

주가지수선물과 주가지수의 가격발견기능에 관한
실증연구 : 공적분과 오차수정모형

김인준*, 김동석** 김 솔***

- * KAIST 테크노경영대학원 부교수
- ** KAIST 테크노경영대학원 초빙교수
- *** KAIST 테크노경영대학원 박사과정

초 록

본 연구에서는 공적분과 오차수정모형을 사용하여 주가지수선물시장과 주식시장의 가격발견기능에 관한 연구를 하였다. 시간의 경과에 따라 가격발견기능의 변화 유무를 살펴보고 잔존만기에 따른 선도관계를 살펴봄으로써 차익거래 유무에 따른 가격발견기능의 변화 또한 간접적으로 살펴보게 된다.

결과적으로 선물시장과 현물시장은 공적분 관계를 보이고 있었고 선물시장은 현물시장을 35분 선도하고 있었다. 그러나, 현물시장의 선물시장에 대한 선도효과는 나타나지 않았다. 선물시장이 성숙되어감에 따라 주가지수 선물시장의 주식시장과의 선도시차 시간은 줄어들고 영향력은 강해지는 것으로 나타났다. 잔존만기에 따른 선도시차관계의 변화연구에서는 특정한 행태를 발견할 수 없었다. 이러한 결과는 차익거래에 대한 시장의 힘이 가격발견기능에 영향을 끼치지 못함을 알 수 있었다.

1. 서론

1996년 5월 3일 금융선진화를 위해 한국에도 KOSPI 200(이하 현물)에 대한 주가지수선물(이하 선물)시장이 개설되었다. 초기에는 투기목적만을 가진 투기자(speculator)에 의해 주로 거래가 이루어졌으나 해를 거듭할수록 차익거래(arbitrage)와 기관투자자의 프로그램매매(program trading)에 의해 더욱더 시장이 효율적으로 움직이고 있다. 그러나, 일부 연구에 의해 차익거래로 인한 현물시장의 변동성에 대한 역기능이 대두되면서 선물시장의 기능에 관한 논의가 계속되고 있다. 특히 그들은 기관투자자들에 의한 프로그램 매매를 통하여 선물거래가 과도하게 현물시장의 가격에 영향을 미치게 됨을 주장하고 이와 같은 시장상호간의 영향이 선물 만기일의 마지막 몇 시간에 집중되는 경향이 있음을 보였다. 반면 다른 시각은 선물시장이 위험관리와 가격발견기능¹⁾이라는 두 가지 중요한 역할을 제공하며 일부 연구에서 제기한 과도한 현물가격변화의 문제가 일시적이며 비체계적인 현상이라고 한다.

본 연구에서는 위 논의의 해결을 위해 세 가지 질문에 대한 해답을 찾아보려 한다.

첫째, 선물 시장이 현물시장에 대한 가격발견기능을 제공하는가? 많은 투자분석가들은 선물가격과 현물가격의 차이가 다가올 현물가격의 움직임에 관한 지표로써 사용될 수 있다고 믿는다. 특별히 큰 베이스(basis)²⁾는 긍정적인 정보를 담고 있으며 베이스가 작거나 음의 값을 갖게 되는 경우 시장의 하강 국면에 대한 지표가 된다. 본 연구에서는 공적분 검정을 바탕으로 균형관계로부터의 장기 오차와 두 시장 단기적인 가격 관계를 모두 고려한 오차수정 모형을 통하여 선물시장의 현물시장에 대한 가격발견가설을 검증해 본다.

둘째, 시간이 지남에 따라 시장은 성숙되어 효율적으로 움직이는가? 선물시장에 대한 투자자들의 인식이 자리잡히고 기관투자자의 프로그램매매나 차익거래가 늘어남에 따라 선물시장은 더욱 활발한 거래가 이루어 질 것이고 현물과 선물간의 관계는 더욱더 효율적으로 밀접하게 움직이게 될 것이다.

셋째, 선물·현물간의 선도시차관계(lead/lag relationship)가 만기전과 만기일에 다른가? 물론 원래의 목적은 차익거래 유무에 따른 선도시차관계의 변화를 살펴보고자 하는 것이지만 이는 차익거래가 가능한 베이스의 값을 결정하는 일이 현실적으로 어려울뿐더러 연구에 충분할 정도의 긴 시간동안 차익거래가 일어나는 경우를 발견하는 일은 쉽지 않다. 그러나, 차익거래는 프로그램 매매의 초기포지션이 정리(closing)되는 만기시점에 가장 활발하기 때문에 만기전과 만기일의 선도시차관계를 살펴보는 일은 간접적으로 세 번째 질문의 답이 될 수 있을 것이다.

결론적으로 본 연구는 시장 효율성(market efficiency)과 차익거래라는 재무이론의 핵심적

1) 새로운 시장 정보가 현물시장에 앞서 선물시장에 먼저 배포된다는 가설.

2) 선물지수 - 현물지수

인 부분과 연결되어 있다. 완전하게 효율적인 시장에서 두 시장의 가격이 새로운 정보에 동시에 반응하면 차익거래의 기회가 발생하지 않는다. 그래서, 시장에 유포되는 새로운 정보는 거래비용을 고려한 차익거래 기회가 발생할 수 있는 충분한 선도시차관계가 발생하지 않도록 동시에 즉각적으로 반영되어야 한다. 결국 두 시장간의 효율성 검증의 측면에서도 시차관계의 연구는 의미를 지닐 수 있다.

본 논문의 구성은 I 장은 서론 부분으로 연구의 목적과 의의를 서술하였고 II 장은 가격 발견 기능에 관한 기존 연구들을 고찰한다. III 장에서는 한국시장에서 공격분과 오차수정모형을 통한 선물시장의 현물시장에 대한 가격발견기능을 검증한다. 또한 시간에 따른 시장의 효율성 검증과 선도시차관계의 변화를 살펴보기 위해 자료를 크게 6개월 단위의 5개로 나누어 시장성숙효과를 살펴본다. 잔존만기에 따른 변화를 살펴보기 위해서는 1분별 자료를 이용하여 동시적 상관계수를 포함시킨 Kawaller, Koch and Koch(1987)의 모형을 통해 삼단계 최소자승법으로 추정하여 선도관계의 변화를 살펴본다. IV 장은 III 장의 실증연구의 결과와 연구의 한계점을 요약한다.

II. 기존연구

1. 현물과 선물의 균형

시장에서 차익거래기회가 존재하지 않기 위해서는 선물과 현물사이에 다음과 같은 관계식이 성립되어야 한다:

$$F = S \cdot e^{(r-d)\tau} \quad \text{<식 2-1>}$$

여기서, F : 선물지수, S : 현물지수, r :이자율, d : 배당률, τ : 잔존만기

<식 2-1>에 자연로그를 취하면 수익률 사이에서는 다음과 같은 선형 관계식이 만들어진다:

$$r_{s,t} = (r - d_t) + r_{f,t} \quad \text{<식 2-2>}$$

여기서, $r_{s,t}$: 시점 t의 현물 수익률, $r_{f,t}$: 시점 t의 선물 수익률

<식 2-2>를 통해 이자율과 주가 지수의 배당률이 상수고 지수선물과 주식시장이 효율적이고 연속적이며 이자율과 배당률이 비추계적이라는 가정 하에서 다음과 같은 결과들을 이끌어 낼 수 있다.³⁾

- (1)주식 시장과 선물시장의 수익률은 동일 시점에서의 상관계수가 +1이다.
- (2)주식시장과 선물시장의 수익률의 교차상관계수(cross-correlation)가 0이다.

3) Stoll and Whaley(1990) pp.443-444.

(3)주식시장과 선물시장 수익률의 자기상관계수(auto-correlation)가 0이다.

위에서 언급한 (1)-(3)의 가설을 만족하면 두 시장간의 선도시차관계는 성립하지 않아야 한다.

변수들이 비추계적이라는 가정 하에서 <식 2-2>의 관계는 시장 불완전성(market imperfection)과 두 가격의 비동시적 변화에 의해 균형에서 벗어날 수 있다. 결국 주가지수와 주가지수 선물사이의 정상적인 관계는 시장의 불완전성에 대한 시장 참가자들의 공통된 인식에 의해 결정된 차익거래불가영역(no-arbitrage trading band)안에서 이루어진다고 볼 수 있다. 거래비용이나 세금과 같은 직접적인 비용 이외에도 영역결정요소에는 차익거래를 취하는데 고려해야할 간접적인 요소를 포함한다.

첫째, 잔존만기가 길 때 배당의 기대에 대한 정확성의 위험이 있을 수 있다. 그래서 만약 영역을 벗어나는 경우가 발생하여도 기대할 수 있는 이익은 배당에 대한 위험으로 무위험 이익이 되지 않는 못할 것이다. 둘째, 선물 포지션으로부터의 기대하지 않았던 일일정산(marking to market)을 위한 비용이나 이익을 반영해야한다. 마지막으로 선물거래의 현금흐름을 복제하려는 시도는 주식시장에서의 거래가 필요하고 이 두 시장에서의 거래는 긴 잔존만기를 가진 시점에서 영역이 커지는 효과를 낳게 될 것이다. 즉, 주식시장의 모든 구성종목을 보유할 수 없는 한계로 인해 몇 개의 포트폴리오를 통해 거래를 해야하는데 이러한 포트폴리오가 지수와 정확한 상관관계를 가지며 움직일 수 없으므로 오차가 발생할 수 있다. 그러나, 차익거래자(arbitrager)는 만기 전에 반대 포지션을 취하거나 자신의 선물 포지션을 다음 만기로 재투자(roll forwarding) 함으로써 확실한 이익을 얻을 수 있다.

역사적으로 시장의 이자율은 주식에 대한 배당률을 초과하였으므로 주가지수선물지수는 정상적으로 주가지수를 초과하고 베이스는 양의 값을 가지게 된다. 시점 t의 선물지수(F_t)와 현물지수(S_t)와의 정상적인 관계를 다음과 같이 표현할 수 있다:

$$e_{L,t} < (F_t - S_t) < e_{U,t} \quad \text{<식 2-3>}$$

여기서, $e_{L,t}$: 시점 t의 차익거래불가 하위영역(lower bound)

$e_{U,t}$: 시점 t의 차익거래불가 상위영역(upper bound)

만약 베이스 ($F_t - S_t$)가 $e_{U,t}$ 를 초과할 때 투자자들은 현물을 매수하고 선물을 매도하며 반대의 경우 현물을 매도하고 선물을 매도하는 프로그램 매매를 통해 베이스를 높게 만들며 이익이 창출된다. 그러나, 가격평가 모형의 모수(parameter)에 대한 투자자들의 견해 차이에 의해 차익거래불가영역의 폭은 결정되기가 쉽지 않을 것이며 또한 시간에 따라 변할 수 있다.(time-varying) 그래서 위와 같은 투자전략을 세우는 데에는 많은 문제점을 지니게 되고 선물과 현물사이의 균형관계의 오차가 발생할 수 있는 것이다.

2기존 실증연구

선도 시차의 연구에서 Schroeder and Goodwin(1991)에 의하여 처음으로 공격분의 개념이 도입되었다. 이 시점까지만 해도 단순히 선물시장과 현물시장이 공격분 되어 있어 장기적인 균형상태에 있는지를 살펴보는 데 그쳤었다. 그들은 1975년부터 1989년까지의 live hogs 선물 시장에 대하여 공격분 관계를 검정해 본 결과 서로 공격분 되어있지 않음을 발견하였다.

Wahab and Lashgari(1993)는 뒤에서 언급할 공격분과 오차수정모형을 통해 선도시차 관계를 본격적으로 연구하였다. 1988년 1월 4일부터 1992년 5월 30일의 기간동안 S&P 500 지수와 FT-SE 100지수의 선물과 현물에 대한 일별 자료를 사용하였다. 그들의 연구결과는 선물시장과 현물시장은 공격분 되어 있어서 오차 수정 모형이 적당하며 실증결과는 효율적 시장가설과 일반적으로 일치한다. 또한 오차 수정 계수와 시차된 변수들의 상대적인 크기는 선물시장과 현물시장에 상호작용(feedback)이 있음에도 불구하고 현물이 선물을 이끄는 결론이 도출되었고 전일의 선물의 균형 오차에 대하여 현물의 가격변화로 인한 수정보다 전일의 현물의 불균형에 대한 선물의 가격변화의 오차수정효과가 더 강하게 나타났다.

Pizzi, Economopoulos and O'neill(1998)은 1987년 1월부터 1987년 3월 사이의 1분별 자료로 S&P 500 지수와 3개월물, 6개월물 S&P 500 선물지수를 이용하였다. 각각의 가격 시리지는 비안정성(non-stationary)을 보였고 현물과 3개월물 선물, 6개월물 선물에 관하여 각각 공격분 되어 있음을 밝혀냈다. 즉, 시장이 효율적으로 움직임을 알아냈다. 이의 결과를 통해 두 개의 오차 수정 모형을 계산한 결과 3개월물 선물과 6개월물 선물은 적어도 20분 현물을 선도하고 현물은 3개월물 선물을 3분 선도하고 6개월물 선물을 4분 선도함을 밝혀냈다. 즉, 선물시장이 강한 선도효과를 가진 반면 선물시장만의 선도는 기각된 것이다.

은철수와 장호운(1998)은 KOSPI 200 지수를 대상으로 1996년 6월 14일부터 1997년 6월 12일까지 약 1년간의 기간에서 5분 단위로 측정된 거래 자료를 이용하여 선물시장은 10분 내지 30분에 걸쳐 현물시장을 선행하고 현물시장의 선물시장에 대한 선행은 미약하다고 결론지었다. 홍성희, 옥진호와 이용재(1998)는 주가지수 선물과 현물 뿐 아니라 옵션과의 상호연관관계에 대한 분석을 하였다. 주가지수 옵션시장 개설후의 일별 자료⁴⁾와 20분 단위 일중 거래자료⁵⁾를 사용하여 실증분석을 한 결과 일별 자료에서는 현물, 선물, 옵션 가격 사이에 공격분 관계가 발견되었고 선물시장과 현물시장사이에 5%유의수준에서 유의적인 양방향 선도효과가 나타났고 20분 단위의 일중자료 에서는 현물, 선물, 옵션간에 공격분 관계가 나타나지 않았고 선물시장이 현물을 약 20분에서 40분에 걸쳐 현물시장과 옵션시장을 선행하고 있으며 현물시장과 옵션시장 사이에는 양방향의 선도효과가 나타났다.

4) 1997년 7월 1일 - 1998년 9월 30일.

5) 1998년 1월 5일 - 1998년 9월 30일.

3. 선물시장의 선도 원인

이러한 두 시장의 선도 시차 관계의 원인은 크게 두 가지 이유로 압축된다.

첫째, 주가 지수의 구성종목에 대한 불빈번거래(*infrequent trading*)로 인하여 지수선물의 가격이 실증적으로 현물에 대하여 선도효과를 보일 수 있다. 즉, 주가지수가 새로운 정보에 완벽하게 반영하기 위해서는 기초 주식들의 가격이 시간에 따라 계속적으로 변해야 하나 대부분의 구성종목들은 각 단위시간 마다 거래가 이루어지는 것이 아니기 때문에 주가지수는 새로운 정보를 즉시 반영하지 못하게 된다.⁶⁾ 그래서, 일중(*intraday*) 가격변화에 기초하여 선도시차관계를 분석할 때 현물지수의 정보에 대한 조정 속도가 아닌 불빈번거래 효과에 의해 선도시차 관계가 유도될 수 있다.

둘째, 투자자들의 시장에 대한 기대의 변화를 기초로 한 거래는 현물시장에서의 매매보다 선물시장에서의 매수와 매도포지션을 통해 거래하는 것이 더 저렴하므로 선물지수가 먼저 움직이고 주가지수는 이후에 움직인다고 생각할 수 있다. 즉, 선물시장의 거래비용이 낮을 뿐 아니라 주식시장에서의 거래에는 거래주식의 총액에 해당하는 금액이 필요하지만 선물시장에서는 거래량 전체의 가격이 아닌 거래금액의 일부분인 증거금만 제공하면 되기 때문에 같은 금액으로 보다 많은 거래를 할 수 있는 레버리지(*leverage*)효과 때문에 정보를 빠르게 반영할 수 있다.

이러한 두 가지 요인과 더불어 정보의 유형에 따라서 선도시차관계가 비대칭적으로(*asymmetric*) 일어날 수 있다.(Chan(1992))

첫째, 시장에 들어온 정보가 긍정적, 부정적 정보의 여부에 따라 달라진다. 기관투자자나 기업내부자의 공매를 통한 거래의 제약으로 인하여 발생하는 문제이다. 즉, 부정적인 정보가 시장에 들어왔을 경우 공매의 제한이 없는 선물 시장의 경우 정보에 즉각적으로 반영하여 가격이 조정될 수 있지만 공매의 제한이 있는 현물 시장의 경우 반응속도가 느리게 된다. 결국 공매의 제한이 존재한다면 부정적인 정보가 시장에 들어왔을 경우 선물이 현물을 선도하는 정도가 더 크게 나타날 것이다.

둘째, 정보의 파급효과에 따라 영향이 달라질 것이다. 특정기업에 한정된 정보가 시장에 들어왔을 경우 투자자는 지수의 구성종목하나를 거래함으로써 정보에 대응할 수 있지만 시장 전체에 영향을 미치는 정보가 진입하였을 경우 구성종목 전부의 거래를 통해서 정보에 대응하는 방법은 현실적으로 어려움이 있으므로 단순히 선물을 거래함으로써 가격은 조정될 것이다. 이처럼 시장 전반적인 정보가 들어왔을 경우 선물의 현물에 대한 선도관계는 더욱 커질 것이다.

6) 새로운 정보가 주가지수의 구성종목들의 일부분에만 영향을 주는 것은 가능하다. 이러한 경우 새로운 정보에 대해 완벽하고 빠르게 가격을 조정하기 위해 모든 구성종목들이 각 단위시간에 거래되지는 않는다.

III. 한국시장에서의 실증분석

1. 자료

본 연구는 1996년 5월 3일 주가지수 선물시장 개시 일부터 1998년 10월 31일까지의 자료를 사용하였다. 한국증권거래소(주) 정보통계부에서 제공받은 1분 간격 자료를 통해 체결가격을 5분 간격으로 나누었다.

주가지수 선물의 경우 거래량이 가장 많은 그 시점의 최근월물 만을 사용하였다. 선물시장은 폐장시간이 평일의 경우 주식시장보다 15분간 연장하며 최종거래일에는 주식시장보다 10분 먼저 종료한다. 현물과 선물의 가격시리즈를 대칭 시키기 위하여 평일의 경우 선물의 마지막 15분 거래 시간의 가격, 즉 15:00시 이후 자료는 삭제하였고⁷⁾ 만기일의 경우 선물이 현물보다 10분 먼저 종료하므로 14:50 이후 자료를 삭제하였다. 또한, 전장의 종료시점, 후장의 종료시점 이후에 일어나는 미체결된 거래에 의한 가격변화 또한 현물과 선물의 대칭의 용이성을 위해 자료에서 제외시켰다.

KOSPI 200과 최근월 선물에 대한 5분 수익률⁸⁾을 구했다. 수익률은 각각 다음과 같다.:

$$r_{s,t} = \ln(P_{s,t}/P_{s,t-1}) \times 100 \quad \text{<식 3-1>}$$

$$r_{f,t} = \ln(P_{f,t}/P_{f,t-1}) \times 100 \quad \text{<식 3-2>}$$

여기서, $r_{s,t}$: 시점 t의 현물 수익률, $r_{f,t}$: 시점 t의 선물 수익률,

$P_{s,t}$: 시점 t의 현물 가격, $P_{f,t}$: 시점 t의 선물 가격

위의 수익률 시리즈에서 기존의 연구들과 마찬가지로 전날의 종가와 다음날의 시가의 변화를 나타내는 수익률⁹⁾은 시간간격이 5분이 아니므로 표본에서 제외시켰다. 또한 한국시장에 관한 다른 연구들에서 고려하지 않은 문제로, 한국의 경우 09:30부터 11:30까지의 전장과 13:00부터 15:00까지의 후장으로 나누어지므로 야간수익률과 같은 논리로 전장의 종가와 후장의 시가로 이루어진 수익률은 제외시켰다.

선물 시장이 개설되고 나서 시장이 성숙되어 감에 따라 나타나는 현물과 선물사이의 관계를 살펴보기 위해 전체기간을 6개월씩 5개 단위로 다음과 같이 나누었다.: 1996년 5월 3일

7) 토요일의 경우 11:30 이후 자료 삭제.

8) 선물은 초기투자 금액이 존재하지 않으므로 수익률이라는 용어 대신 가격의 변화율이라는 말을 사용해야 하나 본 연구에서는 편의상 수익률이라는 용어를 사용한다.

9) 야간수익률(overnight return)

- 1996년 10월 31일, 1996년 11월 1일 - 1997년 4월 31일, 1997년 5월 1일 - 1997년 10월 31일, 1997년 11월 1일 - 1998년 4월 31일, 1998년 5월 1일 - 1998년 10월 31일

2. 불빈번거래와 매도매수호가 효과

자기상관관계(autocorrelation)를 통해 불빈번거래와 매도매수호가 효과에 의한 가격시리즈의 특성을 알 수 있다. Stoll and Whaley(1990)는 1차에서부터 자기상관계수의 값이 유의한 양의 값을 보이면 불빈번거래 효과가 있고 음의 값을 보이면 매도매수호가에 의한 효과가 있다고 했다. 즉, 자기 상관계수의 값이 유의한 양의 값을 보이면 현재 시점의 수익률과 다음 시점의 수익률에 양의 상관관계가 있음을 의미하고 이는 이전 시점의 정보가 시장에 아직도 전부 반영되지 못함을 나타낸다. 즉, 시장에 긍정적 정보가 진입하였을 경우 정보를 빠른 시간 내에 반영하여 상승을 마쳐야 할 시점에도 그 정보로 인하여 계속적으로 시장이 상승하는 효과가 나타나게 되는 것이다. 이는 간접적으로 시장의 거래가 활발하지 못하여 정보에 반응하는 속도가 느림을 말하는 것이다. 또한 자기 상관계수의 값이 유의한 음의 값을 보이면 현재 시점의 수익률과 다음 시점의 수익률이 음의 값을 지니게 되므로 가격이 반대 방향으로 움직이게 되는 것을 말한다. 이는 '매도매수호가 효과'에 의하여 매도 주문의 경우 낮은 가격에 매수 주문의 경우 높은 가격에 체결되는 결과임을 알 수 있다. 그러나, KOSPI 200과 같이 많은 구성종목들을 가진 지수는 각 개별종목들의 수익률의 매도매수호가 효과가 분산(diversification)되어 사라지기 때문에 나타나지 않는 것이 일반적이다.

2.1 현물 수익률의 자기상관관계

자기상관계수의 값이 유의한 양의 값을 가지는 것으로 보아 불빈번거래로 인한 효과가 크게 나타남을 알 수 있다. 전체 표본 기간의 값은 시차가 1일 때 0.259의 값을 보이고 시차가 2일 경우 음의 값을 보이고 있다. 시차 2이후로 불빈번거래의 효과가 사라지게 됨을 알 수 있다.

기간의 경과에 따른 결과를 보면 1차 자기상관계수의 경우 0.392, 0.420, 0.366, 0.262, 0.190으로 점차 감소하고 있음을 알 수 있으며 최근 들어 급격히 줄어드는 현상을 볼 수 있다. 또한 연속적으로 유의한 양의 계수의 경우 시차가 4, 3, 2, 1, 1로 감소하는 것을 알 수 있다. 이는 주식시장의 거래가 활발해 짐으로써 정보를 빠르게 가격에 반영하게 되어 불빈번거래로 인한 효과가 점차 감소함을 알 수 있다.

<표 3-1>현물 수익률의 자기상관계수
괄호안의 값은 t 통계량, **, * 1%, 5% 유의수준에서 유의함

	960503-981031	960503-961031	961101-970430	970501-971031	971101-980430	980501-981031
1	0.259** (48.12)	0.392** (34.28)	0.420** (36.96)	0.366** (31.67)	0.262** (21.59)	0.190** (15.66)
2	-0.025** (-4.576)	0.292** (24.57)	0.262** (21.64)	0.160** (13.01)	-0.024 (-1.876)	-0.132** (-10.76)
3	-0.082** (-14.72)	0.169** (13.79)	0.089** (7.161)	-0.036** (-2.940)	-0.114** (-9.106)	-0.094** (-7.676)
4	-0.050** (-8.984)	0.096** (7.729)	-0.021 (-1.679)	-0.096** (-7.743)	-0.085** (-6.747)	0.011 (0.8757)
5	-0.031** (-5.601)	-0.013 (-1.087)	-0.101** (-8.083)	-0.110** (-8.933)	-0.045** (-3.602)	0.032** (2.637)
6	-0.008 (-1.440)	-0.029* (-2.366)	-0.113** (-9.090)	-0.101** (-8.135)	0.004 (0.2973)	0.022 (1.749)
7	0.017** (3.028)	-0.078** (-6.317)	-0.106** (-8.493)	-0.040** (-3.240)	0.036** (2.877)	0.027* (2.207)
8	0.024** (4.377)	-0.092** (-7.458)	-0.081** (-6.488)	0.020 (1.602)	0.032* (2.574)	0.023 (1.891)
9	0.006 (1.020)	-0.077** (-6.228)	-0.052** (-4.144)	0.034** (2.743)	0.016 (1.257)	-0.010 (-0.8410)
10	0.005 (0.8682)	-0.069** (-5.577)	0.010 (0.8168)	0.023 (1.875)	0.014 (1.114)	-0.005 (-0.3842)
11	0.004 (0.7072)	-0.063** (-5.053)	0.024 (1.943)	0.005 (0.4302)	0.004 (0.3167)	0.005 (0.4075)
12	0.006 (1.021)	0.004** (-2.960)	0.036** (2.889)	0.003 (0.2522)	0.004 (0.3101)	0.008 (0.6795)

2.2 선물 수익률의 자기상관관계

기존의 연구들에서 선물의 경우 구성종목들의 포트폴리오가 아닌 단일 금융 자산이므로 거래가 빈번하게 일어나기 때문에 불빈번거래 효과를 나타내는 성질인 유의한 양의 자기상관계수의 값은 보이지 않고 매도매수호가에 의한 음의 값을 보일 수는 있다고 하였다. 선물 수익률의 자기상관계수는 현물에 비해 작은 값을 보이고 있고 시차가 커짐에 따라 점점 사라지게 됨을 알 수 있다. 즉, 거래가 활발하여 현물과 달리 불빈번거래 효과가 작음을 알 수 있다. 시차1의 값이 0.068로 통계적으로 유의함 값을 보이고 있으나 현물의 0.259에 비해 상당히 작은 값을 알 수 있다.

시간의 경과에 따른 결과는 현물시장과 마찬가지로 시장이 성숙되어 감에 따라 불빈번거래 효과가 적어짐을 알 수 있다. 즉, 시간이 흐름에 따라 거래가 활발해짐을 알 수 있다. 1차 자기상관계수 값은 0.094, 0.095, 0.066, 0.081, 0.038로 4번째 구간을 제외하고 대체적으로 감소하고 있음을 알 수 있으며 유의한 양의 자기상관계수 또한 3, 2, 2, 1, 1로 역시 감소하고 있음을 알 수 있다.

선물 시장 역시 현물시장과 마찬가지로 거래가 점점 더 활발해지며 절대적인 수치는 현물

시장에 비해 작은 값을 보이고 있어 이는 선물이 단일 상품인데 따른 활발한 거래의 결과라고 할 수 있다.

<표 3-2> 선물 수익률의 자기상관계수
괄호안의 값은 t 통계량, **, * 1%, 5% 유의수준에서 유의함

	960503-981031	960503-961031	961101-970430	970501-971031	971101-980430	980501-981031
1	0.068** (12.16)	0.094** (7.586)	0.095** (7.624)	0.066** (5.329)	0.081** (6.496)	0.038** (3.081)
2	0.004 (0.8027)	0.096** (7.750)	0.062** (4.946)	0.078** (6.272)	-0.005 (-0.4055)	-0.039** (-3.152)
3	-0.014* (-2.506)	0.050** (4.045)	-0.001 (-0.0874)	-0.042** (-3.344)	-0.038** (-3.007)	0.016 (1.320)
4	-0.020** (-3.510)	-0.011 (-0.9030)	-0.047** (-3.751)	-0.046** (-3.699)	-0.045** (-3.587)	0.032** (2.577)
5	0.002 (0.3616)	-0.055** (-4.425)	-0.013 (-1.025)	-0.056** (-4.673)	0.022 (1.773)	0.009 (0.7026)
6	0.011* (2.045)	-0.040** (-3.229)	-0.032* (-2.530)	0.023 (1.852)	0.023 (1.873)	0.009 (0.7254)
7	0.006 (1.147)	-0.057** (-4.594)	-0.043** (-3.415)	0.040** (3.254)	0.021 (1.683)	-0.004 (-0.3457)
8	0.020** (3.637)	-0.041** (-3.271)	-0.038** (-2.998)	0.011 (0.897)	0.040** (3.212)	0.021 (1.726)
9	-0.013* (-2.306)	-0.013** (-1.085)	0.006 (0.5009)	0.047** (3.789)	-0.023 (-1.865)	-0.027* (-2.192)
10	-0.010 (-1.806)	-0.004 (-0.3162)	-0.007 (-0.5643)	-0.033** (-2.689)	-0.005 (-0.4061)	-0.010 (-0.8213)
11	-0.005 (-0.9856)	0.014 (1.133)	0.026* (2.059)	0.008 (0.6492)	-0.016 (-1.291)	-0.008 (-0.6600)
12	-0.005 (-0.9055)	0.006 (1.146)	-0.023 (-1.868)	-0.066** (-5.332)	0.008 (0.6167)	0.002 (0.1564)

3. 공적분과 오차수정 모형을 통한 분석

3.1 모형

개별적인 경제 변수는 시간의 흐름에 따라 움직임이 불안정적일 수 있으나 어떤 두 변수는 그들이 서로 균형상태를 유지한 채 움직이도록 기대될 수 있다. 또한 전형적으로 경제이론들은 경제변수의 움직임을 균형점으로 향하게 하는 힘의 존재에 대해 가정하고 있다. 즉, 선물과 현물사이의 차이는 일시적으로 커질 수도 있으나 이론적으로 보면 그 차이가 무한히 한 방향으로 증가하지 않고 장기적인 측면에서 평균적인 관계로 회귀해야 한다. 이와 같은 '장기균형관계'를 시계열 분석에서는 '공적분관계'라고 한다.

예를 들어 한 시장의 가격변화가 다른 시장의 가격 변화를 이끌며 장기간의 균형 관계를

만들기 위한 증거는 다음과 같은 식을 통해 알 수 있다:

$$P_{f,t} - \beta_0 - \beta_1 P_{s,t} = e_t \quad \text{<식 3-3>}$$

여기서, $P_{s,t}$, $P_{f,t}$: t시점의 현물과 선물의 가격

β_0, β_1 : 모수, e_t : 균형관계로부터의 오차

이 식에서 만약 표준오차가 일치(consistent)하지 않아 $P_{s,t}$ 와 $P_{f,t}$ 가 비안정적(nonstationary)이라면 OLS방법은 적절하지 않으며 이러한 비일치성은 공적분 계수 β_1 에 관한 가설 검정을 불가능하게 만든다. Engle and Granger(1987)에 따르면 시계열의 벡터(vector)에 관하여 변수각각이 비안정적이므로 차분을 필요로 함에도 불구하고 변수의 선형 조합이 차분변환 없이 안정적이라면 공적분 상태에 있다고 말한다. 즉, $P_{s,t}$ 와 $P_{f,t}$ 가 비안정적이고 오차 e_t 가 안정적이라면 $P_{s,t}$ 와 $P_{f,t}$ 는 공적분 되어 있고 $P_{s,t}$, $P_{f,t}$ 사이에는 균형관계가 존재함을 알 수 있다. 만약 오차가 비안정적이라면 균형관계가 존재하지 않음을 나타내며 시장이 비효율적이던지 아니면 두 개의 시장은 같은 기초자산을 나타내고 있지 않다고 생각할 수 있다.

$P_{s,t}$ 와 $P_{f,t}$ 가 공적분 되어 있기 위해서는 같은 차수(order)로 적분되어 있어야 하고 이는 각 가격의 시리즈에 단위근 검정을 실시함으로써 적분 차수¹⁰⁾를 결정할 수 있다. 만약 각 시리즈가 수준(level)에서 비안정적이고 일차 차분된 시리즈가 안정적이며 선형관계식의 잔차가 안정적이라면 가격은 차수 (1,1)로 공적분 되어 있다고 정의한다.

Granger and Newbold(1974)는 만약 두 시리즈가 평균에 추세(trend)가 없는 공분산 안정적(covariance stationary)이고 공적분되어 있으면 각 시리즈에 대하여 유사회귀분석(spurious regression)의 문제를 일으키지 않는 오차 수정 모형이 있음을 보여주었다. 오차 수정 모형은 전 시점의 균형 오차와 각 변수의 1차 차분된 시차변수들을 포함하고 있기 때문에 일시적인 인과관계는 오차 수정 계수의 유의성과 상대적인 크기를 살펴봄으로써 검증할 수 있다.

본 연구에서는 오차수정모형의 1차 차분된 변수대신에 각 시리즈의 수익률을 이용한 Wahab and Lashgari(1993)와 Pizzi, Economopoulos and O'neill(1998)의 다음과 같은 오차 수정 모형을 사용한다.¹¹⁾

10) 적분 차수는 안정된 시계열이 되기 위해 필요한 차분의 수이다.

11) Wahab and Lashgari(1993)는 변수의 변환에 따라 인과관계의 변화가 일어나지는 않는다고 하였다.

$$r_{s,t} = \alpha_1 + \alpha_s \hat{e}_{s,t-1} + \sum_{k=1}^{\infty} \alpha_{11}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^{\infty} \alpha_{12}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon_{s,t} \quad \langle \text{식 3-4a} \rangle$$

$$r_{f,t} = \alpha_2 + \alpha_f \hat{e}_{f,t-1} + \sum_{k=1}^{\infty} \alpha_{21}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^{\infty} \alpha_{22}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon_{f,t} \quad \langle \text{식 3-4b} \rangle$$

$$P_{f,t} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 P_{s,t} = \hat{e}_{f,t} \quad \langle \text{식 3-4c} \rangle$$

$$r_{s,t} = \alpha'_1 + \alpha'_s \hat{e}_{s,t-1} + \sum_{k=1}^{\infty} \alpha'_{11}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^{\infty} \alpha'_{12}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon'_{s,t} \quad \langle \text{식 3-5a} \rangle$$

$$r_{f,t} = \alpha'_2 + \alpha'_f \hat{e}_{s,t-1} + \sum_{k=1}^{\infty} \alpha'_{21}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^{\infty} \alpha'_{22}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon'_{f,t} \quad \langle \text{식 3-5b} \rangle$$

$$P_{s,t} - \tilde{\beta}_0 - \tilde{\beta}_1 P_{f,t} = \hat{e}_{s,t} \quad \langle \text{식 3-5c} \rangle$$

여기서, $r_{s,t}$: 시점 t의 현물의 수익률, $r_{f,t}$: 시점 t의 선물의 수익률

$P_{s,t}$: 시점 t의 현물지수, $P_{f,t}$: 시점 t의 선물지수

Wahab and Lashgari(1993)와 Pizzi, Economopoulos and O'neill(1998)의 실제 모형은 선물과 현물의 수익률이 아닌, Stoll and Whaley(1990)의 연구와 같이 불빈번거래와 매도매수호가에 의한 효과를 제거하기 위해 ARMA 모형의 일별 모수가 일정하다고 가정한 ARMA 필터의 잔차를 이용하였다. 그러나, 이러한 방법으로 모수가 일별로 일정하다는 가정이 맞다 하더라도 ARMA 모형 또한 시간에 따라 변할 수 있다는 사실을 간과한 방법이라 할 수 있다.¹²⁾ 그래서, 본 연구에서는 원래 자료를 그대로 사용하며 불빈번거래 효과는 간접적으로 시장성숙효과에서 이야기한다.

<식 3-4>와 <식 3-5>는 일차 차분된 변수들의 VAR(vector autoregression)와 비슷하다. 그래서, 모든 변수들은 서로 내생적(endogenous)이고 OLS를 통해 추정할 수 있으나 두 변수가 모두 내생적 이라면 종속변수로 어떤 변수를 사용해야 하는지 알 수 없고 시차변수의 차수가 반드시 두 식에 같을 필요는 없다. 고로 두 가지 변수에 대해서 4가지 오차수정모형이 가능한 것이다. 그러나, Enders(1995)에 따르면 대표본 예서는 현물지수와 선물지수 어느 변수를 종속변수로 사용하던지 결과가 동일하다고 했다. 본 연구에서는 <식 3-4a>, <식 3-4b>, <식 3-4c>를 분석에 사용한다.¹³⁾

각 식은 두 가지 부분을 가진 것으로 해석할 수 있다. 첫 번째는 직전 시점의 장기 균형(long-term equilibrium)과의 편차를 $r_{s,t}$, $r_{f,t}$ 가 어떤 방식으로 조정하는가를 측정하는 균형오차 ($\hat{e}_{s,t-1}$)이다. 두 번째로 현재가격의 변화에 대한 이전 시점들의 가격변화의 효과를

12) 실제 본 연구에서 ARMA 추정을 해 본 결과 일별로 모형이 확연하게 달라졌다.

13) 본 연구의 경우 오차수정모형을 사용하여 <식 3-4>와 <식 3-5>모두를 통해 검증한 결과 두 식의 계수 값은 동일했다.

나타내는 시차된 수익률이다. 위 식의 계수들을 통해 선물시장과 현물시장의 선도효과를 검정할 수 있다. <식 3-4a>와 <식 3-4b>에서 현물의 선물에 대한 단방향의 선도효과는 모든 $\alpha_{21}(z)$ 가 0이 아니어야 하고 모든 $\alpha_{12}(z)$ 는 0이어야 한다. 비슷한 논리로 선물의 현물에 대한 단방향의 선도 효과는 모든 $\alpha_{21}(z)$ 는 0이 아니어야 하고 $\alpha_{12}(z)$ 는 0이어야 한다. 하지만 기존의 연구들에서는 단방향의 선도효과는 보이고 있지 않으므로 위 두 계수들의 유의한 정도차이를 보고 판단할 수 있다. 그래서 모든 $\alpha_{21}(z)$ 의 유의함보다 $\alpha_{12}(z)$ 의 유의한 정도가 더 크다면 선물시장의 현물에 대한 선도효과가 더 크게 나타남을 알 수 있다.

이 모형을 통해 시장의 효율성 측면도 검증해 볼 수 있다. 즉, 완전하게 효율적이고 연속적인 선물, 현물시장에서는 각 시장간의 불균형은 일어나지 말아야 하고 경제적 이윤을 위한 기회에 대한 정보가 되는 불균형은 모두 순식간에 사라져야 한다. 이는 균형으로 조정되는 속도를 나타내는 오차수정항의 계수인 α_y, α_f 의 유의함을 통해 알 수 있다. 즉, 선물과 현물 가격 사이의 균형오차가 5분 안에 조정이 되지 않음을 의미하는 것이고 이는 시장이 효율적으로 작동하지 않고 있다는 것을 알려준다. 그래서, 선물과 현물시장의 효율적 움직임은 다음의 두 가지 가정을 만족시켜야 한다. 첫째, 오차 수정항의 계수는 1과 같아야 한다. 두 번째로, 각 오차수정 모형의 시차된 변수들의 모수들은 모두 0이어야 한다.

이와 같은 논리로 다음에서는 공적분을 검정하고 그에 따른 오차 수정모형을 이용하여 선물의 현물에 대한 선도관계를 밝힌다.

3.2 공적분 관계 검정

Engle and Granger(1987)가 공적분 방적식의 잔차에 사용한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)방법과 Johansen(1988, 1991, 1992a, 1992b)의 공적분 검정에 의한 방법 두 가지를 모두 사용할 수 있으나 ADF의 경우 어느 변수로 표준화하는가에 따라(즉, 어느 변수를 종속변수로 사용하는가) 결과가 일치하지 않을 수 있다는 점이 문제로 작용할 수 있어 공적분 관계 검정을 위해 Johansen 공적분 검정방법을 실시했다.

3.2.1 전체 기간의 공적분 검정결과

현물과 선물 가격사이의 공적분 관계 검정을 통해 두 가격 사이에 장기적인 균형 관계의 여부를 검정할 수 있다. 이 결과 <표 3-3>처럼 전체 표본 기간에서 공적분 벡터가 1개 존재함을 알 수 있다. 먼저, 현물과 선물에 대한 공적분 관계가 없다는 가설 H_1 에 대해서는 LR 통계량이 22.21로 5% 유의수준에서 유의한 결과를 보였다. 이는 선물시장과 현물시장의 두 가격사이의 관계가 차익거래에 의해 밀접하게 연관되어 균형관계로 회귀하고 있는 결과

라고 볼 수 있다. 또한, 공적분 벡터가 1개 존재한다는 가설인 H_2 는 기각되지 않았다. 결국 전체 표본기간에서 공적분 벡터가 1개 존재함이 증명되었고 오차 수정 모형을 본 연구에서 사용할 수 있는 근거가 마련되었다.

3.3.2 시장 성숙화 효과(market maturation effect)에 따른 공적분 관계 검정

선물 시장 개설 후 시간이 경과함에 따라 프로그램 매매 등을 통한 차익거래 기회가 빠르게 이용되어 선물과 현물 사이의 두 관계는 장기적인 균형관계가 더욱 밀접해 질 것이다. 이러한 가설을 살펴보기 위해 본 연구에서 전체 표본 기간을 5개의 구간으로 나눈 결과 또한 공적분 가설을 지지함을 알 수 있다.

이때 H_1 가설 하에서의 LR값은 22,207, 40,955, 25,445, 26,946, 49,842로 두 번째 구간에서 갑자기 높아지는 것을 제외하고 점점 시간에 지남에 따라 공적분의 가설을 더욱 지지하게 됨을 알 수 있다. 이는 두 가격의 관계가 점점 더 밀접한 장기균형 관계를 가지게 됨을 알 수 있다. 특히 가장 최근의 구간인 1998년 5월 1일부터 10월 31일 사이의 자료는 굉장히 강한 공적분 관계를 보임을 알 수 있다.

<표 3-3> Johansen 공적분 검정 결과
 H_1 : 두 시리즈 사이에 공적분 벡터는 없다, H_2 : 공적분 벡터는 하나이다.

기 간 : 1996/05/03-1998/10/31				
	Eigenvalue	Likelihood Ratio	5% 유의수준	1% 유의수준
H_1	0.002055	22,20726	19.96	24.60
H_2	0.001377	8,908095	9.24	12.97
Unnormalized Cointegrating Coefficients				
P_s	P_f	C		
0.008525	-0.009405	0.076879		
0.005452	-0.004679	-0.060706		
Normalized Cointegrating Coefficients				
P_f	P_s	C		
1.000000	-1.027834	1.941837	Log likelihood	23858.73
	(0.01060)	(0.72025)		

<표 3-4>시간에 따른 Johansen 공적분 검정결과
 H_1 : 두 시리즈 사이에 공적분 벡터는 없다.
 H_0 : 공적분 벡터는 하나이다.
 **: 1% 5% 유의수준에서 유의함.

기간	H_1	H_0
1996/05/03-1996/10/31	0.002055 22,20726*	0.001377 8,908095
1996/11/01-1997/04/30	0.005514 40,95540**	0.000921 5,847398
1997/05/01-1997/10/31	0.002884 25,44450**	0.001043 6,752795
1997/11/30-1998/04/30	0.003825 26,94645**	0.000434 2,744424
1998/05/01-1998/10/31	0.006952 49,84277**	0.000614 4,034686

3.3 오차 수정 모형의 추정결과

3.3.1 전체기간의 검정결과

공적분 관계를 통해 도출되는 오차 수정모형을 통해 선물시장의 가격발견가설을 검정해 보도록 하겠다. 1996년 5월 3일부터 1998년 10월 31일까지 전체기간의 검정 결과는 <표 3-5>과 같다. 선물의 선도효과를 말해주는 계수들인 <식 3-4a>의 $r_f(-k)$ 는 1% 수준에서 유의한 양의 값을 지니는 차수가 7까지이므로 선물은 현물을 35분 선도한다. 현물의 선도효과 계수인 <식 3-4b>의 $r_s(-k)$ 는 1%수준에서 유의한 양의 값을 보이는 차수가 없으므로 현물은 선물을 5분 이상 선도하지 못함을 알 수 있다. 이 결과 기존의 연구결과들과는 조금 다르게 양방향으로의(unidirectional) 선도효과는 발견할 수 없고 선물과 현물 사이의 단방향의(bidirectional)의 선도효과만이 발견되었다. 즉, 이러한 결과는 선물시장의 가격발견가설을 지지하게 되는 것이다.

또한, 시차 10까지의 전체적인 선도효과를 살펴보기 위해 각 변수들의 계수를 두 부분으로 나누고 wald 검정을 실시하였다.14) 결과는 <식 3-4a>의 선물 선도계수 $r_f(-k)$ 의 경우 361.5962이고 <식 3-4b>의 현물 선도계수 $r_s(-k)$ 의 경우 10.53502로 이 값 역시 선물의 우세한 선도효과를 보여주고 있다.

시장의 효율성을 검정할 수 있는 계수인 $\hat{\alpha}_s$ 와 $\hat{\alpha}_f$ 의 경우 $\hat{\alpha}_s$ 는 유의한 결과가 나오지 않

14) 이러한 F통계량의 비교를 '오차수정항을 고려한 Granger 인과관계검정'이라고 한다.

있고 $\hat{\alpha}_f$ 는 5% 유의수준에서 유의한 결과를 보여주었다. 이는 전 시점의 장기균형관계의 오차가 선물 가격변화에 의해서 유의하게 변화됨을 알 수 있다. 유의 수준이 낮은 까닭은 아직 한국 시장은 균형관계로부터의 오차에 대한 수정의 속도가 느려서 5분 안에 해결되는 힘이 약함을 알 수 있다.

<표 3-5> 오차수정모형의 추정결과
 괄호 안은 t 통계량, 마지막 셀은 H_0 와 H_1 의 F 통계량
 **, * 1%,5% 유의수준에서 유의함

	r_s		r_f	
c	-0.002657	(-1.625921)	-0.001473	(-0.862732)
$\hat{\alpha}_f$	-0.000959	(-0.900154)	0.002586*	(2.322820)
$r_s(-1)$	0.145855**	(25.01985)	-0.035653**	(-5.854043)
$r_s(-2)$	-0.098938**	(-16.76052)	-0.041429**	(-6.717818)
$r_s(-3)$	-0.057674**	(-9.728959)	-0.014175*	(-2.288727)
$r_s(-4)$	-0.021241**	(-3.579083)	-0.002206	(-0.355748)
$r_s(-5)$	-0.031211**	(-5.242872)	-0.007097	(-1.141210)
$r_s(-6)$	-0.019880**	(-3.339030)	-0.005235	(-0.841682)
$r_s(-7)$	-0.000605	(-0.101734)	-0.004270	(-0.686742)
$r_s(-8)$	0.008878	(1.493631)	-0.009896	(-1.593555)
$r_s(-9)$	-0.009478	(-1.606564)	-0.000777	(-0.126046)
$r_s(-10)$	0.009911	(1.817156)	-0.000344	(-0.060385)
$r_f(-1)$	0.313445**	(56.17200)	0.075016**	(12.86800)
$r_f(-2)$	0.118812**	(20.31784)	0.024173**	(3.956760)
$r_f(-3)$	0.040912**	(6.953238)	0.009842	(1.601156)
$r_f(-4)$	0.031147**	(5.289397)	-0.005866	(-0.956779)
$r_f(-5)$	0.016852**	(2.860085)	0.008987	(1.459870)
$r_f(-6)$	0.019049**	(3.231477)	0.013565*	(2.202657)
$r_f(-7)$	0.026375**	(4.474678)	0.005779	(0.938397)
$r_f(-8)$	0.009303	(1.577963)	0.025450**	(4.132019)
$r_f(-9)$	0.013646*	(2.314841)	-0.009894	(-1.606467)
$r_f(-10)$	0.010893	(1.854483)	-0.004979	(-0.811441)
$H_0: \forall r_s(-k) = 0$	107.6533**		10.53502**	
$H_1: \forall r_f(-k) = 0$	361.5962**		20.89050**	

3.3.2 시장성숙효과(market maturation effect)

Stoll and Whaley(1990)의 시장성숙효과 연구에서는 시간이 흐를수록 선물의 선도효과는 약해지고 유의한 선도효과 계수들이 줄어든다. 이는 활발한 지수차익거래와 효율적인 프로그램 매매에 의하여 선물과 현물의 움직임이 강하게 연관되어 움직이게 되므로 선도효과가

작아짐을 의미한다.

한국시장에서 구간별로 나누어 본 결과는 어느 구간이든지 간에 선물선도효과가 현물선도 효과에 비해 매우 강하게 시장에 영향을 끼치고 있음을 알 수 있다. 시간이 경과에 따른 효과의 크기를 살펴보면 선물시장은 현물시장을 이끄는 힘이 대략적으로 강해지고 현물시장이 선물 시장을 이끄는 힘은 큰 변함이 없음을 알 수 있다. 이를 보기 위해 개별적으로 각 기간에 대한 선물 선도효과 계수들의 F통계량을 살펴본 결과 4번째 구간을 제외하고 48,48에서 118,24로 대략적으로 증가함을 알 수 있다. 시차가 1일 때의 계수는 0,138993, 0,176723, 0,237056, 0,306456, 0,401726으로 꾸준히 증가하는 값을 보이고 있다. 또한 <표 3-6a>의 선물 선도효과 계수인 $r_{f(-k)}$ 의 경우 1% 유의수준에서 유의한 차수가 7, 6, 3, 2, 3으로 점차 줄어들고 있음을 알 수 있다.

현물 선도효과 계수들의 F값은 특정한 증가나 감소의 현상이 나타나지 않음을 알 수 있고 <표 3-6b>의 현물 선도효과 계수인 $r_{s(-k)}$ 의 경우 1% 유의수준에서 유의한 양의 값을 보이고 있지 않다.

결과적으로 한국의 선물, 현물 시장은 시장이 성숙화되어 감에 따라 선물의 현물에 대한 선도효과는 강해지는 반면 선도 시간이 짧아짐을 알 수 있다. 즉, 시장이 정보에 대해 효율적으로 대처하여 빠른 시간 내에 선도효과가 나타났다가 사라지게 됨을 알 수 있다. 그리고 현물 시장의 선도효과도 경우 한국시장에서는 거의 나타나지 않음을 알 수 있다.

이와 같은 결과를 바탕으로 자기상관관계를 통해 살펴본 불빈번거래의 효과를 살펴볼 수 있다. 현물의 자기상관계수의 경우 첫 구간에서 마지막 구간으로 갈수록 시차 1의 계수는 감소하는 경향을 보이고 유의한 시차도 4에서 1까지 감소했다. 즉, 현물의 거래가 활발해지면서 시장의 정보를 빠르게 흡수하게 된다. 이런 현상은 시장이 성숙되어 감에 따라 불빈번 거래의 효과가 제거되는 것이고 이러한 제거의 효과를 오차수정모형에서 추정된 결과와 비교하여 생각할 수 있다. <표 3-6a>과 <표 3-6b>의 결과는 시간의 경과함에 따라 선물이 현물을 선도하는 결과를 여전히 볼 수 있으나 활발한 거래로 인하여 더 빠른 시간 안에 정보를 흡수하게 됨을 알 수 있다. 그러므로, 불빈번거래 효과가 고려되었다 하더라도 선물의 현물에 대한 선도는 시간은 단축되지만 선도효과는 더욱 크게 나타나고 있음을 알 수 있으므로 선물시장의 가격발견가설을 불빈번거래 효과가 설명하지 못한 부분이 있음을 짐작할 수 있다.

장기균형오차는 전체기간의 경우와 달리 최근 구간을 제외하고 현물의 가격변화에 의해 조정되는 성질이 강함을 알 수 있다. 이러한 균형오차 계수의 유의함도 4번째 구간을 제외하고 계속적으로 증가함을 알 수 있다. 이는 오차수정항의 계수가 장기균형으로부터 조정되는 속도를 말해주므로 시장이 성숙되어감에 따라 균형오차가 빠르게 조정되어 감을 알 수 있

다. 즉, 선물에 대한 선도효과 계수들의 유의한 숫자는 줄어들고 오차수정항의 유의성은 커지게 되므로 시장이 효율적인 움직임의 방향으로 시장이 성숙되어 가고 있다는 사실을 알 수 있다. 주목할 점은 가장 최근구간의 경우 균형오차로부터의 조정이 현물의 가격변화보다 선물의 가격변화로 인하여 더욱 강하게 이루어짐을 알 수 있고 절대적인 유의성에서도 다른 구간에 비해 월등함을 알 수 있다. 이는 앞의 결과와 마찬가지로 가장 최근 구간의 경우 선물의 선도효과가 가장 강하고 빠른 시간 안에 나타나는 현상과 일치하는 결과라 생각할 수 있다. 즉, 선물에 대한 선도효과로 인해 균형오차도 선물에 의해 조정되는 경향이 더 강하게 나타나는 것이다.

<표 3-6a> 구간별 오차수정모형의 추정결과 I

괄호 안은 t 통계량, 마지막 셀은 μ_0 와 μ_j 의 F 통계량, **, * 1%, 5% 유의수준에서 유의함

r_s	960503-961031	961101-970430	970501-971031	971101-980430	980501-981031
c	-0.002283 (-1.924570)	-0.002703 (-1.549183)	-0.003956 (-1.703504)	-0.000520 (-0.084936)	-0.003397 (-0.790806)
$\hat{\epsilon}_j$	0.002562* (2.562717)	0.005124** (2.626686)	0.005531** (2.644213)	0.005296 (1.576331)	0.026394** (4.219974)
$r_s(-1)$	0.167505** (11.83154)	0.189710** (13.70523)	0.182855** (13.47589)	0.173581** (13.31292)	0.066523** (5.144515)
$r_s(-2)$	0.074800** (5.199901)	0.059400** (4.193515)	-0.038994** (2.819470)	-0.087702** (-6.622216)	-0.149303** (-11.48838)
$r_s(-3)$	-0.001136 (-0.076431)	-0.020240 (-1.424184)	-0.091211** (-6.571060)	-0.073171** (-5.508416)	-0.060170** (-4.584325)
$r_s(-4)$	0.022915 (1.584509)	-0.041969** (-2.953400)	-0.024927 (-1.789959)	-0.028481* (-2.140703)	0.006029 (0.458789)
$r_s(-5)$	-0.054847** (-3.792907)	-0.066459** (-4.679247)	-0.037442** (-2.690633)	-0.035275** (-2.650798)	0.004573 (0.347978)
$r_s(-6)$	0.004041 (0.279375)	-0.038450** (-2.706266)	-0.079274 (-5.696536)	-0.007747 (-0.582295)	-0.008889 (-0.676547)
$r_s(-7)$	-0.043267** (-3.003183)	-0.020990 (-1.480841)	-0.012576 (-0.901210)	0.012797 (0.962488)	0.006876 (0.523400)
$r_s(-8)$	-0.035422* (-2.468115)	-0.022555 (-1.595603)	0.026868 (1.934793)	0.008461 (0.637875)	0.012912 (0.984680)
$r_s(-9)$	-0.000253 (-0.016042)	-0.027496* (-1.997502)	-0.003059 (-0.222714)	0.002870 (0.217957)	-0.027099* (-2.091360)
$r_s(-10)$	-0.017704 (-1.338149)	0.032215* (2.539032)	-0.002888 (-0.230244)	0.019699 (1.595407)	0.003417 (0.292592)
$r_f(-1)$	0.138993** (14.44983)	0.176723** (18.78474)	0.237056** (21.81239)	0.306496** (21.71059)	0.401726** (33.97913)
$r_f(-2)$	0.122182** (12.50547)	0.159038** (16.46661)	0.125698** (11.16152)	0.122106** (8.385460)	0.074240** (5.782515)
$r_f(-3)$	0.095404** (9.645481)	0.068793** (6.982228)	0.064797** (5.696168)	0.012038 (0.821278)	0.036105** (2.803560)
$r_f(-4)$	0.052310** (5.257449)	0.050945** (5.155034)	0.012250 (1.074675)	0.010691 (0.729579)	0.017489 (1.357582)
$r_f(-5)$	0.025361* (2.544144)	0.036735** (3.708758)	0.008097 (0.710757)	0.024823 (1.693653)	-0.028282* (-2.195082)
$r_f(-6)$	0.025921** (2.601246)	0.040569** (4.091754)	0.047219** (4.147550)	-0.004784 (-0.326396)	0.014813 (1.149240)
$r_f(-7)$	0.031459** (3.159211)	0.020813* (2.101481)	0.044303** (3.882784)	0.026267 (1.794415)	0.013533 (1.050258)
$r_f(-8)$	0.019815* (1.989954)	0.019222 (1.941580)	0.003895 (0.340977)	-0.009580 (-0.654928)	0.028885* (2.242441)
$r_f(-9)$	0.016833 (1.707715)	0.018266 (1.853002)	0.032096** (2.816361)	0.000144 (0.009814)	0.008967 (0.697310)
$r_f(-10)$	0.010565 (1.097243)	0.010918 (1.135917)	-0.006760 (-0.603577)	0.019002 (1.304321)	0.028150* (2.200602)
$H_0: \forall r_s(-k) = 0$	26.28075**	34.99884**	32.56507**	28.79211**	20.00140**
$H_0: \forall r_f(-k) = 0$	48.48383**	67.68103**	64.60448**	55.11438**	118.2378**

<표 3-6b> 구간별 오차수정모형의 추정결과 II
 괄호 안은 t 통계량, 마지막 셀은 H_2 와 H_1 의 F 통계량, **, * 1%, 5% 유의수준에서 유의함

r_j	960503-961031	961101-970430	970501-971031	971101-980430	980501-981031
c	-0.003757 (-2.148720)	-0.000673 (-0.260900)	-0.005402 (-1.856276)	-0.003257 (-0.574982)	0.004392 (0.942734)
$\hat{\epsilon}_j$	-0.001897 (-1.286898)	-0.001984 (-0.740948)	0.002360 (0.900194)	-0.005382 (-1.729783)	0.085547** (12.61168)
$r_2(-1)$	-0.036833 (-1.764864)	-0.075492** (-3.690397)	-0.037178* (-2.186311)	-0.001033 (-0.085512)	-0.063873** (-4.554612)
$r_2(-2)$	-0.097852** (-4.614512)	-0.061435** (-2.934813)	-0.073943** (-4.266174)	-0.039489** (-3.219588)	-0.030505* (-2.164287)
$r_2(-3)$	-0.035953 (-1.684511)	-0.047421* (-2.257957)	-0.077341** (-4.446057)	-0.012556 (-1.020617)	-0.002394 (-0.168187)
$r_2(-4)$	-0.022814 (-1.070135)	-0.020717 (-0.986501)	-0.008404 (-0.481546)	0.009319 (0.756280)	-0.008630 (-0.605507)
$r_2(-5)$	-0.026868 (-1.260424)	-0.026187 (-1.247634)	-0.030422 (-1.744414)	-0.001850 (-0.150116)	0.004398 (0.308601)
$r_2(-6)$	0.003482 (0.163285)	-0.012633 (-0.601646)	-0.088918** (-5.086515)	-0.002512 (-0.203893)	0.000314 (0.022004)
$r_2(-7)$	-0.025688 (-1.209547)	0.005791 (0.276457)	0.013646 (0.760309)	-0.005683 (-0.461508)	-0.008128 (-0.570536)
$r_2(-8)$	-0.030684 (-1.450297)	-0.008712 (-0.417019)	0.009470 (0.544140)	-0.023178 (-1.886636)	0.008671 (0.609682)
$r_2(-9)$	0.024678 (1.193066)	-0.007482 (-0.367796)	-0.000817 (-0.047481)	-0.007392 (-0.606177)	-0.004337 (-0.308635)
$r_2(-10)$	0.006402 (0.328258)	0.057360** (3.059061)	0.010183 (0.647742)	-0.001104 (-0.096513)	-0.023287 (-1.838869)
$r_f(-1)$	0.084661** (5.970599)	0.104104** (7.487861)	0.063598** (4.669545)	0.082100** (6.279385)	0.046149** (3.599221)
$r_f(-2)$	0.121261** (8.419292)	0.084905** (5.946604)	0.107716** (7.632226)	0.007639 (0.564613)	-0.010017* (-0.719402)
$r_f(-3)$	0.073054** (5.010268)	0.031015* (2.130122)	0.005050 (0.354215)	-0.016518 (-1.216807)	0.030168 (2.159964)
$r_f(-4)$	0.014813 (1.009942)	-0.012355 (-0.845985)	-0.004233 (-0.296360)	-0.033507* (-2.469020)	0.025209 (1.804347)
$r_f(-5)$	-0.020304 (-1.381700)	0.038109** (2.603468)	-0.019573 (-1.370901)	0.025659 (1.890297)	0.000233 (0.016683)
$r_f(-6)$	-0.002702 (-0.183907)	0.008107 (0.553262)	0.080667** (5.653850)	0.017787 (1.310434)	0.001816 (0.129919)
$r_f(-7)$	-0.012650 (-0.861794)	-0.017538 (-1.198249)	0.066528** (4.652600)	0.009053 (0.667752)	-0.010730 (-0.767846)
$r_f(-8)$	0.005724 (0.389956)	-0.016841 (-1.151085)	0.006444 (0.450099)	0.044808** (3.307451)	0.018351 (1.313598)
$r_f(-9)$	0.012520 (0.861632)	0.026701 (1.832861)	0.043547** (3.049098)	-0.014496 (-1.069339)	-0.035043* (-2.512809)
$r_f(-10)$	0.010179 (0.717144)	-0.022144 (-1.558973)	-0.041570*** (-2.961569)	0.08532 (0.632371)	-0.001874 (-0.135108)
$H_2: \forall r_2(-k) = 0$	5.188800**	6.151608**	9.464201**	1.901207*	3.190786**
$H_1: \forall r_f(-k) = 0$	13.48257**	10.84757**	14.98871**	6.643798**	3.071045**

4. 잔존만기에 따른 선도시차관계 검증

위에서 살펴본 현물과 선물의 일시적인 가격의 관계는 베이스스가 차익거래불가능영역에 있을 때와 차익거래가능구간에서 차익거래가 일어날 때 다르게 나타날 것이다. 즉, <식 3-4a>와 <식 3-4b>의 유의한 시차 변수들이 차익거래불가능영역안과 밖에서 다른 형태를 보일 수 있다. 베이스스가 영역을 벗어났을 경우에는 베이스스를 영역 안으로 끌어들이려는

새로운 시장의 힘이 지배하여 정상적인 선도시차관계에 영향을 미칠 수 있는 것이다.

원래 목적에 의하면 본 연구에서 차익거래영역 안과 밖에서의 결과를 비교하는 일이 의미 있을 것이다. 그러나, 앞에서 이야기한 것처럼 차익거래불가영역을 결정하는 데에는 고려해야 될 많은 요인이 있어 결정이 쉽지 않고 연구에 충분할 정도의 긴 시간동안 영역 밖에서 거래되는 경우를 발견하는 것이 어렵다. 그래서, 본 연구에서는 만기전의 여러 시간동안의 선도관계를 만기와 비교함으로써 선물계약기간동안 체계적으로 일어나는 차익거래의 빈도차이를 이용하려한다.

차익거래는 프로그램 매매의 초기 포지션이 정리(closing)되는 만기시에 가장 활발하기 때문에 만기일의 차익거래로 인하여 똑같은 계약에 대한 만기일과 만기일 전의 선도시차관계는 다를 수 있다.¹⁵⁾ 이러한 가정에 따라 만기 시점의 선물과 현물사이의 관계가 다른 날들과 어떠한 방식으로 다른지를 살펴보고자 한다.

만기시와 다른 시점간의 차이를 보기 위해 잔존만기에 따라 표본을 골랐다. 새로운 계약이 시작된 첫날과 만기일 8주전, 만기일 4주전, 만기일 1주전, 만기일 하루전, 만기일의 각 계약별로 6일을 비교하였다.¹⁶⁾ 표본이 하루동안의 자료이므로 5분별 자료를 이용할 경우 자료수의 부족으로 인한 통계적 신뢰도의 문제점으로 인하여 원자료인 1분별 가격을 이용하였다. 이러한 가격에서 도출된 수익률 또한 <식 3-1>과 <식 3-2>와 같은 방법에 의해 구했다. 이 경우 앞의 경우와 마찬가지로 전날의 종가와 그날의 시가에 의한 야간수익률(overnight return) 문제는 발생하지 않으나 앞의 경우와 같이 전장 종가와 후장 시가에 의한 수익률의 문제는 발생한다. 이 경우 역시 앞의 경우와 마찬가지로 표본에서 제외시켰다.

4.1 모형

표본이 단지 하루¹⁷⁾이기 때문에 오차수정모형에 포함되어 있는 장기균형오차를 다룰 수 없다. 그러나, 이러한 이유로 오차수정모형에서 장기균형오차만 제외시킬 경우 Granger인과 관계 검정과 같은 방법을 사용하게 되나 이러한 방법의 경우 동시적 인과관계 (instantaneous causality)의 가능성이 제외되어 결론을 오도할 수 있다. 이와 같은 문제점의 해결을 위해 본 연구에서는 Granger 인과관계 모형에는 포함되지 않는 동시적 인과관계를 고려한 Kawaller, Koch and Koch(1987)의 모형을 사용한다.:

15) 미국에서는 파생상품의 만기일의 마지막 몇 시간을 'triple witching hour'라고 한다. 이 날 S&P 500 선물, S&P 100 선물, 개별종목에 관한 옵션이 모두 세 번째 주 금요일에 만기가 도래하여 주가등락폭을 크게 한다.

16) 해당일이 휴일인 경우 해당일의 전일 자료를 사용하였다.

17) 표본수 240개, 만기일의 경우 230개.

$$r_{x,t} = e_1 + \sum_{k=1}^{m_1} a_k r_{x,t-k} + \sum_{k=0}^{m_2} b_k r_{f,t-k} + \varepsilon_{x,t} \quad \text{<식 3-6>}$$

$$r_{f,t} = e_2 + \sum_{k=0}^{m_1} c_k r_{x,t-k} + \sum_{k=1}^{m_2} d_k r_{f,t-k} + \varepsilon_{f,t} \quad \text{<식 3-7>}$$

여기서, $r_{x,t}$: 시점 t의 현물 수익률, $r_{f,t}$: 시점 t의 선물 수익률

모형은 OLS를 통해 추정할 경우 편의를 갖고 일치성이 없는 추정치를 얻게 되므로 삼단계 최소자승법을 통하여 추정한다.

각 계수들의 유의함을 통해 선물과 현물간의 선도효과를 살펴볼 수 있다. 각 변수들의 값을 살펴보는 대신에 본 연구에서는 wald 검정을 통해 선도효과의 유의성을 비교한다. 즉, 다음과 같은 두 가지 가설을 비교한다.:

$$H_f: b_1 = b_2 = \dots = b_m = 0$$

$$H_g: c_1 = c_2 = \dots = c_m = 0$$

H_f 의 경우 선물시장이 현물시장을 선도하지 않는다는 귀무가설이고 H_g 의 경우 현물시장이 선물시장을 선도하지 않는다는 귀무가설이다. 위 두 가지 가설의 유의성을 살펴보는 것을 통해 두 가설간에 상대적인 효과의 크기를 비교할 수 있다. 가령 H_f 의 검정통계량 값이 H_g 보다 크다면 선물이 현물을 선도하는 효과가 큰 경우이고 반대의 경우 현물이 선물을 선도하는 효과가 크다.

2.검정결과

Wald 검정의 χ^2 값을 통한 검정결과는 <표 3-7>에 나와 있다. 결과에서 볼 수 있는 것처럼 잔존만기에 따른 일관된 선도관계의 변화는 보이지 않았고 만기와 만기전날들과의 특정한 차이는 발견할 수 없었다.

1996년 9월물 처럼 첫 구간을 제외하고 지속적으로 현물이 선도하는 경우도 있고 1996년 12월물, 1997년 3월물, 1997년 6월물과 같이 만기 전에는 선물이 선도하는 경향이 있다가 만기가 가까워오며 따라 현물이 선도하는 계약도 있으며 1998년 3월물 처럼 줄곧 선물이 선도하는 계약도 있다. 이는 잔존만기에 따라 선도효과 크기의 변화가 특정한 형태를 띠고 있지 않음을 나타낸다. 이는 간접적으로 차익거래활동에 의하여 선도시차관계의 변화는 일어나지 않음을 알 수 있다.

<표 3-7a>잔존만기에 따른 선도시차관계
 각 셀의 값은 가설에 대한 χ^2 통계량, 괄호 안은 p-value

$H_f: b_1 = b_2 = \dots = b_{36} = 0$ $H_s: c_1 = c_2 = \dots = c_{36} = 0$		
Date	H_f	H_s
Third Quarter, 1996		
96/06/14	86,98239(0,000003)	78,29997(0,000037)
96/07/18	67,25369(0,000845)	75,05125(0,000096)
96/08/14	53,68058(0,022582)	83,34190(0,000008)
96/09/05	53,23566(0,024829)	107,1759(0,000000)
96/09/11	69,14648(0,000507)	92,45247(0,000000)
96/09/12	58,65823(0,007358)	79,02834(0,000030)
Fourth Quarter, 1996		
96/09/13	62,50964(0,002883)	63,41521(0,002295)
96/10/17	66,21566(0,001112)	93,92742(0,000000)
96/11/14	87,51278(0,000002)	65,35979(0,001392)
96/12/05	105,5838(0,000000)	81,86694(0,000013)
96/12/11	61,47748(0,003726)	58,18948(0,008214)
96/12/12	83,76480(0,000007)	111,2656(0,000000)
First Quarter, 1997		
96/12/13	109,1546(0,000000)	136,0707(0,000000)
97/01/16	110,9712(0,000000)	79,55414(0,000026)
97/02/13	130,4013(0,000000)	80,99514(0,000017)
97/03/06	94,38054(0,000000)	74,00507(0,000130)
97/03/12	51,09561(0,038673)	72,65612(0,000191)
97/03/13	59,71182(0,005727)	82,91275(0,000009)

<표 3-7b>잔존만기에 따른 선도시차관계
 각 셀의 값은 가설에 대한 χ^2 통계량, 괄호 안은 p-value

$H_f: b_1 = b_2 = \dots = b_{36} = 0$ $H_s: c_1 = c_2 = \dots = c_{36} = 0$		
Date	H_f	H_s
Second Quarter, 1997		
97/03/14	61.97950(0.003291)	71.32316(0.000278)
97/04/17	70.15645(0.000385)	82.32427(0.000011)
97/05/15	39.65361(0.270184)	60.95997(0.004232)
97/06/05	57.92277(0.008742)	48.31428(0.066462)
97/06/11	88.34022(0.000002)	65.47538(0.001350)
97/06/12	33.76643(0.527579)	59.90005(0.005473)
Third Quarter, 1997		
97/06/13	77.34509(0.000049)	48.84438(0.060133)
97/07/16	80.16547(0.000021)	57.25997(0.010191)
97/08/14	85.52816(0.000004)	72.37152(0.000207)
97/09/04	104.4796(0.000000)	37.45233(0.357232)
97/09/10	125.5987(0.000000)	107.9891(0.000000)
97/09/11	88.33394(0.000002)	55.39492(0.015535)
Fourth Quarter, 1997		
97/09/12	97.01760(0.000000)	86.71863(0.000003)
97/10/16	111.6909(0.000000)	74.89036(0.000101)
97/11/13	69.18598(0.000502)	70.94568(0.000309)
97/12/04	67.76769(0.000736)	77.01447(0.000054)
97/12/10	88.72114(0.000001)	59.85799(0.005529)
97/12/11	92.86672(0.000000)	50.17064(0.046510)

<표 3-7c>잔존만기에 따른 선도시차관계
 *97/12/12의 경우 전산장애로 인하여 표본에서 제외시켰다.
 각 셀의 값은 가설에 대한 χ^2 통계량, 괄호안은 p-value

$H_1: b_1 = b_2 = \dots = b_N = 0$ $H_2: c_1 = c_2 = \dots = c_N = 0$		
Date	H_1	H_2
First Quarter, 1998		
98/01/15	50,80657(0,040988)	44,52034(0,129944)
98/02/12	114,9364(0,000000)	21,82775(0,959824)
98/03/05	49,90132(0,049037)	29,42421(0,733894)
98/03/11	119,4523(0,000000)	73,94312(0,000133)
98/03/12	90,28731(0,000001)	58,26293(0,008074)
Second Quarter, 1998		
98/03/13	58,35647(0,007899)	72,91832(0,000178)
98/04/16	158,5635(0,000000)	70,56506(0,000343)
98/05/14	124,9171(0,000000)	51,08300(0,038772)
98/06/03	109,4341(0,000000)	43,77569(0,146762)
98/06/10	116,1395(0,000000)	123,5187(0,000000)
98/06/11	114,7067(0,000000)	46,78358(0,087970)
Third Quarter, 1998		
98/06/12	41,91699(0,195899)	66,02253(0,001170)
98/07/16	121,2474(0,000000)	45,39287(0,112197)
98/08/13	60,84000(0,004358)	75,54793(0,000084)
98/09/03	72,06783(0,000226)	61,25116(0,003940)
98/09/09	98,34663(0,000000)	31,22839(0,650830)
98/09/10	85,24194(0,000004)	68,33058(0,000633)

IV. 결 론

본 연구는 KOSPI 200 선물지수의 현물지수에 대한 가격발견기능의 실증분석을 실시하였다. 가격발견기능 연구는 새로운 시장 정보가 현물시장에 앞서 선물시장에 먼저 배포됨으로써 나타날 수 있는 현물의 다음시점의 가격 변화에 대한 선물의 예측 정보의 존재와 본질을 다루는 것이다.

본 연구에서는 한국의 다른 연구에서 고려하지 않았던 전장과 후장사이의 수익률을 제외시켜 자료의 신뢰성을 더욱 증가시켰고 공격분과 오차수정모형에 관한 일반적인 접근 방법을 사용하였다. 또한 기존의 한국시장에 관한 연구의 경우 표본 기간이 짧아서 살펴볼 수 없었

던 시장성숙효과와 잔존만기에 따른 선도시차관계의 변화를 살펴보았다. 특히 잔존만기에 따른 선도시차관계의 변화연구의 경우 동시적 상관관계를 고려한 모형을 사용하였고 추정은 삼단계 최소자승법을 통해 통계적으로 일치성을 갖는 연구를 진행하였다.

자료는 1997년 6월 5일부터 1998년 10월 31일까지의 선물과 현물의 5분 수익률을 이용하였다. 위의 자료를 이용하여 단기간의 두 가격 사이의 관계 뿐 아니라 장기균형의 오차수정항이 포함된 공적분과 오차수정모형을 통해 선물과 현물의 선도시차관계를 연구하였다. 공적분 검정에는 Engle and Granger(1987)의 ADF의 방법보다 좀 더 일반적인 Johansen 공적분 검정방법을 사용하였다. 그 결과 선물은 현물을 35분 선도하고 현물의 선물에 대한 선도효과는 5분 안에 사라지게 됨을 알 수 있다. 즉, 선물의 현물에 대한 단방향으로의 가격발전가설을 기각할 수 없음을 알 수 있다. 또한 이전 시점의 균형관계로부터의 오차는 선물가격의 변화에 의해 조정된다.

시장이 성숙되어 감에 따라 변하는 선도시차 관계의 변화를 보기 위해 표본을 5개로 나누어 시장성숙효과를 검정하였다. 먼저 현물시장과 선물시장 모두 거래가 활발해져 불빈번거래로 인한 효과가 사라지게 됨을 알 수 있었고 시간이 경과되어 감에 따라 한국시장에서는 선물의 선도효과가 더 강해지는 반면 시차의 수는 점차적으로 줄어들게 되어 시장이 성숙되어 감에 따라 빠른 시간 안에 정보의 선도효과가 나타났다가 사라지게 됨을 알 수 있다. 즉, 차익거래를 통하여 더 빠른 시간 안에 선물가격의 변화가 현물시장에 반영되는 것으로 결론지어졌다. 또한, 이를 통하여 불빈번거래로 인한 효과는 선도시차를 줄이기는 하지만 선도효과는 사라지게 하지 못함을 알 수 있었다.

차익거래에 의한 선도효과의 변화를 보기 위해 1분별 자료를 사용하여 만기일과 만기일 전 날들과의 선도효과를 비교한 결과는 잔존만기에 따른 관계의 일정한 변화의 패턴은 보이고 있지 않음을 알 수 있었다. 즉, 이는 간접적으로 차익거래로 인한 차익거래불가영역으로 베이시스를 끌어들이는 힘이 선도관계에 일정한 영향을 나타내고 있지는 않는 것으로 추측할 수 있다.

결론적으로 한국시장 또한 기존 일부 연구들의 결과와 마찬가지로 선물선도효과 만이 단방향으로 나타나고 있고 시간의 경과함에 따라 시장이 성숙되어 선물과 현물과의 관계가 더욱 더 효율적으로 움직이게 됨을 알 수 있다.

본 연구를 통하여 좀 더 검증해 봐야할 대목이 몇 가지 있었다.

첫째, 불빈번거래로 인한 선도시차관계의 효과를 제거시키기 위하여 학계에서는 크게 세 가지 방법을 사용한다. 첫째, Harris(1989)의 연구와 같이 지수를 구성하는 모든 구성종목들의 자료를 바탕으로 특정한 기준에 의하여 지수를 다시 만들어 불빈번거래의 효과를 제거시킨다. 둘째, Stoll and Whaley(1990)는 ARMA 필터를 통하여 효과를 제거시킨 후 사용한다. 셋째, 가장 많이 사용하는 방법으로 단순한 주가지수 대신에 구성종목 중 거래가 가장 활발

하고 시가총액의 비중이 큰 종목이나 미국의 경우 MMI 지수와 같이 구성종목의 수가 적고 거래가 활발한 지수를 사용하여 선도시차관계를 밝히는 방법이 있다. 차후의 연구에서는 위와 같은 방법들의 장·단점을 분석하여 불빈번거래의 효과를 제거시킨 후 연구를 진행해야 할 것이다.

둘째, Kawaller, Koch and Koch(1987)의 연구처럼 본 연구에서는 차익거래불가영역의 안과 밖에서의 선도시차관계의 변화를 만기시에 차익거래가 가장 활발하다는 가정 하에 간접적으로 잔존만기에 따라 검증하였다. 그러나, 차후의 연구에서는 실제 차익거래불가영역을 분석적으로 결정하여 장기간 영역을 벗어난 시점들을 찾아내어 차익거래로 인한 선물시장과 현물시장의 선도관계의 변화에 대한 연구를 직접적으로 수행해야 할 것이다.

참고문헌

- 김명직과 장국현, 1998, 금융시계열분석, 경문사.
- 은철수와 장호윤, 1998, "한국 주식시장에서의 주가지수 선물과 현물시장간의 상호 작용에 관한 연구", 한국재무학회 발표 논문집.
- 홍성희, 옥진호와 이용재, 1998, "주가지수 선물, 주가지수 옵션, 주식시장의 상호작용에 대한 재조명", 한국선물학회 추계학술대회 자료집.
- Chan, K., K. C. Chan, and 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.
- Enders, W., 1995, Applied Econometric Time Series, New York: John Wiley & Sons.
- Engle, F. E., and C. W. Granger, 1987, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55, 251-276.
- Garbade, K. D., and W. L. Silber, 1983, "Price Movement and Price Discovery in Futures and Cash Markets", *Review of Economics and Statistics* 65, 289-297.
- Granger, C., 1969, "Investing Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica* 37, 424-438.
- Granger, C., and P. Newbold, 1974, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2, 111-120.
- Harris, L., 1989, "The October 1987 S&P 500 Stock-Futures Basis", *Journal of Finance* 44, 77-99.
- Haugh, L. D., 1976, "Checking the Independence of Two Covariance-Stationary Time Series: A Univariate Residual Cross-Correlation Approach", *Journal of the American Statistical Association* 71, 378-385.
- Herbst, A. F., J. P. McCormack, and E. N. West, "Investigation of a Lead-Lag Relationship between Spot Stock Indices and Their Futures Contracts", *Journal of Futures Markets* 7, 373-381.
- Hull, J. C., 1997, Options, Futures, and Other Derivatives, Prentice Hall.
- Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.

- Johansen, S., 1991, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica* 59, 1551-1580.
- Johansen, S., 1992a, "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 383-397.
- Johansen, S., 1992b, "Cointegration in Partial System and the Efficiency of Single Equation Analysis", *Journal of Econometrics* 52, 389-402.
- Kawaller, I. G., P. D. Koch, and T. W. Koch, 1987, "The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index", *Journal of Finance* 42, 1309-1329.
- MacKinlay, A. C., and K. Ramaswamy, 1988, "Index-Futures Arbitrage and the Behavior of Stock Index Futures Prices", *Review of Financial Studies* 1, 137-158.
- Modest, D. M., and M. Sundaresan, 1983, "The Relationship Between Spot and Futures Prices in Stock Index Futures Markets: Some Preliminary Evidence", *Journal of Futures Markets* 3, 15-41.
- Ng, N., 1987, "Detecting Spot Price Forecasts in Futures Prices Using Causality Tests", *Review of Futures Markets* 6, 250-267.
- Pizzi, M. A., A. J. Economopoulos, and H. M. O'neill, 1998, "An Examination of the Relationship between Stock Index Cash and Futures Markets: A Cointegration Approach", *Journal of Futures Markets* 18, 297-305.
- Schroeder, T. C., and B. K. Goodwin, 1991, "Price Discovery and Cointegration for Live Hogs", *Journal of Futures Markets* 11, 685-696.
- Sims, C. A., and D. Dickey, 1972, "Money, Income and Causality", *American Economic Review* 62, 540-552.
- Stoll, R. H., and R. E. Whaley, 1990, "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 441-468.
- Wahab, M., and M. Lashgari, 1993, "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach", *Journal of Futures Markets* 13, 711-742.