

국채의 현 · 선물수익률간의 선후행 관계 분석

이 기 환* · 황 두 건**

The Lead-Lag Relationship between Futures and Spot Returns of KTB

Ki-Hwan Lee · Doo-Gun Hwang

< 목 차 >

Abstract	Ⅲ. 실증분석
I. 서 론	Ⅳ. 결 론
Ⅱ. 연구방법 및 모형	참 고 문 헌

Abstract

This paper examines the lead-lag relationship between spot and futures prices of Korea Treasury Bond (KTB) with using daily return data from 29 September 1998 to 18 August 2000. Five kinds of futures are listed on Korea Futures Exchange (KOFEX) since the launching of April 1999. KTB futures grew as an important futures since the listing on KOFEX on 28th September 1999 and now the trade volume of KTB futures is the most among the listed futures. Bank, investment trust, insurance companies and foreigners are major investors of KTB futures. KTB's main financial function is to provide risk management system for mid-term interest rate instrument and also to discover its price in the future. In particular, this study focuses on the function of price discovery of futures over the expected spot price.

The price of KTB futures reflects the future interest level which financial institutions or company experts could predict. Therefore, KTB futures could be seen as suggesting proper price for spot goods market and also it has function of discovering future value of KTB. There is time difference between spot and futures prices of KTB. We utilize unit root test, cointegration test, vector error correction models in order to analyze the

* 한국해양대학교 해운경영학부 부교수, 한국해양대학교 대학원 졸업

relationship between spot and futures returns.

The main finding of this study is that the futures price of KTB leads the spot price of KTB. That is, the futures price leads two days over the spot price. Moreover, two market's lead-lag relationship could be influenced by the trading volume of KTB futures. Then, an empirical analysis of futures prices of June and September 2000 exhibits that the spot price leads the futures price. Therefore, it is argued that there is a feedback relationship between spot and futures of KTB and the infrequent trading has an impact on the relationship between spot and futures prices. Even though the relationship between spot and futures prices is not stable, our finding implies that the discovery function of futures over the expected spot price is working in the Korea Futures Exchange.

In particular, the period of our study is too short to investigate in depth the lead-lag relationship between spot and futures prices. Because of this limitation, we could not examine the difference of two markets's microstructure such as price volatility, trade pattern and so on. Therefore, it is thought that we could not find correct reasons about the lead-lag relationship of two markets. With the passage of KOFEX history, the trading volume and the efficiency of information will be increased with the growth of participants of this market and then we could explore the lead-lag relationship between spot and futures prices of KTB.

I. 서론

현물가격의 변동으로 현물 상품의 거래는 위험에 노출되어 있는데, 이러한 현물거래에 따르는 위험을 관리하는 거래 수단으로 선물 거래가 도입되었다. 최근 많은 종류의 상품거래가 이루어지고 있으며, 특히 금융상품의 선물거래규모는 현물거래를 능가하고 있는 추세이다. 우리 나라에도 1996년 주가지수선물거래가 도입된 후, 1999년 4월 한국선물거래소가 개설되면서 본격적인 선물거래의 시대가 열리게 되었다. 현재 한국선물거래소에서 거래되는 선물상품으로는 원/달러 통화선물 및 옵션, CD금리선물, 국채선물, 금선물 등이다.

특히 본 연구의 대상으로 하고 있는 국채선물은 1999년 9월 28일 한국 선물 거래소가 증장기 금리채권 상품으로 상장한지 1년만에 달러선물과 함께 최고의 거래량을 기록하며 한국 선물 거래소의 주요 상품이 되었다. 물론 기존 금리 선물로 단기금리상품인 CD선물이 있었지만 현물 시장의 취약으로 그 거래가 활발하지 못했다. 하지만 국채 선물 상품은 은행, 투신, 보험, 외국인 등 그 참가 폭이 CD선물에 비해 매우 다양하며, 거래도 가장 활발하게 이루어지고 있다.

국채 선물의 가장 큰 경제적 기능은 국내 금융 시장에도 증장기 금리에 대한 위험 관리수단이 제공된다는 점과 가격 발견 기능을 들 수 있을 것이다. 국채선물의 가격은 선물 시장에 참여하는 금융기관이나 기업 등의 전문가들이 예상하는 미래 어느 시점의 금리 수준 추이를 반영한다고 볼 수 있기에 현물 시장에서의 선도성 기능을 가진다고 볼 수 있고, 이는 선물의 가격 발견 기능이라 할 수 있다. 이런

선후행성의 발생원인은 현물지수들의 비동시적 거래가 선후행관계를 유도할 수 있다는 것이다. 현실적으로 현물지수들은 새로운 정보에 대해 신속히 가격을 조정할 수 있을 정도로 거래가 동시에 그리고 빈번히 이루어지지 않는다. 그 결과, 현물지수의 조정은 새로운 정보에 대해 시간적으로 지연되기 때문에 현물지수는 새로운 정보를 실시간적으로 반영하는 국채선물에 비해 항상 후행할 가능성이 크다. 그리고 거래빈도와 거래량 등으로 표현되는 거래활동의 강도의 상대적인 차이가 양 시장간의 선후행 관계에 영향을 미칠 수 있다. 거래활동의 강도가 낮다는 것은 거래빈도가 낮다는 것을 의미하며, 이 경우 관찰된 현물가격은 진정한 현물가치 보다 후행하게 된다. 따라서, 거래활동의 강도가 높은 시장일 수록 보다 많은 정보가 유입되며, 양 시장간에는 선후행관계가 발생할 수 있다. 그러므로 상품이 상장된 지 1년 정도밖에 안 되는 우리 나라 선물 거래소의 국채선물 과연 그 기능을 수행하고 있는지 연구해 볼 필요성이 있다.

본 연구는 우리 나라 선물 거래소에서 국채선물 상품이 도입된 1999년 9월 28일부터 2000년 9월 18일까지 국채 선물 수익률과 3년 만기 국채 현물 수익률 자료를 이용하여 각 선물수익률과 현물수익률사이의 시간적 상호 연관 관계를 실증 분석하여 선물 시장의 선도성을 밝히는데 목적이 있다. 선물 가격은 미래에 실현될 현물가격을 반영하여 결정되기 때문에 선물가격과 현물가격간에는 선후행 관계가 존재할 수 있다. 국채선물에 관한 선행 연구는 거의 찾을 수 없어 여러 실증연구가 이루어지고 있고, 비슷한 시장인 주가지수 선물에 대한 선행연구를 고찰·비교해 연구에 활용하고 있다.

우선 1984.8~1985.6 및 1987.1~1987.9 기간 동안의 MMI 및 S&P 500지수의 5분 수익률 자료를 이용하여 현선물가격의 선후행 관계를 분석한 Chan(1992)은 그의 연구에서 주가지수 선물가격이 대체로 현물가격을 선행하는 것으로 보고하고 있다. 영국의 FTSE 100 주가지수를 대상으로 연구한 Abhyankar(1995)의 연구결과를 보면, 즉 1986.4.28~1990.3.23 동안 시간별 수익률 자료를 사용한 현선물가격의 일중 선후행관계 분석에서 선물수익률이 현물수익률을 15분 선행하는 것으로 밝혔으며, 한편 현물수익률이 선물수익률을 5분 정도 선행하는 것으로 밝히고 있다.

우리 나라에서의 연구를 보면, 이필상·민준선(1997)은 KOPI 200 주가지수선물시장의 개설 초기 4개월 동안의 주가지수선물과 현물지수의 5분 수익률 자료로 한 일중 선후행 관계의 분석에서 주가지수선물수익률이 현물수익률에 10분 정도 선행하나 15분 후에는 현물수익률이 주가지수선물수익률에 선행하는 피드백현상이 나타나는 것으로 보고하고 있다. 김술·김동석(2000)은 1996년 5월3일부터 1998년 10월 31일까지의 1분 간격 KOSPI 200의 선물가격과 현물가격의 선후관계분석에서 선물가격이 현물가격을 5분 정도 선도하고 있는 것으로 보고하고 있다. 그리고 최근 김태혁·강석규(2000)는 1999년 5월3일부터 1999년 12월5일까지 1분 간격 KOSPI 200의 선물가격과 현물가격의 선후행성의 분석에서 선물의 15분 선도효과와 현물의 1분 선도효과를 발견하여 선물의 선도효과가 지배적임을 밝혔다. 이상에서 살펴본 바와 같이 국내의 시장에서 현물가격과 선물가격의 선후행 분석에서 선물가격이 현물가격을 선도하고 있는 것으로 조사되고 있다.

본 연구에서는 김태혁·강석규(2000) 및 김술·김동석(2000) 등의 주가지수 선물의 선후행성의 분석에 사용되었던 단위근 검정과 공적분 모형, 오차수정모형 등의 연구 모델 등을 활용하여 국채선물과 현물 수익률의 선후행성을 분석하고 있다. 특히 본 연구에서는 공적분 분석과 오차수정모형 등을 주로 활용하여 우리 나라 국채선물 수익률과 현물 수익률간의 선후행 관계를 분석한다. 그런데 거시 시계열

자료는 대부분 불안정하므로 단위근 검정을 통해 정상성 여부를 먼저 확인한 후 불안정하다면 차분해 정상적인 시계열로 만들고 있다. 그리고 공적분 검정을 통해 변수들의 인과관계를 확인하고 장기적 균형 관계를 분석하며, 오차수정모형을 사용하여 선도성을 조사하고 있다.

본 논문의 구성은 제 I장 서론에 이어 제 II장에서는 연구모형 및 연구방법을 논의하고 있으며, 특히 수익률 자료의 분석을 위한 이론적 기초를 설명하고 있다. 제 III장은 선물 수익률과 현물 수익률의 거래 자료를 활용하여 선물과 현물 수익률의 선후행 관계를 실증 분석하고 있다. 끝으로 제 IV장에서는 연구결과의 요약과 시사점 그리고 한계점을 정리하고 있다.

II. 연구방법 및 모형

본 연구는 국제의 선물수익률과 현물수익률 사이의 시간적 상호 연관 관계를 실증 분석, 선물 시장의 선도성을 확인하는 데 목적을 두고 있다. 본 절에서는 시계열 분석에서 직면하는 자료의 불안정성을 해결하는 계량적 분석 방법인 단위근 검정, 공적분 검정 그리고 오차수정추정모형 등에 대해 논의하고자 한다. 그리고 본 연구의 실증분석에 활용되는 모형에 대해서도 살펴보고 있다.

1. 단위근검정

시계열의 정상성을 분석, 만약 단위근을 가진다면 불안정한 시계열이다. 불안정한 시계열로 판별할 경우에는 차분하여 다시 단위근 검정을 통해 정상성을 확인한다. 1차 차분 후에도 단위근이 있다면 앞의 과정을 반복함으로써 분석을 위한 정상적 시계열을 확보한다. 어떤 시차다항식이 단위근을 가진다면 시계열을 이동평균(moving average)형태로 변환시킬 때 과거의 여파가 시간이 경과된 후에도 없어지지 않고 지속적으로 존재함을 알게 된다. 시계열이 단위근을 가진다는 것은 시계열의 시차다항식이 1이라는 근을 가지고 있으며 이는 곧 단위근을 가지는 시계열의 분산이 무한대가 되어 가장 효율적인 예측치란 결국 현재 값이라는 결론에 도달하게 된다. 뿐만 아니라 단위근을 가지는 시계열의 또 다른 중요한 특징은 최소자승법과 같은 전통적인 분석방법을 적용할 경우 통계분석의 결과가 무의미해질 수 있는 허구적 회귀 문제가 있다. 계량 경제학에서는 단위근을 가진 시계열을 확률보행시계열(random walk)이라고도 한다²⁾.

단위근의 개념을 이해하기 위해 먼저 식 (1)과 같은 모형을 고려해 보자.

$$I_t = Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (1)$$

단, u_t 는 평균이 0이고 분산이 σ^2 으로 일정하며 자기 상관이 없다는 가정을 따르는 확률적 오차항이다.

이 때 Y_{t-1} 의 계수가 실제로 1인 경우 단위근 문제, 즉 불안정성 상황에 직면하게 된다. 그러므로 다음의 회귀식 (2)를 시행 실제로 $\rho = 1$ 임을 찾아낸다면, 확률변수 Y_t 가 단위근을 가졌다고 말할 수 있다.

1) 시차연산자의 다항식의 근임.

2) Gujarti (안충영 외 공역)(1998), pp.755-777.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (2)$$

또한 식 (2)는 식 (3)과 같이 표현되기도 한다.

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t = \delta Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (3)$$

여기서 $\delta = (\rho - 1)$ 이고, Δ 는 1차 차분연산자(first-difference operator)이다. 따라서 $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ 이 된다. 이 정의를 사용하면 식 (2)와 (3)은 같은 식이라는 것을 알 수 있다.

만약 δ 가 실제로 0이라면 식 (3)을 식 (4)와 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \dots\dots\dots (4)$$

식 (4)는 랜덤워크 시계열의 1차 차분(= u_t)은 안정적 시계열이라는 것을 의미한다. 이는 u_t 가 가정에 의해 순수하게 임의적이 때문이다.

어떤 시계열이 한번 차분된 후에 그 차분된 시계열이 안정적이라면 차분되기 이전의 랜덤워크 시계열이 1차 차분 되었다고 하고, I(1)이라 표기한다. 일반적으로 시계열이 d번 차분되어야 한다면 d차 차분 되었다고 하고 I(d)로 표기한다.

그러므로 1차 또는 그 이상 적분된 시계열을 분석할 때마다 불안정적인 시계열을 분석하는 것이 된다. 관행적으로 d=0이라면 I(0)확률과정은 안정적인 시계열을 나타내는 것이 된다.

이런 단위근의 검정방법으로는 DF검정법, ADF검정법, PP검정법 등이 있으나 본 연구에서 사용할 검정법은 ADF검정법이다³⁾.

DF검정은 앞의 식 (3) 및 식 (5) 그리고 식 (6)과 같은 형태의 회귀식에 적용되는데 식 (5)와 (6)은 상수항(절편)과 추세항을 각각 포함시킨 것이다. 여기에서 t는 시간 또는 추세변수이다. 각각의 경우에 대해 $\delta = 0$, 즉 단위근이 있다는 것이 귀무가설이 된다.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (5)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (6)$$

$$\text{ADF모형} : \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (7)$$

DF검정은 만약 식 (6)에서 오차항 u_t 가 자기상관이 되어 있다면 식 (6)을 식 (7)과 같이 변형시킨다. 여기에서 $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ 이며 $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$ 등과 같다. 이것은 시차 차분항을 의미한다. 몇 개의 시차 차분항까지 포함되어야 하는가의 결정은 경험적으로 이루어지는데 식 (7)의 오차항 ε_t 가 계열적으로 독립이 될 정도의 시차 차분항들을 포함하게 된다. 이러한 회귀식에서도 귀무가설은 역시 $\delta = 0$ 또는 $\rho = 1$, 즉 1개의 단위근이 존재한다는 것이다.

DF검정이 식 (7)과 같은 모형에 적용될 때 이러한 검정을 Augmented Dickey-Fuller(ADF)검정이라고 한다. ADF검정통계량은 DF통계량과 동일한 점근적(asymptotic)분포를 갖기 때문에 동일한 임계치

3) Dicky and Fuller(1979), pp.427-431.



를 사용할 수 있다. 그러나 이 표가 전적으로 적합하지는 않아서 Mackinnon(1991)이 이 표를 다시 상당한 정도로 확장시켜 놓았다. 그리고 차분 추가항 차수(p)의 결정은 시계열데이터의 평균오차계곱을 줄이기 위하여 차수를 지나치게 늘이면 추정모형의 편의는 줄지만 분산이 늘어나게 된다.

따라서 이러한 문제점을 해결하기 위해서 높은 차수를 택하는데 따르는 벌칙(penalty)을 평균오차제곱행렬의 행렬식에 더한 통계량을 최소화하는 차수를 택한다.

가장 일반적인 방법이 Akaike's Information Criterion(AIC)인데 이것은 최우추정법으로 추정된 모든 모형에 응용될 수 있는 기준이다. 본 연구에서의 AIC의 수치는 통계프로그램에서 제공된 것이다. AIC는 다음과 같다.

$$AIC = \frac{-2 \log L}{n} + \frac{2k}{n} \dots\dots\dots (8)$$

k: 추정할모수의 수 n: 관찰치의 수 log L: log likelihood

$$\text{즉, } -\frac{n}{2} \left[1 + \log(2\pi) + \log \frac{RSS}{n} \right]$$

단, RSS : residual \sum of squares

2. 공적분의 검정

공적분의 유무 확인 후 선물과 현물시계열 자료의 장기적 균형 관계를 확인하는 데 활용되고 있는데, 공적분의 개념은 개괄적으로 다음과 같이 설명할 수 있다. 시계열변수 Y_t 와 X_t 가 모두 I(1)이어서 불안정(nonstationary)이라고 한다면 두 시계열은 모두 시간이 지남에 따라 분산값이 증가하게 된다. 따라서 이들의 선형결합도 역시 불안정적이게 되나, 두 변수 모두 평균값이 증가하기 때문에 그 차가 안정적일 수가 있다. 즉 $u_t = Y_t - rX_t$ 를 I(0)로 해주는 상수 r이 존재할 수 있게 된다. 이는 비록 두 변수가 모두 불안정적이라고 할지라도 그 선형결합은 안정적일 수가 있음을 의미하며, 이와 같이 불안정적인 시계열의 선형결합이 안정적인 경우 두 변수가 공적분 되었다고 말한다.

공적분 개념이 갖는 경제학적 의미는 많은 경우 경제이론들은 두 변수들이 공적분 되어야 한다는 것을 의미한다. 따라서 공적분의 테스트는 곧 이론의 테스트가 될 수 있다. 시계열 상호간에 공적분이 있으면 그들 사이의 선형결합 후에 남은 잔차항이 안정적이어서 종국에는 그 균형치인 0에 이른다는 결론이 되어 공적분의 존재는 누적적 시계열 사이에 안정적인 상관관계(co-movement)가 있다는 사실을 강하게 지지한다.

공적분 이론은 시계열 자료들에 대하여 각 시계열자료가 정상적이기 위해 적어도 한번 정도는 차분될 필요가 있다하더라도 그 시계열자료들의 선형결합이 차분 없이 정상적이라면 그 변수들은 공적분 되어 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(cointegration)되었다고 한다.

공적분 회귀식(cointegration regression)은 다음의 식 (9)와 같다. 식 (9)의 a와 b는 공적분 모수이며, Z_t 는 공적분 회귀식의 잔차항이다.

$$S_t = a + bF_t + Z_t \dots\dots\dots (9)$$

단, S_t : t시점의 현물가격

F_t : t시점의 선물가격

이러한 공적분의 검정방법에는 DF 또는 ADF공적분 검정방법, Phillips-Ouliaris 검정방법, CRDW 검정방법, Johansen 검정방법⁴⁾ 등이 있다. 본 분석에선 회귀방정식의 추정시 얻어진 잔차 Z_t 에 대해 Johansen의 공적분 검정을 실시했다.

이 검정방법이 다른 공적분 검정보다 뛰어난 점은 공적분 검정 뿐만 아니라 공적분 존재시 공적분 모수의 추정과 기타 모형의 설정에 관한 여러 가지 가설 검정까지 수행하고 있다는 장점이 있다.

3. 오차수정모형

장기적 균형 관계가 확인되는 시계열에 한하여 오차수정모형 추정 후 시장의 효율성과 선·후 효과를 밝히는 데 활용된다. 오차수정모형이란 한 기간에 존재하는 불균형의 부분은 다음 기간에서 수정된다는 것이다. Granger-Newbold(1974)가 제시한 바와 같이, 두 시계열이 평균추세 없이 공분산이 정상적이고 공적분 되어 있다면, 허구적 회귀문제가 발생하지 않는 각 시계열의 오차수정모형은 다음과 같다.

$$\Delta S_t = \alpha_1 - \beta_1 Z_{t-1} + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta S_{t-j} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta F_{t-j} + e_{s,t} \dots\dots\dots (10)$$

$$\Delta F_t = \alpha_2 - \beta_2 Z_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta S_{t-j} + \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta F_{t-j} + e_{f,t} \dots\dots\dots (11)$$

$$Z_t = S_t - [a + bF_t] \dots\dots\dots (12)$$

여기서, ΔS_t 와 ΔF_t 는 각각 현물과 선물가격의 1차 차분이며, $e_{s,t}$, $e_{f,t}$ 는 동시간대에서만 상관관계를 지니는 백색잡음과정이다. 식 (10)과 (11)의 적정차수(p와 q)들은 AIC값을 이용하여 결정된다.

식 (10)에서 S_t 의 변화는 각 현물가격과 선물가격의 변화의 시차변수 ($\Delta F_{t,j}$ 와 $\Delta S_{t,i}$)로부터의 두 가지 단기효과와 마지막 기간의 균형오차(Z_{t-1})로부터 장기균형조정효과에 의해 발생한다. 오차수정항에 붙어있는 계수 β_1 은 균형으로부터의 이탈에 대한 단일기간 LHS변수의 반응을 측정하는 것이다. 이 계수가 작다면, 대부분의 조정이 식 (11)의 ΔF_t 에 의해 달성될 것이기 때문에 LHS변수(ΔS_t)는 불균형 상황을 수정하려는 조정경향이 없을 것이다. 장기균형상태가 성립하지 않을 경우, 장기균형조정효과와 계수추정은 생략된다.

오차수정항 (Z_t)은 1기간 시차를 가지고 2개의 식에 포함되며, 오차항시계열의 평균을 0으로 만들게 하는 상수항을 가진 공적분회귀 식 (12)로부터 생성된다.

식 (10)과 (11)에서 일방적인 현물의 선도효과는 모든 계수 γ_j 가 0과 같아야 하고 동시에 λ_i 는 0이 아니어야 한다. 일방적인 선물의 선도효과는 모든 λ_i 는 개별적으로나 결합적으로 0인 반면 γ_j 는 0이 아니어야 한다. 오차수정 시계열은 의미상 현물지수의 오차항(shocks)을 나타낸다.

오컨대 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 조정경

4) Johansen and Juselius(1990), pp169-210.



향을 발견하는 것이다.

또한 각 식 (10), (11)에서 오차수정 계수의 크기는 시장효율성과 관련하여 의미를 지니는데, 근본적으로 완전하게 효율적이고 연속적인 현물과 선물시장에서는 각 시장의 불균형이나 현물과 선물가격간의 불균형은 발생하지 말아야 하며, 대안적으로 경제적 이윤 기회의 신호를 의미하는 불균형은 즉각적으로 완전하게 사라져야 한다. 현물과 선물시장이 효율적이라면 다음과 같은 제약조건이 만족되어야 한다. ① 오차수정계수는 1과 같고, ② 각 오차수정식에서 시차계수는 결합적으로 0이어야 한다⁵⁾.

III. 실 증 분 석

1. 표본자료

본 연구에 사용된 자료는 한국 선물 거래소의 3년 만기 국채선물가격과 한국 은행이 제시한 3년 만기 국채 현물의 일별 수익률을 사용하였다. 분석기간은 1999년 9월 29일부터 2000년 9월 18일까지이다. 선물 시장의 표본은 선물 거래소 결제월에 따라 다음과 같이 구분할 수 있다.

- 1999년 12월물(1999년 9월 29일-1999년 12월 13일)
- 2000년 3월물(1999년 9월 29일-2000년 3월 13일)
- 2000년 6월물(1999년 12월 13일-2000년 6월 19일)
- 2000년 9월물(2000년 3월 15일-2000년 9월 18일)

국채선물의 수익률은 다음과 같이 구했다.

$$P = \frac{C/4}{(1+YTM/4)} + \frac{C/4}{(1+YTM/4)^2} + \dots + \frac{C/4+F}{(1+YTM/4)^{12}} \dots \dots \dots (13)$$

여기서, P : 국채선물거래가격, YTM : 만기수익률⁶⁾, C:쿠폰

2. 기초통계량

<표 3-1>은 1999년 9월 29일부터 2000년 9월 18일까지의 표본 자료들의 기초 통계량이다. 12월물일 경우 현물의 표준편차는 0.2973, 선물의 표준편차는 0.3514로 나타났으며, 평균값은 현물일 경우 8.4500, 선물일 경우 8.6462로 각각 나타났다.

3. 현물과 선물 수익률의 자기상관관계

자기상관관계를 분석하면 시장의 매도매수호가⁷⁾와 불빈번거래 효과⁸⁾의 특성을 파악할 수 있는데

5) 강석규(2000), pp.61-66.

6) 채권의 만기수익률(yield to maturity;YTM)이란 채권으로부터의 수입(쿠폰과 만기 도래시 지불하는 액면가격 포함)의 현재가치를 이의 현재가격과 같게하는 할인율을 말한다. 채권은 크게 나누어 만기일까지 일정액의 쿠폰을 지급하는 '쿠폰채권'(coupon bonds)과 만기일에 액면가격만을 지불하는 '할인채권'(discount bonds 또는 zero-coupon bonds)으로 나눌 수 있다.

7) 상관 계수의 값이 음의 값을 보이면 현재 시점의 수익률과 다음 시점의 수익률이 음의 값을 지니고 있

<표 3-1> 기초통계량

구 분	1999년 12월물		2000년3월물		2000년6월물		2000년9월물	
	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물
표 본 크 기	54	54	97	97	115	115	123	123
평 균	8.4500	8.6462	8.8449	9.2983	8.9966	9.4240	8.4791	8.9073
최 대 값	9.1200	9.4400	9.5800	10.0700	9.5500	10.1900	9.1600	9.7900
최 소 값	7.7000	7.8800	7.7000	8.1400	8.6900	8.7900	7.6900	7.8300
표 준 편 차	0.2973	0.3514	0.3823	1.0662	0.1684	0.31513	0.5148	0.6581
왜 도	-0.3109	0.0680	-0.6538	-6.9631	0.8765	0.2782	-0.2483	-0.2983
첨 도	3.32296	2.6865	3.2907	60.9733	4.8397	2.7997	1.3556	1.4594

불빈번 효과가 보이면 시장의 거래가 활발치 못해 그 반응이 늦은 것으로 볼 수 있다. <표 3-2>에서 상관관계를 보면 현물 선물 두 시장 모두 불빈번거래 효과가 보인다. 선물 수익률의 자기 상관계수는 현물에 비해 작은 값을 보이며 두 시장 모두 시차가 증가함에 따라 그 값이 점점 작아짐을 볼 수 있다. 이것으로 시장의 정보 유입 속도는 늦지만 점차 시간이 흐름으로서 불빈번거래 효과를 해소해 나감을 알 수 있다.

<표 3-2> 자기상관관계 분석결과

시차	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
12월현물	0.853	0.707	0.553	0.444	0.357	0.291	0.263	0.229	0.213	0.181
12월선물	0.787	0.631	0.474	0.382	0.340	0.295	0.291	0.257	0.233	0.153
3월물현물	0.960	0.916	0.861	0.793	0.743	0.695	0.652	0.621	0.598	0.571
3월물선물	0.215	0.209	0.192	0.184	0.176	0.166	0.154	0.142	0.127	0.115
6월물현물	0.918	0.811	0.710	0.602	0.521	0.458	0.375	2.292	0.193	0.074
6월물선물	0.931	0.872	0.818	0.768	0.716	0.673	0.643	0.615	0.582	0.532
9월물현물	0.985	0.964	0.941	0.917	0.892	0.865	0.838	0.811	0.787	0.763
9월물선물	0.979	0.958	0.935	0.910	0.883	0.859	0.832	0.806	0.781	0.757

* 짙은 색의 칸은 유의수준 범위 안에 있음을 의미함.

어 가격이 반대 방향으로 움직이고 있음을 말함.

8) 상관계수가 양의 값을 보일시 현재 시점의 수익률과 다음 시점의 수익률이 양의 상관관계를 지님을 말하는데 이는 이전 시점의 정보가 아직 시장 전체에 반영되지 못함을 뜻함.

4. 수익률의 선도-지연관계 분석

1) 시계열의 정상성에 대한 단위근 검정

단위근 검정을 통해 시계열 중 불안정한 시계열을 확인하여 이를 차분하여 정상적 시계열을 만든다. 다시 말해 단위근 검정은 공적분 검정의 필요조건인 그 시계열의 동차적분 여부를 확정하는 것이다. 일반적으로 어떤 시계열이 한번 차분된 후 그 차분된 시계열이 정상적이라면 이전의 시계열이 1차 차분 되었다고 하고 I(1)로 표기하고 만약 본래의 시계열이 정상적이 되기 위해서 두 번 차분해야 된다면 본래의 시계열이 2차 차분 되었다고 하고 I(2)로 표기한다.

일반적으로 d번 차분 되었다면 d차 차분 되었다고 말하며 I(d)로 표기한다. d=0 이라면 I(0)확률과정은 정상적인 시계열을 말하는 것이며 1차 또는 그 이상의 차분된 시계열을 분석한다면 불안정한 시계열을 분석하는 것이다. 자료에 맞는 ADF 검정 모형을 선택하기 위하여 시차수를 1차수씩 늘이면서 ADF검정을 실시 AIC값이 가장 낮은 시차변수를 선택하였다.

<표 3-3>은 현물과 선물 수익률의 시계열 자료들이 비정상적이란 귀무가설($H_0: \gamma_1=0$)을 대부분 기각할 수 없음을 보여주며, <표 3-4>는 2차 차분된 시계열을 이용한 단위근 검정인데 각 물 전체에 있어 시계열 자료가 비정상적이란 귀무가설($H_0: \gamma_1=0$)을 기각하고 있다. 그러므로 2차 차분된 시계열은 정상적 시계열이라 할 수 있다.

[그림 3-1]부터 [그림 3-16]까지는 원 시계열 자료들과 1차 적분된 시계열 자료들을 보여주고 있다.

<표 3-3> 각 시계열의 원 수준변수에 대한 단위근 검정 결과

$$ADF\text{모형} : \Delta Y_{i,t} = \alpha + \beta_i T + \gamma_1 Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta Y_{i,t-j} + \mu_{i,t}$$

$$H_0 : \gamma_1 = 0$$

구 분		$H_0 : \gamma_1 = 0$	AIC
1999년 12월	현물	-1.532	-1.44
	선물	-2.597	-0.39
2000년 3월	현물	-2.391	-2.28
	선물	-0.205	2.84
2000년 6월	현물	-1.954	-2.84
	선물	-0.958	-1.84
2000년 9월	현물	-1.241	-2.84
	선물	-0.527	-2.32

주) 1) *, **, *** 는 Mackinnon(1991)이 제시한 각 표본크기의 대한 1%, 5%, 10%에서의 귀무가설 기각수준임.

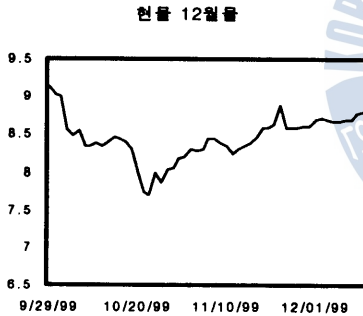
<표 3-4> 각 시계열의 1차 차분변수에 대한 단위근 검정 결과

$$ADF\text{모형} : \Delta^2 Y_{i,t} = \alpha + \beta_i T + \gamma_2 Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta^2 Y_{i,t-j} + \mu_{i,t}$$

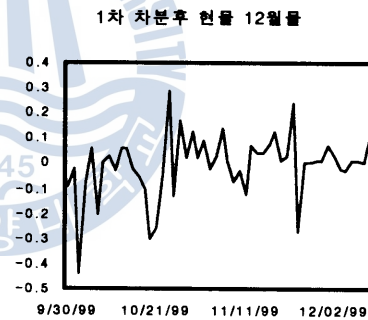
$$H_0 : \gamma_1 = 0$$

구 분		$H_0 : \gamma_1 = 0$
1999년 12월	현물	-3.724*
	선물	-4.573*
2000년 3월	현물	-5.209*
	선물	-12.585*
2000년 6월	현물	-7.215*
	선물	-5.786*
2000년 9월	현물	-5.186*
	선물	-5.227*

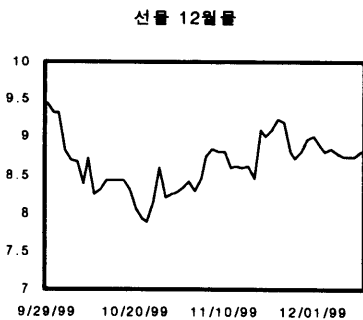
주) 1) *, **, ***는 Mackinnon(1991)이 제시한 각 표본크기의 대한 1%, 5%, 10%에서의 귀무가설 기각수준임



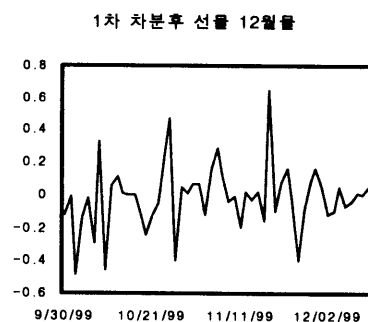
<그림 3-1>



<그림 3-2>

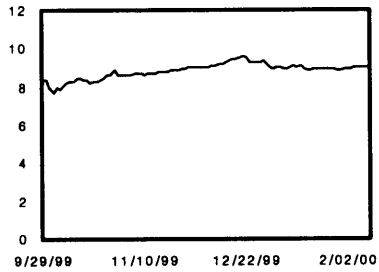


<그림 3-3>



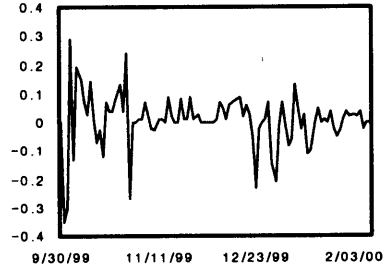
<그림 3-4>

현물 3월물



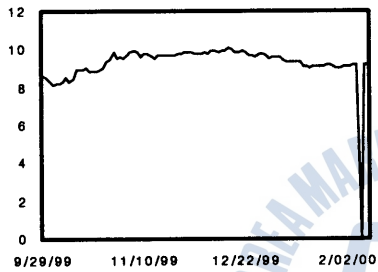
<그림 3-5>

1차 차분후 현물 3월물



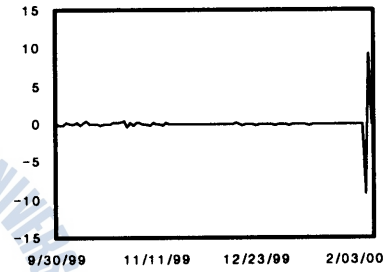
<그림 3-6>

선물 3월물



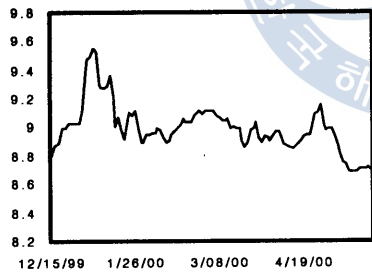
<그림 3-7>

1차 차분후 선물 3월물



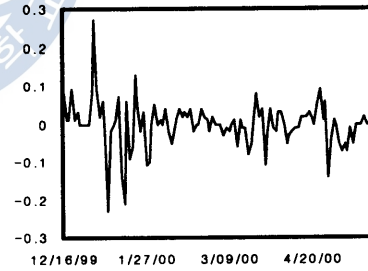
<그림 3-8>

현물 6월물



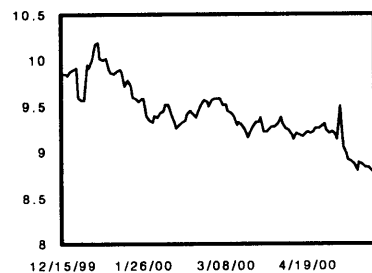
<그림 3-9>

1차 차분후 현물 6월물



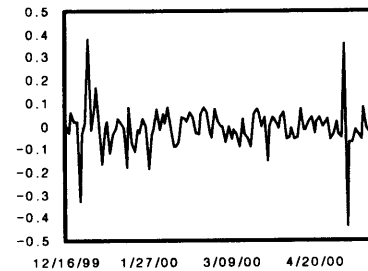
<그림 3-10>

선물 6월물

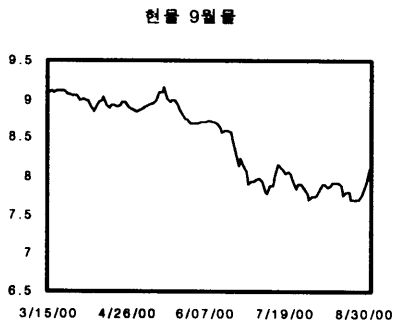


<그림 3-11>

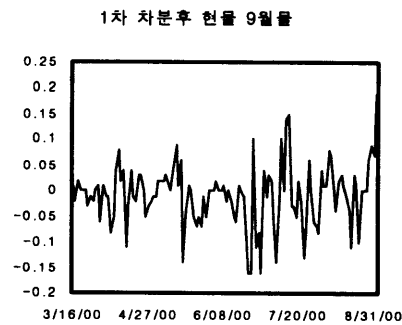
1차 차분후 선물 6월물



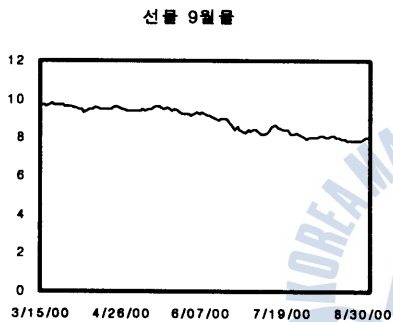
<그림 3-12>



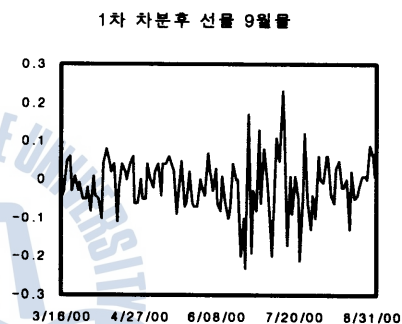
<그림 3-13>



<그림 3-14>



<그림 3-15>



<그림 3-16>

2) 공적분 검정을 통한 장기 균형관계 분석

선물과 현물의 차이가 일시적으로 커질 수는 있으나 이론적으로는 두 변수들이 서로 균형 상태를 유지하며 움직일 것으로 기대된다. 즉 선물과 현물 사이의 차는 일시적으로 커질 수 있지만 이론적으로 그 차이가 무한히 한 방향으로 증가하지 않고 장기적 측면에서 평균적으로 회귀해야 한다. 이를 공적분 관계라 말한다.

그러므로 본 분석을 통해 국채선물과 현물선물 수익률간의 장기적 균형관계를 검정할 수 있다. 여러 가지 검정 방법이 있으나 본 연구에선 Johansen의 공적분 검정 결과를 사용하였다. <표 3-5>를 살펴보면 모든 물에서 공적분이 존재하는 것으로 밝혀져 현물과 선물간의 장기 균형 관계는 성립되고 있다.

3) 오차수정모형의 추정 결과

<표 3-6>에서 <표 3-9>까지의 표들을 살펴보면 오차수정모형에서 단기효과를 나타내는 시차계수 (γ_j 나 λ_j)는 모두 유의 수준이 높게 나타났다. 전반적으로 선물의 선도 효과가 지배적이다. 1999년 12월, 2000년 3월물에서는 선물의 선도효과만 나타났지만 점점 거래량이 커지기 시작하는 2000년 6월, 9월물을 보면 현물의 선도효과 역시 뚜렷이 나타나고 있다. 하지만 표본 자료의 크기가 작아 선물과 현물의 단기 효과를 좀더 명확히 밝히기는 힘들다. 그렇지만 선물 시장의 선도 효과가 일방적인 것이 아

<표 3-5> Johansen공적분 결과

H_1 : 두 계열 사이엔 공적분 벡터가 없다.

H_2 : 공적분 벡터는 하나이다.

기 간	H_1	H_2
1999년 12월	0.552881	0.013933
	30.30154*	0.519147
2000년 3월	0.610017	0.011417
	62.90700*	0.757887
2000년 6월	0.176646	0.053217
	19.42625**	4.265491*
2000년 9월	0.369911	0.007677
	38.97629*	0.639654

*, ** 1%, 5% 유의 수준

년 현물과 선물 이 두 시장간의 피드백 효과가 존재하는 것으로 파악할 수 있다. 장기적 불균형 조정 관계를 살펴보면 3월물과 9월물을 제외한 오차수정항(Z_{t-1})의 계수 β_1 이나 β_2 를 보면, 마지막 기간의 현물의 균형 오차를 수정하려는 다음 기간의 현물 조정(β_1)과 현물균형오차를 조정하려는 다음 기간의 선물 조정(β_2) 둘 다 유의한 것으로 나타났다. 이는 양 시장간의 불균형 상황이 지속적으로 조정되고 있음을 의미한다. 이를 통해 한국 국제 선물 시장이 매우 효율적으로 움직이고 있다는 것을 알 수 있다. 여기서 Newey와 West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정한 t값은 5%안으로 유의하다. <표 3-6>에서 <표 3-9>는 각 월의 오차수정 모형의 추정 결과를 보여주고 있다.

<표 3-10>은 각 월의 선도 지연 관계를 나타낸 것으로 12월과 3월 물은 현물의 선도 효과를 발견해 낼 수 없었고 6월과 9월 물은 선물 현물 모두 선도 효과를 가진 것으로 나타났다. 여기서 주목할 점은 표본 자료인 1999년 12월물과 2000년 3월, 6월, 9월물 모두 2일에서 4일 사이로 선물의 선도 효과가 나타난 것이다.

<표 3-6> 12월물 오차수정 모형의 추정결과

식 10		식 11	
β_1	0.218231(2.73468**)	β_2	-1.669687(-4.67137*)
γ_1	0.609183 (3.04082*)	λ_1	0.310559 (1.19475)
γ_2	0.375823 (2.37957**)	λ_2	0.526584 (1.81701)
γ_3	0.260786 (2.76026*)	λ_3	0.357137 (1.59057)

주: 1) ()안은 Newey와 West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정한 t값임.
 2) *, **은 각각 1%, 5%의 유의수준임.

<표 3-7> 3월물 오차수정 모형의 추정결과

식 10		식 11	
β_1	-0.900256(-5.14804*)	β_2	-0.083099(-0.49830)
γ_1	0.064190 (4.25862*)	λ_1	1.934782 (1.03999)
γ_2	0.063829 (2.82921*)	λ_2	2.835364 (1.89343)
γ_3	-0.032892 (-0.56258)	λ_3	1.490960 (1.14221)

주: 1) ()안은 Newey와 West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정한 t값임.
 2) *, **은 각각 1%, 5%의 유의수준임.

<표 3-8> 6월물 오차수정 모형의 추정결과

식 10		식 11	
β_1	-0.365983(-3.13763*)	β_2	-1.154700(-5.34305)
γ_1	-0.325489 (-3.00039*)	λ_1	-0.411042 (-2.20591**)
γ_2	-0.226562 (-3.22460*)	λ_2	-0.430074 (-2.80353*)

주: 1) ()안은 Newey와 West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정한 t값임.
 2) *, **은 각각 1%, 5%의 유의수준임.

<표 3-9> 9월물 오차수정 모형의 추정결과

식 10		식 11	
β_1	0.255967(1.87295)	β_2	-1.664866(-4.79347*)
γ_1	0.749316 (3.12586*)	λ_1	-0.782889 (-3.11813*)
γ_2	0.863770 (3.94744*)	λ_2	-0.901019 (-3.26846*)
γ_3	0.527878 (2.83260*)	λ_3	-0.527613 (-2.05650**)
γ_4	0.362727 (2.95634*)	λ_4	-0.260280 (-1.29605)

주: 1) ()안은 Newey와 West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정한 t값임.
 2) *, **, 은 각각 1%, 5%의 유의수준임.

<표 3-10> 각 물의 수익률의 선도-지연의 관계

기간	차수 선택	선물의 선도효과	현물의 선도효과
1999년 12월	3	3일	없 음
2000년 3월	3	2일	없 음
2000년 6월	2	2일	2일
2000년 9월	4	4일	3일

IV. 결 론

본 연구는 최근 1년 동안의 일일 간격의 국제 선물 수익률과 현물 수익률 사이의 시간적 상호 연관 관계를 통해 선물 시장의 선도성을 실증 분석하였다. 가격 발견 기능에 대한 연구는 새로운 시장 정보가 현물 시장에 앞서 선물 시장에 유입됨으로써 나타날 수 있는 현물 가격 변동에 대한 선물의 예측 정보의 존재를 다루는 것이다. 이 분석을 위해 단위근 검정, 공적분 검정, 벡터 오차 수정 모형 등을 이용하였다

최근 1년간 4개의 물을 분석한 결과 유의한 선도 효과를 발견해 낼 수 있었으며 거래량이 많아진 2000년 6월과 9월물에선 현물의 선도성도 같이 나타났다. 전반적인 수치는 선물의 선행 효과를 보여 주고 있지만 6월물과 9월물에서부터 현물의 선도성도 두드러지게 나타난 것은 주목할만한 결과이다. 따라서 국제선물시장과 현물 시장간은 피드백(feedback)이 존재하며 불빈번거래의 효과 역시 크게 작용하고 있음을 알 수 있다. 수익률의 선도-지연 관계는 대략 2일 정도 선물 수익률의 선도 효과를 발견 할 수 있었다. 이는 아직 국제선물 시장이 초기 단계라서 안정적이지 못하지만 선물 시장의 가격 발견 기능과 같은 선물 고유의 기능을 조금씩 수행해 나가고 있음을 반증한 좋은 예가 될 것이다.

한편 국내 국제 선물 시장이 태동한지 1년 정도 지난 시점이라 표본 자료의 기간이 매우 짧다. 그래서 표본자료의 문제로 가격의 변동성, 거래량 형태에서 두 시장의 미시 구조적 차이를 자세히 살펴보는 못 했다. 또한 이런 이유로 두 시장간의 관계에 대한 직접적 원인들을 명확히 설명하지 못하고 있는데, 이는 이 연구의 한계이기도 하다.

그런데 한국선물거래소에서 거래가 시작된 지 겨우 1년 정도 경과한 시점에서 국제선물을 활용하여 선물가격과 현물가격의 선행관계에 대한 실증 분석을 통해 현물가격에 대해 선물가격의 선도 효과가 있음을 그리고 국제선물시장이 효율적임을 확인했다는데 점에서 큰 의의를 가지는 것으로 생각된다.

참 고 문 헌

- 강석규(2000), "KOSPI 200 선물시장과 현물시장간 시장정보의 선도지연관계에 관한 연구", 부산대학교 대학원 박사학위논문.
- 김태혁·강석규(2000), "KOSPI 200 하루중 선물수익률과 현물수익률간의 선형인과성에 관한 연구", 재무관리연구, 제17권 1호, 203-226.
- 구본일·엄영호·최완수(1999), "채권시장과 주식시장의 동적 상관성과 가격결정에 관한 연구", 재무연구, 제12권 제2호, 257-277.
- 김명직·장국현(1998), 금융시계열분석, 경문사.
- 김술·김동석(2000), "주가지수선물과 주가지수의 가격발견기능에 관한 실증연구: 공적분과 오차수정 모형", 선물연구, 제7호, 87-115.
- 안충영 외 역(D.N. Gujarti 저)(1998), 기초계량경제학, 진영사.
- 은철수·장호윤(1998), "한국주식시장에서의 주가지수선물과 현물선물시장간의 상호작용에 관한 연구", 한국재무학회 발표논문집, 1-26.

- 이종원(1995), 계량경제학, 전영사.
- 이필상·민준선(1997), "주가지수선물 수익률과 현물수익률간의 일중 관계에 관한 연구", 재무관리연구, 제14권 제1호, 141-169.
- 정재엽·서상구(1999), "주가지수선물시장과 현물시장간의 동적 관련성에 관한 실증적 연구", 재무관리연구, 제16권 제2호, 337-364.
- Abhyankar, A. H.(1995), "Return and volatility dynamics in the FTSE 100 stock index and stock index futures markets", *Journal of Futures Markets* 15, 457-488.
- Chan, K.(1992),"A future analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market", *Review of Financial Studies* 5, 123-152.
- Dicky, D.A. and Fuller, W.A.(1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of American Statistical Association* 74, 427-431.
- Engle, R.B. and Granger, C.W.(1987), "Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing", *Econometrica* 55, 251-276.
- Granger, C. and Newbold, P(1974), "Spurious regression in econometrics", *Journal of Econometrics* 2, 111-120.
- Johansen, S. and Juselius, K.(1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.
- Kawaller, I, Koch. P. and Koch, T.(1987),"The temporal price relationship between S&P 500 futures and volatility in S&P 500 index", *Journal of Finance* 42, 1309-1329.
- Laatsch. F.E. and Schwarz, T.V.(1988), "Price discovery and risk transfer in stock index cash and futures market", *Review of Futures Markets* 7, 273-289.
- MacKinnon, J.G.(1991), "Critical value for cointegration tests for long-run economic relationship", in R.F. Engle and C.W.J. Granger(eds), *Long-run economic relationships: Readings in cointegration*, Oxford University Press, 267-276 .
- Michio, Hatanaka(1998), *Time series based econometrics*, Oxford University Press.
- Newey, W. and West, K.(1987) "A simple positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica* 55, 703-708.
- Wahab, M and Lashgari, M(1993), "Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: A cointegration approach", *Journal of Futures Markets* 13, 711-742.

