

# KOSPI200 선물시장 가격발견에서 공개주문원장의 정보내용

이우백 (한국방송통신대학교)

김종오 (한국방송통신대학교)

우민철 (한국증권선물거래소)

# KOSPI200선물시장 가격발견에서 공개주문원장의 정보내용

이우백 (한국방송통신대학교)  
김종오 (한국방송통신대학교)  
우민철 (한국증권선물거래소)

## <요 약>

본 논문은 Hasbrouck (1995)의 방법론에 기초하여 2004년 12월부터 2005년 11월까지 표본기간동안 일중 자료를 이용해서 KOSPI200선물시장에서 공개주문원장의 정보내용을 분석하였다. 공개주문원장에서 관찰되는 정보인 잔량과 주문수를 반영한 호가의 정보량은 70%이상으로 측정되어 전체 가격발견에서 유의적으로 공헌하는 것으로 나타났다. 이는 선행연구에서 선물 체결가가 가격발견에서 가지는 주도권과 통계적으로 유사한 수준이다. 한편 공개주문원장의 최우선호가가 차우선이하 단계 호가에 비해 가격발견을 월등하게 주도하는지를 조사한 결과에서는 예상과 달리 차우선이하 단계의 호가는 최우선호가 이상으로 높은 가격발견의 주도권을 가진다. 이 같은 결과는 주식시장의 공개주문원장에서는 최우선단계에 정보내용이 집중되며 이하 단계는 추가적(marginal)인 정보내용을 가진다는 선행연구의 결과와 달리, 선물시장에서는 최우선단계 이하에서는 최우선호와 유사한 수준의 정보 내용을 가진다는 것이다. 본 연구의 실증분석 결과는 선물시장에서 공개되는 주문원장에 내포된 정보가 현물시장의 주문원장과 차별적인 역할을 수행한다는 시사점을 제기한다.

핵심어 : 가격발견, 공개주문원장, 정보량

# I. 서론

본 논문은 KOSPI200선물시장의 공개 전자주문원장(open electronic limit order book)이 가격발견과정(price discovery process)에서 가지는 유용성을 일중 자료를 이용하여 분석하였다. 현물시장인 한국유가증권시장과 마찬가지로 KOSPI200선물시장은 개장 초기인 1997년부터 전자방식의 주문원장에 기초한 매매시스템인 주문주도형시장(order-driven market)으로 운영되고 있다. 주문주도형시장에서는 거래자들의 주문흐름이 집약된 주문원장이 부분적 또는 전면적으로 외부에 공개되기 때문에, 호가주도형시장(quote-driven market)에 비해 시장의 투명성이 높은 시장이다. 본 연구를 수행하게 된 동기는 다음 두 가지 질문에 기초하고 있다. 첫째, KOSPI200선물시장의 가격발견에서 공개주문원장의 호가는 정보내용을 가지는가? 둘째, 주식시장과 같이 선물시장에서도 공개주문원장의 최우선평가가 이하의 단계는 추가적인 정보내용(information content)을 가지는가?

선물시장에 관한 선행 연구들은 선물시장이 가진 중요한 기능으로 현물시장의 가격발견을 제고한다는 이론 및 실증적 결과를 제시한다. 국내외 다수의 실증 분석 결과는 매매시스템에 관계없이 전반적으로 선물가격 변동이 현물가격을 선행함으로써 선물시장이 현물시장의 가격발견을 주도한다는 결론을 내린다. 이 같은 연구들은 현·선물시장의 선·후행 관계(lead-lag relationship)을 분석하는 것이 주류인데, 양 시장에서 형성된 체결가격간의 다이내믹스에 주된 관심을 두고 있다. 다수의 선물시장이 현물시장과 시장구조가 유사함에도 불구하고, 선물시장에서 지정가(limit price)의 역할에 대해서는 연구가 전무하다. 따라서 선행연구와 차별적인 이 연구의 공헌은 KOSPI200선물시장의 공개주문원장에서 관찰되는 호가와 이에 대응하는 잔량 및 주문수가 가격발견과정에서 가지는 정보내용을 분석하였다는 점이다. 최근에, 지정가주문시스템으로 운영되는 주식시장에서 공개주문원장의 정보내용에 대한 연구는 활발히 진행 중이다. 하지만 KOSPI200선물시장에서 공개주문원장의 접근성을 의미하는 온라인 거래 비중은 50%에 가까운 높은 수준임에도 불구하고, 공개주문원장에 대한 유용성에 관한 연구는 전무한 실정이다.

주식시장에서 거래자들은 주문원장을 관찰함으로써 사전적인 체결비용(execution cost)와 가격 변동의 방향을 추론할 수 있다. Harris-Panchapagesan(2005)은

NYSE에서 공개주문원장에서 옵션가격으로 평가한 매도 및 매수측 호가정보의 불균형이 향후 단기적인 가격 변동 방향에 대한 설명력을 가짐을 실증적으로 제시하였다. 하지만 선물시장에서 거래자들은 현물시장보다도 공개주문원장의 정보를 차별적으로 활용할 유인을 가진다. 차익거래나 헤지거래 이외에도 데이트레이딩, 스캘핑(scalping)등의 투기적 선물거래는 순수히 선물가격 추세에 관한 정보를 기초로 한다. 따라서 현물시장에서 내재가치(intrinsic value) 발견을 추구하는 기본적 분석 접근과는 달리, 기술적 분석이 강조되는 선물시장에서 거래자들은 공개주문원장의 정보를 적극적으로 활용할 수 있기 때문이다.

방법론 측면에서, 이 논문은 KOSPI200선물시장에서 공개주문원장이 가지는 정보 내용을 가격발견과정에 대한 공헌도로 측정하였다는 점에서 선행 연구와 차별화된다. 가격발견과정에 대한 공헌도는 Hasbrouck (1995)의 방법론을 활용하였는데, 이는 선물시장과 현물시장이 가격발견에서 차지하는 주도권(price leadership)을 단일한 값으로 측정한 것이다. 현-선물시장의 가격발견을 분석한 대다수의 기존 연구들은 회귀분석이나 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)에 기초한 시차적 선도-후행 관계를 분석한다. 이러한 선도-후행 관계의 분석방법으로 가격발견을 측정하는 과정에는 유동성에 의한 일시적 효과도 포함되지만,<sup>1</sup> Hasbrouck (1995)은 영구적 효과(permanent effect)만을 측정하므로 선물시장의 가격발견에 대한 정보내용을 분석하는데 적합하다.

실증분석 결과는 KSOPI200선물의 공개주문원장에서 실시간으로 관찰되는 잔량과 주문수의 정보가 반영된 호가가 표본기간동안 평균적으로 70%이상으로 가격발견을 주도하였다는 증거를 제시한다. 호가의 가격공헌은 체결가의 가격공헌과 통계적으로 유의적인 차이가 발견되지 않았으므로, 공개주문원장에서 관찰되는 호가의 정보내용은 체결가와 동일한 수준인 것으로 해석된다. 이에 대한 추가적인 방법인 그랜저 인과관계(Granger causality) 검정에서도 선물 호가가 현물가격을 유의적으로 선도한다는 결과를 보였다. 한편 공개주문원장에서 공개되는 최우선�호가 차우선 단계부터 5단계까지 호가에 비해 가격발견을 주도하는지를 조사한 결과, 차우선이 하 단계의 호가는 최우선�호가 이상으로 가격발견에 대한 정보내용을 가진다. 이 같

---

<sup>1</sup> Chakravarty-Gulen-Mayhew(2004)에 의하면 이러한 선도-후행 관계 분석은 가격발견 측정 과정에서 가격설정 오차(mispricing)이나 주문불균형에 따른 단기적 효과까지 포함된다.

은 결과는 주식시장의 공개주문원장에서 차우선호가 이하 단계의 정보내용은 추가적이라는 결과를 제시한 선행연구(Cao-Hansch-Wang[2005], 이우백-최혁[2005a, 2005b, 2005c])의 결과와 달리, 선물시장에서는 차우선단계 이하에서도 최우선호가와 유사한 수준의 정보내용을 가진다는 것이다. 본 연구의 실증분석 결과는 선물시장에서 주문원장에 내포된 정보가 현물시장의 주문원장과 차별적인 역할을 수행한다는 시사점을 제공한다. 아울러 선물시장의 정보가 현물시장에 전달된다는 가격발견 기능이 지정가 주문에서도 내포되어 있음을 확인하였다.

2장부터 전개될 이 논문의 나머지 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 본 연구의 논의 배경을 전개하기 위해 관련된 기존 문헌을 고찰한다. 제3장은 방법론과 표본 기간, 자료에 대해 논한다. 제4장은 실증분석 결과에 대해 논의하며, 마지막으로 제5장에서는 실증 분석결과를 요약하고 결론을 제시한다.

## II. 관련 연구와 논의 배경

본 논문과 관련한 연구들은 선물시장과 현물시장간의 선도-후행 관계를 분석한 연구와 주식시장에서 거래 전 정보(pre-trade information)인 주문원장의 정보내용을 분석한 연구로 분류된다. Chan (1992)은 주요 주가지수(MMI) 및 S&P500지수의 현물과 선물간의 선도-후행 관계를 분석한 결과에서 선물이 현물을 선도하는 시차는 약 5분 정도이며, 선물시장이 시장정보(market-wide information)적 특성을 가진다고 결론을 내렸다. Chan et al. (1991)도 동일한 자료를 활용하여 일중 현물시장과 선물시장의 가격 변동성간의 관계를 분석한 결과 양 시장간에 강한 상호관계가 존재함을 제시한 바 있다. Stoll-Whaley (1990)는 1982년부터 1987년까지 표본기간동안 S&P500선물 및 주요 주가지수 선물은 현물 지수의 비거래(nontrading effect) 및 매수-매도 효과(bid-ask effect)를 감안할 경우에 10분 정도 선행하지만 선물의 선도 효과는 시장이 성숙함에 따라 소멸한다는 시장성숙효과(market maturation effect)를 제시하였다. Harris-Sofianos-Shapiro (1994)는 프로그램매매와 일중 주가변동간의 상관관계는 새로운 정보의 시장 유입에 따라 프로그램매매가 발생하는 것에 기인하며, 부분적으로는 호가내 가격등락의 영향 및 프로그램매매가 낡은 가격들을 시장가격화(update)하는 점도 일조하고 있다는 사실을 규명하였다. Grünbichler-Longstaff-Schwartz(1994)은

현물과 선물시장간 차별적인 매매방식이 선-후행 관계와 연관성이 있는지를 분석하였다. Grünbichler-Longstaff-Schwartz(1994)는 전자적 스크린 방식으로 매매되는 선물 시장이 장내에서 공개발성호가(open outcry)로 거래되는 현물시장을 약 20분 정도 선행한다는 실증결과를 발견함으로써, 스크린에 기초한 매매방식이 가격발견을 가속화한다는 가설을 지지하였다.

한편 한국의 주가선물시장인 KOSPI200선물을 대상으로 분석한 주요 연구결과에는 은철수-장호윤(1998), 김인준-김동석-김술(2000), 그리고 이우백(2005)의 연구가 있다. 은철수-장호윤(1998)은 KOSPI200선물과 현물을 대상으로 1996년 6월부터 1997년 6월까지 5분 간격 일중 자료를 이용하여 선-후행 관계를 측정한 결과 선물시장은 10분 내지 30분에 걸쳐 현물시장을 선행하지만 현물시장이 선물시장을 선행한다는 실증적 결과는 약한 것으로 결론을 내렸다. 김인준-김동석-김술(2000)은 오차수정모형을 이용하여 1996년부터 1998년까지 일중자료를 이용하여 KOSPI200선물의 가격발견기능을 실증적으로 분석한 결과 선물시장은 현물시장을 35분 정도 선도하지만, 현물시장이 선물시장을 선도한다는 증거는 발견하지 못하였다고 보고한다. 이우백(2005)은 1997년부터 2003년까지의 장기간의 일중 자료를 사용하여 Hasbrouck(1995)의 정보량으로 현-선물 가격발견의 주도권을 측정한 결과 표본기간내에서 선물시장이 성숙화함에 따라 KOSPI200선물의 선도 시차 시간이 감소하지만, 영향력은 강해지는 효과가 나타나고 있음을 제시하였다.

주식시장에서 주문원장의 정보내용에 관한 논문은 이론적 논문인 Baruch(2003)를 제외하고는 실증분석 논문이 대다수를 차지한다. Madhavan-Porter-Weaver(2005)는 토론토 주식시장에서 주문원장의 호가와 잔량이 공개된 후 체결비용과 변동성이 증가하고 유동성이 감소하는 등 시장의 질이 저하되었다고 주장한다. 이와 대조적으로 Boehmer-Saar-Yu(2005)는 NYSE 공개원장(Openbook)이 도입된 시점인 2002년 1월 이후로 스페셜리스트들이 주문원장을 독점함으로써 가졌던 정보 우월성은 상실되어 전체적으로 시장의 효율성과 질을 향상시킨다는 결론을 내리고 있다. 호주주식시장(ASX)을 대상으로 주문원장의 정보내용을 측정한 Cao-Hansch-Wang(2005)도 최우선호가 다음 10단계까지의 지정가가 가격발견과 단기적 수익률 예측에 추가적 공헌을 하고 있음을 밝힌 바 있다. 따라서 선행 연구들을 종합해 볼 때, 본 논문은 KOSPI200선물시장에서 규명이 미흡한 공개주문원장의 정보내용을 주식시장과 비교한다는 점에서 현·선물간 정보이전관계를 보완하는 목적을 가진다.

### Ⅲ. 연구자료 및 분석방법론

#### 3.1. 실증분석 자료 및 표본기간

본 연구의 대상인 KOSPI200 선물시장은 현물시장인 유가증권시장과 동일한 매매방식으로 운영된다. 즉 시장조성인이 존재하지 않는 순수한 지정가주문시장(limit order market)으로 주문제출부터 매매체결, 결제에 이루어지는 모든 과정이 전산시스템을 통하여 이루어진다.<sup>2</sup> 거래자들은 유동성을 공급하고, 지정가 주문의 흐름이 집약된 주문원장은 모든 투자 주체들에게 실시간으로 외부에 공개되므로 정보 접근에서 차별성이 존재하지 않는다. 이러한 스크린에 기반한 매매방식은 모든 시장 참여자들에게 실시간으로 동질적인 정보 접근이 가능하므로 시장의 효율성 및 가격발견을 제고하는 것으로 인식된다.

KOSPI200선물시장과 현물시장에서는 매매자들이 제출한 호가는 당일에만 유효하며, ‘미공개요청 주문(Hidden Order)’이 존재하지 않기 때문에 다른 시장에 비해 투명성이 매우 높은 시장이다. KOSPI200선물시장에서 개설된 각 종목의 최종거래일의 거래시간은 오전 9시부터 14시 50분까지이며, 최종거래일 이외 매매일의 거래시간은 오전 9시부터 15시 15분까지이다. 본 연구에서 중점적인 분석의 대상인 공개주문원장을 구성하는 호가정보는 1999년 7월부터 현행 체계와 같이 5단계로 확대되었다. KOSPI200선물시장에서 공개되는 호가정보는 매도 및 매수측 우선순위에 있는 5개의 호가와 해당 단계의 잔량 및 주문수(호가건수), 그리고 매도측과 매수측 총잔량과 총주문수이다. 이에 비해 현물시장인 유가증권시장에서는 매도측과 매수측의 10단계 호가와 해당 단계의 잔량, 10단계의 합계 잔량이 공개된다.

실증분석의 표본 기간은 2004년 12월 1일부터 2005년 11월 30일까지 1년동안의 기간으로 총 249매매일이다. 표본 종목은 이 기간동안의 KOSPI200최근월물이며, 현물시장과 선물시장의 공통적인 접속매매시간인 오전 9시부터 14시 50분까지 측정된 자료를 대상으로 한다. 본 연구의 실증분석에서 사용하고 있는 자료는 한국증권선물거래소가 제공한 실시간 자료로서 현물가격인 KOSPI200지수, KOSPI200선물가격,

---

<sup>2</sup> 2005년 1월 27일자로 한국증권선물거래소가 공식적으로 출범함에 따라 KOSPI200 선물과 옵션은 한국증권선물거래소의 선물시장으로 이관되어 운영되고 있다.

KOSPI200이론가격, 5단계 매수 및 매도 호가와 각 단계의 호가에 해당하는 잔량, 잔량 및 주문수(호가건수), 그리고 매도측과 매수측 총잔량과 총주문수이다.

<그림 1>에서 표본기간의 일별 KOSPI200선물 증가의 추이는 전반적으로 상승 추세가 지속된다. 표본기간의 선물 증가의 최저가는 2004년 12월 13일에 108.36을 기록하였으며, 최고가는 2005년 11월 30일의 증가인 165.95이다. 표본기간동안 특이한 현상은 선물체결가에서 현물가격을 차감한 시장베이스(market basis)의 하루중 평균값은 표본기간의 초기인 2004년 12월 10일부터 2004년 12월 28일까지 연속적으로 베이스가 -1.5~-2.5포인트를 하회하는 현-선물가격의 괴리도가 심화한 상태에서 백워드이션(backwardation)이 지속되었다는 점이다. 하지만 이후 기간에는 베이스가 -0.5~0.5포인트에서 등락을 반복하는 등 비교적 선물가격과 현물가격간의 괴리도는 높지 않은 것으로 판단된다.

### 3.2. 가격발견의 정보량 측정

본 연구에서 중점적인 분석 대상으로써 KOSPI200선물가격이 가격발견에서 가지는 주도권은 Hasbrouck(1995)이 제시한 정보량(information share)으로 측정한다.<sup>3</sup> Hasbrouck의 정보량은 가격간의 상호작용에서 유입된 정보가 균형가격으로 수렴하는 가격발견과정에서 특정한 변수가 차지하는 상대적 공헌도이며, 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)으로 추정한다. 이 방법론은 증권 가격에서 일시적 효과가 제거된 랜덤 워크 요인(random walk component)에 초점을 두고 있다.

공개주문원장에서 요약되는 정보는 특정한 호가에 형성된 잔량과 주문수인데 이는 지정가주문 제출자들의 향후 장세에 대한 견해의 분포를 추론할 수 있다는 점에서 유용하다. 정보량을 추정하기 위해서, Cao-Hansch-Wang(2005), 이우백-최혁(2005a, 2005b)이 제시한 공개주문원장내의 최우선단계부터 5단계까지 모든 호가의 잔량과 주문수를 반영하여 단일한 가격변수로 변환시킨 잔량가중평균호가(volume-weighted quote price :  $vwp^f$ )와 주문수가중평균호가(Number of order-weighted quote

---

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



price :  $nwp^f$ )가 계산된다. 이 두 측정치는 실제 거래가는 아니지만 공개주문원장의 비대칭성을 가격으로 측정하며, 이를 이용하여 단기간 주가변동의 방향(short-term price movement)을 간접적으로 추론할 수 있다.<sup>4</sup> 예를 들어, 매도측에 잔량이나 주문수가 매수측에 비해 과도히 누적되어 있다면  $vwp_t^f$  나  $nwp_t^f$ 는 주문원장의 중심 위치에서 이탈하며 향후 가격이 하락할 것으로 예상되는 지표가 된다. 현실적으로 선물시장에서는 유동성의 공급이 활발하므로, 5단계 공개주문원장에서는 최소호가가격 단위만큼 순차적으로 형성되기 때문에  $vwp_t^f$  나  $nwp_t^f$ 에서 가격차이에 의한 변동은 없으며, 순수히 잔량이나 주문수의 변동에 의해 조정된다.

$$vwp_t^f = \frac{\sum_{k=1}^5 p_{k,t}^{f,ask} q_{k,t}^{f,ask} + \sum_{k=1}^5 p_{k,t}^{f,bid} q_{k,t}^{f,bid}}{\sum_{k=1}^5 q_{k,t}^{f,ask} + \sum_{k=1}^5 q_{k,t}^{f,bid}} \quad (1)$$

$$nwp_t^f = \frac{\sum_{k=1}^5 p_{k,t}^{f,ask} n_{k,t}^{f,ask} + \sum_{k=1}^5 p_{k,t}^{f,bid} n_{k,t}^{f,bid}}{\sum_{k=1}^5 n_{k,t}^{f,ask} + \sum_{k=1}^5 n_{k,t}^{f,bid}} \quad (2)$$

선물가격과 현물가격으로 구성된 가격벡터인 (3)에서 랜덤워크를 따르는 효율적 가격(efficient price)인  $V_t$ 가 공통적으로 내포된다. 여기에서  $E(u_t) = 0$ ,  $E(u_t^2) = \sigma_u^2$ ,  $E(u_t u_s) = 0$ 이다.

$$p_t = \begin{bmatrix} p_t^f \\ p_t^s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} V_t + e_t^f \\ V_t + e_t^s \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$V_t = V_{t-1} + u_t \quad (4)$$

또한 선물가격에서도 체결가와 호가간에 랜덤 워크를 따르는 공통요인인 효율

---

<sup>4</sup> 이 측정치는 거래자가 다수의 지정가 주문을 제출하는 전략인 주문 분할(order split)에서 평균적인 체결가격을 예상할 경우에도 사용한다.

적 가격이 내포되므로 두 가격간에는 공적분 관계(cointegration relationship)가 성립하며, 공개주문원장 내에서 개별 호가들도 공적분되어 있다. 한편 선물가격과 현물가격은 공적분 관계에 있으므로, 현물가격과 선물가격의 차이인 베이스(basis)도 장기적인 균형관계를 가진다.<sup>5</sup> 따라서 Engel-Granger(1987)이 제시한 공적분 관계에 따라 현물가격과 선물가격은 다음과 같이 M차의 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)으로 설정된다.

$$\Delta p_t = A_1 \Delta p_{t-1} + A_2 \Delta p_{t-2} + \dots + A_M \Delta p_{t-M} + \gamma(b_{t-1} - \mu) + e_t \quad (5)$$

(5)에서  $p_t$ 는 (3)에서 제시한 현물가격과 선물가격의 벡터이다. 선물가격은 체결가( $mp_t^f$ ), 잔량가중평균호가( $vwp_t^f$ )와 주문수가중평균호가( $nwp_t^f$ )를 포함한다.  $A_i$ 는 벡터오차수정모형의 추정회귀계수이며,  $b_t$ 는 선물가격과 현물가격의 차이로 베이스를 나타낸다.  $\mu = E(b_t)$ 는 베이스의 평균으로 이론선물가격과 현물가격간의 차이인 보유비용(cost of carry)를 나타낸다. 선물가격이 체결가라면, 오차수정항인  $\gamma(b_{t-1} - \mu)$ 에서  $(b_{t-1} - \mu)$ 은 차익거래이익을 나타내며 오차조정계수인  $\gamma$ 는 차익거래이익이 소멸되어 균형가격에 도달하는 속도를 반영한다. 잔량(주문수)가중평균호가의 관점에서  $(b_{t-1} - \mu)$ 는 평균적인 호가 베이스에서 보유비용을 차감한 평균적인 차익거래이익을 의미한다.<sup>6</sup>

한편 가격벡터 (3)은 다음과 같이 벡터이동평균모형(vector moving average model)로 표현된다.

$$p_t = \psi \left( \sum_{s=1}^t e_s \right) + \Psi^*(L)e_t \quad (6)$$

여기에서  $\Psi(L)e_t$ 는 각 호가에서 생성된 이노베이션의 장기적 충격을 의미하며

<sup>5</sup> 선물가격과 현물가격의 공적분관계에 대한 보다 자세한 이론적 논의는 Kawaller-Koch-Koch (1987), Stoll-Whaley(1990)을 참조하십시오.

<sup>6</sup> 예를 들어 잔량가중평균호가는 다음과 같이 개별 지정가를 제출하여 예상되는 차익거래이익을 가중평균한 것이라 할 수 있다.

$$b_t - \mu = \frac{\sum_{k=1}^5 [(p_{k,t}^{f,ask} - p_t^s - \mu)q_{k,t}^{ask} + (p_{k,t}^{f,bid} - p_t^s - \mu)q_{k,t}^{bid}]}{\sum_{k=1}^5 [q_{k,t}^{ask} + q_{k,t}^{bid}]}$$

정보의 유입에 의하여 가격변동에서 가격에 지속적으로 반영되는 부분으로 해석된다. 따라서 가격변동으로 인한 이노베이션이 전적으로 정보에 의해 발생한다면,  $\Psi(1)(\sum_{s=1}^t e_s)$ 에서 매도 및 매수진동(bid-ask bounce)과 같은 일시적인 시장미시구조 효과는 제거된다. 벡터오차수정모형에서  $\Omega$ 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.

$$S_j = \frac{\psi_j^2 \Omega_{jj}}{\psi\Omega\psi'} = \frac{\psi_j^2 \sigma_j^2}{\sum_{i=1}^n \psi_i^2 \sigma_i^2} \quad (7)$$

정보량은 (7)과 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 상한치(upper bound)가 되며, 가장 나중에 배열될 경우에 하한치(lower bound)가 된다. 따라서 현물가격과 선물가격으로 구성된 이변량 오차수정모형에서 선물 정보량의 상한치인  $s_f^U$ 와 하한치인  $s_f^L$ 는 아래와같이 산출되며 상한값과 하한값의 중간값이 해당 변수의 평균 정보량으로 정의된다.

$$S_f^U = \frac{(\gamma_f \sigma_f + \gamma_s \sigma_s \rho_{f,s})^2}{(\gamma_f \sigma_f + \gamma_s \sigma_s \rho_{f,s})^2 + \gamma_s^2 \sigma_s^2 (1 - \rho_{f,s}^2)} \quad (8)$$

$$S_f^L = \frac{\gamma_f^2 \sigma_f^2 (1 - \rho_{f,s}^2)}{(\gamma_s \sigma_s + \gamma_f \sigma_f \rho_{f,s})^2 + \gamma_f^2 \sigma_f^2 (1 - \rho_{f,s}^2)} \quad (9)$$

위 식에서 보는 바와 같이 선물 정보량을 결정하는 요인은 선물가격과 현물가격 이노베이션의 변동성( $\sigma_f, \sigma_s$ ), 오차수정항의 회귀계수( $\gamma_f, \gamma_s$ ), 두 변수의 이노베이션간의 상관계수( $\rho_{f,s}$ )로 구성된다. 선물과 현물간 상관관계가 전혀 존재하지 않는다면  $S_f^U$ 와  $S_f^L$ 은 일치하지만, 상관관계가 높을수록 상한치와 하한치의 차이는

확대된다. 현물가격과 선물가격의 이노베이션의 상관관계가 정보량 측정에 미치는 혼동효과(confounding effect)를 최소화하고자 Hasbrouck(2003)과 Chakravarty-Gulen-Mayhew (2004)는 1 초 간격 일증 자료를 사용하였으며, VECM의 시차를 300 까지 확장하였다. 하지만 가격의 측정구간을 지나치게 미세하게 설정할 경우에는 Stoll-Whaley (1990)이 제시한 현·선물의 비거래효과(non-trading effect)가 가격발견에 영향을 미치게 된다. 본 연구에서 이 같은 상반관계(trade-off)를 절충하여, 30 초 간격과 1 분 간격으로 선물가격과 현물가격을 측정하였다. 일별 접속매매시간동안 30 초 구간에서 선물거래가 발생한 비율은 일평균 98.55%이며, 현물인 KOSPI200 지수의 변동이 발생한 비율은 84.37%로 비거래효과는 심각하지 않을 것으로 예상된다. 선물 시장에서 온라인 거래가 보편적이고, 실시간 정보가 공표된다는 점을 감안할 때, 가급적 측정 간격을 단축하는 것이 바람직할 것이다. 정보량은 Hasbrouck(2003)과 Chakravarty-Gulen-Mayhew (2004)를 따라 표본기간내 일별로 일증자료를 사용하여 추정하였으며, 다시 전체 표본기간동안의 일별 통계치를 산출하였다.

## IV. 실증 분석

### 4.1. 공개주문원장의 형태

정보량 측정에 선행하여, 실시간으로 관찰되는 공개주문원장의 하루 중 형태를 분석하기로 한다. <표 1>은 30초 간격으로 주문원장을 구성하는 매도 및 매수측 5 단계 호가의 평균 잔량 및 주문수, 그리고 매수측과 매도측의 차이인 불균형(imbalance)의 기술적 통계치를 제시한다. 패널 A에서 최우선평가에서 미체결된 주문수는 매도 및 매수측에서 평균 31건이며, 잔량은 약 143계약이다. 주문수와 잔량은 공개호가에서 3~4단계에 형성된 규모가 가장 높은 이른바 ‘역U자’ 형태(inverse U-shaped pattern)이다. ‘역U자’ 형태는 체결가능성이 높은 최우선평가 또는 차우선평가에서는 시장가 주문이 도착되면 잔량이 활발하고 신속하게 소화되지만, 주문 공격성이 비교적 낮은 4~5단계에는 미체결 위험이 높기 때문에 투자자들이 유동성 공급을 꺼리기 때문인 것으로 추론된다. 최우선평가에서 미체결된 주문당 평균 잔량

은 6.80~6.83계약이지만, 2~5단계의 주문당 평균 잔량은 5계약 미만이다. 매수 및 매도측 합산 잔량에서 1~5단계에서 매수측의 총 계약수 규모는 143.29계약(최우선단계)~230.21계약(4단계)로 매도측보다 높지만 통계적으로 유의적인 차이는 없다. 이와 반대로 평균 주문수는 전체적으로 매도측이 높으며, 특히 4~5단계에서는 5%수준에서 통계적으로 유의적인 차이를 보인다.

패널 B는 공개주문원장의 단계별 매수측과 매도측간 잔량 및 주문수의 불균형을 제시한다. 패널 A에서 최우선호가의 잔량과 주문수 규모는 나머지 호가에 비해 낮았지만, 패널 B에서는 최우선호가의 매도 및 매수측간 차이가 가장 크다. 전술하였듯이, 이 결과는 최우선단계로 유동성이 활발히 공급되고 소비되기 때문이다. 반면에, 2~5단계호가의 주문수와 잔량규모가 최우선호가보다 크기 때문에 매수측과 매도측간의 불균형도 증가할 것으로 예상되지만, 오히려 최우선호가보다 낮으며 각 단계마다 불균형은 큰 차이가 없다.

<그림 2>는 30초 간격으로 측정된 하루중 접속매매시간 동안의 공개주문원장의 각 단계의 주문수와 잔량의 패턴이다. <표 1>과 일관성 있게 매 측정시간에서 매수측과 매도측에서 최우선단계보다는 2~5단계의 주문수와 계약수가 높다. 하루중 주문수와 잔량의 규모는 개장시점부터 마감시간까지 비선형적으로 증가하는 패턴을 제시한다. 이 같은 형태는 이우백(2005b)이 제시한 주식시장을 대상으로 측정한 일중 형태와 달리, 2~5단계의 잔량도 마감시간 직전에도 증가한다는 것이다.<sup>7</sup> 따라서 선물시장에서 최우선호가에 마감시간에 집중된다는 실무적으로 투자자들의 당일 포지션 청산을 위해 체결가능성이 높은 단계에 주문이 집중되는 장마감효과(deadline effect)로 해석할 수 있으나, 공격성이 낮은 호가단계에도 동반하여 집중된다는 것은 주식시장과 다른 특이한 현상이다.

## 4.2. 지정가와 시장가의 괴리도 및 위치

2절에서는 주문원장의 형태를 반영한 호가와 체결가의 근접성을 비교한다. <표 2>에서는 하루중  $vwp^f$  와  $nwp^f$  의 체결가( $mp^f$ )와의 괴리도 및 변동성이 제시된다. 체결가는 어느 경우에도 공개주문원장에서 최우선호가에 위치하므로,  $vwp^f$  와

<sup>7</sup> 이우백(2005b)는 주식시장의 공개주문원장에서 최우선호가잔량은 마감직전까지 증가하는 반면, 2~5단계호가잔량은 마감시간에 근접할수록 정체됨을 제시하였다.

$nwp^f$ 가 시장가격에서 이탈하는지를 보여주는 것이라 할 수 있다. 표에 제시된 값들은 일별로 각 변수들의 하루중 평균, 표준편차 등의 분포와 관련된 기술적 통계치를 산출한 다음, 이를 일평균한 것이다.  $mp^f$ 와  $vwp^f$ 의 괴리도의 평균은 0.032로 1호가 미만이며,  $nwp^f$ 와의 괴리도는 더 낮은 0.028이다. 하루중  $vwp^f$ 와  $mp^f$ 의 괴리도가 가장 큰 경우의 일평균은 0.109이며,  $nwp^f$ 일 경우에도 2호가 미만인 0.087이므로 체결가와 괴리도는 높지 않다. <표 1>의 결과로 유추할 수 있겠지만, <표 2>의 결과는 주문원장의 형태 측면에서 매수측과 매도측의 대칭성이 높다는 것을 의미한다. 이같이 잔량과 주문수가 반영된 호가가 체결가에 근접한 상태에서 변동하는 것은, 주문을 제출하는 거래자들이 주문원장의 형태를 관찰하고 이를 투자의 사결정에 반영하여 일시적으로 발생하는 불균형을 즉각적으로 해소하려는 경향을 의미한다. 또한 30초 간격으로 측정된 시장가와 지정가변수의 변동성을 측정한 결과도, 평균적으로 1호가 내에서 변동하는 것으로 나타났다. 선물체결가의 변동성을 측정한 가격 충격(price impact)의 하루중 최대값은 0.302로 평균적으로 6호가이다.

<표 3>은  $vwp^f$ 와  $nwp^f$ 가 형성된 위치의 상대적 빈도를 현물가격과 조합하여 분석하였다.  $vwp^f$ 의 위치가 공개주문원장의 최우선호가내에서 결정된 빈도는 62.6%이며 98.76%가 2단계내에서 결정된다.  $vwp^f$ 가 최우선호가내에서 형성되고 현물가격이 매수10단계 미만 호가에서 형성된 경우는 12.15%이다. 표본기간동안 콘탱고 상태가 일반적인 장세임을 고려할 때 현물가격은 낮은 호가단계에서 결정되는 빈도수가 증가한다. 한편  $nwp^f$ 의 위치는 공개주문원장의 최우선호가내에서 형성된 빈도는 77.6%로 조사되어  $vwp^f$ 에 비해 주문원장의 중심에서 위치하는 경향이 높다.  $nwp^f$ 와  $vwp^f$ 는 약 99%가 2단계내에서 형성된다는 것은 <표 2>의 결과와 일관성 있게, 주문원장의 분포로부터 추론된 투자자들의 평균적인 주문제출 방향은 체결가가 형성된 최우선호가에 근접하다는 사실을 의미한다.

### 4.3. 벡터오차수정모형 추정

<표 4>는 벡터오차수정모형을 추정하기 전에 하루중 KOSPI200선물가격과 현물가격의 시계열 특성을 제시한다. 우선적으로 일중 KOSPI200선물가격과 현물가격

이 랜덤워크 과정(random walk process)을 따르는지 확인하기 위해 절편이 포함된 Augmented Dickey-Fuller 모형으로 단위근(unit root)검정을 수행하였다.<sup>8</sup> 단위근 검정 모형의 과거시차는 자기상관관계(autocorrelation)를 제거하기 위해 최대 10시차까지 확장하였으며, 30초 간격 자료와 60초 간격 자료를 이용하여 일별로 추정하였다. 단위근 검정 결과에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하면 그 시계열은 불안정적이며 랜덤워크(random walk) 과정을 따른다. 단위근 가설검정의 기각수준은 Davison-MacKinnon (1993)이 제시한 5%유의수준인  $\tau = -2.86$ 이다. 30초 간격 자료를 이용하여 측정한 단위근 검정 결과인 패널 A에서 현물가격이 전체 기간의 표본일 중에서 랜덤워크 과정을 따르는 표본일은 77.39%(3시차)~83.48%(10시차)이며, 패널 B에서 60초 간격으로 측정할 경우에도 10시차까지 연장하여 측정시 전체 표본일의 90%까지 증가하는 것으로 분석되었다. 선물가격의 체결가와  $vwp^f$ ,  $nwp^f$ 는 1시차 ADF모형으로 단위근을 검정한 결과에서 표본일의 76%이상 랜덤워크를 따르며, 단위근 검정식에 포함된 시차항이 증가할수록 랜덤워크를 따르는 표본일은 증가하는 패턴을 나타낸다. 60초 간격으로 측정한 패널 B에서도 선물가격의 시계열 특성은 현물가격과 큰 차이가 없다. 결론적으로, 하루중 선물가격은 체결가 및 공개주문원장의 호가에서 효율적 특성을 가진 랜덤워크 과정을 따른다는 점은 현물가격과 차이가 없다.

비록 선물가격과 현물가격에 랜덤워크 요소가 내포되었다 하더라도 두 가격간에는 공적분(cointegration) 관계가 성립된다. 만일 두 가격 시계열간에 공적분 관계가 존재한다면 선물가격과 현물가격의 차이인 베이스의 시계열은 안정적이어야 하며, 양 가격간에 장기적 균형관계가 존재한다. 이는 베이스에 대한 단위근 검정 결과에서 귀무가설을 기각하여야 공적분관계가 존재함을 의미한다. 현물과 선물의 공적분관계를 Engle-Granger(1987)의 잔차모형에 기초한 단위근 검정을 응용하여 수행하였다. 이 검증에서 현물가격과 선물가격간에 공적분이 성립하는 표본일은 랜덤워크를 따르는 표본일 비율을 제외한 것이다.  $vwp^f$ 는 10시차에서도 전체 표본일중 84.35%가 베이스에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하며 공적분 관계가 존재함을 증명한다.  $nwp^f$ 와 체결가도 선물가격과의 공적분 검정 관계에서 유사한 결과를 확인한다.

---

<sup>8</sup> Dickey-Fuller검정식에서 오차항의 정규분포 가설이 기각되고 계열 상관성이 존재할 경우에는 Augmented Dickey-Fuller를 사용하여야 한다.

<표 5>는 Hasbrouck의 정보량을 측정하기 위해 KOSPI200선물가격과 현물가격으로 구성된 이변량 벡터오차수정모형을 일별로 추정한 결과에 대한 기술적 통계치이다. 실증분석을 위한 일별 선물-현물 벡터오차수정모형 VECM( $p^f, p^s$ )은 (10)과 같이 구성되며, 선물가격과 현물가격에는 로그값을 취하여 차분하였다. 벡터오차수정모형을 추정하기 위한 최적 시차 결정은 1시차부터 10시차까지 확장하여 Schwartz Bayesian 기준(SBC)과 Akaike 정보 기준(AIC)을 적용하였다. SBC를 적용하여 1시차와 2시차에서 선택된 일별 추정 모형은  $vwp^f$ 의 경우 전체의 78.26%이며, AIC를 적용하면 5시차~10시차로 선택된 모형이 전체의 65.21%이다. 또한  $nwp^f$ 도 SBC를 적용하여 1시차와 2시차에서 선택되는 일별 추정 모형은 80.00%이며, AIC를 적용하면 5시차~10시차로 선택된 모형이 전체의 66.96%이다. 만일 SBC로 시차를 과소하게 선택할 경우에는 변수들의 이노베이션이 자기상관관계(autocorrelation)를 가질 가능성이 높으므로, AIC에 의해 10시차를 적용하였다.

$$\begin{aligned}\Delta p_t^f &= \gamma^f z_{t-1} + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^f \Delta p_{t-k}^f + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^f \Delta p_{t-k}^s + \eta_t^f \\ \Delta p_t^s &= \gamma^s z_{t-1} + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^s \Delta p_{t-k}^s + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^s \Delta p_{t-k}^f + \eta_t^s\end{aligned}\quad (10)$$

여기에서  $p_t^f \in \{mp_t^f, nwp_t^f, vwp_t^f\}$ ,  $z_t = p_t^f - p_t^s - \mu$

<표 5>의 패널 A부터 패널 C까지의 결과는 각 선물가격과 현물가격으로 구성된 이변량 벡터오차수정모형을 일별로 추정하여 요약한 결과이다. 모든 추정 결과에서 선물가격보다는 현물가격 오차수정모형에서 추정된 회귀계수의 통계적 및 경제적 의미가 유의적이다. 패널 A부터 패널 C까지 현물가격의 오차수정모형에서  $\Delta p_{t-k}^f$ 의 추정회귀계수의 평균값은 10시차까지 모두 양의 부호로 추정되었다. 패널 A의 현물가격 오차수정모형에서 5%수준에서 통계적으로 유의적인 양의 선물가격의 회귀계수가 50%이상인 시차는 6시차까지이다. 패널 B와 패널 C의 현물가격 오차수정모형에서도 선물가격은 5시차까지 양의 추정회귀계수의 50% 이상이 5%수준에서 통계적으로 유의적이다. 이는 선물가격의 변동이 현물을 평균적으로 3분 정도 이내에서 선행하는 것을 의미한다. 이우백(2005)은 1분 간격 자료를 이용하여 동일한 오차수정모형으로 추정한 결과에서도 선물시장이 현물시장을 3시차까지 유의적으로 선행한다는 일관성 있는 결과를 제시하였다. 각 패널의 현물 오차수정모형에서 선



물가격이 균형 가격으로 조정하는 속도를 나타내는 계수인 오차수정항의 회귀계수인  $\gamma^s$ 의 평균치는 0.060(패널 B)~0.064(패널 A)이다. 각 패널에서 표본일의 99%가량의 부호로 일관성 있게 추정되었으며, 88%이상이 5%수준에서 통계적으로 유의적이다. 한편 선물 오차모형에서  $\gamma^f$ 의 평균값은 -0.032(패널 B)~0.030(패널 A)로 큰 차이가 없으며, 통계적인 음의 유의성을 가진 회귀계수는 50%미만이다. 이는 차익거래 조건이 증가할 경우에, 선물가격이 현물가격보다는 주도적으로 균형으로 수렴함을 의미한다.

<표 5>의 패널 B와 패널 C에서 현물가격과 호가인  $vwp^f$ 와  $nwp^f$ 로 구성된 벡터오차수정모형의 추정결과인 회귀계수와 통계적 유의성, 부호의 분포는 패널 A와 질적으로 큰 차이는 없다. <표 3>에서  $vwp^f$ 와  $nwp^f$ 는 체결가가 위치한 최우선호가보다 공격성이 낮은 2단계 내에서 일부 형성되지만, <표 5>의 벡터오차수정모형의 추정결과는 체결가와 그 특성이 유사함을 확인시킨다. 현물가격 오차수정모형의 적합도인 수정결정계수는 일평균 0.183~0.193로 선물가격 변동에 대한 정보는 하루내에서 단기적 현물수익률의 예측력을 가진다는 것을 확인한다.

#### 4.4. 공개주문원장의 정보량 및 현·선물 시장간 선·후행 관계

<표 6>은 Hasbrouck (1995)의 방법론에 기초하여 일별로 이변량 벡터오차수정모형 (3)을 추정·요약한 선물가격과 현물가격의 정보량(information share)의 기술적 통계치이다. 기술적 통계치는 정보량의 일별 하한치(lower bound), 상한치(upper bound), 그리고 하한치와 상한치의 중간치의 평균과 이에 대한 표준편차를 나타낸다. 먼저 공개주문원장의 호가와 비교되는 기준 가격인 선물체결가의 가격발견에 대한 공헌도는 일평균 73.6%이다. 표본기간동안  $vwp^f$ 와  $nwp^f$ 의 중간값의 일평균도 각각 74.0%와 72.5%로 공개주문원장으로부터 추론되는 선물가격도 체결가와 마찬가지로 가격발견을 주도한다. 표에 제시하지 않았지만, 체결가와 호가의 정보량이 동일하다는 귀무가설에 대해서는 10%유의수준에서도 기각할 수 없었다. 한편, 전체 표본기간일 중에서  $vwp^f$ 와  $nwp^f$ 의 가격발견 공헌도가 현물의 가격발견 공헌도보다 높은 것으로 추정된 표본일은 모두 82.4%로, 선물가격이 가격발견을 지배한다는 것이 확인된다. 일별로 벡터오차수정모형 (3)을 이용한 그랜저 인과관계 검정도

Hasbrouck의 정보량 측정결과를 지지한다. 그랜저 인과관계 검정 결과,  $vwp^f$ 가 현물가격을 선행하는 일수는 80.87%이며  $nwp^f$ 는 78.70%이다. 하지만 이와 반대로, 현물가격이 선물가격을 선행하는 일수는 불과 1%미만이며, 선물과 현물이 상호작용(feedback)하는 일수의 비율은 체결가로 측정한 경우가 20%이상이다. 다시 말하면 그랜저 인과 관계 의미에서는 공개주문원장의 호가가 체결가보다는 주도적으로 가격발견을 한다고 볼 수 있다.

한편 이상의 두 방법론의 결과에 대한 강건성 검정(robustness test)으로 오차수정 공헌도로 가격발견의 공헌도를 평가하였다. 이 방법론은 Schwarz-Szakmary(1994), Eun-Sabherwal(2003)이 추정 균형수준으로 조정되는 속도인 오차조정계수  $\gamma$ 의 상대적 크기로 가격발견도의 공헌도를 측정한다. 선물시장의 오차수정공헌도는 (10)을 추정한 <표 5>에서 오차조정계수의 비율인  $|\gamma^s|/(|\gamma^s|+|\gamma^f|)$ 로 측정되며, 이 값이 클수록 선물시장이 현물시장보다도 균형으로 조정하려는 주도권이 높다는 것을 의미한다. 따라서 현물시장과 선물시장에서 가격발견이 유사한 수준으로 발생한다면 오차수정공헌도는 통계적으로 50%이어야 하며, 가격발견이 선물시장에서 주도적으로 발생할수록 오차수정공헌도는 100%에 가까운 값을 가진다. KOSPI200선물의 체결가와 호가의 오차수정공헌도는 일평균 64.3%~66.1%로 정보량보다는 낮지만, 모든 가격변수가 1%유의수준에서 오차수정공헌도가 50%라는 귀무가설을 기각하므로 가격발견에서 주도권을 가진다는 결과에는 변함이 없다.

패널 B에는 60초 자료로 측정한 정보량과 인과관계 검정결과가 제시된다. 선물가격의 정보량은 약 60%로 30초 간격으로 측정한 정보량보다 낮아졌다. 패널 A의 결과와 일관성 있게 체결가와 호가의 정보량이 동일하다는 귀무가설에 대해서는 10%유의수준에서도 기각할 수 없었다. 반면에 현물가격의 정보량의 상한치와 하한치는 30초 간격으로 측정할 경우보다 상대적으로 높아졌으며, 결과적으로 중간값은 40%에 가까운 값을 가진다. 이는 측정 구간이 증가함에 따라 선물호가에 반영된 정보가 소멸되며, 가격발견의 주도권이 약화되었음을 제시한다. 표본기간 일수에서 선물가격이 현물가격보다 가격발견을 주도한 비율은 61.5%( $mp^f$ )~63.8%( $nwp^f$ )에 이른다. 정보량을 추정하여 해석되는 결과는 선물가격이 현물가격에 비해 가격발견에서 주도권을 갖는 시간이 단기간이므로, 추정구간이 증가할수록 현물도 선물에 대해 정보이전 효과가 발생함을 제시한다. 이 같은 결과는 그랜저 인과관계 검정에서도 확인된다. 패널 B의 그랜저 인과관계 검정에서 선물가격이 현물가격을 주도적으

로 선행한다는 표본일의 비율은 77.83%( $vwp^f$ )부터 80.00%( $nwp^f$ )에 있으므로 패널 A와 큰 차이가 없다. 그럼에도 불구하고, 패널 B에서 선물가격의 가격발견의 주도권이 상대적으로 낮은 선물가격과 현물가격간 상호작용 관계가 상당히 감소한데 기인한다. 선물가격의 오차수정공헌도는 일평균 56.07%~57.71%로 패널 A와 일관성 있게 1%유의수준에서 오차수정공헌도가 50%라는 귀무가설을 기각한다.

<그림 3>과 <그림 4>는 벡터오차수정모형을 이용하여 KOSPI200선물가격과 현물가격에 1단위 충격이 가해질 경우 120시차까지 각 변수가 반응하는 행태를 일별로 추정한 충격반응(impulse response)의 결과이다. 충격반응이 지속적으로 수렴하는 영구적 효과는 바로 정보 효과(informational effect)로 해석가능하며, 수렴하기까지의 시차는 정보 효과가 발생하는 속도이다. <그림 3>의 패널 A부터 패널C까지 선물가격에 충격 1단위가 가해질 경우 현물가격의 반응은 10시차까지 약 0.7~0.8까지 급격히 상승한 다음에 수렴한다. 한편 현물가격 충격에 대한 선물가격의 반응은 0.4~0.5 정도로써, 정보효과 크기에서 선물이 현물보다 높은 영향을 미친다는 것을 확인한다. 또한 현물가격의 충격에 대해 선물가격이 완만하게 상승하여 수렴하는 것은 반응속도가 지연됨을 나타낸다. 따라서 <그림 3>과 <그림 4>에서 제시된 충격반응분석의 결과는 <표 6>의 결과에서 선물가격이 가격발견을 주도하고 있으며, 이는 정보 효과에 의해 야기되는 특성임을 제시한다.

#### 4.5. 공개주문원장에서 호가순위의 정보량 차이

전 절까지 전개된 선물가격과 현물가격으로 구성된 이변량 벡터오차수정모형을 이용하여 추정한 정보량은 선물의 호가가 현물의 가격발견에서 체결가와 유의적인 차이가 발견되지 않았다는 결론을 제시하였다. 근본적으로, 전자적 주문원장이 전면적으로 공개되지 않는 현물시장인 주식시장에서 거래자들은 딜러나 시장조성자가 제시하는 최우선평가로부터 본질가치(true value)를 추론한다는 가정하에 시장미시구조의 이론적 모형 및 실증적 연구가 진행되었다. 하지만 주문주도형시장은 물론 호가주도형 시장에서 외부 투자자들에게 호가정보가 공개되면서, 최우선평가 이하 단계의 지정가도 가격발견과 단기적 수익률 예측에서 추가적인 정보내용을 가지고 있음을 가진다는 실증적 증거가 제시되었다.(Boehmer-Saar-Yu[2005], Cao-Hansch-Wang[2005], Harris-Panchapagesan[2005], 이우백-최혁[2005a, 2005b, 2005c])

현물시장에서 제기된 이와 같은 흥미로운 논점은 호가정보공개 체계가 유사한 선물시장에 관한 시사점을 제공한다. 즉 주식시장과 마찬가지로 선물시장의 공개주문원장에서도 최우선호가를 제외한 나머지 단계에서도 가격발견에 대한 추가적인 정보내용이 존재할 것인가에 대한 의문을 제기한다. 최우선호가 이하에서 체결되기를 희망하는 지정가주문은 공격성(aggressiveness)이 낮으므로 이에 비례하여 가격발견에 대한 정보내용도 낮을 것이라는 사전적인 가설을 생각할 수 있다. 하지만 주식시장과 차별적인 매매제도와 이를 활용한 투자전략을 고려할 때, 추가적인 정보내용에 대한 가능성이 높다. 선물시장에서는 하루중 단기적 가격 변동에 따른 이익 획득과 관련한 투기 전략이 기술적 분석(technical analysis)을 중심으로 활성화되어 있다. 또한 현실적으로 공매도(short-sale)가 제약적인 주식시장과 달리, 선물시장에서는 가격 하락에 따른 수익을 추구하고자 매도 포지션을 취한 투자전략의 실행도 가능하기 때문이다. 따라서 본 절에서는 공개범위에서 가격발견의 주도권이 발생하는 원천을 확인하기 위해  $vwp^f$  와  $nwp^f$  에서 최우선호가 단계와 나머지 2~5호가를 다음과 같이 분리하여, 현물가격으로 구성된 벡터오차수정모형으로 정보량을 추정하였다.

$$vwp_t^{f,1} = \frac{p_{1,t}^{f,ask} q_{1,t}^{f,ask} + p_{1,t}^{f,bid} q_{1,t}^{f,bid}}{q_{1,t}^{f,ask} + q_{1,t}^{f,bid}}$$

$$vwp_t^{f,2-5} = \frac{\sum_{k=2}^5 p_{k,t}^{f,ask} q_{k,t}^{f,ask} + \sum_{k=2}^5 p_{k,t}^{f,bid} q_{k,t}^{f,bid}}{\sum_{k=2}^5 q_{k,t}^{f,ask} + \sum_{k=2}^5 q_{k,t}^{f,bid}} \quad (11)$$

$$nwp_t^{f,1} = \frac{p_{1,t}^{f,ask} n_{1,t}^{f,ask} + p_{1,t}^{f,bid} n_{1,t}^{f,bid}}{n_{1,t}^{f,ask} + n_{1,t}^{f,bid}}$$

$$nwp_t^f = \frac{\sum_{k=2}^5 p_{k,t}^{f,ask} n_{k,t}^{f,ask} + \sum_{k=2}^5 p_{k,t}^{f,bid} n_{k,t}^{f,bid}}{\sum_{k=2}^5 n_{k,t}^{f,ask} + \sum_{k=2}^5 n_{k,t}^{f,bid}} \quad (12)$$

벡터오차수정모형은 Harris-McInish-Wood(1995, 2002) 및 이우백(2005a)을 따라 오차수정항을  $z_{t-1}^1$  과  $z_{t-1}^{2-5}$  로 분리하였으며, 시차항은 오차수정모형 (10)처럼 10시차까지 연장하였다. 공개범위의 단계에 따라 분리된 선물가격과 현물가격으로 구성된

벡터오차수정모형을  $VECM(p^{f,1}, p^{f,2-5}, p^s)$ 로 표현하면 (13)과 같다.

$$\begin{aligned}\Delta p_t^{f,1} &= \gamma^{f,1} z_{t-1}^1 + \varphi^{f,1} z_{t-1}^{2-5} + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^{f,1} \Delta p_{t-k}^{f,1} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^{f,1} \Delta p_{t-k}^{f,2-5} + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k^{f,1} \Delta p_{t-k}^s + \eta_t^{f,1} \\ \Delta p_t^{f,2-5} &= \gamma^{f,2-5} z_{t-1}^1 + \varphi^{f,2-5} z_{t-1}^{2-5} + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^{f,2-5} \Delta p_{t-k}^{f,2-5} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^{f,2-5} \Delta p_{t-k}^{f,1} + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k^{f,2-5} \Delta p_{t-k}^s + \eta_t^{f,2-5} \\ \Delta p_t^s &= \gamma^{s,1} z_{t-1}^1 + \varphi^{s,2-5} z_{t-1}^{2-5} + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^s \Delta p_{t-k}^{f,1} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^s \Delta p_{t-k}^{f,2-5} + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k^s \Delta p_{t-k}^s + \eta_t^s\end{aligned}\quad (13)$$

$$\begin{aligned}\text{여기에서 } p_t^{f,1} &\in \{nwp_t^{f,1}, vwp_t^{f,1}\}, \quad p_t^{f,2-5} \in \{nwp_t^{f,2-5}, vwp_t^{f,2-5}\} \\ z_t^1 &= p_t^{f,1} - p_t^s - \mu, \quad z_t^{2-5} = p_t^{f,2-5} - p_t^s - \mu\end{aligned}$$

<표 7>은 잔량가중평균호가와 주문수가중평균호가를 최우선단계와 2~5단계로 분리하여 30초 간격 자료와 60초 간격 자료로 현물가격으로 구성된 벡터오차수정모형을 이용하여 정보량을 추정한 결과이다. 패널 A에서 최우선후가 정보량의 중간값은 가격발견에서 40.3%를 공헌하며, 2~5단계는 39.9%를 공헌한다. 이 값을 합하면 80.2%인데, 이는 <표 6>에서 추정한  $vwp^f$ 의 정보량보다 다소 높은 값이다. 반면에,  $p^s$ 의 정보량의 중간치는 25.2%로 주문원장의 공개범위를 구분하여도, 선물가격에 비해 여전히 가격발견 기능이 낮다.  $vwp^{f,1}$ 과  $vwp^{f,2-5}$ 의 정보량이 동일하다는 귀무가설에 대한 통계적 유의성을 검정한 결과, 하한치, 상한치, 중간치 모두에서 10%수준에서도 기각할 수 없다. 이같이 2~5단계의 정보량이 최우선후가단계와 유사하다는 것은 주식시장에 비해 공격성이 낮음에도 불구하고, 주목할 만한 결과이다. Cao-Hansch-Wang(2005)은 호주주식시장의 가격발견에서 공개주문원장의 2~10단계의 추가적인 공헌도는 30%정도로 파악하였다. 또한 이우백-최 혁(2005a)도 한국주식시장에서 호가공개범위가 확대된 기간인 2002년 1월이후 3개월간 최우선후가의 가격발견에 대한 공헌도는 평균 53.6%로 2~5단계의 공헌도인 42.3%보다 우위에 있음을 제시한다. 물론 가격 및 매매단위와 같이 유동성에 영향을 미치는 요인들이 주식시장과 차이는 있으나, 이 논문에서 발견된 결과는 주식시장을 대상으로 분석한 선행연구와 분명히 비교되는 점이다.

선물투자전략의 관점에서 본다면, 차익거래는 체결의 즉시성이 요구되므로 시장가나 최우선후가의 주문을 제출하지만 투기거래에서는 가격의 적정성이 중요한 요인이므로 시황 전망에 따라 2~5단계에 주문을 제출하는 전략도 고려대상이 된다.

예를 들어 하루중 변동성에 의존하여 반복적으로 1~2호가 정도의 이익을 실현하는 전략인 스켈핑도 2~5단계의 호가의 변동 및 잔량이 중요한 고려대상이다.

이제 주문수가중평균호가의 최우선단계와 2~5단계의 정보내용을 비교하고 분석하기로 한다.  $nwp^{f,1}$ 와  $nwp^{f,2-5}$ 의 중간치의 합계는 약 80%이지만, 상한치, 하한치, 중간치 모두  $nwp^{f,2-5}$ 는  $nwp^{f,1}$ 보다 높으며, 이는 1%수준에서 통계적으로 유의적이다. 현물가격의 정보량은 <표 6>과 유사한 수준이지만, 최우선평가보다 2~5단계 호가가 가격발견에서 더 높은 공헌을 하고 있다. 따라서 하위 단계에서 형성된 주문규모는 계약규모보다 높은 정보내용을 가진다. 이 같은 이유의 하나는 비정상적으로 과도한 잔량은 비정보거래자(uninformed trader)의 주문 제출을 유인하기 위한 의도적 허수성 주문일 수 있기 때문이다.<sup>9</sup> 이같은 관점에서 보면, 주문수는 거래규모가 아닌 개별적 매매 의사의 합계이므로 지정가주문 제출자들의 견해를 반영하는 보다 진실한 정보에 근접하다고 해석할 수 있다. 본 절에서는 이에 대한 직접적인 이유를 증명하기 어려우지만  $vwp^f$ 의 경우와 달리, 2~5단계에서 가격발견의 정보량이 높다는 결과에 대해서는 향후 보다 심층적인 분석이 요구된다.

추가적인 분석으로 벡터오차수정모형을 이용한 다변량 그래저 인과관계 검정을 하였다. 이 절에서 중점적인 분석은 현물가격에 대한  $p^{f,1}$ 와  $p^{f,2-5}$ 의 정보 이전 효과를 비교하는 것이므로, 비제한적모형(Unrestricted Model)인 현물오차수정모형 (14)에 대해서 특정 선물가격변수를 제외한 제약적모형(Restricted Model)인 (15) 또는 (16)을 적용하여 F검정을 시행하면 된다. (17)에서  $e_*$ 는 제약적 모형의 잔차항이며  $e$ 는 비제한적모형의 잔차항이다. 또한 분모의 자유도인  $n-K$ 에서  $n$ 은 추정표본의 관측치수,  $K$ 는 비제한적모형의 추정회귀계수의 수,  $J$ 는 제약적모형의 추정회귀계수의 수이다. 이는 이우백-최 혁(2005c)의 연구에서 특정 변수의 도입이 모형 예측력의 유의적인 증분 효과를 갖는지를 검정하는 것과 같다.

$$\Delta p_t^s = \gamma^{s,1} z_{t-1}^1 + \varphi^{s,2-5} z_{t-1}^{2-5} + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^s \Delta p_{t-k}^{f,1} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^s \Delta p_{t-k}^{f,2-5} + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k^s \Delta p_{t-k}^s + \eta_t^s \quad (14)$$

$$\Delta p_t^s = \gamma^{s,1} z_{t-1}^1 + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k^s \Delta p_{t-k}^{f,1} + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k^s \Delta p_{t-k}^s + \eta_t^s \quad (15)$$

$$\Delta p_t^s = \varphi^{s,2-5} z_{t-1}^{2-5} + \sum_{k=1}^{10} \beta_k^s \Delta p_{t-k}^{f,2-5} + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k^s \Delta p_{t-k}^s + \eta_t^s \quad (16)$$

<sup>9</sup>  $nwp^{f,2-5}$ 과  $vwp^{f,2-5}$ 이 공개주문원장의 단계에서 차지하는 상대적인 빈도를 분석한 결과,  $nwp^{f,2-5}$ 는 71.23%가 최우선 호가단계에 위치하며,  $vwp^{f,2-5}$ 는 55.95%에 위치한다.

$$H_0 : \forall k, \alpha_k^s(\beta_k^s) = 0$$

$$F[J, n - K] = \frac{(e'_* e_* - e' e) / J}{e' e / (n - K)} = \frac{(R^2 - R_*^2) / J}{(1 - R^2) / (n - K)} \quad (17)$$

먼저 정보내용에서  $vwp^{f,1}$  이  $vwp^{f,2-5}$  보다 우위에 있는지를 검증하기 위해, 현물오차수정모형에 대해 비제약적모형인 (14)의 잔차제곱합과 제약적모형인 (16)의 잔차제곱합의 비율에 대한 F검정을 수행하였다. 패널 A 에서 VECMI의 그랜저 인과관계 검정에서  $vwp^{f,1}$  은 전체 표본일 중에서 45.65%가 5%수준에서 통계적으로 유의적이다. 순차적으로,  $vwp^{f,1}$  이 모형에 포함된 상태에서  $vwp^{f,2-5}$  를 추가적인 설명변수로 도입할 경우 예측력이 유의적으로 증가한 표본일의 비율은 43.91%이다. 양 변수의 도입으로 인해 예측력이 통계적으로 유의적으로 증가한 표본일수의 비율이 동일한지를 검정한 결과, 10%수준에서도 동일하다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 따라서, 정보량을 분석한 결과와 일관성있게  $vwp^{f,2-5}$  는  $vwp^{f,1}$  과 가격발견의 정보내용에 대해서는 동등한 수준인 것으로 판단된다.  $nwp^f$  에 대한 다변량 그랜저 인과관계 검정 결과는  $vwp^f$  보다 주목할만한 분석결과를 제시한다.  $nwp^{f,2-5}$  의 도입에 따른 추가적 설명력을 검증한 결과에서 전체 표본일 중에서 70.87%가 5%수준에서 통계적으로 유의적인 표본일인데,  $nwp^{f,1}$  는 이 비율의 절반 수준인 34.78%이다. 이 비율이 동일하다는 귀무가설은 1%유의수준에서 기각되므로, 역시 정보량을 기준으로 판단한 가격발견의 결과를 지지한다.

측정 기간을 1분으로 확장하여 분석한 결과인 패널 B에서 선물가격의 정보량은 소폭 감소하며 현물가격의 정보량은 증가하지만, 호가단계에서 주도권의 차이는 패널 A의 분석결과와 유사하다.  $vwp^{f,1}$  과  $vwp^{f,2-5}$  의 정보량의 중간값은 각각 37.1%와 37.0%로 5%수준에서 통계적으로 유의적인 차이는 없다. F검정 결과에서  $vwp^{f,1}$  가 가진 추가적인 설명력이 유의적인 표본비율은 37.83%로,  $vwp^{f,2-5}$  와 동일하다는 귀무가설은 10%수준에서 기각함으로써 30초 간격으로 측정된 결과보다 최우선단계에서 추가적인 예측력이 한계적으로 존재함을 제시한다. 한편  $nwp^{f,1}$  와  $nwp^{f,2-5}$  의 중간치는 각각 35.7%와 38.4%로  $nwp^{f,2-5}$  이  $nwp^{f,1}$  와 동일하다는 귀무가설에 대한 t-검정의 p값은 0.051이다. F검정 결과에서도  $nwp^{f,2-5}$  가 가진 추가적인

설명력이 유의적인 표본비율은 43.04%로  $nwp^{f,1}$ 에 비해 유의적으로 높다. 이상의 결과는 최우선호가에 주문을 제출하거나 시장가주문을 제출하여 최우선호가의 변동을 초래하는 거래자들은 차우선단계 이하의 호가변동 상황에 대해 즉각적으로 반응하여 주문을 실행한다는 의미를 제시한다.

이제 벡터오차수정모형으로 추정한 충격반응함수를 보기로 한다. <그림 5>의 패널 A에서 왼쪽 그림은 최우선호가에 충격이 1단위 가해졌을 때 2~5단계 지정가와 현물가격이 반응하는 크기는 0.3에 가까이 수렴함을 제시한다. 가운데 그림에서 최우선호가 이하 단계에 충격에 대한 최우선호가와 현물가격의 반응은 약 0.44이다. 패널 B에서는  $vwp^f$ 와 달리, 최우선호가에 충격이 가해졌을 때 현물가격의 반응보다 최우선호가 이하 단계에 충격이 가해졌을 때 현물가격의 반응이 높다는 것을 확인할 수 있다.

<그림 6>의 1분 간격 자료로 추정한 충격반응함수에서도  $vwp^f$ 와  $nwp^f$  모두 최우선호가 변수에 충격이 가해졌을 때 현물가격의 반응은 <그림 5>보다 다소 낮아졌다. 하지만 최우선단계 이하 변수에 충격이 가해졌을 때 현물가격의 반응은 큰 차이가 없다. 이와 같은 결과는 영구적인 정보효과 측면에서 2~5단계가 최우선단계보다 높다는 것으로 확인된다.

## V. 결 론

본 논문은 Hasbrouck(1995)의 방법론에 기초하여 KOSPI200선물시장의 일중자료를 이용하여 공개주문원장의 정보내용을 분석하였다. 실증분석 결과는 공개주문원장에서 실시간으로 관찰되는 잔량과 주문수가 반영된 호가는 체결가와 마찬가지로 가격발견을 주도한다는 증거를 제시하였다. 이같은 결과는 기존의 선행연구에서 발견된 현-선물의 선도-후행 관계와 일관성있게 선물시장에서 공개범위의 호가도 가격발견에서 정보내용을 가지고 있다는 것을 증명한다. 가격발견을 분석하기 위해 대안적인 방법인 그랜저 인과관계 검정을 이용하여 추정한 결과에서도, 선물 호가는 현물가격을 유의적으로 선도한다는 결과를 보였다.

한편 공개주문원장의 정보내용이 어느 위치에서 집중하는지를 규명하기 위해 최우선단계와 차우선단계부터 5단계까지의 호가를 분리할 경우 가격발견의 주도권



을 분석한 결과, 차우선이하 단계의 호가는 최우선호가 이상으로 높은 가격발견의 공헌도를 보유하고 있음을 확인하였다. 이같은 결과는 국내외 주식시장에서는 최우선단계에 정보내용이 집중되어 있고 그 이하단계에서의 정보내용은 추가적인 반면에, 선물시장에서는 최우선호가와 마찬가지로 주도적인 성격을 갖는다는 점에서 주목된다. 결론적으로, 이 논문의 실증분석 결과는 선물시장에서 투자자들에게 공개되는 주문원장에 내포된 정보는 현물시장인 주식시장에서 공개되는 주문원장과 차별적인 역할을 수행한다는 시사점을 제기한다. 호가공개범위 확장에 대한 논란이 많고 수차례 정책 변화를 경험한 주식시장에 비해 현행 공개범위체제가 초기에 확립된 선물시장에서 이 논문의 실증분석 결과가 도출된 것은 투자자들의 주문원장을 이용하는 행태가 시장을 교란시킬만큼 이슈화되지 않는다는 점을 간접적으로 보인다. 하지만 본 논문의 한계는 지정가주문을 이용함으로써 공개주문원장의 형태를 결정하는 투자자들의 구체적인 행태를 실증모형에 반영되지 못하고, 공개주문원장의 가격변수의 변동과 관련된 직접적인 시장가주문의 영향을 통제할 수 없었다는 점이다. 아울러 표본기간이 1년에 한정되므로 테이트레이딩이 성행했던 시기를 포함하는 장기간에 걸쳐 주문원장의 가격발견 행태의 변화가 존재했는지도 해명되지 못한 의문중 하나이다.

이 논문의 실증결과는 선물시장에서 공개주문원장의 가격발견에서 “평균적”인 정보내용을 의미하는 것이므로, 향후 연구에서는 본 연구결과에서 해명되지 못한 공개주문원장의 유용성에 대해서 구체적인 분석이 수행되어야 할 것으로 판단된다. 우선적으로 투자자 관점에서 선물시장에서 공개주문원장을 활용하는 경우 수익성에 대한 분석이 이루어져야 할 것으로 판단된다.

## 참 고 문 헌

- 김인준·김동석·김 솔, (2000). 주가지수선물과 주가지수의 가격발견에 관한 실증연구 : 공적분과 오차수정모형, *선물연구* 제7권, 87~116
- 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, (2005). KOSPI200선물시장 성숙화에 따른 가격발견의 변화 분석, 2005년 한국 선물학회 발표논문집
- 이우백·최 혁, (2005). 거래 전 정보공개와 가격발견, 2005년 제1차 한국증권학회 정기학술발표회 발표논문집
- 이우백·최 혁, (2005). 하루중 유동성 형성 과정과 가격발견, 2005년 제2차 한국증권학회 정기학술발표회 발표논문집
- 이우백·최 혁, (2005). 주문원장 정보의 단기 수익률 예측력 분석, 2005년 제4차 한국증권학회 정기학술발표회 발표논문집
- 최 혁·이재선, (1999). 프로그램매매가 주식가격에 미치는 영향, 1999년 제3차 한국증권학회 정기학술발표회 발표논문집
- Baruch,S., (2003). Who benefits from an open limit-order book?, *Journal of Business* 78, 1267-1306
- Boehmer, E., Saar, G., Yu,L., (2005). Lifting the veil : An analysis of pre-trade transparency at the NYSE, *Journal of Finance* 60, 783-815
- Cao, C., Hansch, O., Wang, X., (2004). 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
- Grünbichler, A., Longstaff, F. A., Schwartz, E. S., (1994). Electronic screen trading and the transmission of information : An empirical examination, *Journal of Financial Intermediation* 3, 166~187
- Harris, F., McNish, T, Wood, R., (1995). Cointegration, error correction, and price discovery on informationally linked security markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 563-579.
- Harris, F., McNish, T, Wood, R., (2002). The dynamics of price adjustment across exchanges: An investigation of price discovery for Dow stocks, *Journal of Financial Markets* 5, 277-308.
- Harris, L., G. Sofianos, J. E. Shapiro, (1994). Program trading and intraday volatility, *Review of Financial Studies* 7, 653~685
- Harris, L., Panchapagesan, V., (2005). The information content of the limit order book: evidence from NYSE specialist trading decisions, *Journal of Financial Markets* 8, 25~67
- 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
- Madhavan, A., Porter, D., Weaver, D., (2005). Should securities markets be transparent?, *Journal of Financial Markets* 8, 265-287
- 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
- Schwarz, T.V., Szakmary, A.C., (1994). Price discovery in petroleum markets : arbitrage, cointegration and the time interval of analysis, *Journal of Futures Markets* 14, 147~167

**<표 1> KOSPI200선물 공개주문원장의 형태**

패널 A는 2004.12.1~2005.11.30까지 KOSPI200선물시장의 공개5단계호가의 계약수, 주문수, 주문당 계약수에 관한 통계치이다. 일별로 접속매매동안 30초 간격으로 측정된 계약수, 주문수, 계약당 주문수의 평균을 산출하고, 다시 일평균을 계산하였다. 괄호안의 값은 일평균의 표준편차이다. Max%는 5단계에서 계약수와 주문수가 가장 큰 단계가 차지하는 상대적 비율이다. [ ]의 값은 매도측의 평균값과 매수측의 평균값이 동일하다는 귀무가설에 대한 t검정의 유의수준이다. 패널 B는 주문수, 계약수, 주문당 계약수의 매도측과 매수측간 차이에 대한 평균, 표준편차, 최대값(Max%)을 가지는 비율이다.

**패널 A. 단계별 계약수 및 주문수**

	주문수(건)				잔량(계약수)				주문당 계약수	
	매도		매수		매도		매수		매도	매수
	평균	Max%	평균	Max%	평균	Max%	평균	Max%	평균	평균
1	30.94 (7.58)	7.99	30.59 (7.45)	9.12	143.09 (30.59)	8.18	143.29 (30.94)	8.80	6.83 (1.03)	6.80 (1.00)
			[0.616]				[0.958]			[0.697]
2	48.24 (11.16)	22.16	47.43 (10.95)	24.17	213.74 (47.43)	19.68	214.33 (48.24)	20.89	4.88 (0.70)	4.82 (0.65)
			[0.437]				[0.917]			[0.326]
3	51.06 (11.32)	23.40	49.38 (10.99)	23.99	222.65 (49.38)	21.39	227.28 (51.06)	21.81	4.73 (0.76)	4.68 (0.72)
			[0.107]				[0.438]			[0.414]
4	50.97 (11.10)	23.57	48.73 (10.68)	22.19	223.90 (48.73)	23.79	230.21 (50.97)	22.82	4.78 (0.86)	4.70 (0.79)
			[0.028]				[0.294]			[0.331]
5	48.83 (10.24)	22.87	46.64 (10.14)	20.53	219.72 (46.64)	26.96	226.19 (48.83)	25.67	4.90 (0.94)	4.81 (0.83)
			[0.021]				[0.258]			[0.326]
합계	230.03 (50.51)		222.77 (49.34)		1041.3 (287.17)		1023.1 (287.37)		4.57 (0.66)	4.63 (0.72)
			[0.497]				[0.119]			[0.399]

**패널 B. 단계별 매수측과 매도측간 계약수 및 주문수 차이**

	주문수			계약수			주문당 계약수		
	평균	표준편차	Max%	평균	표준편차	Max%	평균	표준편차	Max%
1	26.28	6.09	39.39	110.32	30.96	23.34	6.26	1.27	36.28
2	18.97	3.89	17.75	95.85	24.29	15.91	2.50	0.57	17.53
3	17.73	3.57	15.29	104.80	27.58	18.72	2.20	0.53	14.98
4	16.96	3.30	14.37	107.86	27.70	20.22	2.19	0.57	14.84
5	16.07	3.02	13.19	108.18	26.03	21.80	2.28	0.60	16.38

**<표 2> KOSPI200선물의 가격차이와 가격변동성의 기술적 통계치**

2004.12.1~2005.11.30까지 KOSPI200선물시장의 30초 간격 선물 체결가와 잔량가중평균호가( $vwf^f$ )의 차이, 선물 체결가와 주문수가중평균호가( $nwp^f$ )의 차이, 체결가의 변동성, 잔량가중평균호가의 변동성, 주문수가중평균호가의 변동성, KOSPI200의 변동성의 기술적 통계치이다. 표에 제시된 값은 일별로 각 측정치의 평균, 표준편차, 최소값, 중위수, 최대값을 산출한 다음, 이를 다시 일평균한 것이다.

	$ mp^f - vwf^f $	$ p^f - nwp^f $	$ p_t^f - p_{t-1}^f $	$ vwf_t^f - vwf_{t-1}^f $	$ nwf_t^f - nwf_{t-1}^f $	$ p_t^s - p_{t-1}^s $
평균	0.032	0.028	0.033	0.031	0.039	0.032
표준편차	0.022	0.017	0.039	0.039	0.037	0.034
최소값	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
중위수	0.028	0.026	0.022	0.014	0.029	0.024
최대값	0.109	0.087	0.302	0.309	0.304	0.371

<표 3> 공개주문원장에서 잔량(주문수)가중평균선물호가와 현물가격의 위치

2004.12.1~2005.11.30까지 KOSPI200선물시장의 접속매시 간동안 30초 간격으로 측정된 현물과 잔량가중평균호가( $wmp$ ), 주문수가중평균호가( $nmp$ )의 조합이 5단계 공개주문원장에서 차지하는 위치의 상대적 비율이다. 가로축은 잔량가중평균호가( $wmp$ ), 주문수가중평균호가( $nmp$ )가 공개주문원장에서 차지하는 위치이며, 세로축은 현물가격이 공개주문원장에서 차지하는 위치이다.

현물	선물		$Bid2 \leq k < Bid1$		$Bid1 \leq k \leq Ask1$		$Ask1 < k < Ask2$		$Ask2 \leq k$		전체
	$k < Bid1$	$wmp$	$nmp$	$wmp$	$nmp$	$wmp$	$nmp$	$wmp$	$nmp$	$wmp$	
$Ask10 \leq k$	0.007	0.124	0.905	1.615	5.755	4.566	0.861	1.179	0.001	0.044	7.528
$Ask9 \leq k < Ask10$	0.001	0.005	0.105	0.144	0.595	0.525	0.106	0.131	0.000	0.002	0.807
$Ask8 \leq k < Ask9$	0.003	0.007	0.123	0.186	0.763	0.635	0.121	0.180	0.000	0.002	1.009
$Ask7 \leq k < Ask8$	0.002	0.002	0.170	0.281	1.047	0.876	0.213	0.262	0.001	0.010	1.432
$Ask6 \leq k < Ask7$	0.002	0.004	0.200	0.314	1.131	0.916	0.200	0.293	0.001	0.008	1.533
$Ask5 \leq k < Ask6$	0.001	0.007	0.228	0.373	1.426	1.183	0.261	0.339	0.000	0.015	1.917
$Ask4 \leq k < Ask5$	0.001	0.011	0.241	0.372	1.570	1.301	0.287	0.397	0.004	0.022	2.103
$Ask3 \leq k < Ask4$	0.001	0.019	0.298	0.476	1.977	1.625	0.302	0.449	0.002	0.010	2.580
$Ask2 \leq k < Ask3$	0.002	0.020	0.357	0.569	2.717	2.241	0.329	0.561	0.001	0.016	3.406
$Ask1 < k < Ask2$	0.002	0.018	0.308	0.539	2.582	2.156	0.366	0.531	0.003	0.018	3.262
$Bid1 \leq k \leq Ask1$	0.001	0.034	0.539	0.927	4.352	3.527	0.558	0.938	0.001	0.025	5.452
$Bid2 \leq k < Bid1$	0.002	0.045	0.505	0.878	3.797	3.040	0.543	0.863	0.001	0.022	4.847
$Bid3 \leq k < Bid2$	0.004	0.047	0.513	0.901	4.003	3.194	0.579	0.932	0.003	0.029	5.102
$Bid4 \leq k < Bid3$	0.005	0.037	0.519	0.964	4.277	3.445	0.620	0.948	0.002	0.029	5.423
$Bid5 \leq k < Bid4$	0.002	0.025	0.556	0.935	4.530	3.741	0.673	1.022	0.001	0.039	5.762
$Bid6 \leq k \leq Bid5$	0.001	0.030	0.526	0.966	4.501	3.615	0.719	1.109	0.001	0.027	5.748
$Bid7 \leq k < Bid6$	0.003	0.017	0.504	0.989	4.210	3.368	0.694	1.014	0.002	0.026	5.414
$Bid8 \leq k < Bid7$	0.002	0.027	0.609	1.110	4.529	3.626	0.835	1.177	0.001	0.036	5.976
$Bid9 \leq k < Bid8$	0.001	0.034	0.508	0.855	3.970	3.237	0.785	1.110	0.001	0.028	5.265
$Bid10 \leq k < Bid9$	0.003	0.028	0.527	0.868	4.397	3.631	0.866	1.242	0.001	0.025	5.793
$k < Bid10$	0.007	0.100	1.367	2.552	15.484	12.152	2.773	4.670	0.011	0.169	19.642
전체	0.053	0.640	9.606	16.814	77.614	62.600	12.689	19.345	0.037	0.601	100.000

<표 4> KOSPI200현물가격 및 선물가격의 일별 단위근 검정 결과

2004.12.1~2005.11.30까지 KOSPI200선물시장에서 30초 간격과 1분 간격으로 측정된 KOSPI200선물의 최근월물 체결가, 잔량가중평균호가( $wwp^f$ ), 주문수가중평균호가( $mwp^f$ ), KOSPI200주가지수, 베이스의 일별 단위근 검정결과이다. 단위근 검정은 절편을 포함한 Augmented Dickey-Fuller모형으로 추정하였으며 시차를 1~10차까지 확장하였다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_{t-1} + \sum_{k=1}^K \lambda Y_{t-k}$$

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

시차	$p^s$		$p^f$		$wwp^f$		$mwp^f$		베이스즈		$wwp^f - p^s$		$mwp^f - p^s$	
	$t$ 통계치 평균	Random Walk(%)	$t$ 통계치 평균	Random Walk(%)	$t$ 통계치 평균	Random Walk(%)	$t$ 통계치 평균	Random Walk(%)	$t$ 통계치 평균	Random Walk(%)	$t$ 통계치 평균	Random Walk(%)	$t$ 통계치 평균	Random Walk(%)
<b>패널 A. 30초 간격 추정</b>														
1	-1.988	81.30	-2.060	78.70	-2.129	76.09	-2.098	79.13	-6.933	0.87	-6.552	0.87	-6.606	0.87
2	-2.009	80.43	-2.007	82.17	-2.106	78.26	-2.083	79.57	-6.049	1.74	-5.822	1.30	-5.851	1.74
3	-2.050	81.30	-1.971	82.61	-2.075	80.00	-2.053	81.30	-5.476	2.61	-5.341	2.17	-5.355	3.48
4	-2.073	77.39	-1.940	83.91	-2.056	80.00	-2.035	82.17	-5.056	3.48	-4.980	3.04	-4.987	3.48
5	-2.076	80.43	-1.937	83.48	-2.041	82.61	-2.026	83.91	-4.751	5.65	-4.714	4.35	-4.717	5.65
6	-2.080	80.87	-1.925	84.78	-2.029	82.17	-2.012	82.17	-4.509	7.83	-4.505	5.65	-4.504	7.39
7	-2.071	82.17	-1.927	84.35	-2.029	83.48	-2.017	84.78	-4.308	11.74	-4.350	7.39	-4.342	10.00
8	-2.058	80.87	-1.922	84.78	-2.019	83.91	-2.006	84.78	-4.135	13.04	-4.193	9.57	-4.180	10.43
9	-2.051	83.04	-1.916	85.65	-2.006	83.91	-1.992	84.78	-3.999	15.65	-4.064	11.74	-4.049	12.17
10	-2.026	83.48	-1.873	86.52	-1.963	84.78	-1.951	86.09	-3.869	19.13	-3.946	15.65	-3.931	14.78
<b>패널 B. 60초 간격 추정</b>														
1	-2.039	80.35	-1.985	81.66	-2.056	79.48	-2.082	79.91	-5.801	2.18	-5.628	1.31	-5.598	2.18
2	-2.063	79.48	-1.938	83.84	-2.028	81.22	-2.045	82.10	-4.957	5.24	-4.901	3.93	-4.882	3.93
3	-2.071	83.41	-1.925	84.72	-2.016	82.97	-2.030	82.97	-4.448	9.17	-4.473	6.55	-4.470	7.42
4	-2.050	83.41	-1.914	86.90	-1.999	84.72	-2.011	85.15	-4.095	15.72	-4.151	10.92	-4.152	12.23
5	-1.999	86.90	-1.858	88.65	-1.940	86.46	-1.953	85.15	-3.823	20.09	-3.901	16.16	-3.909	16.16
6	-1.925	89.08	-1.823	90.83	-1.891	89.96	-1.891	90.39	-3.602	24.45	-3.668	21.40	-3.677	23.58
7	-1.869	91.27	-1.808	91.27	-1.891	89.08	-1.899	89.08	-3.410	30.13	-3.510	26.20	-3.515	27.07
8	-1.831	91.70	-1.801	92.58	-1.871	88.65	-1.874	90.39	-3.246	39.30	-3.350	29.69	-3.358	30.57
9	-1.810	92.14	-1.785	91.27	-1.847	90.39	-1.851	90.83	-3.119	41.92	-3.210	37.12	-3.219	36.68
10	-1.797	90.39	-1.772	91.70	-1.833	90.83	-1.835	90.83	-2.990	44.54	-3.076	43.23	-3.082	43.67

<표 5> 일별 벡터오차수정모형 추정결과에의 기술적 통계치

2004.12.1~2005.11.30까지 30초 간격으로 측정된 KOSPI200선물의 최근월물 체결가( $mp^f$ ), 간략가중평균호가( $wmp^f$ ), 주문수가중평균호가( $mwp^f$ ), KOSPI200주가지수의 이변량 벡터오차수정모형을 추정된 결과이다. 최적시차는 Akaike-information 기준에 의해 10시차로 결정하였다. 회귀계수와 t통계치의 평균은 일별 벡터오차수정모형에서 추정된 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, -유의는 5%수준에서 통계적으로 유의적인 음의 부호로 추정된 표본일수가 차지하는 비율을 나타낸다.

패널 A. VECM( $mp^f, p^s$ )

	$\Delta p_{t-1}^f$	$\Delta p_{t-2}^f$	$\Delta p_{t-3}^f$	$\Delta p_{t-4}^f$	$\Delta p_{t-5}^f$	$\Delta p_{t-6}^f$	$\Delta p_{t-7}^f$	$\Delta p_{t-8}^f$	$\Delta p_{t-9}^f$	$\Delta p_{t-10}^f$	$\Delta p_{t-1}^s$	$\Delta p_{t-2}^s$	$\Delta p_{t-3}^s$	$\Delta p_{t-4}^s$	$\Delta p_{t-5}^s$	$\Delta p_{t-6}^s$	$\Delta p_{t-7}^s$	$\Delta p_{t-8}^s$	$\Delta p_{t-9}^s$	$\Delta p_{t-10}^s$	$z_{t-1}$	adj R <sup>2</sup>
원문 추정 : $\Delta p_t^i = \gamma_{t-1}^i z_{t-1} + \sum_{k=1}^{10} \beta_{t-k}^i \Delta m p_{t-k}^f + \sum_{k=1}^{10} \gamma_{t-k}^i \Delta p_{t-k}^i$																						
평균	0.194	0.200	0.161	0.124	0.090	0.076	0.056	0.041	0.029	0.023	-0.239	-0.115	-0.070	-0.048	-0.037	-0.022	-0.018	-0.013	-0.011	-0.003	0.064	0.193
t통계치	5.502	5.470	4.266	3.232	2.311	1.951	1.455	1.104	0.798	0.688	-5.812	-2.699	-1.634	-1.121	-0.877	-0.527	-0.432	-0.328	-0.306	-0.091	3.060	
+부호	99.57	100.00	100.00	99.13	96.52	93.48	91.30	85.22	78.70	72.61	0.43	4.78	9.57	20.43	24.78	32.17	38.70	39.13	42.17	44.35	99.13	
+유의	93.48	98.70	97.83	90.43	71.30	60.00	42.17	31.74	21.30	17.39	0.00	0.00	1.30	1.74	3.04	3.04	3.91	5.22	7.83	88.70		
-유의	1.30	2.17	2.61	3.04	4.78	4.35	7.83	8.26	6.09	6.09	44.35	20.87	14.35	6.96	6.09	5.65	4.78	4.78	5.22	6.52	0.00	
선물 추정 : $\Delta m p_t^f = \gamma_{t-1}^f z_{t-1} + \sum_{k=1}^{10} \beta_{t-k}^f \Delta m p_{t-k}^f + \sum_{k=1}^{10} \gamma_{t-k}^f \Delta p_{t-k}^s$																						
평균	-0.108	-0.030	-0.024	-0.023	-0.015	-0.010	-0.002	-0.001	0.001	0.001	0.077	0.038	0.016	0.010	0.005	-0.004	-0.005	-0.005	-0.005	-0.007	-0.031	0.031
t통계치	-2.469	-0.674	-0.540	-0.499	-0.324	-0.235	-0.051	-0.044	0.004	0.014	1.532	0.769	0.337	0.218	0.110	-0.067	-0.103	-0.107	-0.101	-0.157	-1.266	
+부호	9.13	30.43	31.30	33.48	36.96	43.48	43.91	45.22	47.83	46.52	90.00	74.35	62.17	53.48	57.83	47.39	46.96	47.39	46.96	44.78	9.57	
+유의	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.87	1.74	2.17	0.87	98.26	75.22	49.13	33.04	27.39	17.39	13.48	14.78	12.17	8.70	0.00	
-유의	66.96	25.65	15.22	16.96	10.00	10.43	6.09	5.22	6.96	4.35	0.43	0.87	2.61	2.17	7.39	8.70	7.39	8.26	9.13	10.87	38.26	

(계속)

패널 B. VECM( $wmf, p^s$ )

	$p_{-1}^f$	$p_{-2}^f$	$p_{-3}^f$	$p_{-4}^f$	$p_{-5}^f$	$p_{-6}^f$	$p_{-7}^f$	$p_{-8}^f$	$p_{-9}^f$	$p_{-10}^f$	$p_{-1}^s$	$p_{-2}^s$	$p_{-3}^s$	$p_{-4}^s$	$p_{-5}^s$	$p_{-6}^s$	$p_{-7}^s$	$p_{-8}^s$	$p_{-9}^s$	$p_{-10}^s$	$z_{t-1}$	$adj R^2$
<b>원물 추정 : <math>\Delta y_t^s = \gamma_{t-1}^s z_{t-1} + \sum_{k=1}^{10} \beta_{t-k}^s \Delta wmf_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \alpha_{t-k}^s z_{t-k} \Delta y_{t-k}^s</math></b>																						
평균	0.191	0.173	0.133	0.100	0.069	0.061	0.040	0.032	0.024	0.019	-0.230	-0.103	-0.060	-0.040	-0.030	-0.017	-0.015	-0.012	-0.011	-0.004	0.060	0.184
t통계치	5.404	4.731	3.570	2.648	1.826	1.596	1.073	0.890	0.682	0.560	-5.646	-2.451	-1.414	-0.947	-0.734	-0.419	-0.370	-0.300	-0.310	-0.127	3.130	
+부호	99.571	100.00	100.00	98.70	93.04	93.48	82.17	81.74	76.09	72.17	0.43	7.39	12.61	22.61	26.96	35.22	37.83	43.48	39.57	45.22	99.57	
+유의	94.78	98.26	93.91	77.83	56.09	47.83	26.96	24.78	16.52	15.65	0.00	0.00	0.87	1.74	2.17	4.35	3.91	3.48	3.91	6.09	89.57	
-유의	9.57	9.57	8.70	4.35	3.91	6.09	6.96	6.96	7.39	6.52	39.57	17.39	8.70	4.78	6.09	2.61	4.78	7.39	2.17	8.26	0.00	
<b>선물 추정 : <math>\Delta wmf_t = \gamma_{t-1}^f z_{t-1} + \sum_{k=1}^{10} \beta_{t-k}^f wmf_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \alpha_{t-k}^f z_{t-k} p_{t-k}^s</math></b>																						
평균	-0.028	-0.001	-0.010	-0.011	-0.009	0.002	0.003	-0.001	0.001	0.004	0.064	0.028	0.007	0.002	-0.001	-0.007	-0.009	-0.005	-0.010	-0.005	-0.032	0.019
t통계치	-0.656	-0.044	-0.236	-0.251	-0.217	0.042	0.064	-0.032	0.014	0.092	1.290	0.586	0.164	0.063	-0.003	-0.140	-0.204	-0.104	-0.209	-0.120	-1.440	
+부호	36.96	51.30	42.17	42.17	39.13	53.04	50.00	47.83	48.70	51.74	87.83	67.39	55.22	52.17	50.87	46.52	44.35	44.35	42.61	46.09	5.65	
+유의	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.43	0.43	0.87	1.30	0.87	2.61	97.39	70.87	40.43	30.43	25.22	15.22	12.61	13.91	10.00	7.83	0.00
-유의	28.26	10.87	13.04	11.30	8.26	5.22	4.35	5.65	6.09	6.52	0.43	2.17	4.35	2.61	6.52	7.83	7.83	10.00	7.39	9.13	41.30	

패널 C. VECM( $mpf, p^s$ )

	$p_{-1}^f$	$p_{-2}^f$	$p_{-3}^f$	$p_{-4}^f$	$p_{-5}^f$	$p_{-6}^f$	$p_{-7}^f$	$p_{-8}^f$	$p_{-9}^f$	$p_{-10}^f$	$p_{-1}^s$	$p_{-2}^s$	$p_{-3}^s$	$p_{-4}^s$	$p_{-5}^s$	$p_{-6}^s$	$p_{-7}^s$	$p_{-8}^s$	$p_{-9}^s$	$p_{-10}^s$	$z_{t-1}$	$adj R^2$
<b>원물 추정 : <math>\Delta y_t^s = \gamma_{t-1}^s z_{t-1} + \sum_{k=1}^{10} \beta_{t-k}^s \Delta wmf_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \alpha_{t-k}^s z_{t-k} \Delta y_{t-k}^s</math></b>																						
평균	0.204	0.183	0.141	0.106	0.072	0.062	0.041	0.035	0.025	0.020	-0.235	-0.108	-0.063	-0.042	-0.032	-0.019	-0.016	-0.013	-0.012	-0.005	0.063	0.190
t통계치	5.613	4.855	3.659	2.713	1.843	1.577	1.065	0.922	0.679	0.559	-5.751	-2.547	-1.486	-0.992	-0.768	-0.456	-0.398	-0.329	-0.333	-0.146	3.163	
+부호	100.00	100.00	99.13	98.70	93.48	92.61	81.30	80.87	75.22	70.00	0.43	5.65	12.61	22.61	26.52	34.78	39.13	42.17	40.43	42.61	99.57	
+유의	95.22	97.83	93.48	80.43	56.09	46.96	29.13	27.39	16.96	13.91	0.00	0.00	0.87	1.74	2.17	4.35	3.48	3.91	3.48	5.65	90.00	
-유의	10.87	9.13	9.13	5.65	4.78	7.39	5.65	6.96	7.83	8.26	39.57	18.26	8.70	5.22	6.96	3.91	3.48	6.96	1.74	5.22	0.00	
<b>선물 추정 : <math>\Delta wmf_t = \gamma_{t-1}^f z_{t-1} + \sum_{k=1}^{10} \beta_{t-k}^f mpf_{t-k} + \sum_{k=1}^{10} \alpha_{t-k}^f z_{t-k} p_{t-k}^s</math></b>																						
평균	-0.019	0.000	-0.007	-0.011	-0.007	0.001	0.003	-0.001	0.000	0.004	0.059	0.027	0.007	0.003	0.000	-0.006	-0.008	-0.004	-0.009	-0.006	-0.030	0.018
t통계치	-0.465	-0.006	-0.158	-0.239	-0.170	0.012	0.063	-0.020	-0.002	0.101	1.232	0.576	0.168	0.081	0.017	-0.114	-0.170	-0.089	-0.213	-0.137	-1.354	
+부호	38.70	50.87	43.04	45.22	43.91	50.43	48.26	46.96	48.70	52.61	85.22	67.39	54.78	52.17	52.61	46.52	46.09	46.09	43.04	45.22	7.39	
+유의	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.43	0.43	0.87	1.30	3.48	97.83	74.35	43.04	30.00	24.35	17.83	12.17	14.78	10.87	8.70	0.00	
-유의	26.52	10.43	11.74	11.30	8.70	6.96	4.35	6.09	6.96	4.78	0.43	1.74	3.91	2.61	6.96	5.22	10.43	8.70	9.13	9.57	38.26	



**<표 6> KOSPI200선물의 체결가와 호가의 가격발견에 대한 정보량 측정**

2004.12.1~2005.11.30까지 KOSPI200선물의 최근월물 체결가, 잔량가중평균호가( $vw\bar{p}^f$ ), 주문수가중평균호가( $n\bar{w}\bar{p}^f$ ), KOSPI200주가지수의 이변량 벡터오차수정모형을 이용하여 추정한 KOSPI200선물의 일별 Hasbrouck (1995) 정보량(information share)의 기술적 통계치이다. 패널 A는 30초 간격으로 추정한 결과이며, 패널 B는 60초 간격으로 추정한 결과이다. 표에 제시된 Hasbrouck의 정보량의 값은 표본기간의 일평균이며, 괄호안의 값은 표준편차이다.  $IS_f > IS_s$  은 표본일수에서 KOSPI200선물의 정보량이 KOSPI200주가지수의 정보량보다 높은 표본일수의 비율이다. Granger인과관계 검정의 값은 5%유의수준에서 각 경우에 해당하는 일수가 차지하는 비율이다. 선물오차수정공헌은 일평균과 표준편차이다.

	VECM1		VECM2		VECM3	
	$p^f$	$p^s$	$vw\bar{p}^f$	$p^s$	$n\bar{w}\bar{p}^f$	$p^s$
<b>패널 A. 30초 간격 추정</b>						
<b>Hasbrouck의 정보량 (%)</b>						
하한치	67.1 (25.9)	20.0 (22.1)	67.7 (24.7)	19.8 (21.2)	65.9 (24.7)	20.9 (21.4)
상한치	80.0 (22.1)	32.9 (25.9)	80.2 (21.2)	32.3 (24.7)	79.1 (21.4)	34.1 (24.7)
중간치	73.6 (23.8)	26.4 (23.8)	74.0 (22.8)	26.0 (22.8)	72.5 (22.9)	27.5 (22.9)
$IS_f > IS_s$ (%)	82.4		82.4		82.4	
<b>Granger 인과관계 (%)</b>						
선물 → 현물	73.04		80.87		78.70	
선물 ← 현물	0.87		0.87		0.87	
선물 ↔ 현물	23.04		15.65		17.83	
선물 ←×→ 현물	3.04		2.61		2.61	
<b>선물오차수정공헌 (%)</b>						
평균 (표준편차)	65.74 (21.60)		64.30 (20.03)		66.10 (19.89)	
<b>패널 B. 60초 간격 추정</b>						
<b>Hasbrouck의 정보량 (%)</b>						
하한치	46.7 (31.5)	27.6 (27.9)	47.0 (30.8)	27.6 (27.4)	48.5 (31.2)	26.4 (27.3)
상한치	72.4 (27.9)	53.3 (31.5)	72.4 (27.4)	53.0 (30.8)	73.6 (27.3)	51.5 (31.2)
중간치	59.5 (29.0)	40.5 (29.0)	59.7 (28.5)	40.3 (28.5)	61.0 (28.7)	39.0 (28.7)
$IS_f > IS_s$ (%)	61.5		62.7		63.8	
<b>Granger 인과관계 (%)</b>						
선물 → 현물	78.26		77.83		80.00	
선물 ← 현물	1.74		3.04		3.04	
선물 ↔ 현물	10.87		9.13		8.26	
선물 ←×→ 현물	9.13		10.00		8.70	
<b>선물오차수정공헌 (%)</b>						
평균 (표준편차)	56.07 (26.22)		57.71 (26.89)		56.17 (26.42)	

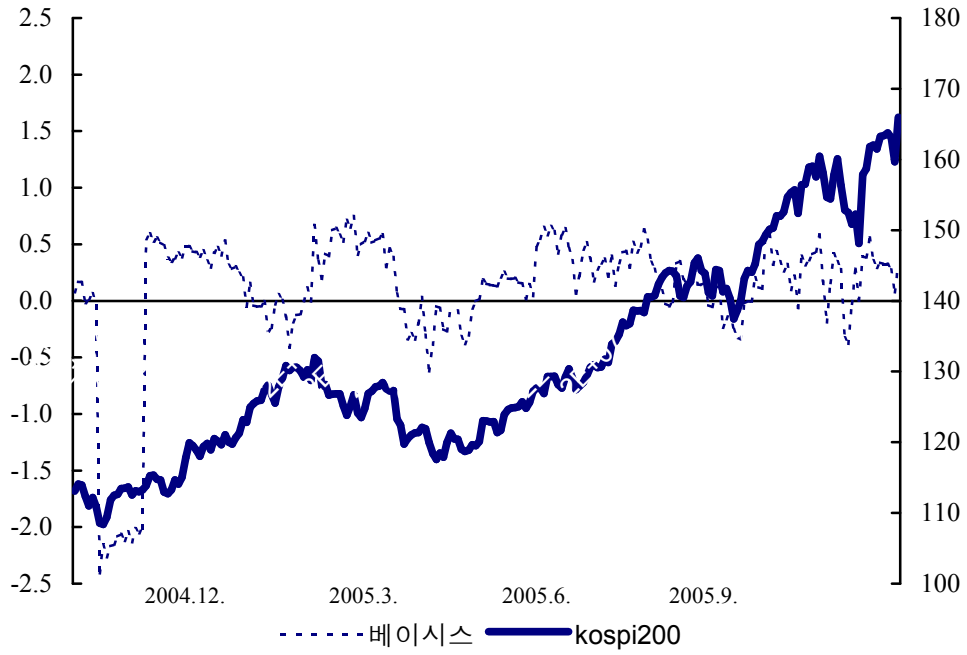
**<표 7> KOSPI200선물 최우선평가와 2~5단계호가의 가격발견에 대한 정보량 측정**

2004.12.1~2005.11.30까지 KOSPI200선물의 잔량가중평균호가( $vwpf$ ), 주문수가중평균호가( $nwpf$ )에서 최우선평가와 나머지단계호가를 분리하고 KOSPI200주가지수로 구성된 벡터오차수정모형을 이용하여 추정된 KOSPI200선물의 일별 Hasbrouck의 정보량(information share)의 기술적 통계치이다. 패널 A는 30초 간격으로 추정한 결과이며, 패널 B는 60초 간격으로 추정한 결과이다. 표에 제시된 Hasbrouck의 정보량의 값은 표본기간의 일평균이며, 괄호안의 값은 표준편차이다. 최대(%)는 표본일수에서 해당 변수의 정보량이 가장 큰 일수가 차지하는 비율이다. Granger인과관계에서 'F유의%'는 현물오차수정모형에서 특정 시차변수가 제외된 제약적모형과 비제약적모형간의 F검정결과에서 5%수준에서 통계적으로 유의적인 일수가 차지하는 비율이다.  $IS^1 = IS^{2-5}$  는 최우선평가의 정보량과 그랜저 인과관계검정에서 유의적인 표본비율이 2~5단계와 동일하다는 귀무가설에 대한 t통계치이며 [ ]의 값은 p-값을 나타낸다.

	VECM1			VECM2		
	$vwpf^{f,1}$	$vwpf^{f,2-5}$	$p^s$	$nwpf^{f,1}$	$nwpf^{f,2-5}$	$p^s$
<b>패널 A. 30초 간격 추정</b>						
<b>Hasbrouck의 정보량 (%)</b>						
하한치	7.1 (9.3)	6.8 (8.3)	18.8 (20.2)	4.5 (7.2)	8.1 (8.2)	19.2 (20.1)
	$IS^1 = IS^{2-5} : 0.29 [0.771]$			$IS^1 = IS^{2-5} : -4.86 [0.001]$		
상한치	73.5 (22.2)	73.1 (20.4)	31.6 (24.0)	71.5 (21.9)	75.7 (20.1)	31.7 (24.0)
	$IS^1 = IS^{2-5} : 0.23 [0.816]$			$IS^1 = IS^{2-5} : -2.14 [0.032]$		
중간치	40.3 (13.3)	39.9 (11.4)	25.2 (21.9)	38.0 (12.2)	41.9 (11.2)	25.4 (21.9)
	$IS^1 = IS^{2-5} : 0.30 [0.761]$			$IS^1 = IS^{2-5} : -3.52 [0.005]$		
최대(%)	41.4	33.9	24.7	25.9	47.8	26.3
<b>Granger 인과관계</b>						
F유의%	45.65	43.91	-	34.78	70.87	-
	$IS^1 = IS^{2-5} : 0.53 [0.597]$			$IS^1 = IS^{2-5} : -10.96 [0.000]$		
<b>패널 B. 60초 간격 추정</b>						
<b>Hasbrouck의 정보량 (%)</b>						
하한치	6.6 (10.0)	6.5 (7.7)	23.6 (24.2)	5.6 (8.5)	7.5 (10.4)	23.7 (24.8)
	$IS^1 = IS^{2-5} : 0.20 [0.841]$			$IS^1 = IS^{2-5} : -2.06 [0.039]$		
상한치	67.5 (25.8)	67.6 (24.8)	48.3 (28.8)	65.8 (25.7)	69.2 (24.6)	48.6 (29.3)
	$IS^1 = IS^{2-5} : -0.06 [0.951]$			$IS^1 = IS^{2-5} : -1.41 [0.159]$		
중간치	37.1 (15.0)	37.0 (13.6)	35.9 (25.9)	35.7 (14.1)	38.4 (14.1)	36.2 (26.5)
	$IS^1 = IS^{2-5} : 0.01 [0.993]$			$IS^1 = IS^{2-5} : -1.95 [0.051]$		
최대(%)	29.3	29.3	41.4	25.2	34.4	40.4
<b>Granger 인과관계</b>						
F유의%	37.83	31.74	-	26.52	43.04	-
	$IS^1 = IS^{2-5} : 1.93 [0.053]$			$IS^1 = IS^{2-5} : -5.26 [0.000]$		

<그림 1> 일별 KOSPI200선물가격 및 일중 평균 베이스스 추이

2004.12.1~2005.11.30까지 KOSPI200선물의 증가와 일중 평균 베이스스 추이이다.  
일중 평균 베이스스는 접속매매시간동안 선물시장가에서 현물가격을 차감한 베이스스를 30초 간격으로 측정된 값의 평균이다.

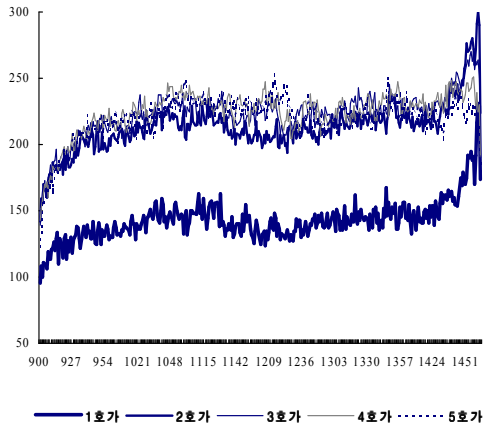


<그림 2> 하루 중 KOSPI200선물 공개주문원장의 형태

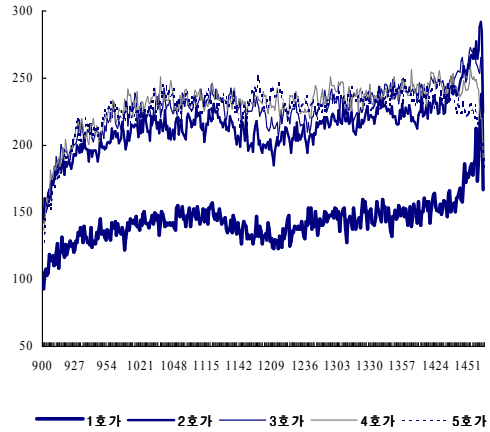
2004.12.1~2005.11.30까지 일별 접속매매시간동안 30초 간격으로 측정된 KOSPI200선물의 공개주문원장에서 매도측과 매수측 각 단계에 형성된 잔량(패널 A)과 주문수(패널 B)의 일평균이다.

패널 A. 잔량

매수측 잔량

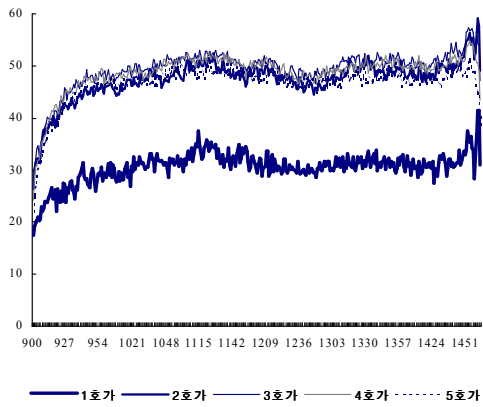


매도측 잔량

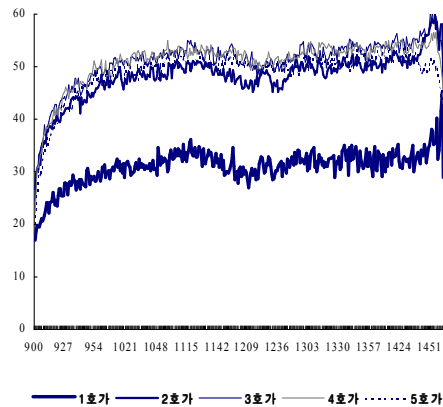


패널 B. 주문수

매수측 주문수



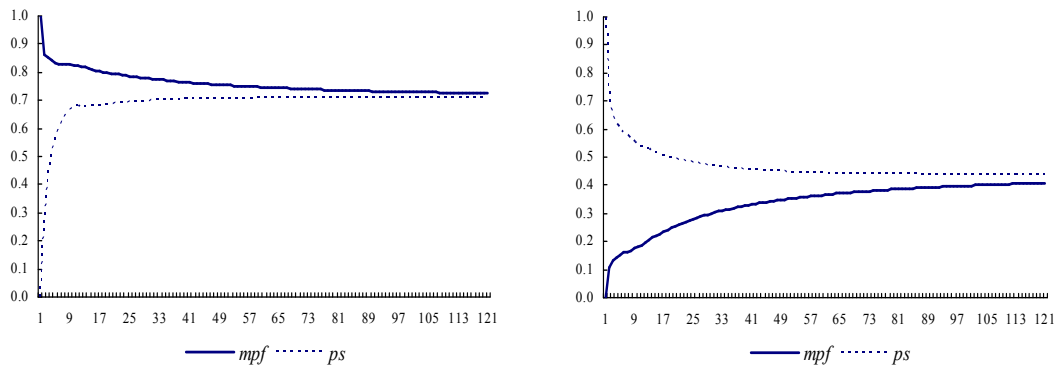
매도측 주문수



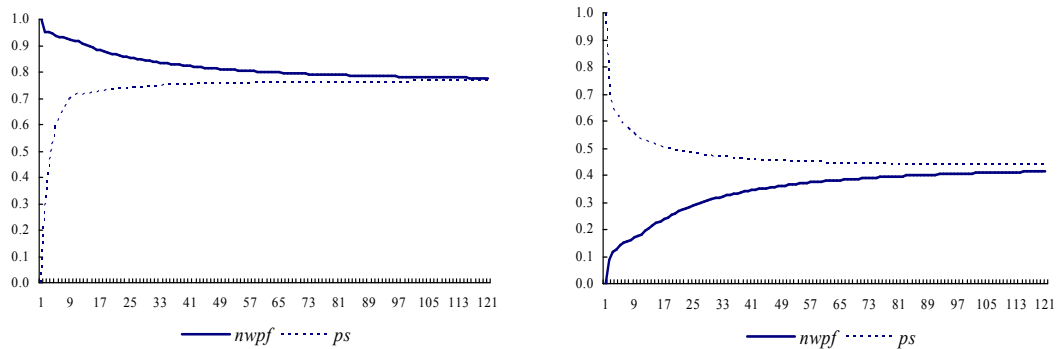
<그림 3> 30초 간격 자료 선물가격과 현물가격의 충격반응함수 분석

2004.12.1~2005.11.30까지 일별 접속매매시간동안 30초 간격으로 측정된 KOSPI200선물의 최근월물 가격( $mp^f$ ,  $vwp^f$ ,  $nwp^f$ )과 KOSPI200주가지수로 구성된 이변량 벡터오차수정모형을 이용하여 추정한 일별 충격반응함수의 일평균이다. 패널 A는 선물 체결가와 현물가격으로 구성된 벡터오차수정모형, 패널 B는 주문수가증평균호가와 현물가격으로 구성된 벡터오차수정모형, 패널 C는 잔량가증평균호가와 현물 가격으로 구성된 벡터오차수정모형이다.

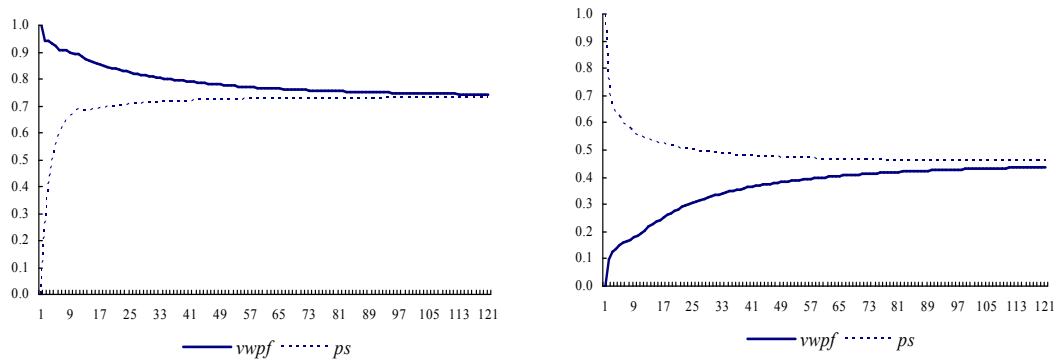
패널 A. 선물체결가( $mp^f$ )와 현물가격( $p^s$ )의 충격반응분석



패널 B. 주문수가증평균호가( $nwp^f$ )와 현물가격( $p^s$ )의 충격반응분석



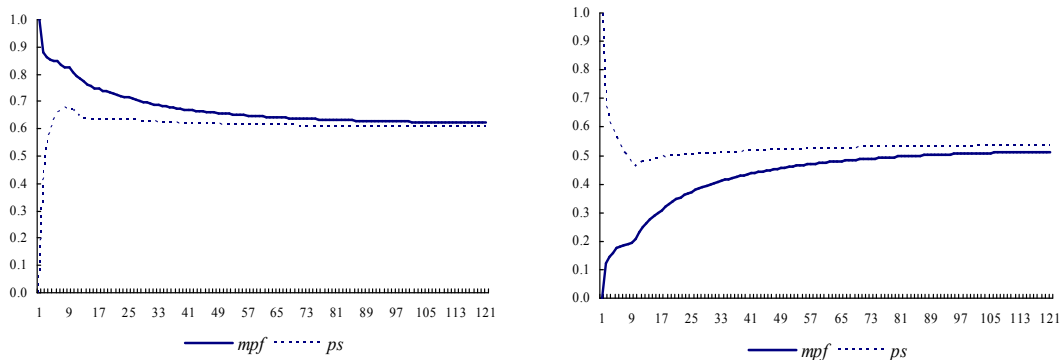
패널 C. 잔량가증평균호가( $vwp^f$ )와 현물가격( $p^s$ )의 충격반응분석



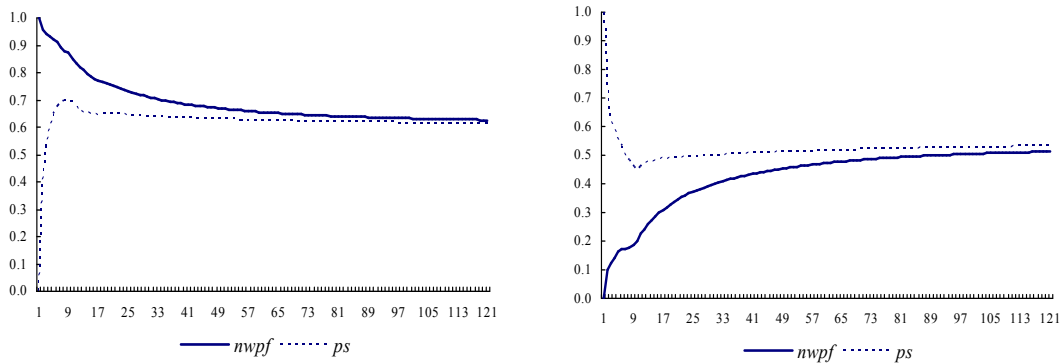
<그림 4> 60초 간격 자료 선물가격과 현물가격의 충격반응함수 분석

2004.12.1~2005.11.30까지 일별 접속매매시간동안 60초 간격으로 측정된 KOSPI200선물의 최근월물 가격( $mp^f$ ,  $vwp^f$ ,  $nwp^f$ )과 KOSPI200주가지수로 구성된 이변량 벡터오차수정모형을 이용하여 추정된 일별 충격반응함수의 일평균이다. 패널 A는 선물 체결가와 현물가격으로 구성된 벡터오차수정모형, 패널 B는 주문수가증평균호가와 현물가격으로 구성된 벡터오차수정모형, 패널 C는 잔량가증평균호가와 현물 가격으로 구성된 벡터오차수정모형이다.

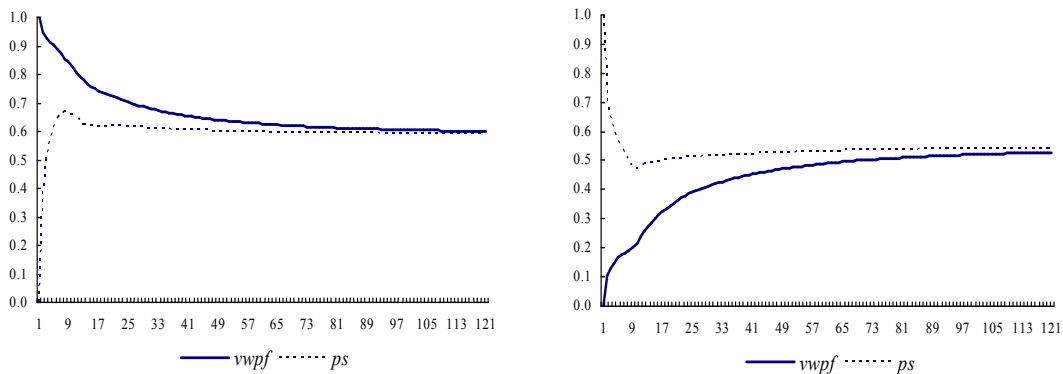
패널 A. 선물체결가( $mp^f$ )와 현물가격( $p^s$ )의 충격반응분석



패널 B. 주문수가증평균호가( $nwp^f$ )와 현물가격( $p^s$ )의 충격반응분석



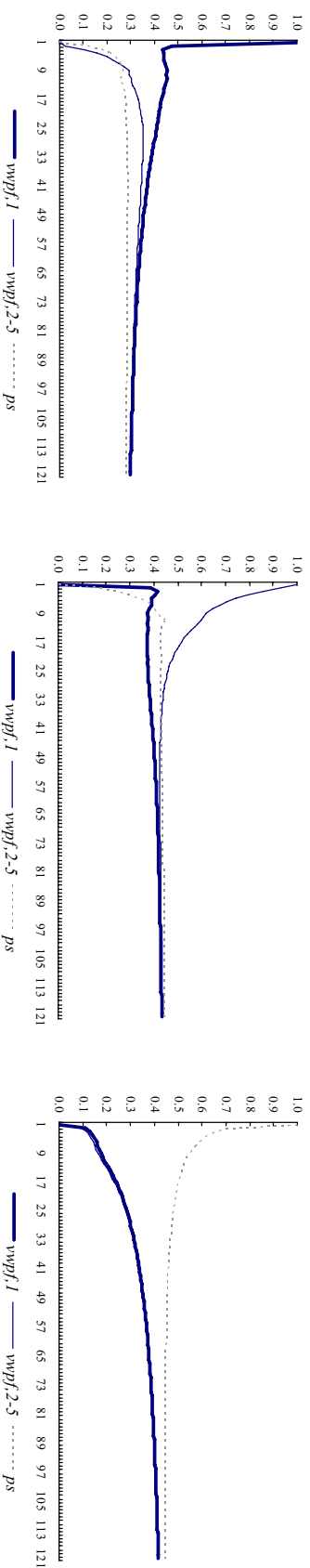
패널 C. 잔량가증평균호가( $vwp^f$ )와 현물가격( $p^s$ )의 충격반응분석



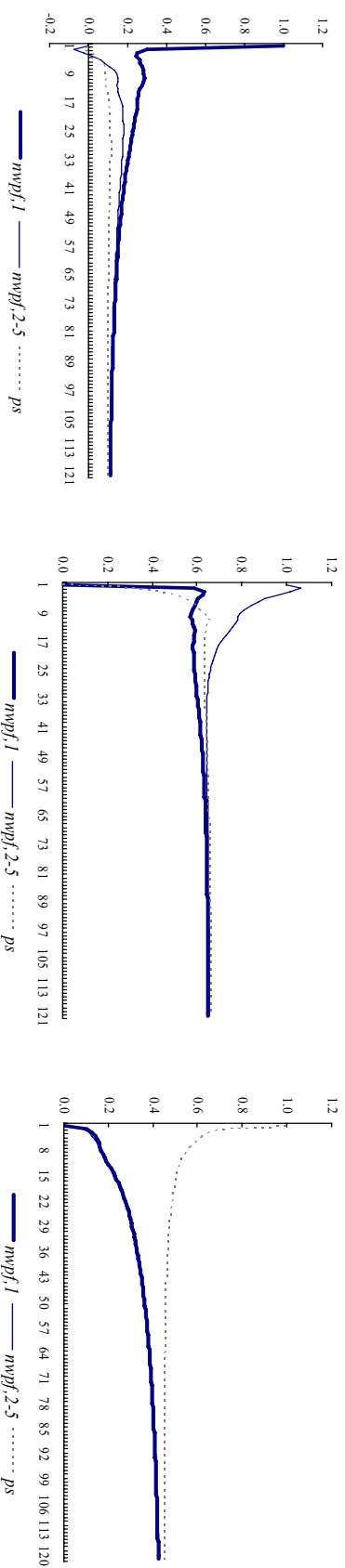
<그림 5> 30초 간격 자료 공개주문원장의 최우선단계선물가격, 2~5단계선물가격, 원물가격의 충격반응함수 분석

2004.12.1~2005.11.30까지 일별 접속매시시간동안 30초 간격으로 측정된 KOSPI200선물의 최근월물의 호가( $wmp^t$ ,  $nwmp^t$ )의 최우선단계, 2~5단계, KOSPI200주가치수  
 로 구성된 다변량 벡터오차수정모형을 이용하여 추정된 일별 충격반응함수의 일평균이다. 패널 A는 잔량기중평균호가와 원물가격으로 구성된 벡터오차수정모  
 형, 패널 B는 주문수가중평균호가와 원물가격으로 구성된 벡터오차수정모형이다.

패널 A. 잔량기중평균호가의 최우선단계( $wmp^{t,1}$ ), 2~5단계( $wmp^{t,2-5}$ ), 원물가격( $p^t$ )의 충격반응분석

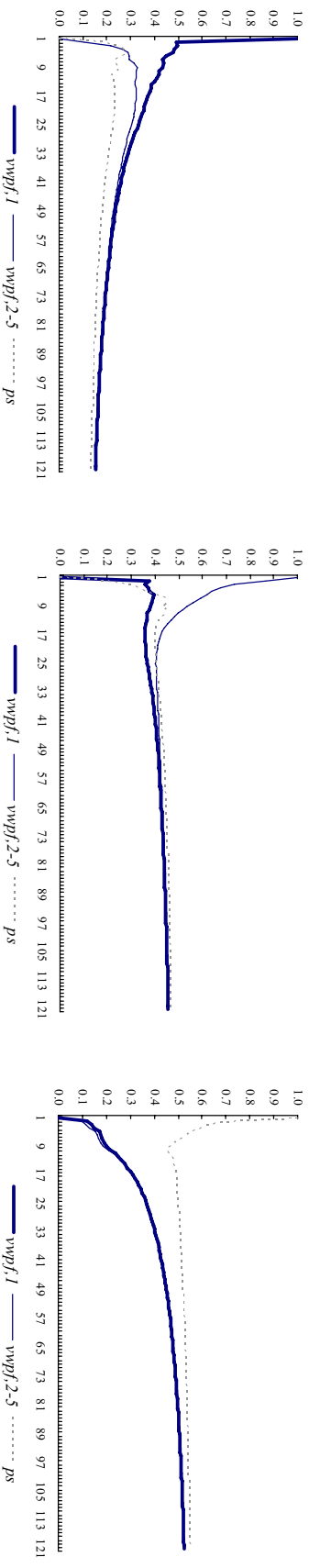


패널 B. 주문수가중평균호가의 최우선단계( $nwmp^{t,1}$ ), 2~5단계( $nwmp^{t,2-5}$ ), 원물가격( $p^t$ )의 충격반응분석



<그림 6> 60초 간격 자료 공개주문원장의 최우선단계선물가격, 2~5단계선물가격, 원물가격의 충격반응함수 분석  
 2004.12.1~2005.11.30까지 일별 접속매매시간동안 60초 간격으로 측정된 KOSPI200선물의 최우선단계, 2~5단계, KOSPI200주가치수로 구성된 다변량 벡터오차수정모형을 이용하여 추정된 일별 충격반응함수의 일평균이다. 패널 A는 전량가중평균회기와 원물가격으로 구성된 벡터오차수정모형, 패널 B는 주문수가중평균회기와 원물가격으로 구성된 벡터오차수정모형이다.

**패널 A. 전량가중평균회가의 최우선단계( $wmp^{f,1}$ ), 2~5단계( $wmp^{f,2-5}$ ), 원물가격( $p^0$ )의 충격반응분석**



**패널 B. 주문수가중평균회가의 최우선단계( $nmp^{f,1}$ ), 2~5단계( $nmp^{f,2-5}$ ), 원물가격( $p^0$ )의 충격반응분석**

