, \quad k=1 \\ &= C_k - C_{k-1}, \quad \text{for } 2 \leq k \leq p-1 \\ &= -C_{p-1}, \quad k=p \end{aligned}$$

이후 축약형 VAR의 오차항의 분산을 출레스키분할하여 식(6)의 계수를 추정하였으며 식(8)의 모수들과 식(6)의 모수를 이용하여 식(5)의 구조형 모형의 계수를 추정하였다. 이를 바탕으로 충격반응분석과 분산분해가 이루어졌다. VAR 모형의 시차수는 Akaike와 Schwarz의 기준을 이용하여 6으로 정하였다.

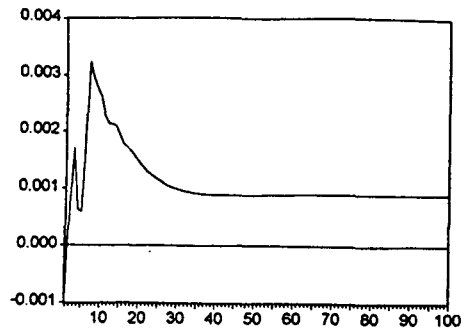
를 가지므로 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 가격을 새로운 균형가격으로 조정되게 할 것이며, 선물거래의 도입 이후 현물시장의 효율성이 증가하였다면 균형가격으로 조정되는 속도가 보다 빠르게 나타날 것이다. 다음의 <그림 1>과 <그림 2>, <그림 3>, <그림 4>에 교란이 발생한 후 100일간의 반응과정을 나타내었다. 다음으로 <그림 5> <그림 6>에 표본지수 고유요인에 교란이 발생한 경우 각 표본지수가 반응하는 과정을 나타내었다. 고유요인의 교란은 일시적인 효과를 가질 것이므로 교란 발생 후 일정시간이 흐르면 각 표본지수는 원래의 상태로 회복될 것이다. 선물거래의 도입이 시장의 효율성을 제고시킨다면 원상태로 회복되는 과정은 보다 빨리 이루어질 것이다. 각 그림은 해당 교란요인의 1-표준편차의 크기를 갖는 충격이 가해졌을 경우 각 표본지수가 반응하는 과정을 나타낸 것이다.

<그림 1> 해외교란에 대한 KOSPI 200의 반응과정

A. 하위기간 1

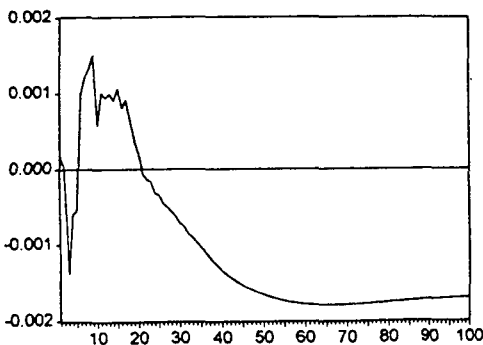


B. 하위기간 2

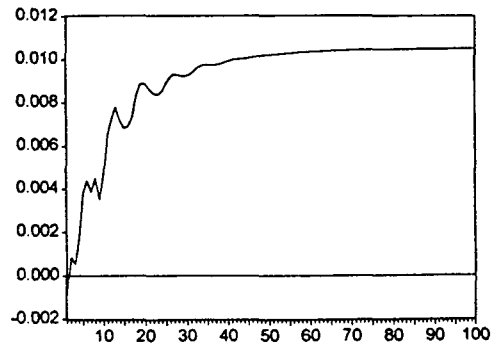


<그림 2> 해외교란에 대한 Non-KOSPI 200의 반응과정

A. 하위기간 1



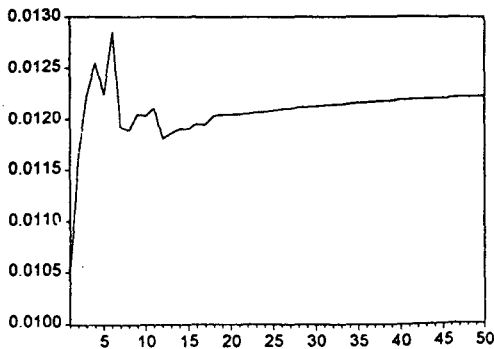
B. 하위기간 2



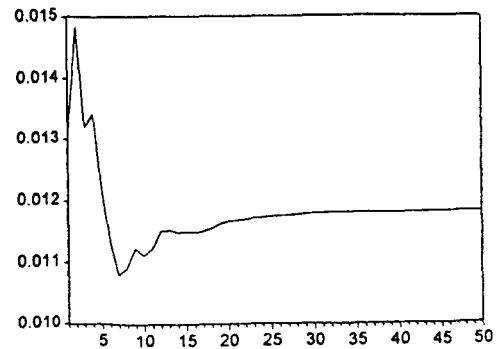
<그림 1>에서 보는 것처럼 KOSPI 200은 해외교란(환율변동)이 발생하였을 경우 교란 발생 초기에는 불규칙적이고 진동하는 양태를 보이다가 곧 새로운 균형가격으로 조정된다. 하위기간 1에는 해외교란의 장기적인 영향이 음(-)의 값을 갖는 걸로 나타나고 있으며 하위기간 2에는 정(+)의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 균형가격으로 조정되는 속도를 보면 선물거래 도입 이전인 하위기간 1에는 교란 발생 후 약 40일의 시간이 경과된 후에야 안정적인 균형가격으로 조정된다. 그러나 선물거래 도입 이후인 하위기간 2에는 교란 발생후 약 25일의 시간이 경과되면 새로운 균형가격으로 조정되고 있어 선물거래 도입 이후 해외교란에 대한 반응이 보다 신속히 이루어지고 있음을 보여준다. <그림 2>의 Non-KOSPI 200의 전체적인 반응양태는 KOSPI 200과 매우 다르다. 즉, KOSPI 200은 교란 발생 초기에 과잉반응이 발생하나 Non-KOSPI 200의 경우 교란에 대해 하위기간 1에는 초기에 과잉반응을 보이고 있으나 하위기간 2에는 초기에 과소반응현상이 나타나고 있다. 새로운 균형가격으로 조정되는데 걸리는 시간은 약 50일 정도로 하위기간 1과 하위기간 2가 큰 차이가 없는 걸로 나타나고 있다. 이는 해외교란에 대해 KOSPI 200이 Non-KOSPI 200에 비해 보다 민감하게 반응함을 의미하며, 선물거래 도입 이후 KOSPI 200의 교란에 대한 반응이 보다 빨라졌음을 보여주는 것이다.<sup>17)</sup>

<그림 3> 국내교란에 대한 KOSPI 200의 반응과정

A. 하위기간 1



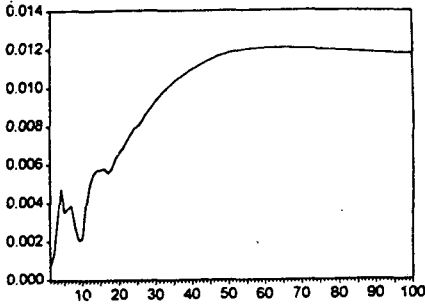
B. 하위기간 2



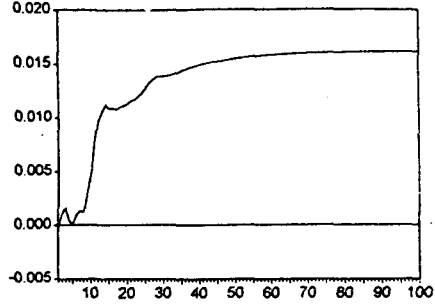
17) 이러한 현상의 원인중의 하나로 KOSPI 200을 구성하는 종목들이 Non-KOSPI 200을 구성하는 종목들에 비해 상대적으로 규모와 수출·수입의 비중이 크다는 것을 들 수 있다. 권택호와 박종원(1998b)은 규모가 클수록 그리고 수출·수입의 비중이 큰 기업의 주식일 수록 환율변동에 보다 민감하게 반응함을 보여준다.

<그림 4> 국내교란에 대한 Non-KOSPI 200의 반응과정

A. 하위기간 1



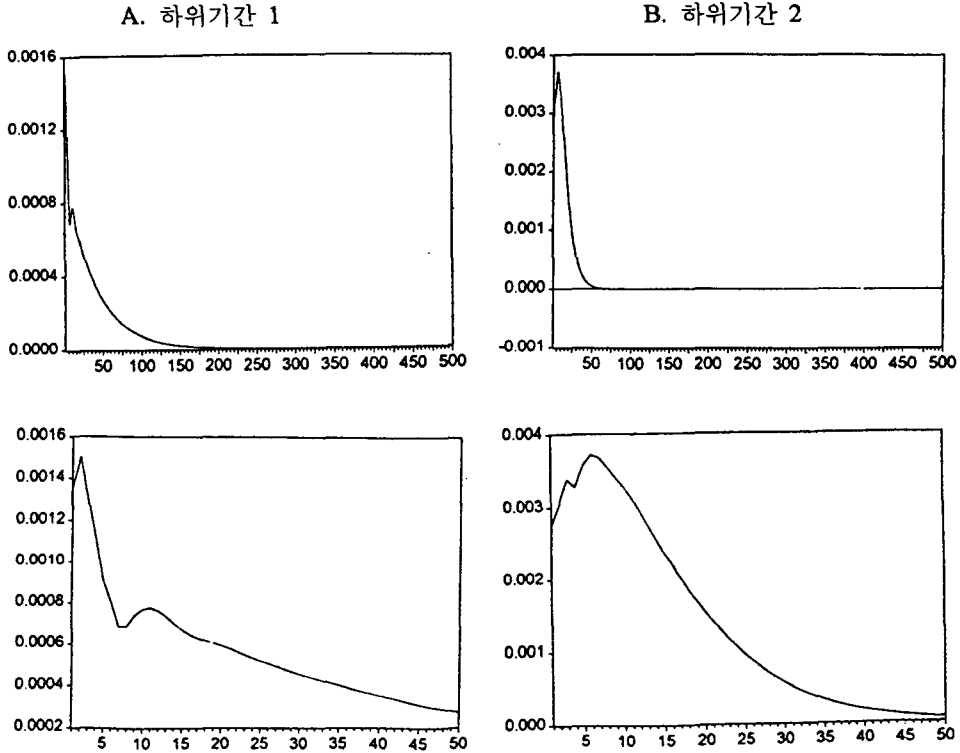
B. 하위기간 2



국내교란(KOSPI의 변동)에 대한 두 표본지수의 반응과정이 <그림 3>과 <그림 4>에 나타나 있다. 국내교란에 대한 KOSPI 200의 반응은 해외교란에 대한 반응과정과 마찬가지로 초기에는 불규칙적이고 진동하는 모습을 보이다가 곧 새로운 균형으로 조정된다. 국내교란이 가해진 경우 이 교란은 하위기간 1, 2에서 모두 KOSPI 200에 정(+)의 영향을 미치며 교란 발생 후 약 20일 정도의 시간이 경과하면 새로운 균형을 찾는 걸로 나타나고 있다. 이러한 반응과정은 해외교란에 대한 반응속도에 비해 국내교란이 보다 빨리 가격에 조정되는 걸 보여주나, 선물거래의 도입이전과 이후에 국내교란에 대한 KOSPI 200의 반응속도는 큰 차이가 없다. Non-KOSPI 200의 경우는 앞서의 해외교란에 대한 반응과 마찬가지로 국내교란에 대해서도 초기에는 과소반응양상을 보이다가 새로운 균형가격으로 조정되고 있다, 그러나 KOSPI 200의 경우와는 달리 새로운 균형가격으로 조정되는 데 걸리는 시간은 하위기간 1에는 약 50일정도가 소요되나 하위기간 2에는 교란 발생 후 약 40일 정도가 소요되어 선물거래 도입 이후에 국내교란에 대해 보다 신속히 반응하고 있음을 보여준다. 국내교란에 대한 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 이러한 반응의 차이는 Non-KOSPI 200이 국내요인의 변동에 보다 밀접하게 관련되어 있으며 이에 따라 보다 민감하게 반응함을 의미한다.<sup>18)</sup>

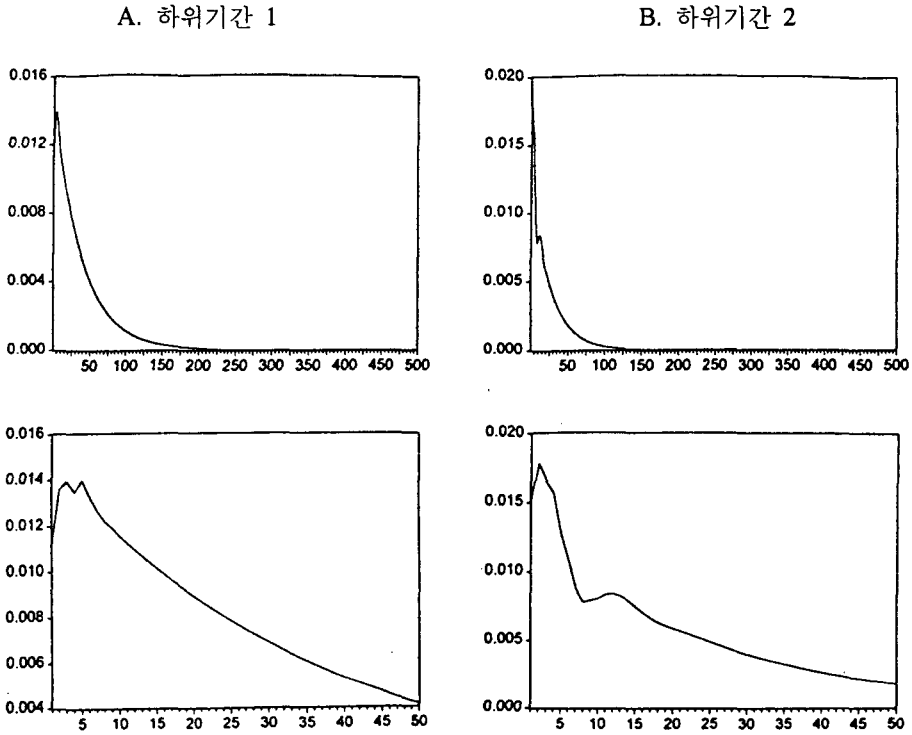
18) KOSPI 200의 국내교란에 대한 반응양상에 큰 차이가 없는 이유중의 하나로 KOSPI 200을 구성하는 종목들이 대부분 시장의 대형우량주라는 점을 들 수 있다. 즉, 이 종목들은 Non-KOSPI 200을 구성하는 종목들에 비해 가격이 국내교란을 보다 효율적으로 반영하고 있다고 볼 수 있다.

<그림 5> KOSPI 200의 교란에 대한 KOSPI 200의 반응과정



<그림 5>와 <그림 6>에 표본지수 고유의 교란에 대해 각 표본지수가 반응하는 양상을 나타내었다. 하위기간 1은 A에 하위기간 2는 B에 나타냈으며, A, B의 윗 부분은 교란 발생 후 500일 동안의 반응과정을 나타낸 것이며 아랫 부분은 그 중 50일간의 반응과정을 확대하여 나타낸 것이다. 먼저 KOSPI 200의 고유교란에 대한 KOSPI 200의 반응을 보면 전 기간에서 교란 발생 후 일정한 시간이 지나면 그 효과가 사라진다. 이는 본 논문의 모형에서 고유요인에 대한 교란은 일시적인 효과를 갖는 교란이기 때문이다. 그러나 하위기간 1에는 교란 발생 후 약 150일 정도의 시간이 지나야 교란의 효과가 사라지나, 하위기간 2에는 교란 발생 후 50일 정도의 시간이 흐르면 그 효과가 사라져 선물거래의 도입 이후에 교란에 대한 반응속도가 현저히 빨라졌음을 보여준다. Non-KOSPI 200의 경우도 하위기간 1에는 교란 발생 후 그 효과가 약 150일 이상 지속되나, 하위기간 2에는 약 100일 정도의 시간이 흐르면 그 효과가 사라지고 있다. 즉, 선물거래의 도입 이후에 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 모두 고유교란에 대한 반응이 보다 신속하게 이루어지고 있으나 Non-KOSPI 200에 비해 KOSPI 200의 반응속도가 더 빨라졌음을 보이고 있다.

<그림 6> Non-KOSPI 200의 교란에 대한 KOSPI 200의 반응과정



예측오차의 분산분해

예측오차의 분산분해는 추정된 VAR를 이용하여 각 표본지수의 예측오차의 분산을 계산하고, 이를 해외요인과 국내요인, 그리고 고유요인에 기인하는 부분으로 분해하여 각 요인들이 표본지수의 가격변동을 설명하는 상대적 정도를 알 수 있게 해준다. 다음의 <표 8>과 <표 9>에 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200에 대한 하위기간별 분산분해분석의 결과를 나타내었다.

<표 8>과 <표 9>의 분산분해결과는 전체적으로 선물거래의 도입 이후에 해외요인의 설명력이 커졌음을 보이고 있다. Non-KOSPI 200의 경우 초기 예측오차의 대부분은 고유요인에 의해 설명되지만 시간이 갈수록 해외요인과 국내요인의 설명력이 커지고 있다. 특히 선물거래의 도입 이후인 하위기간 2의 경우 100일 정도의 시점이 되면 해외요인이 약 21%, 국내요인이 약 61%를 설명하며 Non-KOSPI 200 고유요인은

<표 8> KOSPI 200 예측오차의 분산분해

(단위: %)

구분 기간	하위기간1			하위기간 2		
	해외요인	국내요인	고유요인	해외요인	국내요인	고유요인
1	1.21	97.09	1.69	0.20	95.52	4.27
20	4.98	85.13	9.87	6.82	44.78	48.39
40	4.55	80.62	14.83	10.21	39.86	49.91
60	4.08	77.92	17.99	11.16	37.91	50.91
80	3.85	76.68	19.46	11.66	36.91	51.42
100	3.74	76.06	20.21	11.98	36.27	51.74

<표 9> Non-KOSPI 200 예측오차의 분산분해

(단위: %)

구분 기간	하위기간 1			하위기간 2		
	해외요인	국내요인	고유요인	해외요인	국내요인	고유요인
1	0.24	0.45	99.30	0.37	0.05	99.57
20	4.21	8.94	86.85	14.37	21.09	64.53
40	5.61	7.77	86.62	19.39	45.12	35.47
60	6.28	7.35	86.36	20.63	54.59	24.76
80	6.65	7.19	86.15	21.08	58.82	19.99
100	6.88	7.11	86.00	21.30	61.27	17.42

은 약 17%로 급격히 줄어들음을 확인할 수 있다. 이러한 현상은 선물거래 도입 이후에 시장전체에 영향을 미치는 정보가 주식가격에 보다 많이 반영되고 있음을 나타낸다. 그러나 KOSPI 200의 경우는 해외요인의 설명력은 Non-KOSPI 200의 경우와 비슷한 양상을 보이거나 국내요인의 설명력은 선물거래 도입 이후에 오히려 떨어지고 있어 예상과는 반대의 결과를 보이고 있다. 100일 정도의 시점에서 하위기간 2의 경우 국내요인의 설명력이 약 36%, 그리고 KOSPI 200 고유요인의 설명력이 약 51%를 차지하고 있다.<sup>19)</sup>

19) 이러한 현상은 국내요인인 한국종합주가지수의 구성의 특성에 따른 것으로 볼 수 있다. KOSPI 200은 한국종합주가지수를 구성하는 종목 중 대형 우량주를 중심으로 200개 종목을 뽑아 구성한 포트폴리오로 이 200개 종목이 한국종합주가지수에서 차지하는 비중은 약 80% 정도이다. 이러한 구성의 특성상 KOSPI 200 가격이 오히려 KOSPI 가격을 선도하는 경향을 보일 수 있고

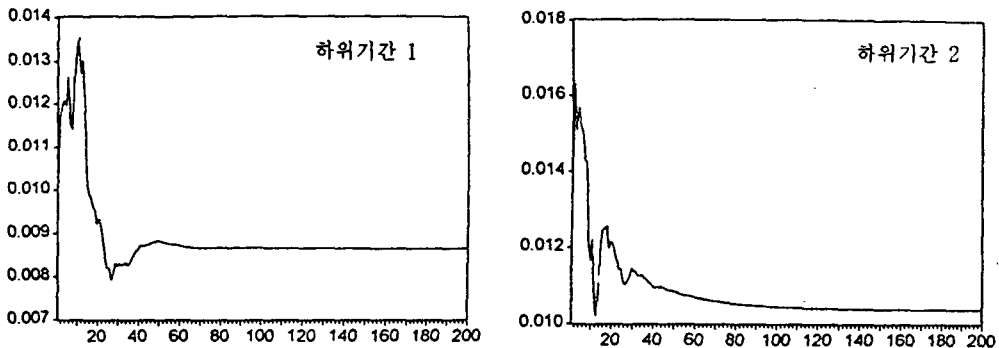
KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 관계분석

지금까지의 분석에서는 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 변동간에 직접적인 관련이 없다는 가정하에서 분석을 하였다. 여기서는 선물거래 대상지수인 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 상호관계를 보다 분명히 분석하기 위해 앞서의 가정을 완화하여 두 표본지수가 상호간에 어떻게 영향을 미치는지를 직접 분석한다. 선물거래가 존재하는 자산이 선물거래가 없는 자산에 비해 시장에서 발생한 정보를 보다 빠르고 충분하게 반영한다면 KOSPI 200이 Non-KOSPI 200를 선도하는 양상을 보일 것이며, KOSPI 200에 교란이 발생한 경우 이에 대한 Non-KOSPI 200의 반응이 선물거래 도입 이후에 보다 빨라질 것이라고 예측할 수 있다.

두 표본지수간의 공적분 관계식의 추정과 오차수정항을 고려하여 Granger 인과관계 분석을 먼저 실시하였다. 전체기간을 대상으로 한 요한슨검정의 결과는 5% 유의수준에서 두 표본지수간에 1개의 공적분관계가 존재함을 나타낸다(우도비율=0.37, 5% 임계치=3.76). 인과관계분석의 결과는 “Non-KOSPI 200 does not Granger Cause KOSPI 200.”이라는 귀무가설을 기각하지 못한다(F-Statistic=0.77, p-value=0.668). 그러나 “KOSPI 200 does not Granger Cause Non-KOSPI 200.”라는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각된다(F-Statistic=2.17, p-value=0.014). 이후 각 기간별로 오차수정모형을 구성하여 충격반응분석을 실시하였다.<sup>20)</sup> 분석의 결과가 다음의 <그림 7>에 제시되어 있다.

<그림 7> KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 충격반응분석결과

A. KOSPI 200의 교란에 대한 KOSPI 200의 반응

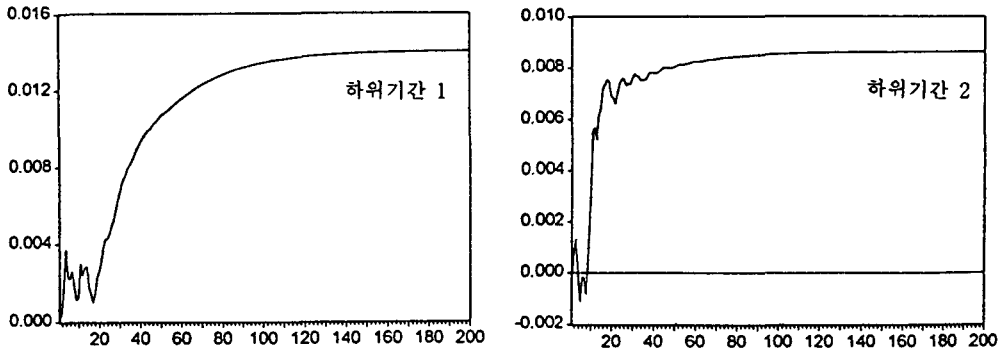


이러한 결과가 <표 8>에 나타난 것으로 볼 수 있다. 실제로 KOSPI와 KOSPI 200간의 Granger 인과관계검정의 결과는 두 지수가 모두 비슷한 정도로 상대지수를 Granger Cause하는 것으로 나타나고 있다.

20) 분석에 사용된 VAR 모형의 시차는 Akaike와 Schwarz의 기준을 이용하여 12로 결정하였다.



B. KOSPI 200의 교란에 대한 Non-KOSPI 200의 반응



<그림 7>의 충격반응분석의 결과를 보면 KOSPI 200에 가해진 교란에 대한 Non-KOSPI 200의 반응은 하위기간 1, 2에 있어 유사한 양상을 보여준다. 교란 발생 초기에는 불규칙적으로 진동하는 양상을 보이다가 일정시간이 지난 후 정(+)의 값을 갖는 새로운 균형으로 조정된다. 새로운 균형을 찾는데 걸리는 시간을 보면 하위기간 1의 경우 교란 발생 후 약 100일, 하위기간 2의 경우는 교란 발생 후 약 60일의 시간이 소요된다. 한편 KOSPI 200의 교란에 대한 KOSPI 200 자신의 반응은 새로운 균형을 찾는데 걸리는 시간은 두 기간 모두 약 60일 정도로 큰 차이를 보이지 않고 있다<sup>21)</sup>. 이러한 결과는 앞서 분석한 국내교란에 대한 KOSPI 200의 반응이 선물거래 도입 전후에 큰 차이가 없었던 것과 유사하다. 그러나 선물거래 도입 이후에 Non-KOSPI 200의 가격이 정보를 반영하는 속도는 크게 빨라졌으며, 이는 KOSPI 200에서 Non-KOSPI 200으로의 정보의 전이가 보다 효율적으로 이루어지는 것으로 해석된다.

#### IV. 결론

본 논문에서는 오차수정모형의 구성을 통한 불균형충격반응분석과 예측오차의 분산분해를 통하여 선물시장의 존재가 현물시장의 효율성에 미치는 영향을 동태적으로 검증하였다.

21) Non-KOSPI 200에 가해진 교란에 대해 KOSPI 200이 새로운 균형을 찾는데 걸리는 시간도 하위기간별로 큰 차이가 없이 약 60일 정도로 나타났으나, Non-KOSPI 200은 하위기간 1에는 약 150일 하위기간 2에는 약 80일 정도가 소요되어 선물거래 도입 이후에 Non-KOSPI 200이 새로운 정보에 반응하는 정도가 보다 신속해졌음을 보여준다.

본 논문의 연구결과는 한국주식시장에서 선물거래의 도입 이후에 해외요인과 국내요인으로 대표되는 영구적 효과를 가지는 교란과 일시적 효과를 가지는 교란에 시장가격이 보다 신속히 반응하고 있음을 보여준다. 선물거래 대상지수인 KOSPI 200의 경우 해외교란에 반응하여 새로운 균형가격으로 조정되는 속도가 선물거래 도입 이후에 보다 신속히 이루어지고 있으며, Non-KOSPI 200에 비해 해외교란에 보다 민감함을 보여준다. 국내교란에 대한 KOSPI 200의 반응은 해외교란에 비해 보다 빠르게 균형을 찾는 걸로 나타나나, 선물거래의 도입 이전과 이후에 큰 차이가 없다. 그러나 Non-KOSPI 200의 경우는 선물거래 도입 이후에 국내교란에 대해 보다 빠르게 반응하고 있어, Non-KOSPI 200이 KOSPI 200에 비해 국내요인의 변동에 보다 민감하게 반응함을 보여준다. KOSPI 200의 고유교란에 대한 KOSPI 200의 반응은 선물거래의 도입 이후에 교란에 대한 반응속도가 현저히 빨라졌음을 보여주며, Non-KOSPI 200의 경우도 마찬가지로 결과를 보여주나 Non-KOSPI 200에 비해 KOSPI 200의 반응속도가 더 빨라졌음을 보이고 있다.

예측오차에 대한 분산분해결과는 전체적으로 선물거래의 도입 이후에 해외요인의 설명력이 커졌음을 보이고 있으며, 선물거래 도입 이후에 시장전체에 영향을 미치는 정보가 주식가격에 보다 많이 반영되고 있음을 나타내 선물거래가 시장의 정보전달 확산에 긍정적인 역할을 함을 말해준다.

한편 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200 두 표본지수에 대한 직접분석의 결과는 KOSPI 200에 가해진 교란에 대한 Non-KOSPI 200의 반응은 선물거래 도입 이후에 보다 신속해졌음을 보여 KOSPI 200에서 Non-KOSPI 200으로의 정보의 전이가 보다 효율적으로 이루어짐을 보여준다. 그러나 KOSPI 200의 교란에 대한 KOSPI 200 자신의 반응은 큰 차이를 보이지 않고 있다.

결론적으로 본 논문의 연구결과는 국내교란과 자신의 고유교란에 대한 KOSPI 200의 반응을 제외하고는 전반적으로 교란에 대한 시장가격의 반응이 보다 빠르게 나타남을 보여준다. 이는 한국주식시장에서 KOSPI 200 선물거래가 도입된 이후에 현물시장의 정보효율성이 보다 향상되었음을 보여주는 것으로 해석할 수 있으며, 앞으로 KOSPI와 KOSPI 200 그리고 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200간의 직접적인 정보의 전이과정에 대한 추가적인 분석이 필요함을 보여주는 것이다.

## 참 고 문 헌

- 권택호와 박종원, “KOSPI 200 선물거래가 현물시장의 변동성에 미치는 영향,” *재무관리연구* 제14권 제2호, 1997.
- 권택호와 박종원, “KOSPI 200 선물거래와 한국주식시장의 효율성: 가격발견기능에 대한 분석을 중심으로,” *증권금융연구* 제4권 2호 게재예정, 1998a.
- 권택호와 박종원, “한국주식시장에서의 환위험프리미엄과 기업특성,” 미발표논문, 1998b.
- 변중국, “KOSPI 200 지수선물이 현물주식시장의 유동성 및 변동성에 미친 영향,” *재무관리연구* 제15권 제1호, 1998.
- 박준용, “구조적 오차수정모형을 이용한 경제예측,” 한국경제연구원, 1997.
- 은철수와 장호윤, “한국주식시장에서의 주가지수선물과 현물 시장간의 상호작용에 관한 연구,” 한국재무학회 1998 춘계학술대회 발표논문
- Brosen, B.W., “Futures Trading, Transaction Costs, and Stock Market Volatility”, *Journal of Futures Markets* vol.11 no.2, 1991, pp.153-163
- Brosen, B.W., Oellermann, C.M., and Farris, P.L., “The Live Cattle Futures Market and Daily Cash Price Movements”, *Journal of Futures Markets* vol.9 no.4, 1989, pp.273-282
- Burns, J.M., Futures Markets and Market Efficiency, *ch.3 in Futures Markets* edited by Streit, M.E., Basil Blackwell, 1983
- Chan, K., “A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market, *Review of Financial Studies* vol.5, 1992, pp.123-152
- Conrad, J., “The Price Effect of Option Introduction”, *Journal of Finance* vol.44 no.2 1989, pp.487-498
- Cox, C.C., “Futures Trading and Market Information”, *Journal of Political Economy* vol.84, 1976, pp.1215-1237
- Edwards, F.R., “Futures Trading and Cash Market Volatility : Stock Index and Interest Rate Futures”, *Journal of Futures Markets* vol.8 no.4, 1988, pp.421-439
- Enders, W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., 1995, ch.4
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J., “Co-integration and Error Correction: Representation,

- Estimation and Testing," *Econometrica*, vol.55(1987),pp.251-276
- Engle, R.F. and Yoo, B., "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems," *Journal of Econometrics*, vol.35(1987), pp.143-159
- Harris, L., "S&P 500 Cash Stock Price Volatilities," *Journal of Finance* vol.44 no.5 1989, pp.1155 - 1175.
- Johansen, S. and Juselius, K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, pp.383-398.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* vol.12, 1988, pp.231-254
- Kawaller, I.G, Koch, P.D., Koch, T.W., "The Temporal Price Relationship Between S&P 500 Futures and S&P 500 Index", *Journal of Finance* vol.42 no. 5, 1987 pp.1309-1329
- Park, J.Y., "Disequilibrium Impulse Analysis," mimeograph, University of Aarhus, 1990a
- Park, J.Y., "Testing for Unit Roots and Cointegration by Variable Addition," In G.F Rohdes, and T.B. Fomby, ed., *Advances in Econometrics*, 1990b
- Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica* vol.57, 1989, pp.1361-1401
- Phillips, P. and Perron, P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* vol.75, 1988, pp.335-346
- Sims, C.A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, vol.48 (1980), pp.1-49
- Stock, J. H. and Watson, W., "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, vol.83, 1988, pp.1097 - 1107.
- Stoll, H. R. and Whaley, R. E., "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* vol.25, 1990, pp.441-468
- Weller, P. and Yano, M., "Forward Exchange, Futures Trading, and Spot Price Volatility : A General Equilibrium Approach", *Econometrica* vol.55 no.6, 1987, pp.1433-1450