

KOSPI 200 하루중 선물수익률과 현물수익률간의 선형인과성에 관한 연구

김태혁* · 강석규**

〈요 약〉

본 연구는 주가지수 선물시장이 도입된 1996년 5월 3일부터 1998년 12월 5일까지 1분 간격 KOSPI 200 선물가격과 현물가격의 거래자료를 이용하여 각 선물가격과 기초자산가격간의 관계와 상호작용을 검토하는데 있다. 특히 본 연구는 차익거래자나 초단기 투기자(scalper)들이 거래체결을 위해 촌각을 다투는 선물시장의 거래행태에서 볼 때, 경제적 의미를 부여할 수 있는 1분 간격 수익률자료를 이용함으로써 시장참여자의 실제 거래에서 표출되는 정형화된 현상을 정확히 파악한다는 점에서 중요하다.

본 연구의 주요 결과를 제시하면 다음과 같다. 첫째, 주가지수 선물시장과 현물시장간에 체계적이고 긴 선도-지연 관계가 발견되었다. 주가지수 선물가격의 변화가 현물가격의 변화를 대략 26분 정도 선도하고 있으며, 대략 5분 정도 현물시장의 선도효과도 발견된다. 따라서 KOSPI 200 선물수익률과 현물수익률간의 선도-지연 관계는 한 시장에서 다른 시장으로의 일방적인 것이 아니라 시장간의 피드백(feedback)효과가 존재하며, 선물의 선도효과가 지배적인 것으로 보인다. 이러한 선도-지연 현상은 노이즈에 의한 비동시거래보다는 거래비용과 공매계약 차이 등 각 시장의 제도적 차이에 의해 발생하는 것으로 보여진다. 둘째, 약세시장 하에서 선물의 선도효과가 더욱 크게 나타났다. 이러한 현상은 약세시장 하에서 현물시장의 공매계약이 선물가격과 현물가격간의 괴리를 더욱 크게 하여 선물가격이 현물지수를 더욱 선도하게 하는 요인이 될 수도 있음을 나타내는 것이다. 셋째, 만기별 하위기간 중 97년 6월과 97년 12월을 제외한 기간은 선물과 현물가격간에 장기 안정적인 균형관계가 성립함을 발견하였다. 넷째, ARMA(p, q) 여과를 거친 선물과 현물수익률을 이용하여 97년 6월과 12월은 벡터자기회귀(VAR)모형, 그외의 기간은 오차수정(EC)모형으로 추정하였다. 표본전체기간동안 장기균형오차에 대한 조정은 선물과 현물시장에서 동시에 이루어지고 있으며, 시장간에 발생하는 불균형 상황은 아비트라지 거래로 조정되고 있음이 발견되었다. 각 만기별 모든 하위기간에 있어서는 시장간의 장기 불균형 상황이 현물시장을 통해서 조정되고 있으며, 시장이 성숙된 최근의 만기 98년 12월 하위기간에서는 선물의 15분 선도효과와 현물의 1분 선도효과가 발견되어 선물의 선도효과가 지배적임을 발견하였다.

* 부산대학교 경영학부 교수

** 부산대학교 경영학부 강사

*** 본 논문에 유익한 조언을 해주신 익명의 심사위원님들과 학회에 참석하여 토론해주신 분들께도 감사드립니다.

I. 서론

본 연구는 1분 간격 KOSPI 200 선물가격과 현물가격의 거래자료를 이용하여 선물수익률과 현물수익률 간의 상호작용관계를 새롭게 분석하고자 하였다.

선물시장의 주된 기능은 가격발견과정을 용이하게 하는 것이며, 대부분의 실증연구는 선물과 기초자산가격간의 관계와 상호작용에 집중되어져 왔다. 이론상 주가지수 선물계약과 현물지수 모두 동일한 기초주식들의 총 가치를 반영하기 때문에 즉각적인 차익거래가 가능하다면 체계적인 선도-지연형태가 나타나지 않아야 한다. 그러나 Stoll-Whaley(1990), Grunbichler-Longstaff-Schwartz(1994), Iihara-Kato-Tokunaga(1996), 이필상·민준선(1997) 등 수많은 연구들은 어느 국가의 지수선물이든 간에 일관되게 선물시장의 가격움직임이 체계적으로 현물시장의 기초지수 가격 움직임을 선도하고 있음을 발견하고 있다. 이러한 선도의 원인으로 두 가지를 들 수 있다. 먼저 지수구성주식들의 빈번하지 않은 거래(*infrequent trading*) 때문에, 실증상 허구적으로 지수선물가격의 변화가 현물지수가격의 변화를 선도할 수 있다. 예를 들면, 지수구성주식들은 매기 새로운 정보에 반응하여 거래되지 않을 수 있으므로 관찰된 가격이 “진실한” 가격을 반영하지 않는다. 뿐만 아니라 현물지수는 실제 구성주식들의 새로운 변화를 반영하지 못할 수 있다. 이로 인해 현물지수는 주식시장에서 실제 새로운 변화보다 지연된다. 반면에 지수선물계약은 구성주식들의 포트폴리오와 대응되는 단 하나의 청구권이여서 현물지수에서 관찰되는 비동시거래(*nonsynchronous trading*) 문제가 발생하지 않는다. 두 번째로 거래비용, 공매계약 등 두 시장의 제도적 차이에 의하여 지수선물의 선도현상을 설명할 수 있다. 예를 들면, 쉽게 성사될 수 있는 매입 및 매도포지션과 낮은 거래비용으로 인해, 투자자들의 수정된 예상에 근거한 거래는 현물시장 보다 선물시장에서 더욱 빈번하게 이루어진다. 그러므로, 주식시장에 관한 기대심리의 변화를 반영하여 선물가격은 첫 번째로 움직이고, 현물가격 움직임을 그 뒤를 따른다. 한편, 현물지수 가치의 변화는 선물거래자들에 의해 이용되는 정보집합의 부분을 나타내므로, 선물에 대한 현물의 강한 선도를 상상할 수 없는 것은 아니다.

이러한 선도-지연현상을 규명하기 위하여 Stoll-Whaley(1990)는 S&P 500 선물과 현물, MMI 선물과 현물을 대상으로, 현물지수 수익률의 비동시거래와 매입-매도 스프레드를 통제한 후 선도-지연관계를 분석하였다. 그들의 분석결과에 의하면, 먼저 평균적으로 선물수익률은 현물수익률을 5분 정도 선도하고 때때로 10분 이상 선도하며, S&P 500과 MMI 선물수익률은 IBM과 같이 활발하게 거래되고 있는 주식들의 수익률조차

도 선도한다. 이러한 선도효과는 일방적인 것은 아니며, 약하지만 현물수익률 역시 선물수익률을 선도하는 경향이 있음을 보여주었다. 이외에도 지수수익률의 빈번하지 않은 거래와 매입/매도가격 효과를 고려할 때, 5분간격 S&P 500과 MMI 현물수익률의 시계열은 ARMA(2, 3)과정에 의해 설명되며, IBM 주식 수익률은 MA(3)과정에 의해 설명되고 있음을 보여주고 있다.

Chan(1992)과 이필상·민준선(1997)은 비동시거래, 현물시장의 공매계약효과, 각 시장의 상대적 거래활동의 강도 등을 고려하여 선도-지연관계를 분석하였다. S&P 500 선물과 현물, MMI 선물과 현물 거래자료를 이용한 Chan(1992)의 분석결과에 의하면, 먼저 비동시거래 문제를 통제하기 위하여 AR(1)으로 여과한 현물지수 수익률 오차항에 대해 동시간대, 선행시차(+3, +2, +1), 후행시차(-3, -2, -1)를 가진 설명변수 선물수익률을 다중회귀분석한 결과는 여전히 S&P 500 선물은 10분정도 현물지수를 선도하며, MMI 선물 역시 현물을 선도하고 있음을 보여주고 있다. 그리고 5분 정도의 현물시장에서 선물시장으로의 피드백효과가 존재하나 선물의 선도효과가 지배적임을 보여주고 있다. 다음으로 현물시장의 공매계약 효과를 조사하기 위하여 현물지수 수익률의 부호와 크기에 따라 다섯 집단으로 층화하고 시장의 호재와 악재 상황에서의 선도-지연관계를 분석하였다. 시장의 악재하에서 선물이 현물을 더욱 선도할 것이라 예측하였지만 선물의 선도효과를 발견하지 못하였다. 그리고 거래 수로 측정된 각시장의 상대적 거래활동의 강도는 두 시장 수익률간의 선도-지연관계에 영향을 미치지 않고 있음을 보여주었다.

한편, 이필상·민준선(1997)은 1996년 5월 3일~1996년 9월 12일 시장개설초기 4개월 기간동안 5분 간격 KOSPI 200 선물과 현물수익률을 이용하여, ARMA(2, 3)과정으로 현물지수의 비동시거래 통제후에도 여전히 선물수익률이 10분내로 현물수익률을 선도하며, 15분 후 현물의 피드백현상을 발견하고 있다. 또한 표본 정렬에 의한 수익률의 크기에 따라 구분한 호재의 시장상황하에서 선물은 현물을 5분 정도 선도하며, 악재의 시장상황하에서 선물의 선도현상이 약해지고 있음을 보여주고 있다. 이외에도 현물시장의 거래량 크기에 따라 표본 정렬하여 거래량이 많은 경우에는 선물이 현물을 선도하는 것이 뚜렷하나 거래량이 적은 경우에는 선도-지연효과가 발생하지 않았고, 변동성이 높은 경우에는 선물의 선도현상이 뚜렷이 나타나지만 변동성이 낮을 경우 선도-지연효과가 발생하지 않음을 보여주고 있다.

Abhyankar(1998)는 선물수익률과 현물수익률 간의 비선형요인을 고려하여 1992년 기간동안 만기에 따른 하위기간을 구분하고 하루중 5분 간격 FTSE 100 선물과 현물

수익률간의 선도-지연관계를 분석한 결과, 선형인과성 검정에서 비동시거래를 조정한 후에도 선물이 5분에서 15분 정도 현물을 선도하며, 또한 EGARCH(1, 1) 및 GARCH(1, 1)을 통한 변동성을 조정한 후에도 이러한 선도-지연관계가 지속되고 있음을 보여주었다. 그러나 비선형 인과검정에서 선물수익률과 현물수익률간의 선도-지연관계는 발생하지 않음을 보여주고 있다. 이에 대해 선물수익률과 현물수익률의 선도-지연관계에서 비선형 효과는 중요하며, 실제 시장에서 가격괴리로부터 차익을 추구하려는 아비트라지 거래자들의 차별적인 거래비용으로 인해 이러한 현상이 발견된다고 하였다.

이외에도 Iihara-Kato-Tokunaga(1996)는 일본 오사카증권거래소에 상장되어 있는 NSA(Nikkei Stock Average) 선물수익률이 현물수익률을 20분 정도 강하게 선도하고 있는 반면 현물수익률은 5분 정도 선물수익률을 선도하고 있음을 보여주고 있으며, 독일 선물시장을 연구한 Grunbichler-Longstaff-Schwartz(1994) 역시 DAX(Deutsche Aktien Index) 선물수익률이 15분에서 20분 정도 현물수익률을 선도하고 있음을 보고하고 있다.

본 연구에서는 기존의 선물수익률과 현물수익률간의 선도-지연관계 연구에서 다루고 있는 비동시거래 효과, 매입-매도 스프레드효과 등을 고려하고 있으며 더 나아가 만기별 하위기간에 따른 강세시장과 약세시장 하에서 공매계약 등 각 시장의 거래제도의 차이가 선도-지연관계에 어떠한 영향을 미치는 지를 검토한다. 또한 선도-지연관계에 관한 대부분의 기존연구는 선물과 현물가격간의 장기 안정적인 균형관계에 있다는 암묵적인 가정 하에서 선물과 현물시계열들을 결합하는 회귀모형을 추정하고 있다. 만약 두 시계열의 생성 메카니즘이 다르다면, 회귀결과를 오도하는 허구적 회귀(spurious regression) 문제가 발생할 수 있다.

본 연구에서 이용하고 있는 방법론은 허구적 회귀문제를 배제하기 위해 비정상적인 시계열 자료를 고려하고 있으며, KOSPI 200 선물가격과 현물지수간의 장기균형관계에 대한 암묵적인 가정없이 공적분 이론에 적용한다. 또한 선물과 현물수익률에서 발생하는 계열상관의 원인인 매입-매도 스프레드 효과와 비동시거래 효과를 제거하기 위하여 ARMA(p, q)과정에 의해 여과한 후 장기균형관계가 성립되면 장·단기조정효과를 허용하는 오차수정(EC, Error Correction) 모형으로, 장기균형관계가 성립되지 않으면 벡터자기회귀(VAR, Vector Autoregressive) 모형으로 KOSPI 200 선물수익률과 현물수익률간의 선형인과성을 검정한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 실증분석에 사용될 자료와 표본기간을, III장에서는 본 연구에서 이용되고 있는 방법론을 설명한다. 그리고 IV장에서는 한국증

권거래소에서 실시간 기록되는 1분 단위 KOSPI 200 선물시장과 현물시장의 거래자료를 이용하여 실증 분석하며, V장에서는 본 연구의 결과를 요약하고, 앞으로의 연구방향을 제시한다.

II. 자료 및 표본기간

하루 오전 9시 30분부터 오후 14시 50분까지¹⁾ 1분가격 시계열 자료를 이용하여 선물가격과 현물가격변화간의 관계와 상호작용을 표본전체기간(1996. 5. 3~1998. 12. 5)과 11개의 만기별 하위기간 96년 6월(1996. 5. 3~1996. 6. 13), 96년 9월(1996. 6. 14~1996. 9. 12), 96년 12월(1996. 9. 13~1996. 12. 12), 97년 3월(1996. 12. 13~1997. 3. 13), 97년 6월(1997. 3. 14~1997. 6. 12), 97년 9월(1997. 6. 13~1997. 9. 11), 97년 12월(1997. 9. 12~1997. 12. 11), 98년 3월(1997. 12. 12~1998. 3. 12), 98년 6월(1998. 3. 13~1998. 6. 11), 98년 9월(1998. 6. 12~1998. 9. 10), 98년 12월(1998. 9. 11~1998. 12. 5) 설정하여 분석한다.

이러한 만기별 하위기간들은 외화부족에 의한 유동성 위기가 고조되었던 97년 2/4분기와 국제통화기금(IMF)에 구제금융을 신청한 시기를 포함하고 있어 만기 97년 6월과 12월 기간동안의 선물과 현물가격간의 장기균형관계와 선도-지연관계를 탐지할 수 있다는 점, 그리고 강세시장과 약세시장 하에서 현물시장의 공매계약에 따른 선도-지연행태를 살펴볼 수 있다는 점에서 그 의미를 부여할 수 있다.

III. 연구방법

1. 적분과 공적분 검정

1) 적분검정

적분 검정은 경제변수의 비정상성의 본질(즉, 몇번의 차분에서 정상성을 가지는 지)에 대한 평가에 유익함을 제공한다. 따라서 주가지수의 현물가격과 선물가격간의 관계를 검토하기 위해 각 시계열에 대한 적분검정이 이용된다. 이들 가격간에 장기균형관

1) 현물시장과 선물시장간의 정보흐름에 편의를 미칠 수 있는 폐장 10분전의 동시호가에 기인하는 현·선물시장의 폐장효과를 제거하기 위하여 이 시간대를 선정하였다.

계가 성립하기 위해서는 두 시계열 자료는 동일한 시점별 특성을 지니고 동차로 적분되어 있어야 한다. 적분차수는 단위근(unit root)검정에 의해 추론될 수 있다.

각 KOSPI200 현물과 선물지수에 대해, 다음 식 (1)의 절편과 결정적 선형시간추세를 지닌 모형을 이용하여 시계열이 비정상적이라는 단위근 귀무가설 $H_0 : \gamma_1 = 0$ 이 검정된다.

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha + \beta_i T + \gamma_1 Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{i,t-j} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

단, Y_i : i 지수의 가격

$\Delta Y_{i,t}$: $Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$

T : 선형추세 변동을 나타내는 시간변수

p : 1차 차분($\Delta Y_{i,t}$)의 차수

식 (1)에 자기회귀 모수 추정치 γ_1 의 분포를 α 와 독립적으로 만들기 위하여 선형시간추세를 포함시켰다. 이 식에서 p 가 0이라면, 이는 단순히 Dickey-Fuller(DF) 검정모형이며, $\Delta Y_{i,t}$ 의 시차값이 잔차항 $\mu_{i,t}$ 가 백색잡음(white noise)을 보장하는 [$p \geq 1$]이 포함된다면 단위근에 대한 Augmented Dickey-Fuller(이하 ADF) 검정모형이다. 본 연구에서는 ADF 검정모형을 이용하여 단위근 검정을 행한다. 그리고 차분 추가항 차수(p)의 결정은 표본자료의 정보량을 잘 반영하는 식 (2)의 Akaike 정보기준(Akaike information criterion, 이하 AIC)에 의거하였다.

$$AIC = \log(\hat{\sigma}_e^2) + \frac{2k}{T} \quad (2)$$

단, $\hat{\sigma}_e^2$: 오차항의 분산추정값

T : 관찰치의 수

k : 추정할 모수의 수

한편, 검정가설 $H_0 : \gamma_1 = 0$ 에 대한 검정통계량은 Mackinnon(1991)이 제시하고 있는 유한 표본크기에서의 임계치를 이용한다.

2) 공적분 검정

공적분이론은 시계열 자료들에 대해, 각 시계열자료가 정상적이기 위해 적어도 한번 정도는 차분될 필요가 있다하더라도, 그 시계열자료들의 선형결합이 차분없이 정상적이라면 그 변수들은 공적분되어 있음을 설명하는 이론이다. 만약 시계열 S_t 와 F_t 가 각각 동차 적분되어 있고 그 시계열들의 선형결합이 정상적이라면, 두 시계열 S_t 와 F_t 는 0차 공적분 되었다고 한다.²⁾ 공적분 회귀식(cointegration regression)은 다음의 식 (3)과

같다. 식 (3)의 a 와 b 는 공적분 모수이며, Z_t 는 공적분 회귀식의 잔차항이다.

$$S_t = a + bF_t + Z_t \quad (3)$$

단, S_t : t 시점의 현물가격

F_t : t 시점의 선물가격

Engle-Granger(1987)는 공적분 검정을 위한 2단계 추정 절차를 제시하였다. 첫 번째 단계에서 균형가격오차로 생각되어 질 수 있는 잔차항(Z_t)을 생성시키기 위하여 선형적으로 공적분 관계에 있다고 생각되는 수준변수들을 회귀시킨다. 그리고 공적분 회귀식의 잔차항의 정상성 검정을 위한 단위근 검정을 통해 공적분 관계를 검정한다. 만약 공적분이 '채택'된다면, 두 번째 단계는 오차수정모형에 수준변수항 대신에 잔차항을 포함시킨다. 두 시계열간의 장기균형관계의 성립여부를 검정하는 공적분은 앞의 적분 검정과 동일한 방법으로 검정된다.

2. 오차수정모형

오차수정모형이란 한 기간에 존재하는 불균형의 부분은 다음 기간에서 수정된다는 것이다. Granger-Newbold(1974)가 제시한 바와 같이, 두 시계열이 평균추세없이, 공분산이 정상적이고 공적분되어 있다면, 허구적 회귀문제가 발생하지 않는 각 시계열의 오차수정모형은 다음과 같다.

$$\Delta S_t = \alpha_1 + \beta_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta F_{t-j} + e_{s,t} \quad (4)$$

$$\Delta F_t = \alpha_2 + \beta_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta F_{t-j} + e_{f,t} \quad (5)$$

$$Z_t = S_t - [a + bF_t] \quad (6)$$

여기서, ΔS_t 와 ΔF_t 는 각각 현물과 선물가격의 1차 차분이며, $e_{s,t}$, $e_{f,t}$ 는 동시간대에서만 상관관계를 지니는 백색잡음과정이다. 식 (4)와 (5)의 적정차수(p 와 q)들은 AIC값을 이용하여 결정된다.

식 (4)에서 S_t 의 변화는 각 현물가격과 선물가격의 변화의 시차변수(ΔF_{t-j} 와 ΔS_{t-i})로부터의 두가지 "단기" 효과와 마지막 기간의 균형오차(Z_{t-1})로부터 "장기균형조정" 효과에 의해 발생한다. 오차수정항에 붙어있는 계수 β_1 는 균형으로부터의 이

2) 만약 시계열들이 각각 다른 차수로 적분되어 있다면 즉, 한 시계열은 I(1)이고 다른 시계열은 I(2)이라면 두 시계열은 공적분되어 있지 않다고 한다.

탈에 대한 단일기간 LHS 변수의 반응을 측정하는 것이다. 만약 장기균형관계가 성립하지 않을 경우, 장기균형조정효과의 계수추정은 생략된다.³⁾

오차수정항 (Z_t)은 1기간 시차를 가지고 2개의 식에 포함되며, 오차항시계열의 평균을 0으로 만들게 하는 상수항을 가진 공적분회귀 식 (6)으로부터 생성된다.

식 (4)와 (5)에서 일방적인 현물의 선도효과는 모든 계수 γ_j 가 0과 같아야 하고 동시에 λ_i 는 0이 아니어야 한다. 일방적인 선물물의 선도효과는 모든 λ_i 는 개별적으로나 결합적으로 0인 반면 γ_j 는 0이 아니어야 한다. 오차수정 시계열은 의미상 현물지수의 shocks를 나타낸다.

요컨대 오차수정모형에서 단기효과를 나타내는 오차수정모형의 시차계수(γ_j 나 λ_i)는 선도-지연 행태를 탐지하는 것이며, 오차수정계수(β_1 이나 β_2)는 각 시장의 장기불균형 상황을 수정하려는 조정경향을 발견하는 것이다.

또한 각 식 (4), (5)에서 오차수정 계수의 크기는 시장효율성과 관련하여 의미를 지니는데, 근본적으로 완전하고 효율적인 선물과 현물시장에서는 선물가격과 현물지수간의 불균형은 발생하지 말아야 하며, 대안적으로 경제적 이윤 기회의 신호를 의미하는 불균형은 즉각적으로 완전하게 사라져야 한다. 따라서 추가적인 모수제약을 통해 정보의 효율성을 탐지할 수 있다. 현물과 선물시장이 효율적이라면 다음과 같은 제약조건이 만족되어야 한다. ① 오차수정계수는 1과 같고, ② 각 오차수정식에서 시차계수는 결합적으로 0이어야 한다.⁴⁾

IV. 실증분석 및 결과

1. 정상성 분석

회귀분석이나 시계열분석과 같은 통계적 분석을 할 때 시계열자료가 정상성을 충족할 경우 회귀이론은 잘 적용된다. 그러나 자료가 비정상적이라면, 어떤 시점에서 그 자료에 가해진 일시적인 충격이 계속적으로 미래 값에 영향을 미치게 되어 올바른 추정

3) 식 (4), (5)는 서로 독립적으로 취급하든 동시에 취급하든 간에 모형의 추정 결과는 거의 동일한 결과를 나타내고 있고, 장기균형관계가 성립하지 않을 경우 추정되는 VAR 모형 역시 서로 독립적으로 취급하든 동시에 취급하든 추정결과가 거의 동일하게 나타났음을 밝혀 둔다.

4) 시장에 마찰적 요인이 없지 않기 때문에 오차수정계수에 대한 1의 제약은 ΔS_t 가 종속변수인 경우 항상 기각되어질 것이다. 이는 공매제한과 높은 거래비용을 지닌 현물시장에서 특히 진실일 것이다.

값을 구할 수 없게 된다. 따라서 첫 번째 단계는 각 지수의 자기회귀 표기에서 단위근의 존재에 대한 검정을 포함한다. 단위근 가설의 기각은 정상성을 지지하는데 필요하기 때문에 한 시계열의 정상성 여부를 검정하는 쉬운 방법이다.⁵⁾ 보다 중요한 것으로, 단위근 검정은 Engle-Granger(1987)의 공적분 검정의 필요조건인 그 시계열의 동차적분 여부를 확정하는 것이다.

KOSPI 200 현물가격과 선물가격에 대한 단위근 검정 결과는 <표 1>에 제시되고 있다. Mackinnon(1991)이 제시하고 있는 표본크기 160,533개의 1분간격 관찰치에 대한 비정상성 귀무가설 H_0 의 기각영역을 가진 1%, 5%, 10%의 임계치는 각각 -3.9639, -3.4126, -3.1279이다. 그리고 표본 자료의 정보량에 맞는 ADF 검정 모형을 선택하기 위하여 차분 추가항의 차수를 50개로 두고 1차수씩 감소시키면서 ADF 검정을 실시하였다. 선물가격과 현물가격의 수준변수 시계열에 대해 각각 47와 43개의 차분추가항을 포함할 때가 식 (2)에 의한 AIC값이 가장 낮았다. 그리고 선물가격과 현물가격의 1차 차분 시계열에 대해서는 각각 46과 42개의 차분추가항이 선택되었다.

각 시계열의 수준변수에 대해 단위근검정의 귀무가설이 기각되지 않는다면, 각 시계열의 1차 차분의 시차변수에 대해 회귀시킨다. 만약 각 시계열의 1차 차분의 시차변수에 대해 단위근의 귀무가설이 기각된다면, 그 시계열의 수준은 1차 적분 $I(1)$ 이며 1차 차분은 $I(0)$ 이다.

<표 1>에서 보는 바와 같이, 수준변수에 대한 단위근 검정결과는 시장개설초기인 96년 6월을 제외한 대부분의 만기별 하위기간에서 현물과 선물시계열 자료가 비정상적이라는 귀무가설($H_0: \gamma_1 = 0$)을 기각할 수 없음을 보여준다.

한편, 각 시계열의 1차 차분 시계열 자료를 이용한 단위근 검정결과는 표본전체와 모든 하위기간에 있어 각 시계열의 자료가 비정상적이라는 귀무가설($H_0: \gamma_2 = 0$)을 기각하고 있다. 이는 시계열의 수준변수가 1차 적분되어 있음을 나타내며, 시계열의 정상성을 위하여 1차 차분이 필요함을 의미한다.

2. 장기균형관계 분석

공적분 검정은 각 개별 시계열의 장기구성요소들이 선형결합에 의해 제거되는 지의

5) 수준변수 시계열과 차분변수 시계열의 plot 검토 또는 수준변수 시계열과 차분변수 시계열의 표본자기상관함수(ACF) 등은 정상성을 달성하기 위해 필요한 차분의 정도에 관한 의사결정에는 유익하지만, 빨리 해결되지 않고 종종 어려움에 봉착하게 된다.

<표 1> 시계열의 수준변수와 1차 차분변수에 대한 단위근 검정 결과

구분		수준변수($H_0: \gamma_1 = 0$)				1차 차분변수($H_0: \gamma_2 = 0$)				관찰치
		H_0	AIC	DW	p	H_0	AIC	DW	p	
전체	현물	-1.8304	-3.0961	2.00	43	-60.7864 ^a	-3.0960	2.00	42	160,533
	선물	-1.9562	-1.7555	2.00	47	-58.6865 ^a	-1.75551	2.00	46	
96년 6월	현물	-3.3265 ^b	-6.4063	2.00	38	-13.5234 ^a	-6.4048	2.00	37	6,077
	선물	-3.4383 ^b	-5.6779	2.00	36	-13.6964 ^a	-5.6763	2.00	35	
96년 9월	현물	-2.6493	-6.8521	2.00	11	-26.4442 ^a	-6.8518	2.00	10	16,343
	선물	-2.7138	-5.5241	2.00	45	-19.7235 ^a	-5.5238	2.00	44	
96년 12월	현물	-1.6269	-6.4735	2.00	25	-21.7866 ^a	-6.4735	2.00	24	15,744
	선물	-1.1992	-5.6305	2.00	10	-36.7184 ^a	-5.6305	2.00	9	
97년 3월	현물	-1.6549	-6.4173	2.00	21	-22.0493 ^a	-6.4173	2.00	29	14,712
	선물	-1.9850	-4.6807	2.00	6	-46.5477 ^a	-4.6806	2.00	5	
97년 6월	현물	-1.9311	-6.4713	2.00	24	-26.1992 ^a	-6.4712	2.00	23	15,377
	선물	-2.3174	-5.6285	2.00	8	-40.4402 ^a	-5.6283	2.00	7	
97년 9월	현물	-2.2009	-6.2560	2.00	20	-27.7160 ^a	-6.2558	2.00	19	16,060
	선물	-2.0320	-5.7126	2.00	25	-24.6087 ^a	-5.7125	2.00	24	
97년 12월	현물	-3.4980 ^b	-5.2903	2.00	15	-30.8625 ^a	-5.2896	2.00	14	15,561
	선물	-3.0258	-3.7152	2.00	7	-45.4074 ^a	-3.7148	2.00	6	
98년 3월	현물	-1.8567	-5.0558	2.00	21	-28.9448 ^a	-5.0557	2.00	20	14,109
	선물	-1.7411	-3.6066	2.00	3	-65.3167 ^a	-3.6065	2.00	2	
98년 6월	현물	-2.7007	-6.0416	2.00	46	-17.6553 ^a	-6.0412	2.00	45	15,557
	선물	-2.7199	-4.6555	2.00	47	-17.9784 ^a	-4.6551	2.00	46	
98년 9월	현물	-2.1003	-6.4162	2.00	23	-25.7688 ^a	-6.4161	2.00	22	16,104
	선물	-2.3983	-4.9674	2.00	16	-31.4204 ^a	-4.9671	2.00	15	
98년 12월	현물	-2.9231	-5.7674	2.00	12	-36.4796 ^a	-5.7670	2.00	11	14,889
	선물	-2.8482	-4.7585	2.00	3	-68.0344 ^a	-4.7581	2.00	2	

주) 1) 수준변수 시계열에 대한 ADF검정 모형은 $\Delta Y_{i,t} = \alpha + \beta_i T + \gamma_1 Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{i,t-j} + \mu_{i,t}$ 이고, 1차

차분변수 시계열에 대한 ADF검정모형은 $\Delta^2 Y_{i,t} = \alpha + \beta_i T + \gamma_2 \Delta Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta^2 Y_{i,t-j} + \mu_{i,t}$ 임.

2) ^a, ^b, ^c는 Mackinnon(1991)이 제시한 각 표본크기에 대한 1%, 5%, 10%에서의 귀무가설 기각수준임.

3) AIC는 Akaike information criterion임.

4) DW : Dubin-Watson 통계량.

5) p는 차분추가항임.

여부를 검정하는 것이다. 두 시계열의 선형결합에 의해 각각의 장기구성요소들이 제거된다면, 장기적으로 두 시계열은 함께 움직임을 나타내는 것이다. 따라서 공적분 검정

은 KOSPI 200 현물과 선물가격간의 장기 안정적인 균형관계가 성립하는지를 검정하는 것이다.

<표 2>는 기간별 공적분 회귀식의 오차항에 대한 단위근 검정결과를 나타내고 있다. 각 기간동안 식 (6)에 의해 현물균형가격 오차항 [$Z_t = S_t - (a + bF_t)$]을 생성시킨다. 이때 생성된 오차항들에 대하여 절편과 선형 시간추세를 포함하는 ADF 검정모형으로 장기균형관계를 검정하였다.

<표 2> 공적분 회귀식의 오차항에 대한 단위근 검정결과

구분	$H_0: \theta = 0$	AIC	DW	p
표본전체	-7.3283 ^a	-1.8775	2.00	49
96년 6월	-3.6419 ^b	-5.5723	2.00	42
96년 9월	-3.1970 ^c	-5.3205	2.00	45
96년 12월	-3.4174 ^b	-5.5839	2.00	47
97년 3월	-3.3238 ^c	-5.0557	2.00	46
97년 6월	-1.8667	-5.9469	2.00	48
97년 9월	-3.3738 ^c	-5.8334	2.00	48
97년 12월	-2.4630	-4.0825	2.00	29
98년 3월	-4.5283 ^a	-3.9925	2.00	23
98년 6월	-3.3011 ^c	-4.9511	2.00	47
98년 9월	-4.8741 ^a	-5.3484	2.00	26
98년 12월	-5.2563 ^a	-4.9534	2.00	26

- 주) 1) 검정모형은 $\Delta Z_t = \alpha + \beta T + \theta Z_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Z_{t-j} + \mu_t$ 임.
- 2) ^a, ^b, ^c는 Mackinnon(1991)이 제시한 각 표본크기에 대한 1%, 5%, 10%에서의 임계값 기준이다.
- 3) AIC는 Akaike information criterion 임.
- 4) DW : Durbin-Watson 통계량.
- 5) p는 차분추가항임.

적분검정과 마찬가지로, 차분 추가항의 차수를 50개로 두고 1차수씩 줄여 가면서 ADF 검정을 실시한 결과, 식 (2)에 의한 AIC값은 표본전체 기간동안의 균형가격 오차항에 대하여 차분추가항 p=49일 때, 각 결재월에 있어 96년 6월에 p=42, 96년 9월에 p=45, 96년 12월에 p=47, 97년 3월에 p=46, 97년 6월에 p=48, 97년 9월에 p=48, 97년 12월에 p=29, 98년 3월에 p=23, 98년 6월에 p=47, 98년 9월에 p=26, 98년 12월에 p=26일 때 가장 낮았다. 따라서 이들 차분 추가항에 대해서만 자료를 제시하였으며, ADF 모형이 가정하고 있는 잔차항의 계열상관 유무도 Durbin-Watson 통계량으로 검

정하고 있다.

먼저 표본전체기간에 대한 공적분 검정의 분석 결과를 보면, Mackinnon(1991)이 제시하고 있는 표본 크기 106,533개의 관찰치에 대한 1% 유의수준 임계치 -3.9639보다 높아 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하고 있다. 이는 표본전체기간동안 1분간격 KOSPI 200 현물가격과 선물가격간에 장기균형관계가 성립함을 의미하고 있다. 96년 6월, 96년 9월, 96년 12월, 97년 3월, 97년 9월, 98년 3월, 98년 6월, 98년 9월, 98년 12월에서도 현물과 선물가격간에 장기균형관계가 성립되고 있다. 그러나 외화부족에 의한 유동성 위기에 관한 각종 연구보고서가 발표되었던 시기를 포함하고 있는 97년 6월과 국제통화기금(IMF)에 구제금융을 요청했던 시기인 97년 12월은 선물가격과 현물가격의 생성 메커니즘이 각각 다르게 형성되어 장기균형관계가 성립되지 않은 것으로 보인다. 한편, 어느 기간에 관계없이 ADF 검정모형에서 DW 통계량이 2.00으로 나타나고 있어 잔차항의 계열상관은 존재하지 않았다.

요컨대, KOSPI 200 선물과 현물가격간의 장기 균형 관계에 대한 분석 결과, 만기 97년 6월과 12월 하위기간을 제외한 모든 하위기간에 현물과 선물가격간에 장기균형관계가 성립된다.

3. 기초통계량과 추정결과

1) 기초통계량

시계열의 정상성 분석에서 각 시계열은 1차 적분되어 있으며, 각 시계열에 정상성을 부여하기 위하여 1차 차분이 필요하다. 이는 그 시계열들이 동차 적분되어 있어야 한다는 공적분의 필요조건을 만족시킨다. 그러므로 각 시계열은 아래의 식과 같이 정상성을 위하여 각 가격에 자연대수를 취하고 차분하였다.⁶⁾

$$s_t = \text{Ln } S_t - \text{Ln } S_{t-1}$$

$$f_t = \text{Ln } F_t - \text{Ln } F_{t-1}$$

단, s_t : 현물지수의 수익률(변화율)

f_t : 선물가격의 수익률(변화율)

앞서 언급한 바와 같이 장기균형관계가 성립하지 않는 기간인 만기 97년 6월과 12월

6) 대수변환과 1차 차분을 통한 정상성으로의 변환은 인과관계가 유지되기 때문에 결과에 아무런 영향을 미치지 않는다.

하위기간에는 균형가격 오차항을 고려할 필요가 없는 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용하여 추정하며, 장기균형관계가 성립하는 모든 기간에 대하여 오차수정모형으로 선도-지연계수를 추정하였다.

선물수익률과 현물수익률의 기초통계량은 <표 3>에 제시되고 있다.⁷⁾ 기초통계량은 각 기간동안 1분 간격 수익률의 표본 크기, 평균, 최대값, 최소값, 표준 편차, 왜도, 첨도, 자기상관계수를 포함하고 있다. 먼저 평균을 보면, 전체표본기간동안 주식시장과 선물시장의 약세를 반영하는 負의 수익률을 보여주고 있다. 만기별 하위기간에 따른 수익률의 평균은 97년 6월, 98년 3월, 98년 9월, 98년 12월에 강세시장을 의미하는 正의 값을 지니며, 그 외의 하위기간은 負의 값을 지니고 있어 약세시장을 보여준다. 다음은 수익률의 분포이다. 정규분포의 첨도값이 3인 것과 비교해 볼 때, 현물수익률과 선물수익률 모두 중앙이 급침하고 정규분포보다 두터운 꼬리를 가진 leptokurtic(fat-tailed) 행태를 보여주고 있다.

4개의 시차를 지나는 1분 간격 현물과 선물수익률에 대한 자기상관계수를 보면, 전체기간에 있어 현물수익률의 계열상관은 모든 시차에 있어 1% 수준에서 유의하며, 전체기간의 경우 1차 자기상관계수 0.323, 2차 자기상관계수 0.245 등으로 매우 크고 正의 값을 지니고 있어 KOSPI 200 구성 주식들의 비동시거래가 발견된다. 선물수익률의 계열상관은 전체표본기간동안 모든 시차에 있어 1% 수준으로 유의하나 1차 자기상관계수 -0.012, 2차 자기상관계수 0.026으로 현물수익률의 자기상관계수보다는 상대적으로 작은 값들이며, 1차 자기상관에서 負의 값을 지니고 있어 매입-매도 스프레드 효과가 발생하고 있다.

선물수익률과 현물수익률의 비동시거래와 매입-매도 스프레드 효과 등에 의한 허구적 회귀(spurious regression) 문제를 피하기 위하여 ARMA(p, q) 과정의 여과로 선형종속성의 조정이 필요하며, 본 연구에서는 ARMA(p, q) 과정을 통하여 무상관수익률 오차항(innovations)을 생성하였다. 이렇게 추출된 현물지수 수익률오차항과 선물지수 수익률오차항이 선도-지연관계 분석에 이용된다. 각 지수수익률에 대한 여과결과는 <표 4>에 제시된다.

이러한 절차는 지수 구성주식들의 빈번하지 않은 거래와 매입/매도 호가 차이 때문에 발생하는 현물 및 선물지수 가격변화의 부분을 여과시켜주고 빈번하지 않은 거래

7) 점심휴장시간과 야간휴장시간을 고려하여 야간시간대의 수익률(당일전장개장시간대가격과 전일후장 14시 50분 시간대가격의 변화율)과 점심휴장수익률(당일후장개장시간대가격과 당일전장폐장시간대가격의 변화율)을 0으로 두고 분석하였다.

<표 3> 1분간격 KOSPI 200 선물과 현물수익률에 대한 기초 통계량

A. 표본전체 및 1996년 최근월 선물과 현물수익률

구분	표본전체		96년 6월		96년 9월		96년 12월	
	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물
표본크기	160,532	160,532	6,076	6,076	16,342	16,342	15,743	15,743
평균	-3.8E-06	-3.9E-06	-2.2E-05	-2.0E-05	-7.9E-06	-7.4E-06	-1.16E-05	-1.03E-05
최대값	0.1129	0.0399	0.0078	0.0046	0.013	0.017	0.014	0.009
최소값	-0.1487	-0.0432	-0.0094	-0.0107	-0.011	-0.005	-0.015	-0.008
표준편차	0.0020	0.0010	0.0006	0.0004	0.0007	0.0004	0.001	0.0005
왜도	-0.9901	0.9464	-0.7430	-2.8254	0.2890	5.9267	-0.049	0.2892
첨도	757.26	233.75	37.89	91.56	40.34	259.64	46.92	35.16
자기상관	$\rho(r_t, r_{t-k})$							
k=1	-0.012 ^a	0.323 ^a	-0.002	0.117 ^a	-0.008	0.121 ^a	0.007	0.065 ^a
2	0.026 ^a	0.245 ^a	-0.003	0.144 ^a	0.074 ^a	0.117 ^a	0.024 ^a	0.103 ^a
3	0.018 ^a	0.196 ^a	0.038 ^b	0.177 ^a	0.027 ^a	0.118 ^a	0.021 ^a	0.123 ^a
4	0.015 ^a	0.150 ^a	0.028 ^a	0.151 ^a	0.021 ^a	0.124 ^a	0.013 ^a	0.096 ^a

B. 1997년 최근월 선물과 현물수익률

구분	97년 3월		97년 6월		97년 9월		97년 12월	
	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물
표본크기	14,711	14,711	15,376	15,376	16,059	16,059	15,560	15,560
평균	-3.6E-06	-3.9E-06	1.5E-05	1.24E-05	-8.8E-06	-6.3E-06	-3.5E-05	-3.5E-05
최대값	0.0415	0.0149	0.0153	0.0140	0.0132	0.0096	0.1129	0.0384
최소값	-0.0315	-0.0121	-0.0142	-0.0072	-0.0148	-0.0081	-0.0602	-0.0432
표준편차	0.0014	0.0006	0.0009	0.0006	0.0007	0.0006	0.0031	0.0015
왜도	2.2008	0.4786	0.6479	4.3828	0.0355	0.7545	5.6538	-1.5463
첨도	154.04	105.55	47.67	90.88	39.31	36.34	310.32	184.84
자기상관	$\rho(r_t, r_{t-k})$							
k=1	-0.003	0.210 ^a	0.016 ^c	0.173 ^a	0.044 ^a	0.069 ^a	0.005	0.363 ^a
2	0.055 ^a	0.210 ^a	0.024 ^a	0.162 ^a	0.004 ^a	0.079 ^a	0.026 ^a	0.270 ^a
3	0.024 ^a	0.198 ^a	0.007 ^a	0.175 ^a	0.003 ^a	0.097 ^a	0.010 ^a	0.238 ^a
4	0.025 ^a	0.208 ^a	0.019 ^a	0.156 ^a	0.000 ^a	0.097 ^a	0.025 ^a	0.188 ^a

C. 1998년 최근월 선물과 현물수익률

구분	98년 3월		98년 6월		98년 9월		98년 12월	
	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물
표본크기	14,108	14,108	15,556	15,556	16,103	16,103	14,888	14,888
평균	3.78E-05	3.06E-05	-3.5E-05	-3.4E-05	1.0E-05	2.5E-06	3.2E-05	2.8E-05
최대값	0.1016	0.0399	0.0321	0.0325	0.0587	0.0311	0.0531	0.0324
최소값	-0.0621	-0.0408	-0.0492	-0.0250	-0.0534	-0.0200	-0.0453	-0.0249
표준편차	0.0030	0.0017	0.0020	0.0011	0.0024	0.0012	0.0020	0.0013
왜도	5.1174	2.2624	-1.4659	0.3701	1.2214	1.5338	3.2025	3.1502
첨도	219.54	117.87	77.32	107.24	118.03	81.27	127.33	102.46
자기상관	$\rho(r_t, r_{t-k})$							
k=1	-0.011	0.466 ^a	-0.003	0.258 ^a	-0.029 ^a	0.341 ^a	-0.045 ^a	0.233 ^a
2	0.028 ^a	0.299 ^a	0.025 ^a	0.280 ^a	0.009 ^a	0.269 ^a	0.050 ^a	0.188 ^a
3	0.026 ^a	0.210 ^a	0.012 ^a	0.245 ^a	0.031 ^a	0.194 ^a	0.019 ^a	0.136 ^a
4	0.012 ^a	0.162 ^a	0.031 ^a	0.179 ^a	0.008 ^a	0.132 ^a	0.002 ^a	0.088 ^a

주) 1) ^a, ^b, ^c 는 Q통계 검정에 의한 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준임.

<표 4> ARMA(p, q) 과정에 의한 오차항의 자기상관계수

구분	표본전체		96년 6월		96년 9월		96년 12월		97년 3월		97년 6월	
	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물
ARMA(p, q) 시차	(3,2)	(3,2)	(1,3)	(1,3)	(1,4)	(1,4)	(2,2)	(2,2)	(1,4)	(1,4)	(3,4)	(3,4)
1	0.000	0.001	0.004	0.002	0.000	0.000	-0.002	0.001	0.000	0.008	0.000	0.000
2	0.000	0.000	-0.002	0.002	0.000	0.000	-0.002	0.001	0.000	-0.002	0.000	-0.003
3	0.000	-0.001	0.003	-0.008	0.000	0.001	0.005	0.008	0.000	0.003	0.001	-0.006
4	0.002	-0.004	-0.004	-0.019	-0.009	-0.007	-0.004	-0.022	0.000	-0.001	0.001	0.004
5	-0.007	-0.003	-0.005	0.001	-0.008	0.002	-0.003	0.000	-0.003	-0.004	-0.005	0.002
6	0.003	0.004	0.009	0.013	0.012	-0.007	-0.004	0.009	0.012	-0.002	0.000	-0.007
7	0.002	0.007	-0.018	0.015	-0.003	-0.004	0.002	0.007	0.001	0.002	0.004	0.008
8	0.000	0.001	0.005	0.011	-0.001	0.016	-0.002	-0.007	-0.006	0.007	0.007	0.009
9	-0.001	0.000	0.008	0.013	0.011	-0.006	0.009	-0.004	0.007	0.007	-0.002	0.016
10	0.004	0.001	0.002	0.022	-0.005	0.018	0.014	0.007	0.022	0.000	-0.004	-0.002
11	-0.004	-0.001	0.033	-0.012	0.005	0.015	-0.003	0.017	0.003	0.014	-0.002	-0.009
12	-0.004	-0.001	-0.005	0.023	0.000	-0.005	-0.002	0.001	-0.018	0.000	0.002	-0.010
$Q_{LB}(12)$	16.559	16.329	10.392	13.853	7.368	16.029	5.825	17.066	15.231	6.033	1.741	10.932
p값	(0.12)	(0.18)	(0.58)	(0.31)	(0.83)	(0.19)	(0.93)	(0.15)	(0.23)	(0.91)	(1.00)	(0.54)
관찰치	160,529		6,075		16,341		15,741		14,710		15,373	

<표 4> ARMA(p, q) 과정에 의한 오차항의 자기상관계수(계속)

구분	97년 9월		97년 12월		98년 3월		98년 6월		98년 9월		98년 12월	
	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물
ARMA(p, q)	(1,3)	(1,3)	(2,3)	(2,3)	(3,5)	(3,5)	(2,3)	(2,3)	(3,2)	(3,2)	(3,3)	(3,3)
시차												
1	-0.003	0.005	0.000	0.000	0.000	-0.001	0.000	-0.008	0.000	0.000	0.000	0.001
2	-0.001	0.001	-0.004	0.000	0.000	-0.001	-0.002	0.003	-0.002	0.001	0.000	0.002
3	-0.004	-0.015	0.006	0.010	0.001	0.001	0.000	0.011	0.005	-0.002	0.000	-0.002
4	0.005	0.004	0.008	-0.010	0.002	-0.001	0.014	-0.014	-0.010	0.007	-0.001	-0.006
5	0.006	0.001	-0.022	-0.012	-0.002	-0.003	0.006	-0.012	0.001	-0.004	-0.001	-0.009
6	0.000	0.013	0.000	0.007	0.000	0.004	-0.001	-0.014	0.009	-0.009	0.001	0.014
7	0.014	0.015	0.022	-0.001	0.006	0.001	0.001	0.012	-0.025	0.007	-0.009	0.013
8	0.006	0.012	0.000	0.002	-0.003	0.007	-0.021	0.000	0.001	0.006	-0.008	-0.018
9	0.005	-0.002	-0.008	0.013	-0.001	-0.019	-0.004	0.014	-0.011	-0.010	-0.003	0.008
10	0.005	0.002	0.009	-0.008	-0.003	0.019	0.000	0.001	-0.004	0.008	-0.008	0.003
11	0.014	0.001	0.002	0.007	-0.006	-0.012	-0.019	0.005	-0.013	0.002	-0.018	-0.003
12	0.001	-0.013	-0.005	-0.003	0.000	0.010	0.002	0.012	-0.013	-0.002	-0.016	-0.006
$Q_{LB}(12)$	9.291	15.381	17.014	10.442	1.463	14.661	16.296	18.229	15.738	6.526	12.064	13.880
p값	(0.68)	(0.22)	(0.13)	(0.58)	(1.00)	(0.26)	(0.18)	(0.10)	(0.20)	(0.89)	(0.44)	(0.31)
관찰치	16,058		15,558		14,105		15,554		16,100		14,885	

주) $Q_{LB}(12)$ 통계는 Ljung-Box Q통계량($= T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{T-j}$) 단, k는 시차, r_j 는 j번째 자기상관, T는 관찰치를 의미하며, 12시차에 이르는 모든 계열상관들이 0과 무관하다는 귀무가설을 검정하는 것이다. 검정통계량은 시차수와 동일한 자유도를 가진 χ^2 분포를 따른다.

편의를 감소시키면서 선도-지연 행태에 대한 분석을 가능하게 한다.

2) 모형의 추정결과

여과된 진실한 1분간격 선물수익률과 현물수익률 자료를 이용하여 선도-지연 행태와 장기불균형 상황을 조정하려는 경향, 그리고 시장의 효율성을 살펴본다. 각 모형의 차수선택은 대칭적인 시차계수 조건하의 시차 50, 45, 40, 35, 30, 25, 20, 19, ..., 1 등 내림차순 차수로 측정하여 AIC값이 가장 낮은 차수를 선택하였다. KOSPI 200 선물과 현물수익률간의 선도-지연 관계를 탐지하기 위한 OLS의 모수추정 결과는 <표 5>에 제시된다.⁸⁾

8) ARMA(3, 2)에 의한 시계열 자료의 자기상관성을 여과시킨 후 선도-지연 효과를 검정함에도 불구하고 각 식의 자기상관계수인 θ 값과 δ 값들이 긴 시차에 걸쳐 여전히 통계적으로 유의하다. 이는 분석자료가

식 (4)는 반응변수인 현물지수 수익률오차항에 대하여 장기효과를 나타내는 마지막 기간의 현물지수 균형가격오차⁹⁾와 단기효과를 나타내는 시차를 지니는 현물지수 수익률오차항과 선물지수 수익률오차항을 회귀시키는 것이며, 식 (5)는 반응변수인 선물지수 수익률오차항에 대해 장기효과를 나타내는 마지막 기간의 현물지수 균형가격오차와 단기효과를 나타내는 시차를 지니는 현물지수 수익률 오차항과 선물지수 수익률 오차항을 회귀시키는 것이다.

<표 5>에 제시되고 있는 표본전체기간에 대한 오차수정모형의 추정결과를 보면, 두 가지 흥미로운 현상을 발견할 수 있다. 장기균형의 조정을 나타내는 마지막 기간($t-1$)의 균형오차에 대한 반응변수의 결과를 식 (4)과 식 (5)의 오차수정항(Z_{t-1})의 계수 β_1 과 β_2 를 비교하여 살펴보면, 마지막 기간의 현물지수 균형오차를 수정하려는 다음 기간의 현물지수의 조정(β_1)은 유의한 반면 현물지수 균형오차를 조정하려는 다음 기간의 선물지수의 조정(β_2) 역시 통계적으로 유의하게 나타나고 있다는 것이다. 이러한 반응은 아마도 투자자들이 양 시장간의 아비트라지거래로 시장간에 발생하는 불균형 상황을 조정하고 있음을 보여준다. 두 번째로 현물과 선물시장의 선도-지연 관계이다. 균형오차의 조정과 현물지수의 단기효과를 통제한 후에도, 현물지수 수익률오차항에 대한 선물지수 수익률오차항의 26개의 후행계수 $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{26}$ 는 오차항의 이분산성을 공분산 행렬에 의해 조정한 Newey-West(1987)의 t값이 5%이하의 수준에서 유의하다. 즉 비동시거래, 매입/매도호가차이 등의 노이즈를 제거하여도 현물지수 수익률은 26분 이전의 선물지수 수익률에 의해 설명된다는 것이다. 이는 선물이 현물지수를 선행하고 있음을 의미하는 것이며, 선물시장의 가격발견기능을 나타내는 강력한 증거이다. 그리고 통계적으로 유의한 현물지수 수익률에 대한 단기 시차를 지니는 선물수익률의 부호(sign)를 보면, 한결같이 「正」의 부호를 나타낸다. 이는 투자자들이 주식시장에 투자를 할 때 이전에 형성되었던 선물시장의 가격을 지표로 삼는다는 것을 의미한다. 즉 지수 선물시장의 가격이 오르면(내리면), 주식시장의 가격도 오를(내릴) 것이라는 기대심리를 반영하는 것이다.

식 (5)의 추정에 의한 주식시장의 선도효과이다. 대략 5분전의 현물지수 수익률이 현재 선물시장의 선물 가격변화를 유발시키고 있음을 의미한다. 그러나, 주식시장의 선도

1분 자료에 근거하여 이루어지고 있고, ARMA(p, q)과정에서 parsimony의 차수선택에서 비롯되는 것으로 보여진다.

9) 장기균형관계가 존재하지 않는 97년 6월과 97년 12월 결계월을 지닌 최근월 선물과 현물시계열의 경우 장기균형가격오차항의 계수추정은 제외된다.

<표 5> 하루중 수익률의 선도-지연관계 검정결과(표본전체)

$$s'_t = \alpha_1 + \beta_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i s'_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j f'_{t-j} + e_{s,t} \quad (4)$$

$$f'_t = \alpha_2 + \beta_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i s'_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j f'_{t-j} + e_{f,t} \quad (5)$$

단, s'_t 는 현물지수수익률의 오차항
 f'_t 는 선물수익률의 오차항

식 (4)						식 (5)					
α_1			3.8E-07(0.16)			α_2			-2.1E-07(-0.04)		
β_1			-7.0E-06 ^a (-3.67)			β_2			1.2E-05 ^a (2.76)		
θ_1	-0.108 ^a	(-7.48)	γ_1	0.125 ^a	(13.96)	δ_1	-0.048 ^a	(-8.09)	λ_1	0.283 ^a	(20.76)
θ_2	-0.079 ^a	(-7.92)	γ_2	0.050 ^a	(8.49)	δ_2	-0.046 ^a	(-9.26)	λ_2	0.097 ^a	(9.05)
θ_3	-0.050 ^a	(-6.69)	γ_3	0.027 ^a	(6.14)	δ_3	-0.024 ^a	(-4.90)	λ_3	0.037 ^a	(4.03)
θ_4	-0.039 ^a	(-5.76)	γ_4	0.021 ^a	(5.34)	δ_4	-0.010 ^b	(-2.23)	λ_4	0.024 ^a	(2.86)
θ_5	-0.034 ^a	(-5.86)	γ_5	0.017 ^a	(5.50)	δ_5	-0.015 ^b	(-2.53)	λ_5	0.019 ^b	(1.97)
θ_6	-0.027 ^a	(-5.11)	γ_6	0.018 ^a	(6.06)	δ_6	-0.002	(-0.51)	λ_6	0.006	(0.56)
θ_7	-0.020 ^a	(-4.21)	γ_7	0.020 ^a	(7.83)	δ_7	-0.001	(-0.14)	λ_7	-0.002	(-0.19)
θ_8	-0.022 ^a	(-4.84)	γ_8	0.012 ^a	(5.40)	δ_8	-0.003	(-0.80)	λ_8	-0.006	(-0.76)
θ_9	-0.022 ^a	(-4.96)	γ_9	0.018 ^a	(8.49)	δ_9	-0.002	(-0.49)	λ_9	-0.001	(-0.17)
θ_{10}	-0.020 ^a	(-4.83)	γ_{10}	0.012 ^a	(5.94)	δ_{10}	0.002	(0.40)	λ_{10}	0.000	(0.03)
θ_{11}	-0.022 ^a	(-4.79)	γ_{11}	0.015 ^a	(7.53)	δ_{11}	-0.004	(-1.16)	λ_{11}	-0.006	(-0.73)
θ_{12}	-0.019 ^a	(-4.29)	γ_{12}	0.011 ^a	(5.11)	δ_{12}	-0.004	(-1.11)	λ_{12}	-0.009	(-1.21)
θ_{13}	-0.017 ^a	(-4.29)	γ_{13}	0.011 ^a	(4.84)	δ_{13}	0.002	(0.49)	λ_{13}	-0.017 ^b	(-2.22)
θ_{14}	-0.019 ^a	(-4.98)	γ_{14}	0.012 ^a	(6.07)	δ_{14}	-0.001	(-0.24)	λ_{14}	-0.004	(-0.57)
θ_{15}	-0.015 ^a	(-4.13)	γ_{15}	0.007 ^a	(3.61)	δ_{15}	0.001	(0.15)	λ_{15}	0.002	(0.36)
θ_{16}	-0.019 ^a	(-4.50)	γ_{16}	0.009 ^a	(4.49)	δ_{16}	0.002	(0.46)	λ_{16}	-0.007	(-0.82)
θ_{17}	-0.015 ^a	(-3.67)	γ_{17}	0.010 ^a	(4.77)	δ_{17}	0.002	(0.41)	λ_{17}	-0.003	(-0.45)
θ_{18}	-0.013 ^a	(-3.20)	γ_{18}	0.009 ^a	(4.09)	δ_{18}	-0.002	(-0.69)	λ_{18}	-0.002	(-0.24)
θ_{19}	-0.014 ^a	(-3.39)	γ_{19}	0.010 ^a	(4.86)	δ_{19}	-0.002	(-0.45)	λ_{19}	-0.013	(-1.52)
θ_{20}	-0.013 ^a	(-3.21)	γ_{20}	0.007 ^a	(2.99)	δ_{20}	-0.003	(-0.69)	λ_{20}	0.001	(0.07)
θ_{21}	-0.012 ^a	(-3.36)	γ_{21}	0.008 ^a	(4.06)	δ_{21}	-0.006	(-1.58)	λ_{21}	0.008	(1.19)
θ_{22}	-0.011 ^a	(-3.09)	γ_{22}	0.011 ^a	(5.22)	δ_{22}	0.003	(0.92)	λ_{22}	0.001	(0.23)
θ_{23}	-0.007 ^b	(-1.96)	γ_{23}	0.008 ^a	(4.26)	δ_{23}	-0.003	(-0.82)	λ_{23}	0.005	(0.75)
θ_{24}	-0.009 ^b	(-2.33)	γ_{24}	0.005 ^a	(3.11)	δ_{24}	0.000	(0.13)	λ_{24}	-0.001	(-0.16)
θ_{25}	-0.005	(-1.53)	γ_{25}	0.005 ^a	(2.66)	δ_{25}	-0.002	(-0.58)	λ_{25}	-0.006	(-0.86)
θ_{26}	-0.003	(-0.99)	γ_{26}	0.004 ^b	(2.12)	δ_{26}	-0.001	(-0.28)	λ_{26}	0.001	(0.07)
θ_{27}	-0.003	(-0.78)	γ_{27}	0.003	(1.64)	δ_{27}	0.004	(0.98)	λ_{27}	0.009	(1.10)
θ_{28}	-0.002	(-0.54)	γ_{28}	0.001	(0.43)	δ_{28}	-0.010 ^b	(-2.31)	λ_{28}	0.017 ^b	(2.50)
θ_{29}	-0.003	(-0.84)	γ_{29}	0.003 ^c	(1.65)	δ_{29}	-0.005	(-1.39)	λ_{29}	0.002	(0.39)
θ_{30}	-0.004	(-1.42)	γ_{30}	0.003 ^c	(1.77)	δ_{30}	0.001	(0.36)	λ_{30}	0.017 ^a	(2.71)
$\bar{R}^2 = 0.065$						$\bar{R}^2 = 0.017$					
F통계 = 185.21(0.000)						F통계 = 46.21(0.000)					
D.W. = 2.000						D.W. = 2.000					

주) 1) ()안은 Newey-West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정한 t값임.
 2) ^a, ^b, ^c는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준임.
 3) D.W.는 Durbin-Watson통계량임.

효과는 선물시장의 선도효과보다 지배적이지 않다. 이와 같이 선도효과는 어느 시장이든 간에 일방적인 것이 아니고, 시장간의 피드백효과가 존재함을 알 수 있지만 선물시장의 선도효과가 지배적임을 알 수 있다. 이러한 선도-지연의 행태는 현물시장과 선물시장간에 비대칭적이며, 시장이 비효율적임을 암시하는 것일 수도 있다.

<표 6>은 만기별 하위기간에 대한 모형의 추정결과를 요약한 것이다. 장기균형관계가 성립하지 않은 만기 97년 6월과 12월 기간을 제외한 모든 만기별 하위기간에서 선물가격과 현물가격간에 발생하는 장기균형오차에 대한 조정은 높은 거래비용에도 불구하고 현물시장을 통해서 이루어지고 있다.

<표 6> 만기별 하위기간에 대한 하루중 수익률의 선도-지연관계 검정결과 요약

만기별 하위기간	차수선택	장기효과	단기효과	
			선물의 선도효과	현물의 선도효과
96년 6월	15	현물조정	15분	5분
96년 9월	20	현물조정	20분	2분
96년 12월	12	현물조정	12분	3분
97년 3월	19	현물조정	16분	4분
97년 6월	12	-	12분	3분
97년 9월	25	현물조정	24분	3분
97년 12월	9	-	1분	6분
98년 3월	3	현물조정	2분	2분
98년 6월	13	현물조정	11분	3분
98년 9월	25	현물조정	21분	1분
98년 12월	18	현물조정	18분	1분

만기 97년 12월 기간을 제외한 모든 만기별 하위기간에서 선물의 선도효과가 현물의 선도효과보다 지배적이었으며, 국제통화기금(IMF)에 구제금융을 신청했던 시기가 포함된 만기 97년 12월의 하위기간은 선물의 선도효과보다는 현물의 선도효과가 지배적이었다. 이 기간동안 선물시장은 가격발견 기능을 제공하지 못한 것으로 보인다. 시장이 성숙된 최근의 만기 98년 12월 하위기간에서는 선물의 15분 선도효과와 현물의 1분 선도효과가 발견되어 선물의 선도효과가 지배적이었음을 보여준다.

비교적 강세시장인 만기 97년 6월, 98년 3월, 98년 9월, 98년 12월 기간동안 선물의 선도효과는 평균적으로 13.25분인 반면 그 이외의 약세시장인 만기기간동안 선물의 선도효과는 평균적으로 14.14분 정도이다. 약세시장에서 선물의 선도효과가 강세시장에서

선물의 선도효과보다 크게 나타나고 있다. 이러한 현상은 약세시장 하에서 현물시장의 공매계약이 선물가격과 현물가격간의 괴리를 더욱 크게 하여 선물가격이 현물지수를 더욱 선도하게 하는 요인이 될 수도 있음을 나타내는 것이다.

현물시장의 공매계약효과로 인하여 약세시장 하에서는 이론적으로 선물가격과 현물가격간의 괴리가 더욱 커져 선물의 선도효과가 크게 나타나야 함에도 불구하고, Chan(1992), 이필상·민준선(1997) 등의 실증결과에서는 약세시장 하에서 선물의 선도효과를 발견하지 못하거나 선도효과가 오히려 약해진다고 주장하고 있다. 이들 연구에서는 실제 자료가 아닌 현물지수 수익률의 크기에 따라 단순히 표본정렬에 의하여 강세시장과 약세시장 상황을 구분했기 때문에 이러한 결과가 발생한 것으로 보인다.¹⁰⁾

한편, OLS 추정은 잔차항이 모든 시차에 대해 정규분포를 이루며, 조건부 동분산이고, 계열적으로 무상관이라는 가정을 포함하고 있다. 잔차항이 자기상관을 지니거나 계열적으로 이분산적이라면, OLS 추정은 모수의 분산-공분산 행렬의 편의 추정량을 산출한다. 또한 잔차항이 정규분포를 이루지 않는다면, 모수의 추정은 효율적이지 않을 것이며 전통적인 t검정은 항상 타당하지 않을 것이다.

본 연구에서 잔차항간에 이분산성이 나타나고 있어 Newey-West(1987)의 공분산 행렬에 의해 이분산과 자기상관을 조정한 t값을 이용하였다. 각 모형의 잔차항의 1차 자기상관을 나타내는 D.W. 통계량이 2.00이어서 잔차항의 자기상관은 큰 문제가 되지 않는 것으로 보인다. 따라서 각 모형의 모수추정에 필요한 가정은 어느 정도 만족된다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 주가지수 선물시장이 도입된 1996년 5월 3일부터 1998년 12월 5일 동안 1분 간격 KOSPI 200 선물가격과 현물가격의 거래자료를 이용하여 선물가격과 기초자산가격간의 관계와 상호작용을 검토하였다.

본 연구의 주요 결과를 제시하면 다음과 같다. 첫째, 주가지수 선물시장과 현물시장간에 체계적이고 긴 선도-지연 관계가 발견되었다. 주가지수 선물가격의 변화가 현물가격의 변화를 대략 26분 정도 선도하고 있으며, 대략 5분 정도 현물시장의 선도효과도 발견된다. 따라서 KOSPI 200 선물수익률과 현물수익률간의 선도-지연 관계는 한 시장

10) 만약 현물지수 수익률의 부호와 크기에 따라 정렬하지 않고, 선물 수익률의 부호와 크기에 따라 다섯 개의 집단으로 층화하고 시장의 호재와 악재상황에서의 선도-지연관계를 분석한다면 악재상황하에서 선물의 선도효과가 발견되거나 강하게 나타날 수도 있다.

에서 다른 시장으로의 일방적인 것이 아니라 시장간의 피드백효과가 존재하며, 선물의 선도효과가 지배적인 것으로 보인다. 이러한 선도-지연 현상은 노이즈에 의한 비동시 거래보다는 거래비용과 공매계약 차이 등 각 시장의 제도적 차이에 의해 발생하는 것으로 보여진다. 둘째, 약세시장 하에서 선물의 선도효과가 더욱 크게 나타났다. 이러한 현상은 약세시장 하에서 현물시장의 공매계약이 선물가격과 현물가격간의 괴리를 더욱 크게 하여 선물가격이 현물지수를 더욱 선도하게 하는 요인이 될 수도 있음을 나타내는 것이다. 셋째, 만기별 하위기간 중 97년 6월과 97년 12월을 제외한 기간은 선물과 현물가격간에 장기 안정적인 균형관계가 성립함을 발견하였다. 넷째, ARMA(p, q) 역과를 거친 선물과 현물수익률을 이용하여 97년 6월과 12월은 벡터자기회귀(VAR)모형, 그외의 기간은 오차수정(EC)모형으로 추정하였다. 표본전체기간동안 장기균형오차에 대한 조정은 선물과 현물시장에서 동시에 이루어지고 있으며, 시장간에 발생하는 불균형 상황은 아비트라지 거래로 조정되고 있음이 발견되었다. 각 만기별 모든 하위기간에 있어서는 시장간의 장기 불균형 상황이 현물시장을 통해서 조정되고 있으며, 시장이 성숙된 최근의 만기 98년 12월 하위기간에서는 선물의 15분 선도효과와 현물의 1분 선도효과가 발견되어 선물의 선도효과가 지배적임을 발견하였다.

본 연구의 결과는 기존의 연구방법과는 다른 연구방법인 최근의 공적분 이론을 적용하여 선물가격과 기초자산가격간의 관계와 상호작용을 새롭게 분석했다는 점과 차익거래자나 초단기 투기자(scalper)들이 거래체결을 위해 촌각을 다투는 선물시장의 거래행태에서 볼 때, 경제적 의미를 부여할 수 있는 1분 간격 수익률자료를 이용함으로써 시장참여자의 실제 거래에서 표출되는 정형화된 현상을 정확히 파악한다는 점에서 문헌에 기여할 것으로 기대된다.

끝으로 본 연구가 지니고 있는 한계점과 앞으로의 연구방향을 제시하면 다음과 같다. 먼저 본 연구는 체계적인 선도-지연행태의 원인과 현상을 발견하고 있을 뿐 선도-지연행태를 이용한 차익거래의 가능성에 대한 연구까지 나아가지 못하였다. 따라서 향후 연구는 실무적인 차원에서 선도-지연행태를 고려한 차익거래의 가능성에 대한 연구가 진행되어야 할 것으로 보인다. 둘째, 시장간의 선도-지연관계에서 선형성만을 고려함으로써 비선형상에서 나타날 수 있는 선도-지연현상을 고려하지 않았다는 점을 들 수 있다. 예를 들면, Abhyankar(1998)가 보여주었던 선물수익률과 현물수익률의 선도-지연관계에서 비선형 효과이다. 실제 시장에서 가격괴리로부터 차익을 추구하려는 아비트라지 거래자들의 차별적인 거래비용을 고려할 경우 선도-지연관계는 사라진다는 것이다. 따라서 향후 연구에서는 비선형성을 고려한 시장간의 선도-지연 여부를 밝혀

야 할 것으로 본다.

이러한 한계점을 지남에도 불구하고 국내 연구에서 처음으로 1분 수익률을 이용한 선도-지연관계의 발생원인과 행태를 다루고 있다는 점에서 공헌한 바가 크다고 생각되며, 다원화된 금융시장에서 시장참여자의 실제 거래에서 표출되는 정형화된 현상을 다루고 있다는 점에서 제도적 장치나 규제를 마련하거나 시장의 효율성을 위한 정책 결정 등에 중요한 역할을 할 것으로 예상된다.

참 고 문 헌

- 이필상, 민준선, “주가지수선물 수익률과 현물 수익률간의 일중 관계에 관한 연구”, 재무관리연구, 제14권 제1호, 1997, pp.141-169.
- Abhyankar, A., “Linear and Nonlinear Granger Causality : Evidence From the U. K. Stock Index Futures Market,” *The Journal of Futures Markets*, 18, 1998, pp. 519-540.
- Chan, K., “A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market,” *Review of Financial Studies*, 5(1), 1992, pp. 123-152.
- Cornell, B. and K. French, “The Pricing of stock Index Futures,” *The Journal of Futures Markets*, 3, (1983, Spring), pp.1-14.
- Dicky, D. A., and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of American Statistical Association*, 74, 1979, pp.427-431.
- Engle, R. B., and C. W. Granger, “Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55, 1987, pp.251-276.
- Fleming, J., B. Ost diek, and R. Whaley, “Trading Costs and the Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures, and Options Markets,” *The Journal of Futures Markets*, 16, 1996, pp.353-387.
- Granger, C., “Some Recent Developments in A Concept of Causality,” *Journal of Econometrics*, 39, 1988, pp.199-211.
- Granger, C., and P. Newbold, “Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, 2, 1974, pp.111-120.
- Granger, C., “Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross Spectral Methods,” *Econometrica*, 37, 1969, pp.424-438.
- Grunbichler, A., F. Longstaff, and E. Schwartz, “Electronic Screen Trading and the Transmission of Information : An Empirical Examination,” *Journal of financial Intermediation*, 3, 1994, pp.166-187.
- Iihara, Y., K. Kato, and T. Tokunaga, “Intraday Return Dynamics between the Cash and the Futures Markets in Japan,” *The Journal of Futures Markets*, 16, 1996,

pp.147-162.

Jokivuolle, E., "Measuring True Stock Index Value in the Presence of Infrequent Trading," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 1995, pp.455-464.

Kawaller, I. G., P. D. Koch, and T.W. Koch, "The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and S&P500 Index," *Journal of Finance*, 42, 1987, pp.1309-1329.

Lo, A., and MacKinlay, "An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading," *Journal of Econometrics*, 45, 1990, pp.181-211.

Mackinnon, J. G., "Critical Value for Cointegration Tests for in R. F. Engle and C. W. J. Granger, Long-run Economic Relationships," *Oxford University Press*, 1991, pp. 267-276.

Stoll, H. R., and R. E. Whaley, "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 1990, pp. 441-468.

Wahab, M. and M. Lashgari, "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets : A Cointegration Approach," *The Journal of Futures Market*, 13, 1993, pp.711-742.