

KOSPI200선물시장 성숙화에 따른 가격발견의 변화 분석

이우백*

< 초 록 >

본 논문은 Hasbrouck (1995)이 제시한 정보량(information share)에 기초하여 KOSPI200선물의 현물 가격 발견에 대한 공헌도를 측정하였다. 표본기간인 1997년부터 2003년까지 장기간의 일중 자료를 이용한 실증분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, KOSPI200선물이 현물 시장의 가격발견에 대해 미치는 공헌도인 정보량은 표본기간 동안 평균적으로 60%이상인 것으로 분석되었다. 둘째, KOSPI200선물시장의 오차수정공헌도는 표본기간의 후반기에 접어들수록 증가하는데 이는 선물가격이 현물가격을 주도적으로 선행하는 경향이 강화됨을 의미한다. 셋째, KOSPI200선물의 가격발견은 표본기간동안 프로그램순매매와 유의적인 양의 상관관계를 가지며, 현물가격이 선물가격보다 높은 콘탱고 상태에서 증가하는 것으로 나타났다. 이 같은 실증 결과들은 선물시장의 현물 가격발견에 대한 공헌도가 현-선물가격간의 공적분(cointegration) 관계가 강화됨에 따라 표본기간내에서 변동하며, 선물시장이 차익거래 기회를 주도적으로 해소하여 균형으로 도달하는 속도가 증가한다는 ‘시장성숙효과’가 존재함을 증명한다. 결과적으로, 본 논문은 선물시장이 성숙화함에 따라 현물시장에서 가격 발견기능이 제고되며, 현물시장의 효율성이 높아졌다는 시사점을 제시한다.

* 한국방송통신대학교 경영학과 교수

I. 서론

본 논문은 KOSPI200선물의 가격발견(price discovery)에 대한 공헌도를 1997년부터 2003년까지 장기간의 일중 자료를 이용하여 분석하였다. 선물시장이 수행하는 중요한 기능은 헤징에 기초한 위험관리와 현물시장의 가격발견인데, 특히 선물시장이 발전할수록 새로운 정보가 선물시장에 먼저 유입되어 현물시장의 가격을 효율화시킬 수 있다. 한국 선물시장에서 유동성이 가장 활발한 KOSPI200선물은 1996년 5월 3일에 도입된 이후 2003년말 계약수 기준으로 전세계 개별 선물시장 중에서 13위인 시장으로 급격히 신장하였다.¹

이 논문이 제기하는 연구주제는 선물시장이 개설된 이후 성숙도(market maturity)에 따라 현물시장에 대한 선물의 일중 가격발견 기능과 가격발견에 영향을 미치는 요인의 변화 행태의 실증적 증거를 찾고자 하는 것이다. 선물시장이 발전하게 되면 유동성이 활발해짐에 따라 가격발견의 효율성이 향상되는 순기능을 제고시키지만, 이와 동반하는 투기적 거래(speculation)로 인하여 시장을 교란시키는 부정적인 가능성도 제기된다. 따라서 이 논문은 KOSPI200선물시장이 개설된 이후 장기간의 정보효과(information effect)를 가격발견에 대한 공헌도로 실증적으로 분석하여 Stoll-Whaley (1990)이 제시한 시장성숙효과(market maturity effect)를 평가하였다는 점에 의의가 있다. 가격발견에 대한 공헌도는 Hasbrouck (1995)의 방법론을 활용하였는데 이는 선물시장과 현물시장이 각각 가격발견에서 차지하는 공헌도를 단일한 비율로 측정한다. 선물시장의 가격발견을 측정한 대다수의 기존 연구들은 회귀분석이나 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)을 이용하여 선도-후행 관계(lead-lag relationship)를 분석한다. 이러한 선도-후행 관계의 분석방법으로 가격발견을 측정하는 과정에는 유동성에 의한 일시적 효과도 포함되지만, Hasbrouck (1995)은 영구적 효과(permanent effect)만을 측정하므로 선물시장의 가격발견에 대한 정보내용을 분석하는데 적합하다.

실증분석 결과, KSOPI200선물의 일중 가격발견에 대한 공헌도는 표본기간동안

¹ Futures Industry Association, *News Release*, 2004. 5.17

평균적으로 60%이상인 것으로 분석되었다. 즉 이는 KOSPI200선물에 대한 정보가 현물시장에 선행하여 이전된다는 결과이며, 현물가격을 효율화시키는 기능을 입증한다고 볼 수 있다. 선물시장의 가격발견에 대한 공헌도는 현-선물시장의 공적분(cointegration) 관계가 강화됨에 따라 표본기간내에서 변동하며, 선물시장이 차익거래 기회를 주도적으로 해소하여 균형으로 도달하는 속도가 증가하는 시장성숙효과가 존재함을 증명하였다. KOSPI200선물의 가격발견은 표본기간동안 프로그램순매매와 유의적인 양의 상관관계를 가지며, 현물가격이 선물가격보다 높은 콘탱고 상태에서 증가하는 것으로 나타났다.

이하에서 전개될 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 본 연구와 관련된 문헌과 이슈를 소개하고, 기존 연구와의 차별성에 대해 고찰한다. 제3장은 방법론과 표본 기간, 자료에 대해 논한다. 제4장은 실증분석 결과에 대해 논의하며, 제5장은 실증 분석결과를 요약하고 결론을 제시한다.

II. 관련 연구와 논의 배경

본 논문과 관련된 기존 연구들은 선물시장과 현물시장간의 선도-후행 관계를 분석한 것이다. 선물시장과 현물시장의 선도-후행 관계에 대한 기존의 국·내외 연구는 대체적으로 선물이 현물을 일방적으로 선도한다는 실증적 결론에 합치되고, 이를 정보가설(information hypothesis)과 거래비용가설(transaction cost hypothesis)로 설명하고 있다.

Chan (1992)는 주요 주가지수(MMI) 및 S&P500지수의 현물과 선물간의 선도-후행 관계를 분석한 결과에서 선물이 현물 주가지수를 강하게 선도한다는 실증적 결과를 제시하였는데 이는 선물시장이 시장정보적(market-wide information) 특성을 가지기 때문인 것으로 설명한다. 즉 시장 전체적 정보를 가진 투자자는 현물시장의 포트폴리오를 구성하는 대체수단으로 선물시장을 이용하지만, 개별 현물 종목의 정보에 강한 투자자들은 선물보다는 현물을 선호하기 때문이다. Subrahmanyam(1991)도 현물 종목에 대한 정보를 갖지 않은 유동성 투자자(liquidity trader)들은 선물시장에 보다 활발히 참여할 유인을 가지며, 결과적으로 시장을 효율화시킴을 이론적으로

제시한다. 또한 Chan et al. (1991)은 Chan (1992)에서 사용한 자료를 활용하여 일중 현물시장과 선물시장의 가격 변동성간의 관계를 분석한 결과 양 시장간에 강한 상호관계가 존재함을 제시한 바 있다. Fleming-Ostdieck-Whaley(1996)은 시장구조상 현물시장에 비해 거래비용이 저렴한 선물시장에 새로운 정보가 빨리 반영되므로 선물가격이 현물가격을 선행한다고 해석하고 있다.

Harris (1989)는 1987년에 발생한 미국증시 폭락일 전후 기간의 현·선물시장의 관계를 분석한 결과, 기존 연구에서 주로 발견된 비동시거래(non-synchronous trading)에 기인한 현·선물의 인과관계를 제거하고도 여전히 선물이 현물을 선도함을 보였다.² 또한 Stoll-Whaley (1990)은 1982년부터 1987년까지 5년간의 자료를 이용하여 S&P500 선물 및 주요 주가지수 선물이 현물을 5분 정도 선행하며, 현물 지수의 비거래 및 매수-매도 효과(bid-ask effect)를 감안할 경우에도 10분 정도 선행한다고 주장하였다. 하지만 선물시장이 현물시장을 완전히 일방적으로 선행하는 관계는 아니며, 현물시장도 선물시장에 약한 선행관계를 보이지만 이러한 효과는 시장이 성숙함에 따라 소멸한다는 시장성숙효과(market maturation effect)를 제시하였다. Harris-Sofianos-Shapiro (1994)는 1989년부터 1990년의 자료를 이용하여 프로그램매매가 일중 주가변동과 상관관계가 있음을 발견하였는데 이와 같은 현상은 새로운 정보가 시장에 유입에 따라 프로그램매매가 발생하는 것에 기인하며, 부분적으로는 호가내 가격등락의 영향 및 프로그램매매가 낮은 가격들을 시장가격화(update)하는 점도 일조하고 있다는 사실을 규명하였다.

한국의 KOSPI200 선물시장을 대상으로 분석한 주요 연구결과에는 은철수-장호윤 (1998), 김술-김동석 (2000), 김서경-고광수 (2000), 이해영-임병준 (2000), 배기홍-장수재 (2003)의 연구가 있다. 전반적으로 이 연구들의 표본기간은 선물시장의 도입 초기이지만, 선물이 현물을 유의적으로 선도한다는 점에서는 큰 이견이 없다. 은철수-장호윤 (1998)은 KOSPI200 선물과 현물을 대상으로 1996년 6월부터 1997년 6월까지 5분 간격 일중 자료를 이용하여 선-후행 관계를 측정된 결과 선물시장은 10분 내지 30분에 걸쳐 현물시장을 선행하지만 현물시장이 선물시장을 선행한다는 실증적 결과는 약한 것으로 결론을 내렸다. 김술-김동석 (2000)은 오차수정모형을 이용하여 1996년부터 1998년까지 일중자료로 KOSPI200 선물의 가격발견 기능을 실

² 비동시거래는 현물지수를 구성하는 종목들이 거래빈도가 낮을 경우 실제 가치를 반영하지 못하므로 현·선물 선도관계에서 허구적 결론을 초래할 수 있으며, 거래가 성립되지 않는 단기적 측정구간을 포함하는 일중분석(intraday analysis)에서 빈번히 발생한다.

증적으로 분석한 결과 선물시장은 현물시장을 35 분 정도 선도하지만, 현물시장이 선물시장을 선도한다는 증거는 발견하지 못하였다고 보고한다. 이 연구는 표본기간 내에서 선물시장이 성숙화함에 따라 KOSPI200의 선도 시차 시간이 감소하며 영향력은 강해지는 효과가 나타나고 있음을 제시하였다. 김서경-고광수 (2000)도 KOSPI200 선물의 도입초기인 1996년부터 1998년까지 표본기간 내에서 전·후 기간으로 구분하여 현·선물 가격의 선도-후행 관계를 분석한 결과 후반기에 양 시장간 연계관계가 강해지며, 선행 시차가 단축됨을 보여 역시 김솔-김동석 (2000)의 결과를 지지하고 있다. 이 연구는 이러한 현·선물 가격의 선도-후행 관계는 비동시거래와 같은 거래량 변화를 통제하고도 유의적으로 성립함을 제시하고 있다. 이해영-임병준(2000)은 KOSPI200 선물의 도입 초기인 1997년에 시행된 두차례 선물증거금의 변경이 현·선물의 선도-후행 관계를 분석한 결과 변경 후 기간에 선물이 현물을 선도하는 시차가 확대된 것으로 분석하고 있다. 한편, KOSDAQ50 지수선물과 KOSPI200 선물의 가격발견의 효율성을 2001년 9월부터 2002년 3월까지의 표본기간을 대상으로 비교분석한 배기홍-장수재 (2003)은 도입 시기가 상대적으로 늦고 시장규모와 유동성이 낮은 KOSDAQ50 지수선물시장에서는 오히려 현물이 선물을 선도하는 것으로 나타나, KOSPI200 선물에 비해 가격발견의 효율성이 떨어지는 것으로 보고하고 있다.

기존의 연구들이 제시한 실증결과와 가설과 비교할 때, 본 연구는 현·선물 시장 구조의 변화에 따른 가격발견의 효율성의 행태에 초점을 두어 다음과 같은 점을 차별화하여 분석하고자 한다. 첫째, 기존의 국내 연구들은 KOSPI200 선물시장이 개설된 후 2~3년 정도의 초기 기간을 설정하여 선물시장의 성숙화에 따른 충분한 장기간의 가격발견의 변화 추세를 검증하지 못하였다. 선물시장은 개설된 이후에 온라인 투자의 활성화에 따라 유동성이 급격히 증가하였으며, 투기적 매매가 증가함에 따라 현·선물 연계과정을 이용한 불공정 거래의 발생 가능성도 제기되는 등 구조적 변화를 경험하였다(옥기울[2001]). 선물시장에서 불공정 거래로 인한 추가변동은 가격발견의 정보효과보다는 가격조작(price manipulation)으로 시장을 교란시키게 된다. 본 논문의 두번째 특징은 현물 시장과 선물 시장의 가격발견의 공헌도를 직접적으로 측정하는 Hasbrouck (1995)의 방법론을 이용하였다. 대다수 기존 연구들은 선물시장의 가격발견 기능을 회귀분석이나 벡터오차수정모형의 선도-후행 관계로 분석하고 있다. Chakravarty-Gulen-Mayhew(2004)에 의하면 이러한 선도-후행 관계 분석은 가

가격발견 측정 과정에서 가격설정 오차(mispricing)이나 주문불균형에 따른 단기적 효과까지 포함된다. 영구적 정보효과에 의한 가격발견의 직접적인 측정에는 Hasbrouck (1995)의 접근방법을 활용하는 것이 적합하다.

Ⅲ. 분석 방법론 및 연구자료

1. 가격발견의 정보량 측정

본 장에서는 KOSPI200선물이 현물시장의 가격발견의 효율성에 미치는 효과를 Hasbrouck(1995)이 제시한 정보량(Information share)으로 측정하기로 한다.³ Hasbrouck의 정보량은 변수들의 상호작용에서 유입된 정보가 균형가격으로 수렴하는 가격발견과정에서 특정 변수가 차지하는 상대적 공헌도이며, 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)을 추정하여 산출된다. 이 방법론은 증권 가격에서 일시적 효과가 제거된 랜덤 워크 요인(random walk component)에 초점을 두고 있다.

선물가격과 현물가격은 효율적 가격(efficient price)인 V_t 을 공통적으로 포함하며, V_t 는 랜덤 워크를 따른다. 여기에서 $E(u_t) = 0$, $E(u_t^2) = \sigma_u^2$, $E(u_t u_s) = 0$ 이다.

$$P_t = \begin{bmatrix} F_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} V_t + e_{F,t} \\ V_t + e_{S,t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

$$V_t = V_{t-1} + u_t \quad (2)$$

선물가격과 현물가격은 공적분 관계(cointegration)에 있으며, 현물가격과 선물가격간의 차이인 베이스(basis)는 장기적인 균형관계(long-term equilibrium relationship)

³ Hasbrouck의 정보량은 벡터오차수정모형을 적용하여 여러 시장에서 거래되는 단일한 주식에 대해 특정 시장에서 발생하는 가격발견의 공헌도를 측정하는 것으로, Hasbrouck (1995), Hasbrouck (2002, 2003), Huang (2002), Cao-Hansch-Wang (2005)의 연구에서 활용되었다. Hasbrouck의 정보량을 국내 주식시장에 적용하여 분석한 연구는 이우백-최혁(2006a, 2006b)가 있다.

을 갖는다.⁴ 따라서 Engel-Granger(1987)이 제시한 공적분 관계에 따라 현물가격과 선물가격은 다음과 같이 M차의 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)로 설정된다.

$$\Delta p_t = A_1 \Delta p_{t-1} + A_2 \Delta p_{t-2} + \dots + A_M \Delta p_{t-M} + \gamma(z_{t-1} - \mu) + e_t \quad (3)$$

여기에서 p_t 는 현물가격과 선물가격의 벡터이며, A_i 는 벡터오차수정모형의 추정회귀계수이다. z_t 는 선물가격과 현물가격의 차이로 베이스스를 나타낸다. $\mu = E(z_t)$ 로 정의하면 이는 베이스스의 평균이므로 이론적 선물가격과 현물가격간의 차이인 보유비용(cost of carry)를 나타낸다. 따라서 오차수정항인 $\gamma(z_{t-1} - \mu)$ 에서 $(z_{t-1} - \mu)$ 은 결국 현물과 선물의 차이거래이익(arbitrage profit)을 나타내며, 오차조정계수인 γ 은 차이거래이익이 소멸되어 균형가격에 도달하는 속도를 반영한다. 한편 선물과 현물의 가격벡터는 다음과 같이 벡터이동평균모형(vector moving average model)로 표현된다.

$$p_t = \psi \left(\sum_{s=1}^t e_s \right) + \Psi^*(L) e_t \quad (4)$$

여기에서 $\Psi(L)e_t$ 는 각 변수의 가격에서 생성된 이노베이션의 장기적 충격을 의미하며 정보의 유입에 의하여 가격에 지속적으로 반영되는 부분으로 해석된다. 따라서 가격변동으로 인한 이노베이션이 전적으로 정보에 의해 발생한다면, $\Psi(L) \left(\sum_{s=1}^t e_s \right)$ 에서 매도 및 매수진동(bid-ask bounce)과 같은 일시적인 시장미시구조적인 효과는 제거된다. 벡터오차수정모형에서 Ω 가 이노베이션의 분산-공분산 행렬이라 할 때, 공통확률추세(common stochastic trend)의 총변동성은 $\psi \Omega \psi'$ 이므로 총변동성 중에서 j 번째 변수에 귀속될 수 있는 부분의 비중은 다음과 같이 산출된다.

$$S_j = \frac{\psi_j^2 \Omega_{jj}}{\psi \Omega \psi'} = \frac{\psi_j^2 \sigma_j^2}{\sum_{i=1}^n \psi_i^2 \sigma_i^2} \quad (5)$$

⁴ 선물가격과 현물가격의 공적분관계에 대한 보다 자세한 이론적 논의는 Kawaller-Koch-Koch (1987), Stoll-Whaley(1990)을 참조하십시오.

정보량은 (5)와 같이 가격발견에 대한 상대적 기여도(relative contribution to price discovery)로 측정되며, 이 값이 높을수록 가격발견의 주도권(price leadership)을 가진다. 만일 변수들의 이노베이션간의 높은 상관관계가 존재하는 경우 정보량을 측정하기 위해서는 출레스키 요인분해를 이용한다. 일반적으로 벡터오차수정모형에서 특정 변수의 정보량은 순서상 처음 배열될 경우에 상한값(upper bound)을 가지며, 가장 나중에 배열될 경우에 하한값(lower bound)를 가진다. 따라서 현물과 선물로 구성된 이변량 오차수정모형에서 선물 정보량의 상한값인 s_f^U 와 하한값인 s_f^L 는 아래와 같이 산출되며 상한값과 하한값의 중간값이 해당 변수의 평균 정보량으로 정의된다.

$$S_f^U = \frac{(\gamma_f \sigma_f + \gamma_s \sigma_s \rho_{f,s})^2}{(\gamma_f \sigma_f + \gamma_s \sigma_s \rho_{f,s})^2 + \gamma_s^2 \sigma_s^2 (1 - \rho_{f,s}^2)} \quad (6)$$

$$S_f^L = \frac{\gamma_f^2 \sigma_f^2 (1 - \rho_{f,s}^2)}{(\gamma_s \sigma_s + \gamma_f \sigma_f \rho_{f,s})^2 + \gamma_f^2 \sigma_f^2 (1 - \rho_{f,s}^2)} \quad (7)$$

위 식에서 보는 바와 같이 선물의 정보량을 결정하는 요인은 선물가격과 현물가격 이노베이션의 변동성(σ_f, σ_s), 오차수정항의 회귀계수(γ_f, γ_s), 두 변수의 이노베이션간의 상관관계수($\rho_{f,s}$)로 구성된다. 선물과 현물간 상관관계가 전혀 존재하지 않는다면 S_f^U 와 S_f^L 은 일치하지만, 상관관계가 높을수록 상한값과 하한값의 차이는 확대된다. 현물과 선물가격의 이노베이션의 상관관계가 정보량 측정에 미치는 영향을 최소화하고자 Hasbrouck (2002)과 Chakravarty-Gulen-Mayhew (2004)는 1 초 간격 일중 자료를 사용하였으며, VECM 에서 시차는 300 까지 확장하였다. 하지만 한국주식 시장에서 현물가격인 KOSPI200 지수 자료의 최소 측정 간격은 1 분 단위이므로 본 연구는 1 분 간격으로 선물가격과 현물가격을 측정하였다. 정보량의 추정방식은 Hasbrouck (2003)과 Chakravarty-Gulen-Mayhew (2004)를 따라 표본기간내 일별로 1 분 간격 일중자료를 사용하여 추정하였으며, 시장성숙도에 따라 양 시장간 가격발견기능의 동태적 변화를 분석하고자 일별 정보량에 대해 전체 기간동안의 시계열 평균과 연도별 평균을 산출하였다. 비록 일중 자료를 사용한다 하더라도 일별로 추정하지 않고 전체기간이나 장기간의 하위 표본기간으로 통합하여 분석할 경우에는 표본

기간내에서 특정 요인들이 추정결과에 지배적인 영향을 미칠 수 있는 혼동효과(confounding effect)를 초래할 수 있다. 따라서 추정기간을 보다 일별로 세밀하게 분할하는 방식은 근본적으로 Fama-MacBeth (1973)의 접근방법과 유사한 것으로 분석결과의 동태적 흐름을 용이하게 파악할 수 있는 것 뿐만 아니라, 시계열 평균의 추정치에 대한 통계적 유의성을 검증할 수 있으며 가격발견에 대한 결정요인을 검증하기 위한 분석이 용이하므로 본 연구의 분석방법으로 적합하다고 판단된다.

2. 실증분석 자료 및 표본기간

본 연구의 대상인 KOSPI200 선물거래는 한국증권선물거래소가 운영하는 선물시장에서 거래된다.⁵ 선물시장은 시장조성인이 존재하지 않는 순수한 지정가주문시장(limit order market)으로 주문제출부터 매매체결, 결제에 이루어지는 모든 과정이 전산시스템을 통하여 이루어진다. 유동성은 투자자들로부터 공급되며 주문원장은 모든 투자주체들에게 공개된다. 거래시스템은 전산거래방식을 채택하고 있다. 전산거래는 모든 시장참여자들에게 동질의 시장 및 정보접근이 가능하며, 다양한 시장정보를 신속 정확히 전달할 수 있어 효율적이다.

KOSPI200 선물시장에서 호가는 주문을 제출한 당일에만 유효하며, “미공개요청주문(Hidden Order)”이 존재하지 않으므로 투명성이 매우 높은 시장이라 할 수 있다. 한국 선물시장에서 최종거래일의 거래시간은 오전 9시부터 14시 50분까지이며 최종거래일 이외 매매일의 거래시간은 오전 9시부터 15시 15분까지이다. 공개되는 거래 전 정보(pre-trade information)은 매도 및 매수 우선 5단계호가와 해당 단계의 계약수, 5단계의 합산계약수이다.

실증분석의 표본 기간은 KOSPI200선물거래가 개설된 다음해인 1997년 1월 4일부터 2003년 12월말의 최종거래일인 2003년 12월 11일까지 총 1,799매매일이다. 표본기간동안 1998년 12월 5일까지 토요일에는 매매시간이 오전장에 한정되므로 표본일로부터 제외된다. 표본 종목은 KOSPI200최근월물이며 현물시장과 선물시장의 접속매매시간을 대상으로 한다. 본 연구의 실증분석에서 사용하고 있는 자료는 서울대학교 증권·금융연구소가 한국증권거래소로부터 선물 및 옵션거래 자료를 제공받

⁵ 2005년 1월 27일자로 한국증권선물거래소가 공식적으로 출범함에 따라 KOSPI200 선물과 옵션은 한국증권선물거래소의 선물시장으로 이관되어 운영되고 있다.

아 개발한 IFB/KSE 선물·옵션 거래자료 2004년도 버전으로 완전 전산화된 주문시스템의 자료이다. IFB/KSE 데이터베이스에는 KOSPI200이 개설된 1996년부터 2003년까지의 KOSPI200선물의 실시간 주문자료와 체결자료를 수록하고 있으며 1분 단위 KOSPI200주가지수도 포함되어 있다. 일별 프로그램 매매 자료는 DataGuide-pro를 이용하였다.

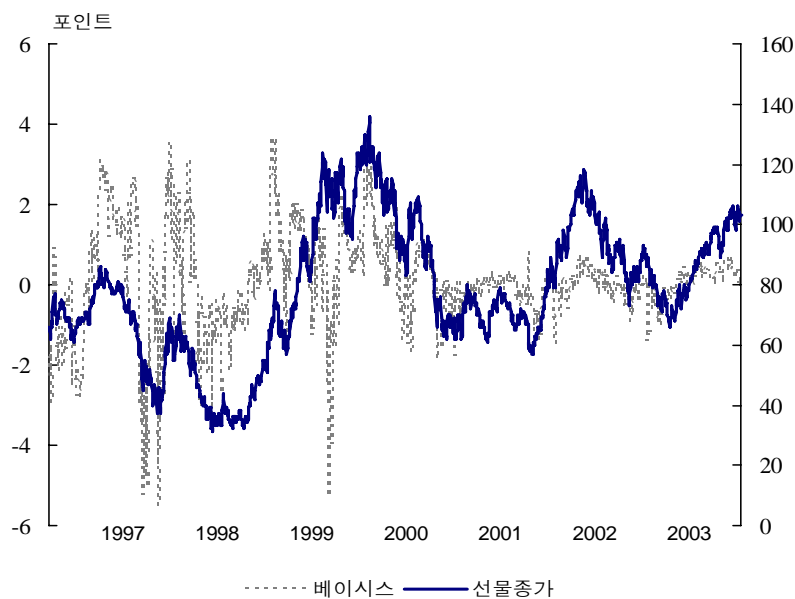
〈표 1〉 KOSPI200선물시장과 현물시장의 규모 추이

1997.1.3~2003.12.11까지 KOSPI200선물시장의 일별 거래계약, 약정대금, 미청산계약과 KOSPI200종목의 거래량, 거래대금의 전체 기간 및 연도별 평균이다. 현-선배율은 KOSPI200선물시장의 일별 약정대금을 KOSPI200종목의 거래대금으로 나눈 비율의 평균이다.

연 도	선물시장			현물시장		현-선배율
	거래계약	약정대금 (10억원)	미청산 계약	거래량 (1,000주)	거래대금 (10억원)	
전기간	105,339	4,315	45,948	209,702	1,425	3.32
1997	10,735	343	12,949	21,364	244	1.65
1998	60,208	1,365	42,628	59,057	442	3.85
1999	68,231	3,257	37,048	167,104	2,485	1.57
2000	80,903	3,536	38,145	189,332	1,999	2.07
2001	126,723	4,538	50,017	292,063	1,440	3.37
2002	172,956	8,063	64,806	571,897	2,110	4.30
2003	250,757	10,708	84,674	234,650	1,676	6.83

〈그림 1〉 일별 KOSPI200선물가격 및 일중 평균 베이스 추이

1997.1.3~2003.12.11까지 KOSPI200선물의 일별 증가 및 일중 평균 베이스 추이이다. 일중 평균 베이스는 1분 단위 베이스의 평균이다.



<표 1>에서 제시된 표본기간동안의 KOSPI200선물시장의 일평균 거래규모는 현물시장의 3배 이상이며, 거래계약과 약정대금은 선물시장의 도입 초기였던 1997년 이후에 지속적으로 증가함에 따라 현-선 배율 또한 증가하고 있다. 이 같이 현물시장과 선물시장에서 동시에 증가하는 유동성은 개장 시점에 비해 대폭적으로 증가하였으며, 양 시장의 성숙도가 높아진 것으로 추론된다. <그림 1>의 일별 KOSPI200 선물가격의 추이를 보면 표본기간 동안 1999년과 2001년이 전반적으로 상승기였다. 1분 간격으로 선물가격에서 현물가격을 차감하여 측정된 일중 평균 베이스는 1999년까지 큰 폭의 변동성을 보였으나, 2000년 이후에는 베이스 폭이 축소되어 상대적으로 차익거래 기회가 감소한 것이 확인된다. 이와 같이 표본기간에는 KOSPI200선물시장의 진화에 따라 시장의 성숙도가 높아졌음을 제시한다.

IV. 실증 분석

1. 벡터오차수정모형 추정

<표 2>는 현-선물 벡터오차수정모형의 추정에 선행하여 전체기간과 연도별 일중 KOSPI200선물가격과 현물가격의 시계열 특성을 제시한다. 우선적으로 일중 KOSPI200선물가격과 현물가격이 랜덤워크 과정(random walk process)을 따르는지 확인하기 위해 절편이 포함된 Augmented Dickey-Fuller 모형으로 단위근(unit root)검정을 수행하였다.⁶ 단위근 검정 모형의 과거시차는 최대 10시차까지 확장하였으며, 1분 간격 자료를 이용하여 일별로 추정하였다. 단위근 검정 결과에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하면 그 시계열은 불안정적이며 랜덤워크(random walk)과정을 따르게 된다. 단위근 가설검정의 기각수준은 Davison-MacKinnon (1993)이 제시한 5% 유의수준인 $\tau = -2.86$ 이다. 단위근 검정 결과, 패널 A에서 선물가격이 전체 기간의 표본일 중에서 랜덤워크 과정을 따르는 표본일은 89% 이상이며, 현물가격도 전체 기간동안 랜덤워크 과정을 따르는 표본일은 84% 이상이다. 표본일을 연도별 표본기간으로 분류하여 추정한 결과도 전체 표본기간과 큰 차이는 없으므로 하루중

⁶ Dickey-Fuller검정식에서 오차항의 정규분포 가설이 기각되고 계열 상관성이 존재할 경우에는 Augmented Dickey-Fuller를 사용하여야 한다.

선물가격과 현물가격은 랜덤워크 특성을 가지는 것으로 확인된다.

〈표 2〉 KOSPI200주가지수 현물가격 및 선물가격의 일별 단위근 검정 결과

1997.1.3~2003.12.11까지 1분 간격으로 측정된 KOSPI200선물의 최근월물 가격과 KOSPI200주가지수, 베이스의 일별 단위근 검정결과이다. 베이스는 선물가격에서 현물가격을 차감하였다. 단위근 검정은 절편을 포함한 Augmented Dickey-Fuller모형으로 추정하였으며 시차를 1,5,10차까지 확장하였다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{k=1}^K \Delta y_{t-k}$$

τ 통계치 평균은 일별 단위근 검정에서 추정된 τ 통계치의 시계열 평균이며, (%)랜덤워크는 전체 표본 일 중에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 5%유의수준에서 기각하지 못한 표본일이 차지하는 비율이다.

시 차	KOSPI200 선물		KOSPI200 현물		베이스(선물-현물)	
	τ 통계치 평균	(%)랜덤워크	τ 통계치 평균	(%)랜덤워크	τ 통계치 평균	(%)랜덤워크
패널 A. 전기간						
1	-1.592	89.55	-1.568	88.94	-4.532	23.46
5	-1.548	89.77	-1.823	84.99	-3.403	36.41
10	-1.475	91.11	-1.599	90.83	-2.679	57.87
패널 B. 1997년						
1	-1.550	88.36	-1.142	92.47	-2.438	72.26
5	-1.450	89.38	-1.720	88.36	-2.162	83.22
10	-1.471	88.70	-1.793	86.99	-2.200	75.68
패널 C. 1998년						
1	-1.492	91.78	-1.369	91.10	-2.945	46.23
5	-1.551	92.12	-1.983	80.48	-2.748	53.42
10	-1.417	93.84	-1.533	94.52	-2.283	71.23
패널 D. 1999년						
1	-1.436	94.38	-1.488	91.57	-4.091	14.46
5	-1.461	92.37	-2.060	81.12	-3.771	21.29
10	-1.357	93.17	-1.589	93.57	-2.975	45.78
패널 E. 2000년						
1	-1.521	90.87	-1.632	91.70	-4.884	9.13
5	-1.474	90.87	-1.676	88.38	-3.731	23.24
10	-1.357	94.61	-1.421	95.85	-2.718	58.09
패널 F. 2001년						
1	-1.667	88.21	-1.781	85.77	-5.681	3.66
5	-1.619	89.02	-1.826	83.33	-3.895	21.95
10	-1.520	91.06	-1.604	89.43	-2.889	54.47
패널 G. 2002년						
1	-1.627	90.98	-1.713	86.89	-6.052	1.64
5	-1.561	88.11	-1.636	89.34	-3.848	22.54
10	-1.557	88.11	-1.540	88.52	-2.851	47.13
패널 H. 2003년						
1	-1.891	81.70	-1.995	81.70	-6.434	2.13
5	-1.747	85.96	-1.840	84.26	-4.059	16.17
10	-1.669	88.09	-1.692	86.81	-3.015	46.38

선물가격과 현물가격에 랜덤워크 요소가 내포되었다 하더라도 두 가격간에는 공적분(cointegration) 관계가 성립된다. 즉 두 가격 시계열간에 공적분 관계가 존재한다면 선물가격과 현물가격의 차이인 베이스의 시계열은 안정적이어야 하며,

양 가격간에 장기적 균형관계(long-term equilibrium relationship)가 존재함을 제시한다. 이는 베이스스에 대한 단위근 검정결과에서 귀무가설을 기각하여야 공적분관계가 존재함을 의미한다. 1시차가 도입된 단위근검정 모형 기준으로 볼 때 패널 A에 제시된 전체기간에서 현물가격과 선물가격간에 공적분이 성립하는 표본일은 랜덤워크를 따르는 표본일 비율을 제외한 77%이다. 한편 현물시장과 선물시장의 공적분 관계는 시장개설 초기보다는 표본기간의 후반으로 강해지는데 이는 현-선물시장의 효율성이 증가하는 시장성숙효과(market maturity effect)를 간접적으로 제시한다.

<표 3>은 Hasbrouck의 정보량을 측정하기 위해 KOSPI200선물가격과 현물가격으로 구성된 이변량 벡터오차수정모형을 일별로 추정한 결과에 대한 전체 표본기간의 기술적 통계치를 제시한다. 벡터오차수정모형을 추정하기 위한 최적 시차 결정은 1시차부터 10시차까지 확장하여 Schwartz 정보 기준(SIC)과 Akaike 정보 기준(AIC)을 적용하였다. SIC를 적용하여 1시차와 2시차에서 선택된 모형은 전체의 69.97%이며, AIC를 적용하면 5시차~10시차로 선택된 모형이 전체의 83.27%이다. 본 연구에서는 일중 수익률이 가진 자기상관관계(autocorrelation)를 고려하여 벡터오차수정모형의 이노베이션이 백색잡음(white noise)의 특성을 갖도록 AIC의 10시차를 적용하였다. 실증분석을 위한 일별 선물-현물 벡터오차수정모형은 다음과 같이 구성되며, 선물가격과 현물가격에는 로그값을 취하여 차분하였다.

$$\begin{aligned}
 f_t &= \gamma^f (z_{t-1} - \mu) + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^f f_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^f s_{t-k} + \eta_t^f \\
 s_t &= \gamma^s (z_{t-1} - \mu) + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^s f_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^s s_{t-k} + \eta_t^s
 \end{aligned} \tag{8}$$

<표 3>은 전체기간의 일별 벡터오차수정모형을 추정한 결과이다. 패널 A의 선물가격 오차수정모형보다는 패널 B의 현물가격 오차수정모형의 분석결과의 통계적 및 경제적 의미가 강하다. 패널 A에서 선물수익률의 시차변수인 f_{t-k} 의 추정회귀계수들은 10시차까지 평균적으로 모두 음의 값으로 추정되었으나 통계적 유의성은 낮다. 현물수익률 시차변수인 s_{t-k} 의 회귀계수는 2시차까지 평균적으로 양의 부호로 추정되었으나, 3시차 이후부터는 반전한다. 전체 표본일 중에서 s_{t-1} 는 60%이상이 통계적으로 유의적인 양의 부호를 가지므로 이는 1분 내에서 현물가격의 변동이 선물가격에 반영되는 것으로 해석된다. 패널 B의 현물가격의 오차수정모형에서

f_{t-k} 의 추정회귀계수는 10시차까지 모두 양의 부호로 추정되었으며, 5%수준에서 통계적으로 유의적인 회귀계수가 전체 표본일 중에서 50%이상인 시차는 3시차까지이다. 이같은 결과는 선행 연구들과 같이 선물가격의 변동이 현물가격에 유의적으로 선도함을 재증명한다. 선물가격이 균형 가격으로 조정하는 속도를 나타내는 계수인 γ^s 는 약 99%가 음의 부호로 일관성 있게 추정되었으며, 약 85%가 통계적으로 유의적이다. γ^s 의 평균값은 -0.105인 반면, γ^f 의 평균값은 0.020이며 t통계치의 평균도 0.361이다. 이는 차익거래 조건이 1% 증가할 때 선물가격은 0.105%감소하고 현물가격은 0.020%증가하여 균형으로 수렴함을 의미한다. 현물가격 오차수정모형의 적합도인 수정결정계수는 평균 0.285인데 비해 선물가격 오차수정모형의 적합도는 0.052로써 선물가격 변동에 대한 정보는 단기적 현물수익률의 예측력을 가지고 있으며, 상대적으로 선물시장의 효율성이 높다는 증거가 확인된다.

<그림 2>의 벡터오차수정모형의 연도별 추정결과에서는 흥미로운 패턴이 발견된다. 패널 A의 현물지수 오차수정모형에서 선물 시차변수의 추정회귀계수는 10시차까지 모두 양의 값으로 추정되었으며 개장 초기보다 2000년 이후에 그 값이 높아지고 있어 선도효과가 강해진다. 이 같은 결과는 Stoll-Whaley (1990)이 발견한 시장이 성숙할수록 선물의 선도효과가 약해지고 통계적으로 유의적인 선도시차가 축소된다는 것과는 상이한 결과이다. 패널 B의 현물지수 오차수정모형에서 2000년까지는 현물 시차변수의 2~5시차가 양의 값으로 추정되었으나 2001년 이후로는 음의 값으로 전환되며, 1시차의 자기상관계수도 음의 값이 강해지는 것으로 파악된다. 즉 표본기간의 후반에 접어들수록 시차변수가 음으로 전환되는 결과는 현물의 유동성 증가에 따라 비거래효과(non-trading effect)가 감소하기 때문인 것으로 추론된다.⁷ 패널 A와 패널 B의 결과를 종합하면 비록 선물시장의 초기에는 현물의 유동성이 낮았지만, 선물시장의 선도 효과는 현물시장의 비거래효과에 직접적으로 기인한 것이 아니라는 것이 증명된다. 패널 D에서는 선물시장의 성숙도가 높아짐에 따라 현물이 선물을 선도하는 영향력이 감소하며, 시차도 단축되는 것이 확인된다.

⁷ 현물지수의 일별 1분 단위 비거래 구간 비율의 연도별 평균을 보면 선물시장이 성숙화됨에 따라 전반적으로 감소하는 것이 확인된다.(1997 : 18.48% → 1998 : 15.72% → 1999 : 7.56% → 2000 : 7.43% → 2001 : 12.39% → 2002 : 8.68% → 2003 : 10.74%)

〈표 3〉 일별 벡터오차수정모형 추정결과의 기술적 통계치

1997.1.3~2003.12.11까지 1분 간격으로 측정된 KOSPI200선물의 최근월물 가격과 KOSPI200주가지수의 벡터오차수정모형을 일별로 추정한 결과의 기술적 통계치이다. 패널 A는 오차수정모형의 선물 추정식이며, 패널 B는 오차수정모형의 현물 추정식이다. 최적시차는 Akaike-information 기준에 의해 10시차로 결정하였다. 회귀계수와 t통계치의 평균은 일별 벡터오차수정모형 추정 회귀계수와 t통계치의 시계열 평균이다. +부호는 전체 표본일수에서 해당 변수의 회귀계수가 양으로 추정된 표본일수가 차지하는 비율이다. +유의는 5%수준에서 통계적으로 유의적인 양의 부호로 추정된 표본일수가 차지하는 비율, -유이는 5%수준에서 통계적으로 유의적인 음의 부호로 추정된 표본일수가 차지하는 비율을 나타낸다.

시차 변수	패널 A. 오차수정모형 : 선물					패널 B. 오차수정모형 : 현물				
	$f_t = \gamma^f (z_{t-1} - \mu) + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^f f_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^f s_{t-k}$					$s_t = \gamma^s (z_{t-1} - \mu) + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^s f_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^s s_{t-k}$				
	회귀계수 평균	t통계치 평균	+부호 (%)	+유의 (%)	-유의 (%)	회귀계수 평균	t통계치	+부호 (%)	+유의 (%)	-유의 (%)
f_{t-1}	-0.079	-0.999	26.51	4.67	33.07	0.159	3.053	88.44	67.04	0.94
f_{t-2}	-0.038	-0.442	34.02	4.78	15.73	0.130	2.467	89.55	66.98	0.72
f_{t-3}	-0.038	-0.456	34.13	3.06	14.06	0.086	1.613	85.66	50.75	0.61
f_{t-4}	-0.036	-0.434	34.46	3.50	12.62	0.054	0.996	80.04	28.29	1.67
f_{t-5}	-0.027	-0.325	38.63	3.50	11.34	0.039	0.690	72.04	20.34	2.33
f_{t-6}	-0.024	-0.306	39.41	3.22	10.51	0.029	0.529	67.70	16.23	2.56
f_{t-7}	-0.014	-0.174	43.64	5.23	7.28	0.018	0.328	61.70	11.34	3.95
f_{t-8}	-0.014	-0.184	42.80	4.39	9.12	0.015	0.287	60.37	9.95	4.17
f_{t-9}	-0.005	-0.080	45.14	5.34	5.78	0.012	0.230	58.42	9.62	4.11
f_{t-10}	-0.007	-0.104	45.19	4.39	6.84	0.007	0.161	55.36	8.50	4.39
s_{t-1}	0.281	2.212	92.61	60.20	0.11	-0.064	-0.892	30.24	6.45	32.91
s_{t-2}	0.066	0.517	63.98	18.84	3.72	0.029	0.452	57.09	27.24	14.06
s_{t-3}	-0.010	-0.036	46.91	7.00	6.89	0.034	0.493	59.31	25.57	10.06
s_{t-4}	-0.025	-0.147	43.86	5.39	8.56	0.016	0.223	55.53	17.12	10.84
s_{t-5}	-0.026	-0.146	44.97	4.84	8.84	0.005	0.046	51.86	10.78	9.56
s_{t-6}	-0.019	-0.108	46.36	5.28	7.67	-0.008	-0.138	45.91	7.62	11.17
s_{t-7}	-0.020	-0.107	46.75	4.28	6.73	-0.008	-0.145	44.14	6.61	10.06
s_{t-8}	-0.013	-0.054	48.25	5.39	6.89	-0.015	-0.250	41.58	5.00	11.40
s_{t-9}	-0.011	-0.082	46.91	4.95	6.73	-0.011	-0.204	43.52	5.28	9.67
s_{t-10}	-0.009	-0.084	45.58	5.50	6.89	-0.010	-0.209	43.64	6.28	11.23
$z_{t-1} - \mu$	0.020	0.361	61.20	14.67	5.00	-0.105	-2.704	1.06	0.00	84.49
$adjR^2$	0.052					0.285				

<그림 2> 벡터오차수정모형 추정결과의 연도별 분석

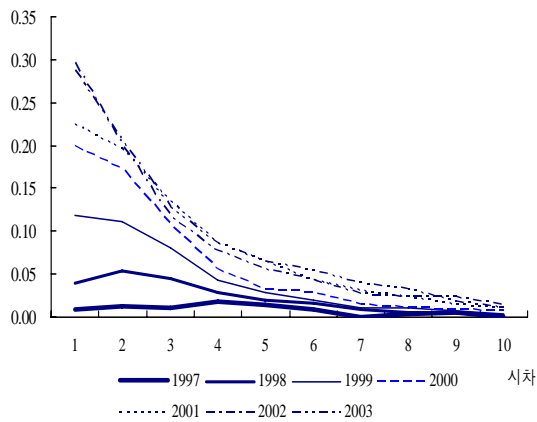
1997.1.3~2003.12.11까지 1분 간격으로 측정된 KOSPI200선물의 최근월물 가격과 KOSPI200주가지수의 벡터오차수정모형을 일별로 추정된 시차변수 회귀계수의 연도별 평균이다.

$$s_t = \gamma^s (z_{t-1} - \mu) + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^s f_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^s s_{t-k}$$

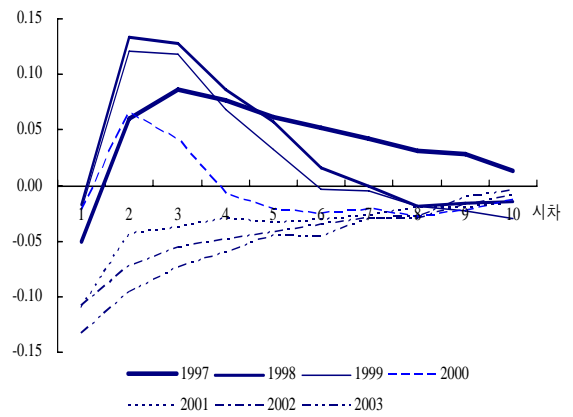
$$f_t = \gamma^f (z_{t-1} - \mu) + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^f f_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^f s_{t-k}$$

패널 A는 현물 오차수정모형의 선물 시차변수, 패널 B는 현물 오차수정모형의 현물 시차변수, 패널 C는 선물 오차수정모형의 선물 시차변수, 패널 D는 선물 오차수정모형의 현물 시차변수의 추정결과를 나타낸다.

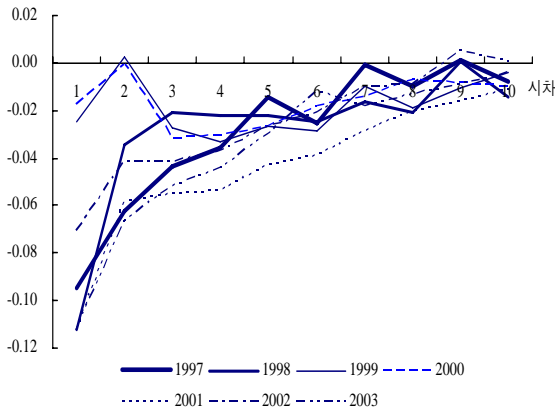
패널 A. α_k^s ($k=1,2,3,\dots,10$)



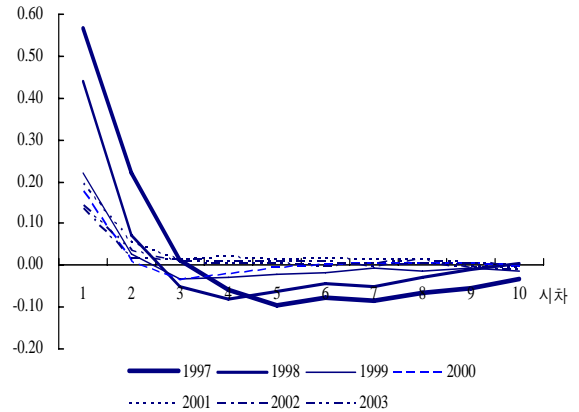
패널 B. β_k^s ($k=1,2,3,\dots,10$)



패널 C. α_k^f ($k=1,2,3,\dots,10$)



패널 D. β_k^f ($k=1,2,3,\dots,10$)



2. 선물시장의 가격발견에 대한 정보량 변화

<표 4>는 Hasbrouck (1995)의 방법론을 적용하여 추정한 선물시장의 일별 가격 발견에 대한 공헌도인 정보량(information share)의 기술적 통계치이다. 패널 A는 정보량의 하한치(lower bound), 패널 B는 정보량의 상한치(upper bound), 패널 C는 패널 A와 패널 B로부터 산출한 정보량의 중간값이다. 패널 C의 정보량 중간값의 전체 기간의 일평균은 0.614로 현-선물 시장에서 가격발견의 약 61.4%가 선물시장에서 발생한다는 것을 의미한다. 또한 전체 표본기간일 중에서 선물의 가격발견 공헌도가 현물의 가격발견 공헌도보다 높은 것으로 추정된 표본일은 65.9%로 나타나, 선물시장에서 가격발견 기능이 지배적으로 나타남을 확인할 수 있다. 패널 C의 Hasbrouck의 정보량 측정치의 중간값은 표본기간의 후반일수록 낮아지는데 이는 연도별로 정보량의 상한치는 일정한 수준을 유지하는 반면, 하한치는 시장의 성숙화에 따라서 감소하기 때문이다. 패널 A에서 정보량의 하한치는 2001년까지 50% 이상이지만 2002년 이후에는 40%미만으로 하락하였다. <그림 3>에서는 일별로 추정된 Hasbrouck 정보량의 상한치와 하한치의 월평균 시계열 추이를 제시한다. 선물시장 개장 초기에는 정보량의 상한치와 하한치는 유사하였지만, 표본기간의 후반기에 접어들수록 차이가 확대되는 현상이 확인된다.

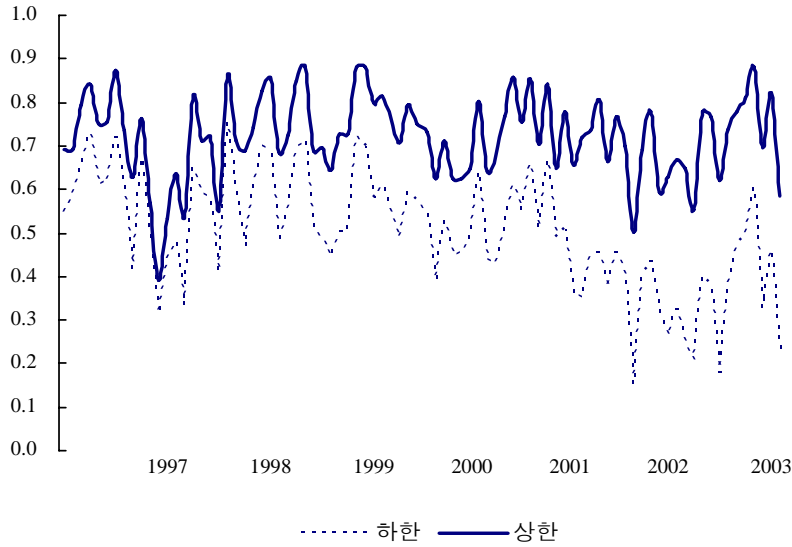
<표 4> KOSPI200선물의 가격발견에 대한 정보량 측정

1997.1.3~2003.12.11까지 1분 간격 KOSPI200선물의 최근월물 가격과 KOSPI200주가지수로 구성된 벡터 오차수정모형을 이용하여 추정한 KOSPI200선물의 일별 Hasbrouck (1995) 정보량(information share)의 기술적 통계치이다. 패널 C의 $IS_f > IS_s$ 은 전체 표본일수에서 KOSPI200선물의 정보량이 KOSPI200주가지수의 정보량보다 높은 표본일수의 비율을 나타낸다.

	전체기간	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
패널 A. 하 한								
평균	0.505	0.585	0.548	0.583	0.522	0.534	0.365	0.371
중간값	0.523	0.678	0.569	0.604	0.547	0.553	0.291	0.326
표준편차	0.325	0.340	0.317	0.304	0.321	0.313	0.305	0.292
패널 B. 상 한								
평균	0.722	0.710	0.693	0.770	0.716	0.751	0.687	0.729
중간값	0.819	0.863	0.775	0.844	0.790	0.864	0.739	0.797
표준편차	0.286	0.332	0.303	0.248	0.286	0.273	0.279	0.256
패널 C. 중간값								
평균	0.614	0.648	0.621	0.676	0.619	0.642	0.526	0.550
중간값	0.668	0.772	0.670	0.718	0.666	0.698	0.510	0.576
표준편차	0.298	0.333	0.306	0.273	0.299	0.288	0.284	0.264
$IS_f > IS_s$ (%)	65.90	71.64	68.38	75.21	66.38	68.09	51.77	57.52

〈그림 3〉 KOSPI200선물의 월별 정보량 추이

1997.1.3~2003.12.11까지 1분 간격 KOSPI200선물의 최근월물 가격과 KOSPI200주가지수로 구성된 벡터오차수정모형을 이용하여 추정한 KOSPI200선물의 일별 Hasbrouck (1995) 정보량(information share)의 상한값과 하한값의 월평균 시계열 추이이다.



시장성숙화에 따른 정보량의 시계열 행태의 변동은 정보량을 결정하는 요인인 이노베이션의 변동성, 선물과 현물간의 상관계수, 오차수정속도에 기인한다. <표 5>에서는 선물 오차수정모형의 이노베이션의 변동성(σ^f)과 현물 오차수정모형의 이노베이션의 변동성(σ^s)의 연도별 추이가 제시된다. σ^f 과 σ^s 은 시장의 성숙화에 따라 모두 지속적으로 감소함을 알 수 있다. 한편 선물 이노베이션의 변동성을 현물 이노베이션의 변동성으로 나눈 비율도 감소하는데 이는 상대적으로 σ^f 의 감소폭이 σ^s 보다 크기 때문이다. 현물과 선물의 이노베이션의 상관관계인 $\rho^{f,s}$ 는 선물 개장 초기인 1997년에는 0.21이었으나 2003년에는 2배 이상이 증가함으로써 선물과 현물간의 상관관계가 높아지는 현상을 보여주는데 이는 <표 2>에서 제시된 현-선물간의 공적분 관계가 강화됨을 의미한다. 또한 오차수정속도를 나타내는 값인 γ^f 과 γ^s 의 절대값도 표본기간의 후반기에 접어들수록 증가하는 추세이다. 이는 시장의 성숙도가 높아지면서, 현-선물 가격간 불균형에 기인하는 차익거래 기회가 신속하게 조정되는 것으로 시장의 효율성이 높아진다는 증거로 해석된다. 결국 정보량의 하한값이 시장이 성숙화에 따라 감소하는 현상은 현물시장의 균형조정속도인 γ^f 의 증가에도 불구하고, 현물시장과 선물시장의 공적분 관계가 강화됨에 따라 나

타나는 것으로 결론을 지을 수 있다.

<표 5> 정보량 구성요소의 연도별 추이

1997.1.3~2003.12.11까지 1분 간격 KOSPI200선물의 최근월물 가격과 KOSPI200주가지수로 구성된 벡터 오차수정모형에서 KOSPI200선물 오차수정모형 이노베이션의 표준편차(σ_f), KOSPI200현물 오차수정모형 이노베이션의 표준편차(σ_s), KOSPI200현-선물 이노베이션의 변동성 비율(σ_f/σ_s), KOSPI200현-선물 이노베이션의 상관계수($\rho_{f,s}$), KOSPI200현-선물의 오차수정계수이다. 표에 제시된 값은 일평균이다.

연 도	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
$\sigma_f(\times 10,000)$	8.77	15.62	11.11	10.51	7.41	7.82	6.71
$\sigma_s(\times 10,000)$	4.76	6.84	6.30	6.47	5.26	5.19	4.92
σ_f/σ_s	1.85	2.32	1.81	1.66	1.41	1.51	1.35
$\rho_{f,s}$	0.21	0.21	0.27	0.29	0.31	0.46	0.49
γ^f	0.017	-0.001	0.014	0.026	0.020	0.033	0.039
γ^s	-0.051	-0.067	-0.082	-0.090	-0.135	-0.155	-0.178

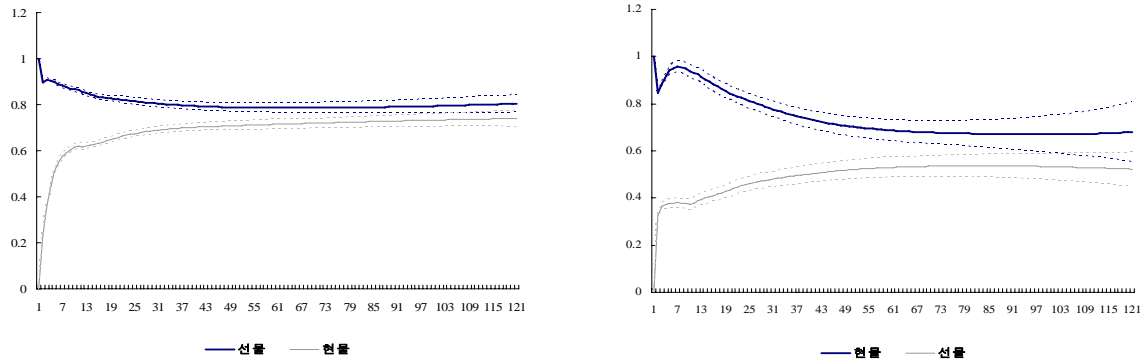
3. 정보 효과 對 일시적 효과

<그림 4>는 전체기간동안 오차수정모형으로 KOSPI200선물과 현물에 충격이 1 단위 가해질 경우 각 변수가 반응하는 행태를 일별로 추정한 충격반응함수(impulse response function)의 평균이다. 특정 변수로 인한 충격반응의 크기는 영구적 효과(permanent effect)와 일시적 효과(temporary effect)로 구성되는데, 충격반응이 지속적으로 수렴하는 영구적 효과가 바로 정보 효과(informational effect)이다. 패널 A에서 선물수익률에 충격 1단위가 가해질 경우 현물수익률은 약 0.7로 상승하여 수렴하지만, 패널 B에 제시된 현물수익률의 충격에 대한 선물수익률의 반응은 0.5정도로 정보효과는 선물시장이 높다. <그림 5>에 제시된 연도별 충격반응분석에서 패널 B의 KOSPI200선물 충격 1단위에 대한 현물의 반응의 일시적 효과는 10분 이내에 소폭 상승하여 소멸하며 이후에 정보 효과가 지속된다. 가장 초기였던 1998~1999년도에 현물수익률의 반응은 0.8이상의 값으로 수렴하며, 최근 연도일수록 정보효과는 낮아진다. 패널 D에 제시된 현물수익률 충격 1단위에 대한 선물수익률의 반응은 1997년도에는 5분 이내에 일시적으로 급등하여 이후에 수렴하는 반면 나머지 연도에서는 영구적 효과가 서서히 진행된다. 결과적으로 선물수익률에 내포된 정보효과는 현물수익률에 비해 높으며, 선행하여 진행됨이 확인된다.

〈그림 4〉 충격반응함수 분석

1997.1.3~2003.12.11까지 1분 간격 KOSPI200선물의 최근월물 가격과 KOSPI200주가지수로 구성된 벡터 오차수정모형을 이용하여 추정한 일별 충격반응함수의 전체기간동안의 평균이다. 점선은 평균+2×표준 오차, 평균-2×표준오차를 나타낸다.

패널 A. 선물 충격 1단위에 대한 선물과 현물의 반응 패널 B. 현물 충격 1단위에 대한 선물과 현물의 반응

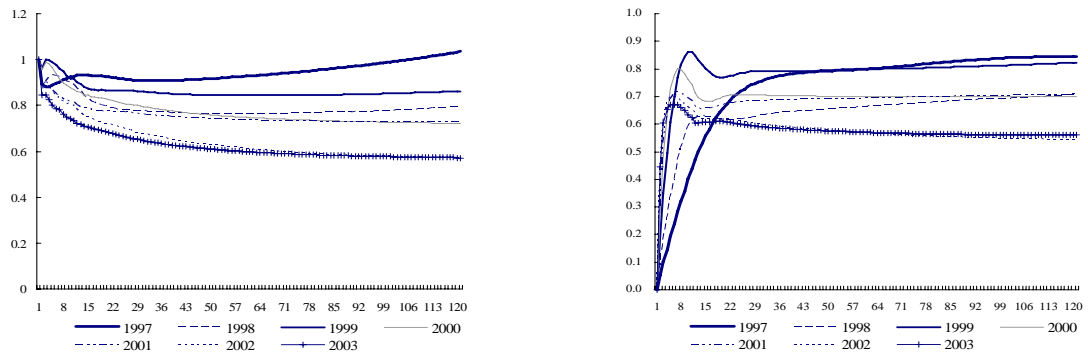


〈그림 5〉 연도별 충격반응함수 분석

1997.1.3~2003.12.11까지 1분 간격 KOSPI200선물의 최근월물 가격과 KOSPI200주가지수로 구성된 벡터 오차수정모형을 이용하여 추정한 일별 충격반응함수의 연도별 평균이다.

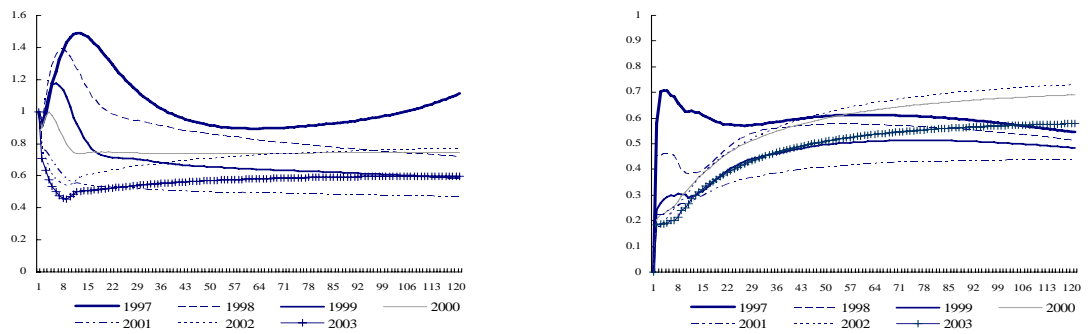
패널 A. 선물 충격 1단위에 대한 선물의 반응

패널 B. 선물 충격 1단위에 대한 현물의 반응



패널 C. 현물 충격 1단위에 대한 현물의 반응

패널 D. 현물 충격 1단위에 대한 선물의 반응



4. 오차조정속도의 변화

Eun-Sabherwal (2003)은 Hasbrouck (1995)의 방법론과 달리 가격발견의 공헌도를 오차수정항의 추정회귀계수의 크기로 분석하였다. 이 측정치는 균형수준으로 도달하는데 선물시장에서 어느 정도 주도권을 가지는지를 의미하며, 오차조정속도의 상대적 크기를 나타낸다. 따라서 Eun-Sabherwal (2003)의 방법론에 의한 선물시장의 가격발견에 대한 오차수정공헌도(contribution to error correction)는 $Fadj = \gamma^s / (|\gamma^s| + |\gamma^f|)$ 로 측정되며, 이 값이 클수록 선물시장의 정보가 현물시장으로 주도적으로 이전되어 불균형 상태를 조정하려는 속도가 높다는 것을 의미한다. <표 6>의 패널 A에서 제시된 전체 표본기간 동안의 KOSPI200선물의 일평균 오차수정공헌도는 0.737로 나타나 가격발견은 대부분 선물시장에서 발생하였다. 한편 $Fadj$ 의 크기는 표본기간 초기보다는 후반 이후에 증가하는데, 이는 시장의 성숙도가 높아지면서 선물시장으로부터 현물시장으로의 정보 전달이 가속화하는 현상을 설명한다. 1997년도의 일평균 $Fadj$ 은 0.617에서 2003년에는 0.797로 증가하였으며, 표준편차도 1997년도에는 0.259에서 2003년까지 0.120으로 감소하여 추정결과의 안정성이 높아졌다는 것이 확인된다.

한편 Harris-McInish-Wood (2002)와 Cao-Hansch-Wang (2005)은 오차수정항의 추정회귀계수인 γ^s 과 γ^f 의 통계적 유의수준(statistical significance)을 비교하여 선-후행 관계를 분석하였는데 이를 본 연구에 응용하면 다음과 같다.

- 선물이 현물에 일방적 선행 : γ^s 는 통계적으로 유의적이며 γ^f 는 비유의적
- 현물이 선물에 일방적 선행 : γ^f 는 통계적으로 유의적이며 γ^s 는 비유의적
- 현물과 선물은 상호작용 : γ^f 과 γ^s 모두 통계적으로 유의적
- 현물과 선물은 무관계 : γ^f 과 γ^s 모두 통계적으로 비유의적

<표 6>의 패널 B에서 5%를 통계적 유의수준으로 설정하여 분석한 현물과 선물의 정보 전달(information transmission)관계에서 선물시장이 현물시장을 선도하는 표본일은 전체기간 동안 71.73%이며 각 연도별로도 선물시장이 현물시장을 지배적으로 선행한다. 특히 선물시장의 초기였던 1997년부터 1998년까지는 현-선물시장에서

선-후행 관계가 존재하지 않았던 표본일이 20% 이상이었으나, 시장의 성숙도가 높아지면서 선물시장에서 현물시장으로 정보가 선행적으로 전달되는 표본일이 증가한다. 이는 통계적 유의성 측면에서도 선물시장 성숙화에 따른 패널 A의 선물시장의 가격발견 효율성의 결과를 지지하는 것이다.

〈표 6〉 KOSPI200선물의 오차수정공헌도

1997.1.3~2003.12.11까지 1분 간격 KOSPI200선물의 최근월물 가격과 KOSPI200주가지수로 구성된 벡터 오차수정모형을 이용하여 추정한 Eun-Sabherwal (2003)이 제시한 KOSPI200선물의 오차수정공헌도와 정보 전달 관계이다. KOSPI200선물의 오차수정공헌도는 KOSPI200선물과 현물의 오차수정항의 추정회귀 계수의 절대값의 합에서 KOSPI선물의 회귀계수가 차지하는 비율이다. 패널 A에서 제시된 값은 오차수정공헌도의 시계열 평균이며, *Fadj* (%)는 전체 표본에서 선물의 오차수정공헌도가 현물의 오차수정공헌도보다 높은 표본일의 비율이다. 패널 B의 선도-후행 관계는 전체 표본에서 각 경우에 해당하는 표본일 표본일의 비율이다.

연 도	패널 A. 오차수정공헌도			패널 B. 선도-후행 관계 (%)			
	평 균	표준편차	<i>Fadj</i> (%)	선물→현물	선물←현물	선물↔현물	관계없음
전체기간	0.737	0.187	97.55	71.73	6.37	5.36	16.54
1997	0.617	0.259	94.52	62.68	8.80	4.23	24.30
1998	0.656	0.199	91.43	63.23	5.50	8.25	23.02
1999	0.767	0.154	98.79	75.10	5.62	6.83	12.45
2000	0.773	0.143	100.00	73.86	6.22	3.32	16.60
2001	0.788	0.134	100.00	77.64	4.47	4.88	13.01
2002	0.804	0.125	100.00	75.00	7.38	6.15	11.48
2003	0.797	0.120	100.00	77.87	6.38	3.40	12.34

5. 가격발견의 결정요인

선물시장의 가격발견의 크기를 결정하는 요인은 차익거래 기회 조건을 나타내는 선물가격과 현물가격의 차이인 베이스(basis)이다. 일반적으로 시장이 균형상태에 있다면 이론적 선물가격과 현물가격의 차이인 베이스는 보유비용(cost of carry)만을 나타내므로 차익거래 기회는 발생하지 않는다. 그러나 베이스가 과도한 경우에는 차익거래가 존재하므로 선물시장이 비효율적이라면 베이스의 크기는 차익거래가 해소되는 과정인 가격발견과 상관관계를 가지게 될 것이다.

차익거래를 획득하기 위한 프로그램 매매도 추가폭락의 가속화 및 추가변동성 증가의 원인이 될 수 있는 부정적인 면과 정보전달효과에 따른 가격발견기능 및 주식시장의 유동성 제고에 기여할 수도 있는 긍정적인 면을 가진다(최 혁·이재선

[1999], Harris-Sofianos-Shapiro[1994]).⁸ 따라서 설명변수로 일별 프로그램 매매와 베이스의 상태가 도입된 선물시장의 가격발견에 대한 시계열 회귀분석 모형은 다음과 같다.

$$IS_t^f = \beta_0 + \beta_1 netbuy_t^{prs} + \beta_2 dummy_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

종속변수인 IS_t^f 는 일별 KOSPI200 선물의 Hasbrouck 정보량의 상한치와 하한치의 중간값이다. 프로그램 매매의 방향과 강도에 따라 가격발견이 결정될 것으로 가정하여 일별 프로그램 매수금액에서 매도금액을 차감한 전체 프로그램 순매수액 ($netbuy^{prs}$)으로 측정하였으며, 이를 차익거래 순매수($netbuy^{abt}$)와 비차익거래 순매수($netbuy^{nonabt}$)로 구분하여 분석하였다. 일별 베이스는 하루중 1 분 단위로 측정된 일중 평균 베이스가 0 보다 크면 콘탱고(contango) 상태로 1 의 값을 가지며, 0 보다 작으면 백워드이션(backwardation) 상태로 0 임을 나타내는 더미변수이다.

<표 7>에서 제시된 패널 A의 전체 표본기간 동안의 일별 시계열 분석결과에 의하면 프로그램 순매수와 차익거래 순매수는 5%수준에서 선물시장의 가격발견과 유의적인 양의 상관관계를 가지며, 콘탱고 상태에서 가격발견이 증가하는 것으로 분석되었다. 패널 B부터 패널 H까지 제시된 연도별 시계열 회귀분석 결과는 선물시황에 따라 가격발견의 패턴이 변동하는 과정을 설명한다. 1997년, 1999년, 2000년의 더미변수는 통계적으로 유의적인 양의 부호로 추정되어 백워드이션보다는 콘탱고 상태일 경우에 가격발견의 정도가 높은 것으로 해석된다. 이같은 분석결과는 <그림 1>에서 확인되었듯이 일중 베이스의 평균값은 2000년까지 큰 폭을 나타내며 이 기간 동안에는 선물시장이 미성숙 단계였음을 의미한다. 하지만 2000년 전까지 프로그램 순매수와 가격발견간에는 음의 관계가 존재하는 것으로 분석되었지만, 통계적인 유의성은 발견되지 않았다. 반면에 표본기간의 후반부에서 프로그램 순매수는 2000년~2001년에 가격발견과 유의적인 양의 관계를 갖지만, 베이스의 상태의 통계적 유의성은 발견되지 않는다. 이 같은 결과는 시장 초기보다는 후반에 프로그램 매매가 활성화되면서 현물시장에 미치는 영향이 강해지지만, 시장이 효율화되면서 베이스의 상태가 축소되는 것으로 해석된다. 회귀분석 결과가 프로그램 순매매

⁸ 프로그램 매매는 차익거래 매매와 비차익거래 매매로 구분된다. 차익거래는 KOSPI200선물로부터 계산된 주가지수선물의 이론가격과 선물가격의 괴리를 이용한 거래이며 비차익거래는 동일 투자자가 KOSPI200 구성종목 중 15종목 이상을 거래하는 프로그램매매를 말한다.

변수들과 베이스스간에 존재하는 높은 상관관계로 발생하는 다중공선성 (multicollinearity)에 영향을 받는지를 점검하기 위해 프로그램 순매수 변수와 베이스스 더미 변수를 분리하여 회귀분석을 수행하였다. 별도의 표로 제시하지는 않았지만, 전체 분석기간과 연도별 추정 회귀계수의 부호와 통계적 유의성은 <표 7>의 결과와 동일함을 확인하였다.

<표 7> 가격발견과 프로그램 매매와의 관계

1997.1.1~2003.12.31까지 1분 간격 KOSPI200선물의 최근월물 가격과 KOSPI200주가지수로 구성된 벡터 오차수정모형을 이용하여 추정한 KOSPI200선물 정보량에 대한 일별 시계열 회귀분석 결과이다. 종속 변수는 일별 KOSPI200선물의 Hasbrouck(1995)의 정보량의 상한값과 하한값의 중간값, 독립변수는 일별 프로그램 매매의 순매수 대금, 일별 프로그램 차익거래 순매수 대금, 일별 프로그램 비차익거래 순매수 대금, 일별 베이스스 상태이다. 일별 베이스스는 1분 단위 베이스스의 평균이다. 괄호안의 값은 추정 회귀계수에 대한 t-통계치이며 *,**,***는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 유의적임을 나타낸다.

절편	프로그램순매수	차익거래순매수	비차익거래순매수	베이스스
패널 A. 전기간 (1997~2003)				
0.587 (64.87)***	0.145 (2.04)**			0.058 (3.61)***
0.588 (64.94)***		0.237 (2.45)**		0.056 (3.52)***
0.586 (64.77)***			0.084 (0.52)	0.061 (3.82)***
패널 B. 1997년				
0.487 (10.19)***	-2.740 (-0.68)			0.195 (2.98)***
0.489 (10.33)***		-3.042 (-0.57)		0.190 (2.96)***
0.488 (10.38)***			-8.423 (-0.71)	0.196 (2.99)***
패널 C. 1998년				
0.627 (28.07)***	-0.184 (-0.31)			-0.022 (-0.54)
0.628 (28.08)***		-0.038 (-0.05)		-0.024 (-0.60)
0.627 (28.09)***			-1.644 (-0.86)	-0.016 (-0.40)
패널 D. 1999년				
0.618 (21.10)***	-0.282 (-1.55)			0.093 (2.50)**
0.618 (20.93)***		-0.352 (-1.34)		0.093 (2.46)**
0.623 (21.52)***			-0.592 (-1.41)	0.086 (2.35)**
패널 E. 2000년				
0.590 (22.19)***	0.192 (1.20)			0.069 (1.76)*
0.591 (22.31)***		0.382 (1.60)		0.065 (1.65)
0.587 (22.03)***			0.123 (0.33)	0.073 (1.86)*
패널 F. 2001년				
0.641 (33.64)***	0.637 (3.27)***			0.030 (0.40)
0.640 (33.42)***		0.909 (2.85)***		0.021 (0.28)
0.642 (33.63)***			1.330 (3.20)***	0.050 (0.67)
패널 G. 2002년				
0.524 (26.08)***	0.288 (2.41)**			0.004 (0.08)
0.525 (26.20)***		0.453 (2.68)**		0.000 (0.00)
0.524 (25.80)***			0.351 (1.24)	0.010 (0.18)
패널 H. 2003년				
0.556 (28.74)***	-0.090 (-0.63)			-0.041 (-0.88)
0.558 (28.86)***		0.065 (0.42)		-0.049 (-1.04)
0.555 (29.04)***			-0.631 (-2.14)**	-0.047 (-1.01)

V. 결 론

본 논문은 가격발견의 공헌도를 직접적으로 측정하는 방법인 Hasbrouck (1995)의 정보량으로 1997년부터 2003년까지 장기간의 표본기간 동안 1분 간격 일증자료를 이용하여 KOSPI200선물의 가격발견의 변화를 측정하였다. 분석결과, KOSPI200의 가격발견에 대한 표본기간동안의 일평균 공헌도는 최소 50.5%에서 최대 72.2%로 평균적으로 61.4%인 것으로 분석되었다. KOSPI200의 가격발견의 공헌도는 시장의 초기 기간보다는 후기 기간으로 갈수록 감소하는데 이는 시장이 성숙도가 높아지면서 현물시장과의 공적분 관계가 강해지는 현상에 기인한다. 또한 선물시장에서 오차조정속도가 가속화하면서 현물수익률에 대한 선물수익률의 선도 효과가 강해지는 시장성숙효과를 발견하였다.

KOSPI200선물의 도입초기였던 표본기간의 전반기인 1997~1998년에는 하루중 선물시장과 현물시장의 공적분 관계가 약하였는데 이는 양 시장간에 균형관계로 수렴하는 속도가 비효율적이며, 차익거래기회가 해소되는 시간이 지체되었음을 의미한다. 2000년 이후로는 오차조정속도가 높아지며, 선물시장과 현물시장에서의 변동성이 감소하는 결과를 가져왔다.

전체 표본기간동안 일별 가격발견은 프로그램 순매매와 양의 상관관계를 가지며, 차익거래 상태인 베이스스와도 양의 상관관계를 가진다. 선물시장의 도입 초기시점에는 베이스스의 폭이 큰 상태에서 선물시장의 가격발견 기능이 증가하는 것으로 나타났는데 이는 결국 시장의 비효율성이 존재하는 상황에서 가격발견이 차익거래를 해소시키려는 과정을 의미한다. 반면에 시장이 성숙한 표본기간의 후반에는 프로그램매매와 유의적인 관계를 가진다. 이 같은 행태는 선물시장이 성숙화함에 따라 가격발견기능이 강화되며, 현물시장에서의 효율성이 높아졌다는 이론을 뒷받침한다.

참 고 문 헌

- 김서경·고광수, (2000). 주가지수와 주가지수선물 관계의 일중 거래자료 분석, 증권학회지 제27집, 101~137
- 김 술·김동석, (2000). 주가지수선물과 주가지수의 가격발견에 관한 실증연구 : 공적분과 오차수정모형, 선물연구 제7권, 87~116
- 배기홍·장수재, (2003). KOSDAQ50지수선물시장과 KOSPI200지수선물시장의 정보효율성 비교분석, 선물연구 제11권, 27~49
- 옥기율, (2001). 현물 및 선물 연계에 의한 불공정거래행위 대응방안, 증권학회지 제28집, 419~448
- 은철수·장호윤, (1998). 한국주식시장에서의 주가지수선물과 현물시장간의 상호작용에 관한 연구, 한국재무학회 발표논문집
- 이우백·최 혁, (2006a). 거래 전 정보공개와 가격발견, 증권학회지 제35권 4호, 143~190
- 이우백·최 혁, (2006b). 하루중 유동성 형성 과정과 가격발견, 재무연구 제19권 2호, 1~38
- 이해영·임병준, (2000). 선물시장의 증거금 변경이 현물 및 선물시장에 미치는 영향, 증권학회지 제27집, 181~211
- 최 혁·이재선, (1999). 프로그램매매가 주식가격에 미치는 영향, 1999년 제3차 한국증권학회 정기학술발표회 발표논문집
- Cao, C., Hansch, O., Wang, X., (2005). The informational content of an open limit order book, *working paper*, Pennsylvania State University
- Chakravarty, S., Gulen, H., Mayhew, S., (2004). Informed trading in stock and option markets, *Journal of Finance* 59, 1235~1257
- Chan, K., K.C. Chan, G. A. Karolyi, (1991). Intraday volatility in the stock index and stock index futures markets, *Review of Financial Studies* 4, 657~684
- Chan, K., (1992). A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market, *Review of Financial Studies* 5, 123~152
- Davison, R., MacKinnon, J., (1993). Estimation and inference in Econometrics, Oxford University Press, New York
- Engel, F. E., Granger, C. W., (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica* 55, 251~276

- Eun, C. S., Sabherwal. S., (2003). Cross-border listings and price discovery : Evidence from U.S.-listed Canadian stocks, *Journal of Finance* 58, 549~575
- Fama, E. F., MacBeth. J.D., (1973). Risk, return, and equilibrium : Empirical tests, *Journal of Political Economy* 81, 607~636
- Fleming, J., B. Osdiel, R.E. Whaley, (1996). Trading costs and the relative rates of price discovery in stock, futures and option markets, *Journal of Futures Markets* 4, 353~387
- Harris, L., (1989). The October 1987 S&P 500 stock-futures basis, *Journal of Finance* 44, 79~99
- Harris, L., G. Sofianos, J. E. Shapiro, (1994). Program trading and intraday volatility, *Review of Financial Studies* 7, 653~685
- Hasbrouck, J., (1995). One security, many markets : Determining the contributions to price discovery, *Journal of Finance* 50, 1175~1199
- Hasbrouck, J., (2002). Stalking the “efficient price” in market microstructure specifications : an overview, *Journal of Financial markets* 5, 329~339
- Hasbrouck, J., (2003). Intraday price formation in US equity index markets, *Journal of Finance* 58, 2375~2400
- Huang, R., (2002). The quality of ECN and Nasdaq market maker quotes, *Journal of Finance* 57, 1285~1319
- Kawaller, I.G., Koch, P.D., Koch, T.W., (1987). The temporal price relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index, *Journal of Finance* 42, 1309~1329
- Stoll, R.H., Whaley, R.E., (1990). The dynamics of stock index and stock index futures returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 441~468
- Subrahmanyam, A., (1991). A theory of trading in stock index futures, *Review of Financial Studies* 4, 17~51

An empirical analysis on change in price discovery of KOSPI200 futures through market maturity process

Woo-baik Lee

————— <Abstract> —————

This paper estimates the contribution of KOSPI200 futures to spot price discovery based on methodology of ‘information share’, which is suggested by Hasbrouck (1995). Using the intraday data covering sample period from year 1997 to 2003, I estimate information share with specification of Vector Error Correction Model. Main empirical findings are summarized as followings ; First, estimate of information share is above 60 percent on average throughout the entire sample period. Second, the contribution of KOSPI200 futures to error correction increased during the recent year of sample period, showing that futures price have strong tendency to lead the spot price. Third, price discovery of KOSPI200 futures have significantly positive relationship with program trading volume and seems to increase under contango. These empirical findings explain the ‘market maturity effect’ that role of futures in spot price discovery enhances as cointegration between futures and spot prices strengthens and futures market countervails the arbitrage opportunity. In general, this paper presents that mature futures market significantly contributes to spot market efficiency and price discovery process.

JEL Classification : G12, G13, G14

Keywords : price discovery, cointegration, market maturity effect