經營學碩士 學位論文

우리 나라 국채선물 수익률과 현물 수익률간의 선도-지연관계 분석

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

指導敎授 李 基 煥

2001年 2月

韓國海洋大學校 大學院
海 運 經 營 學 科
黃 斗 建

본 논문을 황두건의 경영학석사학위 논문으로 인준함.

위 원 장 조 성 철 인

위 원 이 근 영 인

위 원 이 기 환 인

2000년 12월

한국해양대학교 대학원

해운경영학과

목 차

표 목 차

그 림 목 차

Abstract

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

Hwang, Doo Gun
Department of Shipping Management
Graduate School, Korea Maritime University

This study is firstly to examine the lead-lag relationship between spot and futures prices of Korea Treasury Bond (KTB) by 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 the KOFEX on 28th September 1999 and now the trade volume of KTB futures is the largest 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 to discover its price in the future as well. In particular, this thesis 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 predicting a proper price for spot goods and plays a role of discovering the 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 examine the relationship between spot and futures returns.

The main finding of this thesis is that the futures price of KTB leads the spot price of KTB. That is, the futures price leads two days prior to the expected 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 are not stable, our finding indicates that the discovery function of futures over the expected spot price is working in the Korea Futures Exchange.

Then, the period of our study is too short to investigate in depth of 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 by the growth of participants of this market and then we could explore more on the lead-lag relationship between spot and futures prices of KTB.

Ⅰ 서 론

1. 연구 동기 및 목적

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, CD(Certificate of Deposit)[1]금리선물, 국채선물, 금선물 등이다

특히 본 연구의 대상으로 하고 있는 국채선물은 1999년 9월 28일 한국 선물 거래소가 중장기 금리 채권 상품으로 상장한지 1년만에 달러선물과 함께 최고의 거래량을 자랑하며 한국 선물 거래소의 주요 상품이 되었다.

물론 기존 금리 선물로 단기금리상품인 CD선물이 있었지만 현물 시장의 취약으로 그 거래가 활발하지 못 했다. 하지만 국채 선물 상품은 은행, 투신, 보험, 외국인 등 그 참가폭이 CD선물에 비해 매우 다양해졌다.

이 국채 선물의 가장 큰 경제적 기능은 국내 금융 시장에도 중장기 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 선-후행성의 발생원인은 현물지수들의 비동시적 거래가 선-후행관계를 유도할 있다. 현실적으로 현물지수들은 새로운 정보에 대해 신속히 가격들 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 선-후행관계에 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 시장일수록 보다 많은 정보가 유입되며, 양 시장간에는 선-후행관계가 발생할 수 있다[2]. 그러므로 상품이 상장된지 1년 정도밖에 안 되는 우리 나

---

1) 양도성예금 증서임.

2) 정재엽 · 선상구(1999), "주가지수선물시장과 현물시장간의 동적 관련성에 관한 실증적 연구", 재무관리연구 제16권 제2호, pp337-364

라 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.

2. 연구의 방법 및 구성

본 연구에서는 공적분 분석과 오차수정모형 등을 이용하여 우리 나라 국채선물 수익률과 현물 수익률간의 선도성을 분석한다. 거시 시계열 자료는 대부분 불안정한 것이기에 단위근 검정을 통해 정상성 여부를 먼저 확인한 후 불안정하다면 차분해 정상적인 시계열을 만들고 공적분검정을 통해 변수들의 인과 관계를 확인 장기적 균형관계를 확인하며, 오차수정모형을 사용하여 선도성을 분석한다.

제1장 서론에 이어 2장에서는 주요국의 국채 선물 거래의 소개와 우리 나라의 국채선물 거래의 제도에 대해 설명하며 선물과 현물간의 선도관계와 관련된 기존 연구를 살펴보고 있다. 3장은 연구 방법으로서 수익률 자료의 분석을 위한 이론적 기초를 설명하고 있다. 4장은 선물 수익률과 현물 수익률의 거래 자료를 활용하여 선물과 현물 수익률을 실증 분석한다. 마지막 5장에선 본 연구 결과를 요약하고 연구 결과의 시사점과 한계점을 제시한다.

II 국채선물제도의 이해 및 선행연구에 대한 고찰

1. 선물거래의 이해

1) 선물거래의 개념

선물거래는 매매계약의 체결과 동시에 상품의 인도와 대금 결제가 이루어지는 현물거래와 달리 매매계약 체결일 부터 일정기간 후 거래 대상물과 대금이 교환되는 거래 형태이다. 일반적으로 선도거래와 경제적 기능은 비슷하나 거래장소, 거래방식, 거래조건 등의 거래 실행의 제도적 측면에서 보면 상이한 특징을 가지고 있다.
제도적 측면의 차이점을 비교하면 <표2- 1>과 같다.

<표2- 1>금융선물거래와 선도거래의 차이

구분	금융선물거래	선도거래
거래장소	거래소	장외시장
거래방식	공개호가(open outcry)	거래자간 협상
거래조건	거래단위, 만기일 등의 표준화	거래 당사자간 결정
거래대상	장내 중개인을 통함	거래 당사자 확인 후 거래
가격형성	시간적 변동	동일 거래시 일회형성
시장조성자	거래소 회원, 중개인	국제금융기관 및 기업
시장참가자	불특정 다수	개인, 소규모 회사는 참가하기 어려움
청산소	있음	없음
일일정산	매일 결제가격으로 손익정산	없음
신용위험	없음	거래쌍방간 신용에 의존
규제	정부, 협회, 거래소 등의 규제	자율 규제

2) 선물거래의 경제적 기능

가장 중요한 기능으로서 첫째, 가격변동위험의 전가(risk shifting)를 들 수 있다. 선물거래를 이용해 가격변동위험을 감수하면서 보다 높은 이득을 취하려는 투기자에게 위험을 전가시킬 수 있다.
둘째, 가격예시기능(price discovery)을 들 수 있다. 선물 가격은 해당 상품의 수요와 공급에 관련된 각종 정보가 집약되어 결정되므로 선물가격은 현재 시점에서 미래의 현물가격에 대한 많은 시장 참가자들의 일치된 의견의 반영이라 할 수 있다.
마지막으로 셋째, 금융상품거래의 활성화기능이 있다. 소액의 증거금만으로 거래가 가능하기에 투자원금에 대한 손익의 레버리지(leverage) 효과가 매우 크다고 볼수 있다. 그 결과 투기성 자금의 시장 유입을 촉진 금융시장을 활성화시킨다.

2. 주요국 거래소의 국채선물의 개요

금융선진국들의 예를 보면 선도금리계약과 같은 장외파생상품이 먼저 도입 발달된 이후 이들 파생 상품 중 거래량이 많은 상품의 일부가 소액 투자자들에게 접근이 용이하도록 하기 위해 금리 선물 상품으로 거래소에 상장되는 것이 일반적이나 우리나라의 경우 장외파생상품의 활용이 거의 없는데 선물거래소가 먼저 설립되어 금리 선물상품을 상장한 특수한 경우이다[3)]

<표2-2> 주요국의 국채선물 제도

	상장상품	결제월주기	결제월수	가상채권의 이표	계약단위
미국	T/Bond	3,6,9,12월	최장3년 (일정치않음)	8%(20년) *2000년부터 6% 인하	$100000 (20년)
영국	Long Gilt	3,6,9,12월	3개	6%(10년)	
일본	JGB	3,6,9,12월	3개	7%(10년)	1억엔
독일	Euro-Bond	3,6,9,12월	3개	6%(10년)	
호주	Commonwealth Gov' T-Bond	3,6,9,12월	2개	12%(3년)	A$100,000

3. 호주 국채선물의 상품 개요

여기서 호주의 경우를 예를 든 이유는 가장 우리나라 국채선물시장 상품과 그 모양이 가장 가깝기 때문이다.

호주의 3년 및 10년 국채선물과 옵션은 고정금리부증권(fixed interest securities)과 이자율 스왑을 헤징하는데 있어서 벤치마크 파생상품으로서의 역할을 하고 있다. 시드니 선물거래소(Sydney Futures Exchange)[4)]는 이들 거래양의 40%를 헤징성으로 또 다른 40%는 투기적 거래로 나머지 20%를 차익거래 및 금융상품 package와 관련된 거래로 추정하고 있다. 투자자별로 구분해 본다면 70%가 국내 기관거래, 20%가 해외 기관거래 나머지 10%가 개인고객 및 local trader들의 거래로 볼 수 있다. SFE는 호주의 국채 선물과 관련하여 만기 3년과 10년짜리 두 가지를 상장하였고 각 선물에 대한 옵션을 상장시켜 놓았다. 호주의 국채선물의 일평균거래량은 3년 채권선물 약 40,000계약, 10년 채권선물은 약 20,000계약 정도이고, 1999년 말 기준 미결제 약정은 3년 채권선물은 148,044계약, 10년 채권선물은 80,658계약이며 앞서 말한 바와 같이 모든 거래는 SYCOM[5)]을 통하여 하루 약 22시간 동안 거래가 이루어진다. 호

3) 박설웅(1999), "국채선물 옵션의 도입과 상품설계방안", 선물시장 11호, pp32-35
4)앞으로 SFE로 표기함.
5) Sydney Computerised Market의 약자로 시드니 선물거래소가 세계 최초로 도입한 장외

주 국채선물은 미국이나 유럽의 실물신수도 방식을 선택하지 않고 현금결제 방식을 적용하고 호가방식이 미국이나 유럽의 경우처럼 채권가격이 아닌 수익률 방식으로 호가하는 것이 가장 큰 특징이다. 이에 따라 Tick Value나 약정금액(Contract value)의 계산을 위해서는 호주 중앙은행(Reserve Bank of Australia)의 채권가격식에 다시 한번 삽입하여야 한다는 번거로움이 따른다. 또한 앞서 언급한 바와 같이 이자율 수준에 따라 Tick value[6]가 달라지게 된다[7].

우리나라는 호주 시드니 선물거래소가 채택한 방식대로 "Fixed Basket[8]"에 편입된 종목의 평균 수익률을 가상채권 가격으로 환산하여 최종결제지수로 사용한다.

<표2-3> 호주 국채선물상품의 개요

구 분	3년(10년)만기 국채 선물 세부사항
거래대상 및 단위	표면금리 12%, 6개월 이표지급방식, 액면가 A$10만의 3년 만기(10년만기) 호주국채(Commonwealth Government Treasury Bonds)
가격표시방법	100-R(R:연 수익률)방식. 최소 가격 변동폭은 0.01로서 Tick Value는 약 A$ 28. 그러나 이자율 수준에 따라 변동(10년 만기의 경우는 최소가격 변동폭이 0.005로서 Tick 가치는 약 A$44 이 또한 이자율 수준에 따라 변동)
결제월주기 및 상장결제월	3, 6, 9, 12월 중 앞선 2개월
최종거래일 및 시간	각 달의 15번째 날의 정오
최종결제가격 산출방법	최종 거래일 9:45, 10:30, 11:15에 각 시간대별로 무작위로 추출된 10개 기관으로보터 호가된 Bid price와 Ask price 중 각각 2개의 높은 호가와 낮은 호가를 빼고 난 뒤 산술평균을 함
최종결제방법 및 결제일	최종 거래일 다음날 현금 결제(Cash Settlement)
거래시간	8:30AM 4:30PM, 5:10PM 7:30AM

시간 전산거래 시스템

6) Tick은 선물 계약의 매입 매도 주문시 제시가격의 최소가격변동단위, 여기서 계약단위(Contract size)를 곱한 값이 Tick Value이다.

7) 강수종(2000), "호주의 시드니 선물거래소", 선물시장, 3월호, pp61-64

8) 신규 결제월물 상장전 시점에서 기발행 현물채권을 지정하여 선물만기일까지 Basket을 고정하는 방식

4. 우리 나라의 국채선물

1) 국채선물의 개요

국채선물이란 명칭은 채권선물의 가격을 결정하는 기준현물이 정부에서 발행한 국가신용등급의 국채이기 때문에 붙여진 명칭이다. 즉, 채권선물이 보다 넓은 뜻에서 채권 전체를 포괄하는 선물이라고 한다면, 국채선물은 좁은 의미로 국채에 한정된 선물거래를 의미한다. 한국선물거래소의 국채선물은 국채 중에서도 가장 발행규모가 크고 시장실세 금리로 발행되는 3년만기 국고채권을 기준현물로 삼고 있다.

거래가 일정시점에 대상물을 사고 팔 것을 미리 약정하는 계약이므로, 국채선물 역시 국채를 미래 시점에서 사고 팔 것을 약정하는 계약을 의미한다. 하지만, 원활한 선물거래와 계약이행의 보장을 위하여 선물거래소가 대상으로 할 채권을 표준화하고 거래방법을 통일하게 된다. 즉, 정부가 발행한 국채일지라도 발행 회차별로 다양한 표면금리와 만기를 가지고 있기 때문에 시장에서 거래되는 가격 (또는 유통수익률)은 각각 큰 차이를 나타내게 된다.

이와 같이 다양한 가격을 갖는 개별 채권을 하나의 선물가격으로 표현하기 위하여 비교기준으로 한국선물거래소의 국채선물은 거래대상으로 연8% 표면금리와 3년만기의 가상채권이라는 개념을 도입하고 있다.

2) 가격결정방법

한국선물거래소는 각 결제월별로 사전에 국채시장에서 실제 거래되고 있는 복수의 국고채권을 지정하게 된다. 그리고 최종거래일에는 이들 국고채권들의 유통수익률을 취합하여 평균 유통수익률을 산출하고 이를 가상채권의 최종결제가격으로 삼는다. 상장하는 국채선물의 가격은 거래소가 미리 발표하는 "복수의 국고채" 들의 수익률과 밀접한 관계를 갖고 움직이게 된다. 물론 이는 증권업협회가 매일 발표하는 3년만기 국고채 유통수익률과도 밀접한 관계를 지니게 되어 있다. 여기서 채권가격은 수익률과 역으로 움직인다는 점만 주의하면 국채선물 가격이 어떻게 움직일 지는 쉽게 예상할 수 있다[9].

9) 임의빈(2000), “국채선물거래”, 월간선물시장, 4월호, pp41-50

국채선물의 거래대상은 표면 금리 연 8%, 3개월 이표지급[10]방식의 3년만기 가상채권이다. 국채시장의 여건상 실물인수도[11]의 채택은 대부분 시장 참여자에게 부담스러워 현금결제방식을 택했다.

<표2-4> 우리 나라 국채선물 상품명세

구 분	세 부 사 항
거 래 대 상	표면금리연 8%, 3개월 이표지급 방식의 3년만기 국고채
거 래 단 위	1억원
결 제 월 주 기	3, 6, 9, 12월
상 장 결 제 월	2개 결제월
가 격 표 시	백분율 (예: 101.50)
최소가격변동폭	0.01 (1tick value = 1억 * 0.01 * 1/100 = 10,000원)
거 래 시 간	9:30 3:00(월~금), 9:30 11:00 (최종거래일)
최 종 거 래 일	최종결제일 직전 1 거래일
최 종 결 제 일	해당 결제월 세번째 수요일
최 종 결 제 가 격	최종거래일의 복수시점에서 산출된 최종결제수익률(r)을 산술평균하여 이를 근거로 산출된 거래대상가격을 소수점 셋째자리에서 반올림하여 결정 최종결제가격 = $\sum_{i=1}^{12} \frac{8/4}{(1+r/4)^i} + \frac{100}{(1+r/4)^{12}}$

10) 이표채란 채권에 이표가 붙어 있어 이자 지급일에 이자가 지급되는 채권
11) 실제 선물거래가 성립된 후 결제시점에서 거래대상 상품을 직접 인도 인수하는 방식

3) 국채이론가격

선물만기일 이전에는 선물가격의 적정성을 평가하기 위하여 선도가격에 근거한 이론가격 산출이 필요하다. 선물계약 만기일의 최종결제가격은 「선도수익률 = 현물수익률」의 현/선물 수렴원칙에 의하여 Basket의 평균수익률을 바탕으로 산출이 가능하다. 여기서 최종결제가격의 기준이 되는 현물 Basket은 최종 결제일 기준 자존 만기 2년 이상, 회차별 발행규모 5000억원 이상, 3개월 이표지급 방식의 국고채 중 거래소가 지정하는 채권으로 구성되며, 거래소는 각 결제월별로 3개 이상의 국고채를 최종결제가격 기준 현물로 지정하여 해당 결제월의 거래 개시일 이전에 발표해야 한다.

① 개별채권의 시장가격 계산: Basket을 구성하고 있는 각 국채의 시장수익률을 이용해서 해당 국채의 시장가격을 구함
② 개별채권의 선도가격 계산: 단기금리가 반영된 보유비용을 이용하여 각 국채의 선도가격을 계산
③ 개별국채의 선도수익률 계산: 개별국채의 선도가격을 위1의 해당 국채의 가격계산 공식에 여산입 함으로써 도출
④ Basket의 선도수익률 계산: ③에서 구한 개별국채의 선도수익률을 단순평균한 수치
⑤ 선물이론가: Basket의 선도수익률을 표준물(표면금리 8%, 3년만기)의 국채가격계산공식에 넣어 산출

5. 선행 연구에 대한 고찰

선물가격은 미래에 실현될 현물가격을 반영하여 결정되기 때문에 선물가격과 현물가격간에는 선-후행 관계가 존재할수 있다. 국채선물에 관한 선행 연구는 거의 찾을 수 없어 여러 사증연구가 이루어지고 있고, 비슷한 시장인 주가지수 선물에 대한 선행연구를 주로 고찰, 비교해 논문에 연구 모형으로 활용하였다.

Chan(1992)은 1984.8 1985.6, 1987.1 1987.9 기간 동안의 MMI 및 S&P 500지수의 5분수익률 자료를 사용하였으며 그 결과 주가지수선물가격이 대체로 현물가격을 선행하다는걸 밝혀 냈다.

Wahab-Lashgari(1993)는 1988년 1월 4일부터 1992년 5월 30일까지의 S&P 500 및 영국의 FT-SE 100 주가지수선물과 현물의 일별 종가를 사용하여 양 시장간의 일중 인과관계를 분석하였다. 그 결과, S&P 500 및 FT-SE 100 주가지수선물가격과 현물가격은 일별로는 대체로 동시에 변화하는 것으로 나타났다. 또한 양 시장간에는 상호 피드백현상이 존재하는 것으로 관찰되었으나, 특이한 점은 현물시장이 주가지수선물시장을 선행하는 경향이 더 심한 것이다

Kawaller- Koch-Koch(1987)는 1984년 3월부터 1985년 12월까지의 S&P 500 지수선물가격과 현물가격의 1분 자료를 사용 양 시장간의 일중 선-후행 관계를 분석하였다. 그 결과, 주가지수선물가격과 현물가격은 대체로 동시에 변화하는 경향이 있으며, 주가지수선물가격의 선행성의 정도는 20분에서 45분 사이에서 유지되었으나 현물가격의 선행성은 1분을 넘지 못했다.

Abhyankar(1995)는 1986년 4월 28일부터 1990년 3월 23일까지의 영국의 FT-SE 100 주가지수의 시간별 수익률 자료를 사용하여, 다중회귀분석을 통해 일중 선-후행 관계를 살펴보았다. 그 결과, 주가지수선물수익률을 선행하는 정도는 5분 정도인 것으로 나타났다.

Laatsch-Schwarz(1988)는 1984년7월24일부터 1986년9월19일까지의 MMI 주가지수선물시장과 현물시장의 분별 가격자료를 사용하여 양 시장간의 일별 및 일중 선-후행관계를 분석하였다. 그 결과, 세 개의 하위분석기간에 따라 다양한 형태의 선-후행관계가 나타났다. 현물주식들의 비동시적 거래를 통제한 경우에도 주가지수선물시장은 여전히 현물시장을 선행하는 것으로 나타났다.

이필상-민준선(1997)은 국내 주가지수선물의 개설 후 4개월 동안의 KOSPI 200 주가지수선물과 현물지수의 5분 수익률 자료를 사용하여 일중 선-후행관계를 살펴보았다. 그 결과, 주가지수선물수익률이 현물수익률에 10분 정도 선행하나 15분 후에는 현물수익률이 주가지수선물수익률에 선행하는 피드백현상이 존재하는 것으로 나타났다.

은철수-장호윤(1998)은 1996.6.14 부터 1997.6.12 까지 KOSPI 200 선물시장과 KOSPI 200 주가지수간의 시간적 연관관계 분석하였다 그 결과 선물시장은 10내지 30분에 걸쳐 현물시장을 선행(Lead)하고 현물시장의 선물시장에 대한 선행은 그 반대의 경우보다 미약하며 현물시장의 가격은 Infrequent Trading이나 Bid-Ask Spread 로부터의 영향으로 실제가격(True Price)을 잘 반영하지 못한 것으로 들어났다.

김태혁-강석규(2000)는 1999년 5월3일부터 1999년 12월5일까지 1분 간격 KOSPI 200D의 선물가격과 현물가격의 선후행성을 분석하였다. 그 결과 선물의 15분선도효과와 현물의 1분 선도효과를 발견하여 선물의 선도효과가 지배적임을 밝혀 냈다.

김인준-김동석-김솔은 1996년 5월3일부터 1998년 10월 31일까지의 1분 간격 KOSPI200의 선물가격과 현물가격의 선후행성을 분석하였다. 그 결과 선물시장이 현물 시장을 5분 선도효과를 발견하였다.

본 연구에선 김태혁-강석규 및 김인준-김솔 등이 주가지수 선물의 선-후행성의 분석에 사용했던 단위근 검정과 공적분 모형, 오차수정모형 등의 연구 모델을 등을 참고해 국채선물 수익률의 선-후행을 분석해 보았다.

Ⅲ 연구 모형 및 연 구 방 법

1. 연구모형

국채 선물수익률과 현물수익률 사이의 시간적 상호 연관 관계를 실증 분석, 선물 시장의 선도성 확인한다.

1) 단위근 검정
시계열의 정상성을 분석, 만약 단위근을 가진다면 불안정한 시계열이다.
불안정한 시계열로 판별날 시에는 차분하여 다시 단위근 검정을 통해 정상성을 확인한다. 1차 차분후에도 단위근이 있다면 앞의 과정을 반복. 이 과정을 거치면서 분석을 위한 정상적 시계열을 확보한다.

2) Johansen 공적분 검정
공적분의 유무 확인 후 선물과 현물시계열 자료의 장기적 균형 관계를 확인한다.

3) 오차수정모형추정
장기적 균형 관계가 확인되는 시계열에 한하여 오차수정모형 추정 후 시장의 효율성과 선·후 효과를 밝혀낸다..

2. 단위근검정

어떤 시차다항식이 단위근을 가진다면 시계열을 이동평균(moving average)형태로 변환시킬시 과거의 여파가 시간이 경과된 후에도 없어지지 않고 지속적으로 존재함을 알게 된다. 시계열이 단위근[12]을 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 통계방법을 적용할 경우 통계분석의 결과가 무의미해질 수 있는 허구적 회귀 문제가 있다. 계량경제학에선 단위근을 가진 시계열을 확률보행시계열(Random walk)이라고도 한다[13]

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

---

12) 시차연산자의 다항식의 근
13) D. N. Gujarti 저,안충영 외 2인 공역(1998),"기초계량경제학",진영사,pp755-777

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad \text{---} \quad (1)$$

단, u_t는 평균균이 0이고 분산이 σ^2으로 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

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

실제로 $\rho = 1$임을 찾아낸다면, 확률변수 Y_t가 단위근을 가졌다고 말할 수 있다.

또한 식 (2)는 식 (3)과 같이 표현되기도 한다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t \quad \text{---} \quad (3) \\ &= \delta Y_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

여기서 $\delta = (\rho - 1)$이고, Δ는 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 쉽게 알 수 있다.

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

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

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

어떤 시계열이 한번 차분된 후에 그 차분된 시계열이 안정적이라면 차분되기 이전의 램덤워크 시계열이 1차 차분되었다고 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 ADF검정법[14]이다

DF검정은 앞의 식 (3) 및 식 (5) 그리고 식 (6)과 같은 형태의 회귀식에 적용되는데 식 (5)와 식 (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.

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

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

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

ADF검정은 만약 식 (6)에서 오차항 u_t가 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 시차차분항을 의미한다. 몇 개의 시차차분항까지 포함되어야 하는가의 결정은 경험적으로 이루어지는데 식 (7)의 오차항 ε_t가 계열적으로 독립이 될 정도의 시차차분항들을 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 임계치를 사용할 수 있다. 그러나 이 표가 전적으로 적합하지는 않아서 Mackinnon(1991)[15]이 이 표를 다시 상당한 정도로 확장시켜 놓았다. 그리고 차분추가항 차수(p)의 결정은 시계열데이터의 평균오차제곱을 줄이기 위하여 차수를 지나치게 늘이면 추정모형의 편의는 줄지만 분산이 늘어나게 된다.

---

14) D.A, Dicky and W.A Fuller(1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", Journal of American statistical association,74,pp427-431

15) J.G, Mackinnon(1991), "Critical value for cointegration tests for in R.F. Engle and C.W.J. Granger, Long-run Economic relationship", Oxford university press, pp.267-276

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.

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

k : 추정할모수의수 $\qquad$ n : 관찰치의수

$\log L$: log *likelihood*

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

단, RSS : *residual* $\sum$ *of squares*

3. 공적분의 검정

공적분의 개념은 개괄적으로 다음과 같이 설명할 수 있다. 시계열변수 Y_t와 X_t가 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[16].

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 차분없이 정상적이라면 그 변수들은 공적분 되어 있음을 설명하는 이론이다. 만약 시계열 S_t와 F_t가 각각 동차 적분되어 있고 그 시계열들의 선형결합이 정상적이라면, 두 시계열 S_t와 F_t는 0차 공적분(cointegration)되었다고 한다. 공적분 회귀식(cointegration regression)은 다음의 식 (9)와 같다. 식 (9)의 a와 b는 공적분 모수이며, Z_t는 공적분 회귀식의 잔차항이다.

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

단, S_t : t시점의 현물가격

F_t : t시점의 선물가격

16) 김우경(1999),"우리나라 수산물 수입함수 추정에 관한 연구", 부경대학교 국제통상물류학과 ,pp18-26

이러한 공적분의 검정방법에는 DF 또는 ADF공적분 검정방법, Phillips-Ouliaris 검정방법, CRDW 검정방법, Johansen 검정방법[17] 등이 있다. 본 분석에선 회귀방정식의 추정시 얻어진 잔차 Z_t에 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.

17) S.Johansen and K.Juselius(1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money" Oxford Bulletion of Economics and Statics,vol52, pp169-210

4. 오차수정모형

오차수정모형이란 한 기간에 존재하는 불균형의 부분은 다음 기간에서 수정된다는 것이다. Granger-Newbold(1974)[18]가 제시한 바와 같이, 두 시계열이 평균추세 없이 공분산이 정상적이고 공적분되어 있다면, 허구적 회귀문제가 발생하지 않는 각 시계열의 오차수정모형은 다음과 같다.

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

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

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

여기서, ΔS_t와 ΔF_t는 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_t의 변화는 각 현물가격과 선물가격의 변화의 시차변수(ΔF_{t-j}와 ΔS_{t-i})로부터의 두 가지 "단기"효과와 마지막 기간의 균형오차(Z_{t-1})로부터 "장기균형조정"효과에 의해 발생한다. 오차수정항에 붙어있는 계수 β_1은 균형으로부터의 이탈에 대한 단일기간 LHS변수의 반응을 측정하는 것이다. 이 계수가 작다면, 대부분의 조정이 식 (11)의 ΔF_t에 의해 달성될 것이기 때문에 LHS변수(ΔS_t)는 불균형 상황을 수정하려는 조정경향이 없을 것이다. 장기균형상태가 성립하지 않을 경우, 장기균형조정효과의 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_j가 0과 같아야 하고 동시에 λ_i는 0이 아니어야 한다. 일방적인 선물의 선도효과는 모든 λ_i는 개별적으로나 결합적으로 0인 반면 γ_j는 0이 아니어야 한다. 오차수정 시계열은 의미상 현물지수의 오차항(shocks)을 나타낸다.

요컨대 오차수정모형에서 단기효과를 나타내는 오차수정모형의 시차계수(γ_j나 λ_i)는 선도-지연 행태를 탐지하는 것이며, 오차수정계수(β_1이나 β_2)는 각 시장의 장기불균형 상황을 수정하려는 조정경향을 발견하는 것이다.

---

18) C.Granger and P.Newbold(1974), "Spurious regression in econometrics", Joural of Econom tric,2,pp 111-120

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 한다[19].

19) 강석규(2000),"KOSPI 200 선물시장과 현물시장간 시장정보의 선도지연관계에 관한 연구" 부산대학교 경영대학원,pp61-66

Ⅳ 실 증 분 석

1. 표 본 자 료

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 나누어진다.

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.[20]

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

여기서, P : 국채선물거래가격, YTM : 만기수익률[21], C:쿠폰

20) 김성우(1999), "선물거래와 옵션거래", 삼영사, pp124- 135

21) 만기수익률(yield to maturity; YTM)

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.

2. 기초통계량

1999년 9월 29일부터 2000년 9월 18일까지의 표본 자료들의 기초 통계량이다.

<표5- 1> 기초통계량

구 분	1999년 12월물		2000년3월물		2000년6월물		2000년9월물	
	현물	선물	현물	선물	현물	선물	현물	선물
표본크기	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
최대값	9.1200	9.4400	9.5800	10.0700	9.5500	10.1900	9.1600	9.7900
최소값	7.7000	7.8800	7.7000	8.1400	8.6900	8.7900	7.6900	7.8300
표준편차	0.2973	0.3514	0.3823	1.0662	0.1684	0.315130	0.5148	0.6581
왜 도	-0.3109	0.0680	-0.6538	-6.9631	0.8765	0.2782	-0.2483	-0.2983
첨 도	3.322969	2.6865	3.2907	60.9733	4.8397	2.7997	1.3556	1.4594

3. 현물과 선물 수익률의 자기상관관계

자기상관관계를 분석하면 시장의 매도매수호가[22]와 불빈번거래 효과[23]의 특성을 파악할 수 있는데 불빈번효과가 보이면 시장의 거래가 활발치 못해 그 반응이 늦은 것으로 볼수 있다.

표 5-2는 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. 이 것으로 시장의 정보 유입 속도는 늦지만 점차 시간이 흐름으로서 불빈번거래 효과를 해소해 나감을 알 수 있다.

<표5-2> 자기상관관계 분석결과

시차	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
12물현물	0.853	0.707	0.553	0.444	0.357	0.291	0.253	0.224	0.211	0.191
12물선물	0.787	0.631	0.474	0.382	0.340	0.295	0.291	0.257	0.239	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	0.208	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 안

4. 수익률의 선도 지연-관계 분석

1) 시계열의 정상성에 대한 단위근 검정

단위근 검정을 통해 시계열을 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 차분되었다고 하고 I(1)로 표기하고 만약 본래의 시계열이 정상적이 되기 위해서 두 번 차분해야 된다면 본래의 시계열이 2차 차분되었

22) 상관 계수의 값이 음의 값을 보이면 현재 시점의 수익률과 다음 시점의 수익률이 음의 값을 지니고 있어 가격이 반대 반향으로 움직이고 있음을 말함

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

다고 하고 I(2)로 표기한다.

일반적으로 d번 차분되었다면 d차 차분되었다고 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 ADF 검정을 실시 AIC값이 가장 낮은 시차변수를 선택하였다.

표 5-3은 현물과 선물 수익률의 시계열 자료들이 비정상적이란 귀무가설($H_0:\gamma_1=0$)을 대부분 기각할 수 없음을 보여주며, 표 5-4는 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.

<표 5-3> 각 시계열의 원 수준변수에 대한 단위근 검정 결과

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

$H_0 : \gamma_1=0$

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 5-4> 각 시계열의 1차 차분변수에 대한 단위근 검정 결과

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

$H_0 : \gamma_1=0$

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 5-1부터 5-16까지는 원 시계열 자료들과 1차 적분된 시계열 자료들을 나타내어 보았다

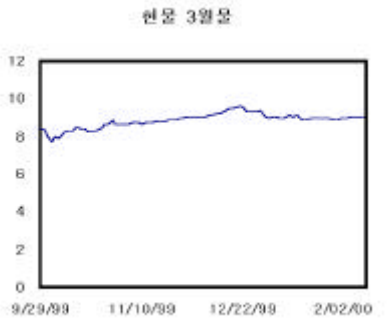
<그림 5-1>

<그림 5-2>

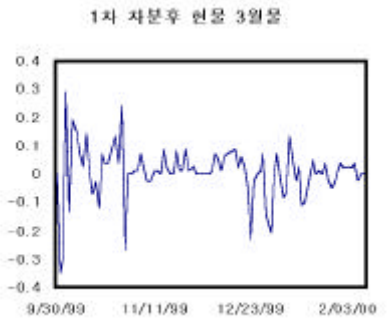
<그림 5-3>

<그림 5-4>

<그림 5-5>

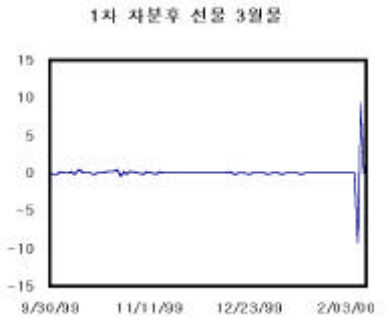


<그림 5-6>

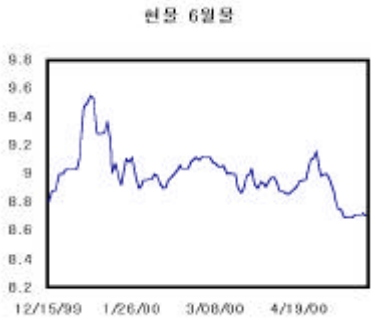


<그림 5-7>

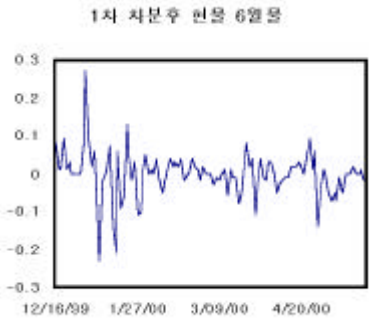
<그림 5-8>



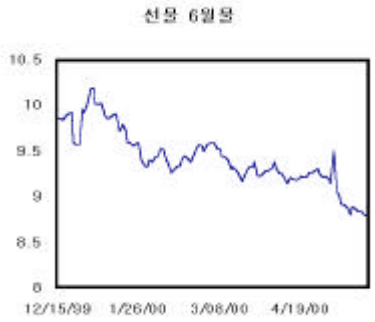
<그림 5-9>



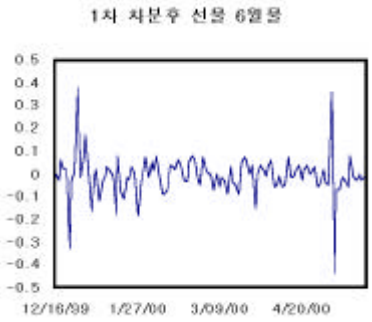
<그림 5-10>



<그림 5-11>

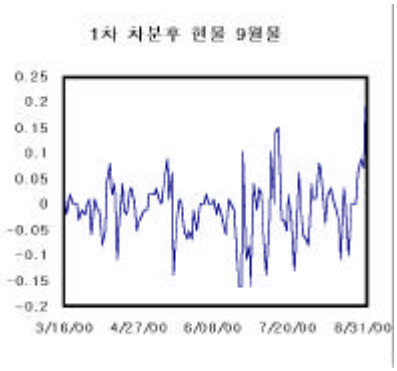


<그림 5-12>

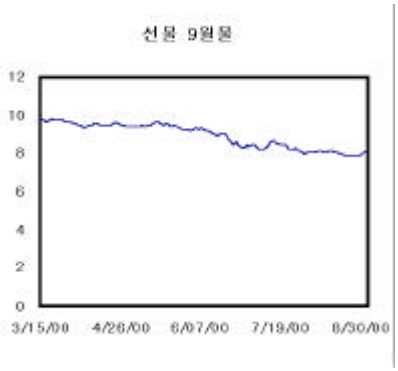


<그림 5-13>

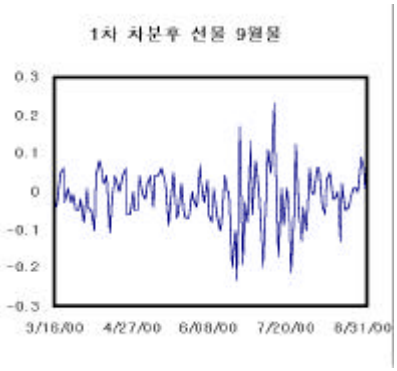
<그림 5-14>



<그림 5-15>



<그림 5-16>



2) 공적분 검정을 통한 장기 균형관계 분석

선물과 현물의 차이가 일시적으로 커질 수는 있으나 이론적으론 두 변수들이 서로 균형 상태를 유지하며 움직이도록 기대된다. 즉 선물과 현물 차이의 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. 표5-5를 살펴보면 모든 물에서 공적분이 존재하는 것으로 밝혀져 현물과 선물간의 장기 균형 관계는 성립되고 있다.

<표5-5>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

3) 오차수정모형의 추정 결과

아래 표들을 살펴보면 오차수정모형에서 단기효과를 나타내는 시차계수(γ_j나 λ_i)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 밝히긴 힘들다. 그렇지만 선물 시장의 선도 효과가 일방적인 것이 아닌 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_1이나 β_2를 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 국

채 선물 시장이 매우 효율적으로 움직이고 있다는 것을 알수 있다.

여기서 Newey와 West(1987)[24]의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정한 t값은 5%안으로 유의하다.

<표5-6>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.

<표5-7>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.

<표5-8>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.

24) W, Newey and K, West(1987) "A simple Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation consistent covariance Matrix", *Econometrica, 55,pp 703-708*

<5-9>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 5-10>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

V 결 론

본 연구는 최근 1년 동안의 일일 간격의 국채 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 거래양이 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 국채선물시장과 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 발견할 수 있었다. 이는 아직 국채선물 시장이 초기 단계라서 안정적이지 못하지만 선물 시장의 가격 발견 기능과 같은 선물 고유의 기능을 조금씩 수행해 나가고 있음을 반증한 좋은 예가 될 것이다.

국내 국채 선물 시장이 태동한지 1년 정도 지난 시점이라 표본 자료의 기간이 매우 짧다. 그래서 표본자료의 문제로 가격의 변동성, 거래량 형태에서 두 시장의 미시구조적 차이를 자세히 살펴보진 못 했다. 또한 이런 이유로 두 시장간의 관계에 대한 직접적 원인들을 정확히 설명하기 힘들었다. 이것은 연구의 한계이기도 하다.

하지만 도입된 지 1년이 지난 시점에 국채 선물의 실증 분석을 통해 선물 시장의 선도 효과가 있으며 효율적인 시장임을 확인했다는데 의의를 둔다.

참 고 문 헌

강석규(2000),“KOSPI 200 선물시장과 현물시장간 시장정보의 선도지연관계에 관한 연구” 부산대학교 대학원 박사학위논문.

강수종(2000), “호주의 시드니 선물거래소”, 선물시장 3월호, pp61-64

구본일 · 엄영호 · 최완수(1999), “채권시장과 주식시장의 동적 상관성과 가격결정에 관한 연구”, 재무연구 제12권 제2호, pp257-277

김명직 · 장국현(1998), 금융시계열분석, 경문사.

김성우(1999), 선물거래와 옵션거래, 삼영사, pp124-135

김솔(2000),“주가지수선물과 주가지수의 가격발견기능에 관한 실증연구: 공적분과 오차수정모형”, KAIST 테크노경영대학원 박사학위논문

김우경(1999),“우리나라 수산물 수입함수 추정에 관한 연구”, 부경대학교 대학원 석사학위논문.

박설웅(1999), “국채선물옵션의 도입과 상품설계방안”, 선물시장 11월호, pp32-35

안충영 외 역(D.N. Gujarti 저)(1998), 기초계량경제학, 진영사, pp755-777

은철수 · 장호윤(1998), “한국주식시장에서의 주가지수선물과 현물선물시장간의 상호작용에 관한 연구”, 한국재무학회 발표논문집, pp1-26

이종원(1995), 계량경제학, 전영사

이필상 · 민준선(1997), “주가지수선물 수익률과 현물수익률간의 일중 관계에 관한 연구”, 재무관리연구 제14권 제1호, pp141-169

이창복 · 윤창현(1999), 금융선물 옵션거래, 한국금융연수원, pp34-52

이영환(1995), **선물거래와 미래의 경영**, **넥서스**, pp139-145

임의빈(2000), "**국채선물거래**", **월간선물시장**, **4월호**, pp41-50

정재엽 · 선상구(1999), "**주가지수선물시장과 현물시장간의 동적 관련성에 관한 실증적 연구**", **재무관리연구 제16권 제2호**, pp337-364

Abhyankar, A. H.(1995), "Return and volatility dynamics in the FTSE 100 stock index and stock index futures markets", *Journal of Futures Markets* 15, pp457-488

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, pp123-152

Dicky, D.A. and Fuller, W.A.(1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of American Statistical Assosiation* 74, pp427-431

Engle, R.B. and Granger, C.W.(1987), "Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing", *Econometrica* 55, pp251-276

Granger, C. and Newbold, P(1974), "Spurious regression in econometrics", *Joural of Econom tric* 2, pp 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 Statistcs* l52, pp169-210

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, pp1309-1329

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, pp273-289

Mackinnon, J.G.(1991), "Critical value for cointegration tests for in R.F. Engle and C.W.J. Granger, Long-run Economic relationship", Oxford University Press, pp267-276

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,* pp703-708.

Wahab, M and Lashgar, M(1993), "Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: A cointegration approach", *Journal of Futures Markets* 13, pp711-742