

# 국채선도금리(Forward rate)의 효율성(Efficiency)에 관한 연구

문규현\* · 홍정호\*\*

## 〈요 약〉

본 연구는 새로운 정보에 대하여 국채선도금리시장(forward market)과 국채 현물시장(spot market) 중 어느 시장이 더 효율적으로 반응하는지에 관한 분석을 실시하였다. 2002년 3월부터 2005년 1월말까지 3개월, 6개월, 9개월 및 1년물 국채선도금리(forward rate)와 각 시계열들의 현물 금리의 수익률 및 변동성자료를 사용하여 그랜저인과관계분석, 충격반응함수 및 분산분해 분석을 실시하였으며 주요 분석결과는 다음과 같다.

먼저 수익률 및 변동성을 이용한 그랜저인과관계분석(Granger causality test)결과에 의하면 국채 선도금리시장이 국채현물시장보다 새로운 정보에 대하여 더 효율적으로 반응하는 것으로 나타났다. 충격반응함수(impulse response analysis)에서도 국채선도금리시장의 국채현물시장에 대한 영향력이 국채현물시장의 국채선도금리시장에 대한 영향력보다 더 강하고 지속적인 것으로 나타났다. 분산분해분석(variance decomposition analysis)에서는 전체적으로 3개월 및 6개월 등 기간이 짧은 국채선도금리 수익률 및 변동성이 기간이 긴 국채선도금리보다 국채현물시장에 대한 영향력이 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다.

이러한 분석결과로부터 새로운 정보에 대하여 국채현물시장보다는 국채선도금리시장이 더 효율적으로 반응하고 있음을 추론해 볼 수 있으며 이는 기존 국내외 주식현물시장과 선물시장들 간의 영향력을 분석한 결과 선물시장의 현물시장에 대한 영향력이 더 강하다는 결과들과 일맥상통하는 것으로 나타났다.

주제어 : VECM 모형, 국채선도금리시장, 시장효율성, 그랜저 인과관계분석, 충격반응함수 및 분산분해분석

논문접수일 : 2005년 11월 18일 논문게재확정일 : 2005년 12월 8일

\* 국립안동대학교 경영학과 교수, E-mail : ghmoon@andong.ac.kr

\*\* 경남대학교 경영학부 교수, E-mail : hong0312@kyungnam.ac.kr

\*\*\* 본 연구는 2005학년도 경남대학교 학술논문게재 연구비 지원으로 이루어졌으며, 세심한 심사평을 해주신 익명의 두분 심사위원에게 깊이 감사드립니다.

## I. 서론

선도시장(forward market) 및 선물시장(futures markets)의 주요 기능 중의 하나는 가격발견(price discovery)기능이다. 본 연구의 목적은 국제선도시장과 국제현물시장간의 상호의존성에 관한 연구를 통해 국제선도시장이 국제현물시장에 대해서 가격발견기능을 가지고 있는지를 분석하는데 있다.

시장효율성의 측면에서 만약 시장에서 거래되고 있는 자본자산들의 가격들이 이용 가능한 모든 정보들을 충분히 잘 반영할 수 있다면 시장은 효율적인 것으로 간주된다. 이러한 시장효율성은 투자자들 사이의 차이거래(arbitrage)를 통해 이루어진다.

효율적인 금융시장에서 거래되고 있는 금융자산들의 가격은 각 경제주체들이 공시하는 새로운 정보들을 매우 빠르게 각 금융자산의 가격에 반영시킨다. 그러나 거래비용, 비동시거래 및 공매제한 등 다양한 시장마찰로 인하여 선도시장과 현물시장(spot market)간에는 선도-지연관계(lead-lag) 관계가 존재하게 된다.

최근 국내 채권금리가 상승하고 금리의 변동성이 증가하고 있는 상황에서 국제선도시장과 국제현물시장간의 상호작용에 관한 이해는 채권시장 참가자들의 투자전략수립 및 자산가격결정, 위험관리전략수립 등에 매우 중요하다.

기존의 연구들이 주로 주식 및 채권선물시장과 현물시장을 이용한 현선물시장간의 가격발견기능에 관한 연구는 많이 이루어져 왔으나 채권선도시장과 채권현물시장간의 가격발견기능에 관한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 따라서 동 연구는 국제선도금리시장과 현물시장간의 상호의존성 및 시장효율성을 분석한 최초의 연구로 보여진다.

주가지수 현선물시장간의 피드백적인 영향력이 존재하고 있음을 보고한 해외연구로는 Ng(1991), Chan(1992), Ghosh(1993), Kawaller, Koch and Koch(1987), Kawaller, Koch and Koch(1990), Chan, Chan and Kalolyi(1991)등의 연구가 있다. 이필상과 민준선(1997)은 KOSPI200주가지수 현·선물시장간의 선도-지연효과 분석결과 현·선물시장간에는 피드백적인 관계가 있음을 제시하였다.

Stoll and Whaley(1990)와 Chan(1992)은 S&P500 및 MMI지수 현·선물 수익률을 이용한 분석에서 선물시장이 현물시장을 선도하고 있음을 보고하였다. Fleming, Ostdiek and Whaley(1996)은 S&P500지수선물시장이 S&P500 및 S&P100지수현물시장을 선도하고 있음을 제시하였다. 또한 Tse(1999)는 다우존스산업평균지수(DJIA) 현물과 선물을 이용한 분석결과 선물시장에서 현물시장으로의 영향력이 더 강한 것으로 제시하였다. Abhyankar(1998)는 FTSE100주가지수 선물시장이 5분내지 15분 FTSE100주가지

수현물시장을 선도하고 있음을 보여주었다. Iihari, Kato and Tokunaga(1996)는 일본 NSA 주가지수 수익률 및 변동성 모두 선물시장이 현물시장을 선도하고 있음을 제시하였다.

한편, Ghosh(1993)는 ECM(error correction model)과 공적분(co-integration)모형을 이용하여 S&P500주가지수현물과 선물시장을 분석한 결과 선물시장의 현물시장에 대한 영향력이 현물시장의 선물시장에 대한 영향력보다 더 강한 것으로 주장하였다. Wahab and Lashgari(1993)도 오차수정모형(ECM : error correction model)을 이용한 결과 S&P500 주가지수현 · 선물시장과 FTSE100주가지수현 · 선물시장간의 선도-지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 선도하는 것 보다는 현물시장의 선물시장에 대한 가격발견기능이 더 큰 것으로 보고하였다.

본 연구는 국채선도금리 수준변수(level variables)와 국채현물 수준변수들사이의 공적분 관계를 고려하여 벡터오차수정모형(VECM : Vector Error Correction Model)을 이용한 그랜저인과관계분석 및 충격반응함수분석, 분산분해분석 등 동태적인 시계열모형들을 이용하여 국채선도금리시장 및 현물시장들간의 상호의존성에 대한 분석을 실시하였다. 실증분석결과 국채선도금리시장이 국채현물시장에 대하여 강한 가격발견기능을 가지고 있는 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제 I 장의 서론에 이어 제 II 장에서는 데이터에 관한 상세한 설명과 기초통계량분석, 단위근검증 및 공적분검증을 실시하였으며, 제 III 장에서는 실증분석에 앞서 주요 연구방법론인 VECM에 대한 설명을 제시하였다. 제 IV 장에서는 KTB 현 · 선물시장간의 상호의존성에 대한 실증분석결과를 제시하였다. 마지막으로 제 V 장에서는 본 연구의 요약 및 결론을 제시하였다.

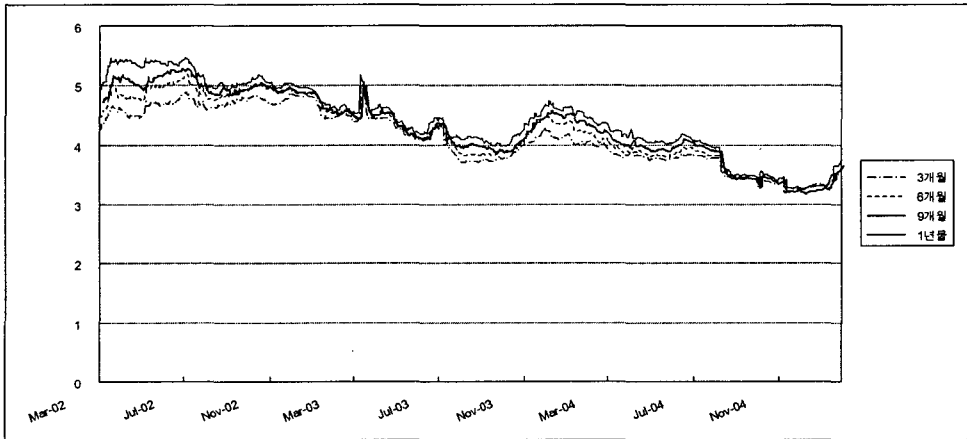
## II. 기초 통계량 분석

### 1. 분석자료

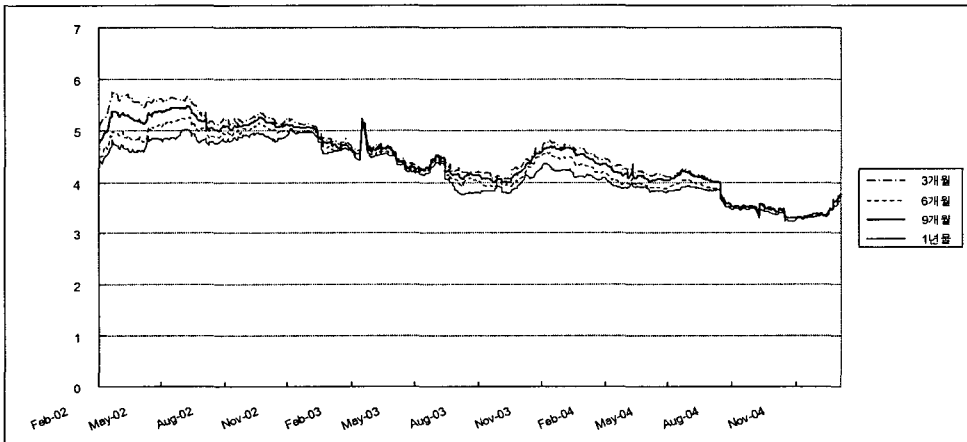
본 연구의 목적은 국채선도금리시장의 국채현물시장간의 상호의존성 분석을 통한 시장효율성을 검증하는데 있다. 이를 위하여 2002년 3월 4일부터 2005년 1월말까지 3개월, 6개월, 9개월 및 1년물 국채선도금리 및 현물금리를 사용하였다. 이들 자료는 한국증권전산으로부터 구하였다. 동 연구에 사용된 국채선도금리 및 현물 수익률 자료는 국채선도금리 및 현물에 로그값을 취한 전일종가와 로그값을 취한 당일종가의 차이 값

으로 하였다. 또한, 국채 현물 및 선도금리의 변동성은 각 국채 현물 및 선도금리 수익률의 제곱을 사용하였다. [그림 1]과 [그림 2]에서 제시되는 바와 같이 분석기간 동안 전반적으로 국채현물 및 선도금리는 하향기조를 유지하다가 2004년말부터는 세계적인 금리인상 등으로 상승추세로 전환되고 있음을 보여주고 있다.

[그림 1] 국채현물(spot rate) 추이



[그림 2] 국채선도금리(Forward rate) 추이



국채선도금리 및 현물시장의 기초통계량에 대한 분석결과가 <표 1>에 제시되어 있다. 국채현물 및 선도시장의 수익률 및 수준변수 모두 정규분포가 아님을 보여주고 있다.

〈표 1〉 기초통계량분석 결과

구 분	3개월물 KTB 현물		3개월 KTB 선도(Foward)	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률
평 균	4.1277	-0.0010	4.2054	-0.0010
중간값	4.0950	+0.0000	4.1600	+0.0000
최대값	5.0000	+0.4800	5.0900	+0.4800
최소값	3.1900	-0.2200	3.2300	-0.1900
표준편차	0.4923	+0.0361	0.5155	+0.0365
왜 도	-0.1250	+2.7855	-0.0908	+2.5822
첨 도	1.8113	+50.9823	+1.8012	+48.4807
J-B	44.2659***	70000.34***	44.0982***	62855.05***

구 분	6개월 KTB 현물		6개월 KTB 선도(Foward)	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률
평 균	4.2395	-0.0012	4.3191	-0.0011
중간값	4.2050	+0.0000	4.3050	+0.0000
최대값	5.1900	+0.4800	5.2600	+0.4800
최소값	3.2300	-0.2000	3.2700	-0.1900
표준편차	0.5488	+0.0353	0.5570	+0.0371
왜 도	-0.1144	+3.0197	-0.1413	+2.9068
첨 도	+1.8290	+54.5077	+1.8965	+46.6137
J-B	42.7076***	80685.54***	38.9225***	58078.74***

구 분	9개월 KTB 현물		9개월 KTB 선도(Foward)	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률
평 균	4.3481	-0.0014	4.4376	-0.0014
중간값	4.3450	+0.0000	4.4100	+0.0000
최대값	5.3400	+0.5500	5.4800	+0.4600
최소값	3.2100	-0.1900	3.2700	-0.2100
표준편차	0.5847	+0.0371	0.6115	+0.0364
왜 도	-0.1744	+4.2450	-0.1496	+2.6484
첨 도	+2.0383	+72.8376	+2.0456	+43.7487
J-B	31.3939***	148481.2***	30.0094***	50655.61***

구 분	1년 KTB 현물		1년 KTB 선도(Foward)	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률
평 균	4.4154	-0.0015	4.5275	-0.0017
중간값	4.3800	+0.0000	4.4600	+0.0000
최대값	5.4700	+0.6000	5.7600	+0.4600
최소값	3.2200	-0.2000	3.2700	-0.2000
표준편차	0.6206	+0.0404	0.6712	+0.0397
왜 도	-0.1175	+4.5124	-0.0426	+2.1527
첨 도	+2.1325	+73.1079	+2.1313	+31.4475
J-B	24.2343***	149897.2***	22.8568***	24834.00***

주 1) \*\*\*는 1% 유의수준을 나타내며 분석기간은 2002년 3월 4일부터 2005년 1월 말까지임.

2) 각 KTB 현물 및 Forward 수익률 :  $[\ln KTB(F)_{c,t} - \ln KTB(F)_{o,t}]$

3) B-J(Bera-Jarque)는 분석 자료의 정규성(normality)을 검정하는 것으로 통계량은

$$B-J = T \left( \frac{Skewness^2}{6} + \frac{(Kurtosis-3)^2}{24} \right) \text{이며 귀무가설 정규성하에서 } \chi^2 \text{ 분포를 따름.}$$

분석기간 동안 각 국채현물금리보다는 국채선도금리가 모두 높은 것으로 나타났다. 단기 현물 및 선도금리보다는 장기 국채현물 및 선도금리가 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 특히 각 국채 현물 및 선도금리 수익률들은 분석기간 동안 모두 음(-)으로 나타났으며 이로부터 우리나라의 금리가 전반적으로 하향기조를 유지함으로써 채권가격이 상승했음을 추론해 볼 수 있다.

변동성의 경우 단기물(3개월물, 6개월물) 국채수익률의 표준편차는 선도시장이, 장기물(9개월물, 1년물) 국채수익률의 표준편차는 현물시장이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 또한 예측한 바와 같이 단기 국채 현물 및 선도금리보다는 장기 국채현물 및 선도금리 수준변수들의 변동성이 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다.

각 국채 현물 및 선도금리 수준변수들의 왜도(skewness)는 모두 음(-)으로 꼬리부분이 왼쪽으로 길어진(skewed to the left) 형태를 보이고 있으나 각 국채 현물 및 선도금리 수익률의 왜도는 모두 양(+)으로 꼬리부분이 오른쪽으로 길어진(skewed to the right) 형태를 보이고 있는 것으로 나타났다. 국채 현물 및 선도금리 수준변수들의 첨도는 모두 3보다 작은 것으로 나타났으나 각 국채 현물 및 선도금리 수익률들의 첨도 값은 모두 3보다 큰 것으로 나타나 정규분포(normal distribution)보다 더 뾰족한 형태를 보여주고 있다.

국채 현물 및 선도금리 시계열들의 정규성(normality)을 검증하기 위한 Bera-Jacque 검증통계량은 1% 수준에서 모두 통계적으로 유의하게 기각되어 국채현물 및 선도금리들의 분포가 정규분포가 아님을 보여주고 있다.

Granger and Newbold(1974)는 회귀분석에 앞서 변수의 안정성을 검증하는 것은 매우 중요하다고 제시하였다. 따라서 본 연구는 국채 현물 및 선물시장간의 상호의존성을 분석하기전에 각 시계열들의 수준변수(level variables)와 수익률 모두에 대하여 단위근(unit root)이 존재하는지를 분석하였다. 이러한 단위근 검증을 위하여 ADF (Augmented Dickey-fuller Test) 및 PP(Phillips-Perron)검증법을 사용하였으며 그 결과가 <표 2>에 제시되어있다. 분석결과 각 시계열들의 수준변수에 대한 단위근 검증은 일관성 있는 결과를 보여주고 있지 않으나 각 시계열들의 수익률들은 모두 단위근이 존재하지 않는 안정적(stationary) 시계열로 나타났다.

Engle and Granger(1987)는 두 시계열간에 장기적인 균형관계 즉 공적분관계(co-integration relationship)가 존재하는 경우 분석모형에 오차수정항(ECT : error correction term)을 포함하여 추정할 것을 제시하였다. 따라서 동 연구에서는 각 국채현물과 선도금리들의 수준변수간에 공적분관계가 존재하는지를 분석하기 위하여 Johansen(1991) 공적분 검증(co-integration test)을 실시하였다. <표 3>의 분석결과에 의하면 각 국채 현물들의 수준변수와 국채선도금리 수준변수들 사이에는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라

서 VAR 모형을 이용한 그랜저인과관계분석, 충격반응함수분석 및 분산분해분석 시 오차수정항(error correction term)을 포함시켜 두 시장간의 상호의존성에 관한 분석을 실시하였다.

<표 2> 수준변수 및 수익률에 대한 단위근 검증

구 분			ADF 검증		PP 검증	
			상수항(1)	추세선(2)	상수항(1)	추세선(2)
3개월	현물	수준변수	- 1.8249	- 6.0021***	- 8.8083***	-20.6955***
		수익률	-19.1844***	-19.1985***	-69.1219***	-69.1923***
	Forward	수준변수	- 0.9672	- 3.3753*	- 0.9010	- 3.6606**
		수익률	-12.2020***	-12.1977***	-21.9455***	-21.9404***
6개월	현물	수준변수	- 1.6006	- 5.9649***	- 7.7436***	-20.6542***
		수익률	-19.1997***	-19.2132***	-19.1904***	-69.3193***
	Forward	수준변수	- 0.8237	- 3.3003	- 0.7591	- 3.7272
		수익률	-11.8865***	-11.8816***	-22.3652***	-22.3622***
9개월	현물	수준변수	- 1.5142	- 5.6185***	- 7.1786***	-20.1659***
		수익률	-19.1468***	-19.1553***	-69.2983***	-69.3446***
	Forward	수준변수	- 0.8142	- 2.8849	- 0.7336	- 3.1226
		수익률	-11.4098***	-11.3988***	-22.1448***	-22.1321***
1년	현물	수준변수	- 1.4557	- 5.5029***	- 6.6818***	-19.9499***
		수익률	-19.0786***	-19.0838***	-69.1294***	-69.1632***
	Forward	수준변수	- 0.9275	- 2.5960	- 0.8578	- 2.6880
		수익률	-11.6751***	-11.6629***	-23.2049***	-23.1868***

주 1) (1)은 상수항만을, (2)는 상수항과 추세선을 동시에 포함함.

2) \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5%, 10% 유의수준을 각각 나타내며, 각 수준변수 및 수익률들의 Mackinnon 임계치(critical value)는 1% -3.9726, 5% -3.4169, 10% -3.1304임.

<표 3> 수준변수(level variables)들에 대한 요한센 공적분검증

구 분			Eigenvalue (고유값)	Likelihood Ratio(우도비)	5 % 임계치	1 % 임계치
3개월	시차(lag)가 5인 경우	KTB현물/ Forward	0.15947	125.245	15.41	20.04
			0.00144	1.03137	3.76	6.65
	시차(lag)가 10인 경우	KTB현물/ Forward	0.03338	24.9818	15.41	20.04
			0.00128	0.90912	3.76	6.65
6개월	시차(lag)가 5인 경우	KTB현물/ Forward	0.16101	126.258	15.41	20.04
			0.00102	0.73350	3.76	6.65
	시차(lag)가 10인 경우	KTB현물/ Forward	0.03609	26.7168	15.41	20.04
			0.00091	0.65204	3.76	6.65
9개월	시차(lag)가 5인 경우	KTB현물/ Forward	0.16904	133.201	15.41	20.04
			0.00111	0.79450	3.76	6.65
	시차(lag)가 10인 경우	KTB현물/ Forward	0.03715	28.0966	15.41	20.04
			0.00176	1.25398	3.76	6.65
1년	시차(lag)가 5인 경우	KTB현물/ Forward	0.15473	121.2421	15.41	20.04
			0.00146	1.04733	3.76	6.65
	시차(lag)가 10인 경우	KTB현물/ Forward	0.03132	24.5293	15.41	20.04
			0.00277	1.96644	3.76	6.65

주) KTB현물/KTB Forward 공적분검정 귀무가설은 “KTB 현물시장 수준변수와 KTB 선도(Forward)시장 수준변수 사이에 공적분관계가 존재하지 않는다.”

### Ⅲ. 연구방법(Methodology)

본 연구는 국채선도금리시장과 국채현물시장간의 가격발견기능 및 시장효율성을 분석하기 위하여 VAR(Vector Autoregressive) 모형을 사용하였다. VAR 모형은 경제시계열간의 구조적인 관계를 분석함에 있어 모형에 어떠한 제약을 가하지 않기 때문에 모형의 부적절함(mis-specification) 문제를 해소할 수 있다. 따라서 국채 현물 및 선도시장간의 정보전달메커니즘을 효율적으로 분석하기 위하여 그랜저인과관계모형(Granger causality)을 사용할 수 있다.

VAR모형은 추정모형내의 시계열들이 높은 수준의 자기상관현상이 존재하고 있을 경우에 적절하다.<sup>1)</sup> 또한 VAR모형은 모형내 변수간의 정보전달속도에 대한 분석이 가능하다. 두 시계열 수준변수간의 공적분관계가 존재하고 있으므로 분석모형에 오차수정항을 포함한 VECM(Vector Error Correction Model)모형을 이용하였다.

$$\begin{bmatrix} KTBSR_t \\ KTBFR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_s \\ \alpha_f \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_s \\ \beta_f \end{bmatrix} ECT + \begin{bmatrix} \delta_{s,1} & \delta_{s,t} \\ \delta_{f,1} & \delta_{f,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} KTBSR_t \\ KTBFR_t \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} KTBSR_{t-p} \\ KTBFR_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{s,t} \\ \epsilon_{f,t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

위 식 (1)에서  $\begin{bmatrix} KTBSR_t \\ KTBFR_t \end{bmatrix}$ 는 국채현물 및 선도금리 수익률의 2 x 1 행렬벡터, 오차수정항인 ECT는  $(\ln KTBS_{t-1} - \ln KTBFR_{t-1-\eta})$ 으로 나타낼 수 있다. 오차수정항은 과거기간동안 장기적인 공적분 균형관계로부터의 벗어남의 정도를 의미한다. 위 식 (1)에 의하면, 국채현물과 국채선도금리는 과거 국채현물과 선도금리 수익률변화로부터 발생하는 단기적인 효과(short-run effects)와 장기적인 균형조정에서 기인하는 것으로 설명되어질 수 있다. KTBSR과 KTBFR은 각 국채현물 및 국채선도 금리수익률, KTBS, KTBFR는 각 국채현물 및 선도금리 수준변수들을 각각 의미한다. 만약 국채현물(선도금리)의 오차수정항의 계수 값이 매우 적다면, 국채현물(선도금리)은 불균형상황을 균형상태로 조정하는 영향력이 없음을 의미한다. 즉, 대부분의 조정은 국채선도금리(현물)시장에 의해 이루어짐을 의미한다.

VAR모형에서 최적차수(lag)는 일반적으로 사용되는 베이지안 정보기준(BIC; Bayesian Information Criteria)을 사용하여 결정하였다. 분석결과 최적차수는 5로 나타났다. 국채선도금리시장이 국채현물시장을 그랜저코져(Granger cause)하지 않는다면 다음의 관계가 성립할 것이다.

1) 각 국채현물 및 선도금리들에 대한 자기상관관계를 분석한 결과 모두 자기상관현상이 강하게 존재하는 것으로 나타났다.



$$\delta_{sf,1} = \delta_{sf,2} = \delta_{sf,3} = \dots = \delta_{sf,p} = 0 \quad (2)$$

또한, 국채현물(spot market)이 국채선도금리시장(forward markets)을 그랜저코저(Granger cause)하지 않을 경우에는 다음과 같은 관계가 성립할 것이다.

$$\delta_{fs,1} = \delta_{fs,2} = \delta_{fs,3} = \dots = \delta_{fs,p} = 0 \quad (3)$$

따라서 국채현물시장과 국채선도금리시장간의 상호의존성 관계를 분석한다는 것은 위의 식 (1), 식 (2) 및 식 (3)에서 설명변수(independent variable)의 계수가 모두 제로(0)인지 아닌지를 검증하는 것을 의미한다. 『국채선도금리(현물)시장이 국채현물(선도금리)시장을 그랜저코저(Granger cause)하지 않는다.』라는 귀무가설(null hypothesis)은 아래와 같은 F 검증통계량을 이용하여 분석해 볼 수 있다.

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/p}{[SSE_u/(T - 2p - 1)]} \quad (4)$$

위 식에서  $SSE_r$ 는 국채선도금리의 계수 값들이 모두 0이라는 가정 하에서의 편차의 제곱합을 의미하며  $SSE_u$ 는 제약조건이 없을 경우의 편차제곱합의 합을 나타낸다. 또한 T와 p는 총 관측치의 수 및 VECM 모형의 시차(lag)를 의미한다. 만약 두 귀무가설이 기각되지 않으면 국채현물 및 국채선도금리 시장간에는 그랜저 인과관계가 존재하지 않으며, 즉 상호독립적임을 의미한다.

두 귀무가설이 모두 기각되면 국채현물시장과 국채선도금리 시장간에는 피드백(feedback)적인 그랜저 인과관계가 존재하고 있음을 의미한다. 두 시장간에 그랜저 인과관계가 존재한다는 것은 어느 시장이 새로운 정보를 해당 지수의 가격에 더 신속히 반영한다는 의미이다. 국채선도금리시장이 국채현물시장을 선도하는 경우 즉 선도금리시장이 현물시장보다 더 효율적인 경우 이는 국채선도금리시장이 국채현물시장보다 새로운 정보에 더 빠르고 민감하게 반응함을 의미한다.

#### IV. 실증분석결과

본 연구에서는 국채선도금리시장과 국채현물시장간의 상호의존성 및 시장효율성에 대한 분석을 실시하였다. 먼저 국채현물시장과 국채선도금리시장 수준변수들간에 존재하는 공적분관계를 감안하여 벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 그랜저인과관계분석을 통하여 두 시장간 선도-지연관계를 분석하였다.

다음으로 국채현물 및 선도금리시장이 서로 다른 시장의 금리변화에 대하여 어느 정도 시차를 두고 영향을 미치는가를 분석하기 위하여 충격반응함수분석(impulse response function analysis)을 실시하였다. 벡터오차수정모형 추정 시 상수항의 포함여부 및 VECM모형의 시차(lag)는 몇 개를 사용할 것인가는 보편적으로 사용하는 베이지안 정보기준(BIC; Bayesian Information Criteria)을 이용하여 결정하였다. 마지막으로 각 국채현물시장에 대하여 각 국채선도금리시장들간의 상대적인 영향력의 크기를 분석하기 위하여 분산분해분석을 실시하였다.

<표 4>는 국채현물 및 국채선도금리의 수익률을 이용하여 각 수준변수들간의 공적분관계를 고려하여 VAR(p)모형 대신에 오차수정항을 포함한 VECM(p) 모형을 설정할 경우, 상수항의 포함 여부와 시차(p) 값에 따른 BIC 값을 보여주고 있다. 분석결과 상수항을 포함하지 않는 VECM(5) 모형의 BIC 값이 가장 적은 것으로 나타났다. 따라서 국채선도금리시장과 국채현물시장간의 가격발견 분석 시 상수항이 포함되지 않는 VECM(5)모형이 가장 적합함을 추론해 볼 수 있다.

<표 4> VECM모형의 차수 결정을 위한 BIC(Schwarz Criteria) 추정

상수항		시차(lag)						
		1	2	3	4	5	6	7
3개월 현물 및 Forward	포 함	-2.8795	-2.9905	-3.0062	-3.0319	-3.0554	-3.0326	-3.0289
	불포함	-2.9064	-3.0174	-3.0330	-3.0584	-3.0823	-3.0595	-3.0558
6개월 현물 및 Forward	포 함	-2.8135	-2.9209	-2.9583	-3.0005	-3.0171	-3.0026	-3.0040
	불포함	-2.8404	-2.9477	-2.9853	-3.0269	-3.0440	-3.0293	-3.0309
9개월 현물 및 Forward	포 함	-2.8549	-2.9501	-2.9875	-3.0461	-3.0670	-3.0506	-3.0472
	불포함	-2.8818	-2.9769	-3.0145	-3.0725	-3.0939	-3.0774	-3.0740
1년 현물 및 Forward	포 함	-2.6193	-2.7427	-2.7848	-2.8291	-2.8556	-2.8381	-2.8356
	불포함	-2.6462	-2.7696	-2.8117	-2.8555	-2.8824	-2.8648	-2.8623

주) BIC 산정을 위하여 아래의 VECM(p)모형을 추정하였으며,

$$\begin{aligned} \begin{vmatrix} KTBSR_t \\ KTBFR_t \end{vmatrix} &= \begin{vmatrix} \alpha_s \\ \alpha_f \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \beta_s \\ \beta_f \end{vmatrix} ECT + \begin{vmatrix} \delta_{ss,1} & \delta_{sf,1} \\ \delta_{fs,1} & \delta_{ff,1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} KTBSR_t \\ KTBFR_t \end{vmatrix} \dots\dots\dots + \begin{vmatrix} KTBSR_{t-p} \\ KTBFR_{t-p} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{f,t} \end{vmatrix} \\ \begin{vmatrix} KTBSR_t \\ KTBFR_t \end{vmatrix} &= \begin{vmatrix} \beta_s \\ \beta_f \end{vmatrix} ECT + \begin{vmatrix} \delta_{ss,1} & \delta_{sf,1} \\ \delta_{fs,1} & \delta_{ff,1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} KTBSR_t \\ KTBFR_t \end{vmatrix} \dots\dots\dots + \begin{vmatrix} KTBSR_{t-p} \\ KTBFR_{t-p} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{f,t} \end{vmatrix} \end{aligned}$$

여기서 KTBSR 및 KTBFR은 3개월, 6개월, 9개월 및 1년물 국채 현물 및 선도금리(forward rate)의 수익률을 각각 나타낸다.

### 1. 그랜저 인과관계분석(Granger Causality Analysis)

국채선도금리와 국채현물금리는 거래비용, 매입-매도 스프레드 등 다양한 시장마찰이 존재하지 않는다면 새로운 정보가 시장에 도달할 경우 이를 즉각 동시에 채권수익

를 및 채권가격에 반영할 것이다. 만약 이러한 관계가 성립하지 않는다면 국채선도금리시장과 국채현물시장간에는 차익거래 기회가 존재하게 되며 또한 다양한 종류의 시장마찰로 인하여 선도금리시장과 현물시장간에 선도-지연관계도 존재하게 된다.

국채선도금리와 현물시장간의 상호의존성 관계를 분석하기 이전에 상수항이 포함되지 않는 VECM(5)모형의 추정결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 분석결과 3개월 국채선도금리시장은 국채현물시장에 대하여 시차(1)에서 시차(5)까지 1%수준에서 통계적으로 유의하게 영향을 미치고 있는 것으로 나타났으나, 각 국채현물시장은 국채선도금리 시장변화에 대한 영향력이 통계적으로 유의한 수준에서 존재하고 있지 않은 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 6개월, 9개월 및 1년물 국채선도금리와 현물시장을 이용한 분석결과에서도 비슷한 결과를 보여주고 있다.

그러나 VAR모형은 이론적 배경에 근거를 둔 구조방정식이 아니라 축차형 방정식이 때문에 VAR모형의 계수 값을 근거로 한 추론은 의미가 없다. 따라서 고전적인 추론방법을 대신하여 비이론적인 VAR 모형에 의한 대표적인 추론방법인 그랜저 인과관계분석, 충격반응함수, 및 분산분해분석을 실시하였다.

<표 6>은 국채선도금리 및 국채현물 수익률 및 변동성을 이용한 그랜저 인과관계(Granger causality) 분석결과를 보여주고 있다. 먼저 3개월 국채선도금리 수익률의 경우 국채현물시장에 대하여 시차(1)부터 시차(10)까지 모두 5% 및 10%수준에서 통계적으로 유의한 영향력을 미치고 있는 것으로 나타났으나 국채현물 수익률의 국채선도금리 수익률에 대한 영향력은 통계적으로 유의한 수준에서 존재하지 않는 것으로 나타났다. 변동성을 이용한 그랜저 인과관계분석결과에서는 국채선도시장 및 국채현물시장간에는 서로 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

6개월 국채선도금리 수익률은 국채현물시장에 대한 강한 가격발견기능이 존재하고 있는 것으로 나타났으나 국채선도금리 변동성은 국채현물시장에 대하여 영향력이 없는 것으로 나타났다. 6개월 국채현물 수익률의 경우 시차(5)부터 시차(8)까지 5% 및 10%수준에서 국채선도금리 수익률에 대하여 통계적으로 유의하게 그랜저 코저하는 것으로 나타났으나 변동성은 영향력이 없는 것으로 나타났다.

또한 9개월 및 1년물 국채선도금리 수익률도 3개월 및 6개월 국채선도금리 수익률과 마찬가지로 각 국채현물시장에 대하여 강한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났으나 국채선도금리 변동성은 국채현물 시장에 대하여 영향력이 없는 것으로 나타났다. 9개월 및 1년물 국채 현물 수익률은 9개월 및 1년물 국채선도금리 수익률에 대하여 시차(5)부터 시차(10)까지 모두 1% 및 5% 수준에서 그랜저 코저하는 것으로 나타났으나 국채

현물시장 변동성은 국채선도금리 변동성에 대하여 영향력이 존재하고 있지 않은 것으로 나타났다.

요약해 보면 각 국채선도금리시장 수익률은 국채현물시장에 대한 영향력이 강하고 지속적인 것으로 나타났으나 변동성의 경우 영향력이 없는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과로부터 새로운 정보에 대하여 국채선도금리시장이 국채현물시장보다 더 효율적으로 반응하고 있음을 추론해 볼 수 있다.

<표 5> 국채 Forward 및 현물 가격변화량 대한 VECM(5)모형 추정 결과

Panel a : 3개월/6개월물 국채현물 및 선도금리

구 분	3개월		6개월	
	국채현물	국채 Forward	국채현물	국채 Forward
CointEq1	-4.0533***	+0.0168	-4.0760***	+0.0091
	(+0.2284)	(+0.0293)	(+0.2286)	(+0.0295)
	(-17.7418)	(+0.5718)	(-17.8298)	(+0.3103)
KTBSR(-1)	+2.1749***	-0.0164	+2.2014***	-0.0081
표준오차	(+0.2095)	(+0.0269)	(+0.2096)	(+0.0270)
t 값	(+10.3770)	(-0.6098)	(+10.4994)	(-0.3008)
KTBSR(-2)	+1.4493***	-0.0128	+1.4732***	-0.0035
표준오차	(+0.1754)	(+0.0225)	(+0.1754)	(+0.0226)
t 값	(+8.2602)	(-0.5689)	(+8.3958)	(-0.1584)
KTBSR(-3)	+0.8745***	-0.0047	+0.8926***	+0.0018
표준오차	(+0.1326)	(+0.0170)	(+0.1326)	(+0.0171)
t 값	(+6.5915)***	(-0.2805)	(+6.7283)	(+0.1085)
KTBSR(-4)	+0.4370***	-0.0034	+0.4492***	+0.0024
표준오차	(+0.0865)	(+0.0111)	(+0.0864)	(+0.0111)
t 값	(+5.0525)	(-0.3096)	(+5.1956)	(+0.2216)
KTBSR(-5)	+0.1390***	-0.0084	+0.1449***	-0.0071
표준오차	(+0.0418)	(+0.0053)	(+0.0418)	(+0.0054)
t 값	(+3.3248)	(-1.5787)	(+3.4614)	(-1.3235)
KTBF(-1)	-3.1831***	-0.6122***	-3.2142***	-0.6351***
표준오차	(+0.3656)	(+0.0470)	(+0.3600)	(+0.0464)
t 값	(-8.7060)	(-13.0186)	(-8.9273)	(-13.6675)
KTBF(-2)	-2.0853***	-0.4313***	-2.1377***	-0.4582***
표준오차	(+0.3759)	(+0.0483)	(+0.3717)	(+0.0479)
t 값	(-5.5476)	(-8.9225)	(-5.7512)	(-9.5511)
KTBF(-3)	-1.6018***	-0.3011***	-1.5248***	-0.3384***
표준오차	(+0.3687)	(+0.0474)	(+0.3647)	(+0.0470)
t 값	(-4.3445)***	(-6.3501)	(-4.1804)***	(-7.1891)
KTBF(-4)	-1.2347***	-0.2686***	-0.9274***	-0.2923***
표준오차	(+0.3424)	(+0.0440)	(+0.3409)	(+0.0440)
t 값	(-3.6056)	(-6.1001)	(-2.7203)	(-6.6427)
KTBF(-5)	-1.2221***	-0.1725***	-1.1275***	-0.1428***
표준오차	(+0.2878)	(+0.0370)	(+0.2863)	(+0.0369)
t 값	(-4.2453)	(-4.6607)	(-3.9380)	(-3.8638)

Panel b : 9개월/1년물 국채현물 및 선도금리

구 분	9 개월		1 년	
	국채현물	국채 Forward	국채현물	국채 Forward
CointEq1	-4.1009***	+0.0088	-4.0957***	-0.0140
	(+0.2293)	(+0.0287)	(+0.2286)	(+0.0315)
	(-17.8794)	(+0.3088)	(-17.9137)	(-0.4457)
KTBSR(-1)	+2.2216***	+0.0075	+2.2167***	+0.0118
표준오차	(+0.2104)	(+0.0263)	(+0.2097)	(+0.0289)
t 값	(+10.5555)	(+0.2866)	(+10.5670)	(+0.4079)
KTBSR(-2)	+1.4887***	+0.0077	+1.4873***	+0.0114
표준오차	(+0.1761)	(+0.0220)	(+0.1755)	(+0.0242)
t 값	(+8.4519)	(+0.3529)	(+8.4717)	(+0.4734)
KTBSR(-3)	+0.9059***	+0.0105	+0.9072***	+0.0157
표준오차	(+0.1332)	(+0.0166)	(+0.1328)	(+0.0183)
t 값	(+6.8006)***	(+0.6319)	(+6.8315)	(+0.8577)
KTBSR(-4)	+0.4587***	+0.0088	+0.4622***	+0.0128
표준오차	(+0.0869)	(+0.0108)	(+0.0867)	(+0.0119)
t 값	(+5.2768)	(+0.8124)	(+5.3302)	(+1.0727)
KTBSR(-5)	+0.1500***	-0.0056	+0.1504***	-0.0036
표준오차	(+0.0421)	(+0.0052)	(+0.0420)	(+0.0058)
t 값	(+3.5581)	(-1.0776)	(+3.5783)	(-0.6357)
KTBFR(-1)	-3.1273***	-0.6530***	-3.0275***	-0.6989***
표준오차	(+0.3682)	(+0.0460)	(+0.3403)	(+0.0469)
t 값	(-8.4919)	(-14.1703)	(-8.8948)	(-14.8923)
KTBFR(-2)	-2.0123***	-0.4923***	-2.0324***	-0.5554***
표준오차	(+0.3781)	(+0.0473)	(+0.3539)	(+0.0488)
t 값	(-5.3222)	(-10.4045)	(-5.7417)	(-11.3792)
KTBFR(-3)	-1.4521***	-0.3793***	-1.3972***	-0.4167***
표준오차	(+0.3739)	(+0.0468)	(+0.3522)	(+0.0485)
t 값	(-3.8830)***	(-8.1065)	(-3.9660)***	(-8.5801)
KTBFR(-4)	-0.8716***	-0.3355***	-0.7756***	-0.3326***
표준오차	(+0.3503)	(+0.0438)	(+0.3253)	(+0.0448)
t 값	(-2.4881)	(-7.6547)	(-2.3844)	(-7.4159)
KTBFR(-5)	-1.1776***	-0.1650***	-1.0782***	-0.1874***
표준오차	(+0.2961)	(+0.0370)	(+0.2687)	(+0.0370)
t 값	(-3.9760)	(-4.4539)	(-4.0118)	(-5.0569)

주) BIC 산정을 위하여 아래의 VECM(p)모형을 추정하였으며,

$$\begin{aligned} \begin{vmatrix} KTBSR_t \\ KTBFR_t \end{vmatrix} &= \begin{vmatrix} \alpha_s \\ \alpha_f \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \beta_s \\ \beta_f \end{vmatrix} ECT + \begin{vmatrix} \delta_{ss,1} & \delta_{sf,1} \\ \delta_{fs,1} & \delta_{ff,1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} KTBSR_t \\ KTBFR_t \end{vmatrix} + \dots + \begin{vmatrix} KTBSR_{t-p} \\ KTBFR_{t-p} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{f,t} \end{vmatrix} \\ \begin{vmatrix} KTBSR_t \\ KTBFR_t \end{vmatrix} &= \begin{vmatrix} \beta_s \\ \beta_f \end{vmatrix} ECT + \begin{vmatrix} \delta_{ss,1} & \delta_{sf,1} \\ \delta_{fs,1} & \delta_{ff,1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} KTBSR_t \\ KTBFR_t \end{vmatrix} + \dots + \begin{vmatrix} KTBSR_{t-p} \\ KTBFR_{t-p} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{f,t} \end{vmatrix} \end{aligned}$$

여기서 KTBSR 및 KTBFR은 3개월, 6개월, 9개월 및 1년물 국채현물 및 선도금리(forward rate)의 수익률을 각각 나타낸다.

<표 6> 국제 Forward 및 국제현물 수익률 및 변동성들간의 Granger 인과관계 분석결과

Panel a : 3개월 국제 Forward 및 현물 수익률과 변동성들간의 Granger 인과관계 분석결과

귀무가설 : 3개월 국제 Forward 수익률 및 변동성은 국제현물 가격변화량 및 변동성을 Granger-cause하지 않는다			귀무가설 : 국제현물 수익률 및 변동성은 3개월 국제 Forward 가격변화량 및 변동성을 Granger-cause하지 않는다		
F 값			F 값		
시차	수익률	변동성	시차	수익률	변동성
1	4.7260**	0.1241	1	0.2828	0.0828
2	4.8462***	0.1055	2	0.3414	0.0558
3	4.3941***	0.0750	3	0.5637	0.0367
4	4.3343***	0.0852	4	0.6663	0.6236
5	4.4677***	0.0639	5	1.8584*	0.5186
6	5.9836***	0.3304	6	1.7252	0.4797
7	5.6637***	0.3260	7	1.4529	0.4123
8	5.3443***	0.0337	8	1.2747	0.3923
9	10.7291***	0.5354	9	1.1292	0.3519
10	9.3679***	0.4961	10	1.0126	0.3325

주 1) Granger 인과관계 분석을 위해서 다음의 귀무가설(null hypothesis)들을 검정하였다.

$$KTBSR_t = \alpha_1 \sum_{i=1}^{10} KTBFR_{t-i} + \beta_1 \sum_{i=1}^{10} KTBSR_{t-i} + u_{1t}$$

에서는  $H_0: \beta_1 = 0, H_0: \gamma_1 = 0, H_0: \delta_1 = 0$ 에 대한 F 통계량을,

$$KTBFR_t = \alpha_1 \sum_{i=1}^{10} KTBSR_{t-i} + \beta_1 \sum_{i=1}^{10} KTBFR_{t-i} + u_{2t}$$

에서는  $H_0: \alpha_1 = 0, H_0: \beta_1 = 0, H_0: \gamma_1 = 0$ 에 대한 F 통계량을 검정하였으며, 시차(lag)는 BIC값을 고려하여 5로 하였다. 위 식에서 KTBSR 및 KTBFR은 3개월 국제 Forward 및 현물 수익률 및 변동성(volatility)을 각각 의미하며, 추정식에서 상수항은 제외시켜 추정하였다. 변동성은 수익률의 제곱으로 사용하였다.

2) \*\*\*는 1% 유의수준을 각각 의미함.

Panel b : 6개월 국제 Forward 및 현물 수익률과 변동성들간의 Granger 인과관계 분석결과

귀무가설 : 6개월 국제 Forward 수익률 및 변동성은 국제현물 가격변화량 및 변동성을 Granger-cause하지 않는다			귀무가설 : 국제현물 수익률 및 변동성은 6개월 국제 Forward 가격변화량 및 변동성을 Granger-cause하지 않는다		
F 값			F 값		
시차	수익률	변동성	시차	수익률	변동성
1	3.1063*	0.0905	1	0.3325	0.0950
2	3.8795**	0.1063	2	0.1681	0.0763
3	3.8199***	0.0754	3	0.3245	0.0694
4	4.0647***	0.0959	4	0.9444	0.0865
5	4.5111***	0.0961	5	2.6438**	0.5185
6	5.8752***	0.2901	6	2.3284**	0.4360
7	5.4850***	0.2834	7	1.9610*	0.3985
8	5.2281***	0.2559	8	1.7219*	0.3432
9	9.4062***	0.4531	9	1.5314	0.3240
10	8.1641***	0.4289	10	1.4150	0.2939

주 1) Granger 인과관계 분석을 위해서 다음의 귀무가설(null hypothesis)들을 검정하였다.

$$KTBSR_t = \alpha_1 \sum_{i=1}^{10} KTBFR_{t-i} + \beta_1 \sum_{i=1}^{10} KTBSR_{t-i} + u_{1t}$$

에서는  $H_0: \beta_1 = 0, H_0: \gamma_1 = 0, H_0: \delta_1 = 0$ 에 대한 F 통계량을,

$$KTBFR_t = \alpha_1 \sum_{i=1}^{10} KTBSR_{t-i} + \beta_1 \sum_{i=1}^{10} KTBFR_{t-i} + u_{2t}$$

에서는  $H_0: \alpha_1 = 0, H_0: \beta_1 = 0, H_0: \gamma_1 = 0$ 에 대한 F 통계량을 검정하였으며, 시차(lag)는 BIC값을 고려하여 5로 하였다. 위 식에서 KTBSR 및 KTBFR은 6개월 국제 Forward 및 현물 수익률 및 변동성(volatility)을 각각 의미하며, 추정식에서 상수항은 제외시켜 추정하였다. 변동성은 수익률의 제곱으로 사용하였다.

2) \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5%, 10% 유의수준을 각각 의미함.

Panel c : 9개월 국채 Forward 및 현물 수익률과 변동성들간의 Granger 인과관계 분석결과

귀무가설 : 9개월 국채 Forward 수익률 및 변동성은 국채현물 가격변화량 및 변동성을 Granger-cause하지 않는다			귀무가설 : 국채현물 수익률 및 변동성은 9개월 국채 Forward 가격변화량 및 변동성을 Granger-cause하지 않는다		
F 값			F 값		
시차	수익률	변동성	시차	수익률	변동성
1	4.5321**	0.1106	1	0.4500	0.0667
2	5.0129***	0.1301	2	0.3984	0.0699
3	4.6298***	0.0968	3	0.4003	0.0644
4	4.6532***	0.1168	4	1.4153	0.2232
5	5.1734***	0.2274	5	3.9000***	0.8798
6	6.6905***	0.5194	6	3.3437***	0.7377
7	6.2934***	0.4973	7	2.8095***	0.6597
8	5.9141***	0.4371	8	2.4704**	0.5734
9	10.7098***	0.6798	9	2.1877**	0.5270
10	9.3260***	0.6487	10	2.0193**	0.4798

주 1) Granger 인과관계 분석을 위해서 다음의 귀무가설(null hypothesis)들을 검정하였다.

$$KTBSR_t = \alpha_1 \sum_{i=1}^{10} KTBFR_{t-i} + \beta_1 \sum_{i=1}^{10} KTBSR_{t-i} + u_{1t}$$

에서는  $H_0: \beta_1 = 0, H_0: \gamma_1 = 0, H_0: \delta_1 = 0$ 에 대한 F 통계량을,

$$KTBFR_t = \alpha_1 \sum_{i=1}^{10} KTBSR_{t-i} + \beta_1 \sum_{i=1}^{10} KTBFR_{t-i} + u_{2t}$$

에서는  $H_0: \alpha_1 = 0, H_0: \beta_1 = 0, H_0: \gamma_1 = 0$ 에 대한 F 통계량을 검정하였으며, 시차(lag)는 BIC값을 고려하여 5로 하였다. 위 식에서 KTBSR 및 KTBFR은 9개월 국채 Forward 및 현물 수익률 및 변동성(volatility)을 각각 의미하며, 추정식에서 상수항은 제외시켜 추정하였다. 변동성은 수익률의 제곱으로 사용하였다.

2) \*\*\*, \*\*는 1%, 5%, 유의수준을 각각 의미함.

Panel d : 1년물 국채 Forward 및 현물 수익률과 변동성들간의 Granger 인과관계 분석결과

귀무가설 : 1년물 국채 Forward 수익률 및 변동성은 국채현물 가격변화량 및 변동성을 Granger-cause하지 않는다			귀무가설 : 국채현물 수익률 및 변동성은 1년물 국채 Forward 가격변화량 및 변동성을 Granger-cause하지 않는다		
F 값			F 값		
시차	수익률	변동성	시차	수익률	변동성
1	4.9969**	0.0537	1	0.7661	0.0681
2	5.2600***	0.1328	2	0.7386	0.0755
3	4.9233***	0.0940	3	0.8493	0.0619
4	5.0262***	0.1226	4	1.6962	0.3443
5	5.5763***	0.3316	5	3.6245***	1.1437
6	7.1754***	0.6713	6	3.0348***	0.9620
7	6.7497***	0.6462	7	2.5307**	0.8638
8	6.2036***	0.5714	8	2.2580**	0.7548
9	10.9548***	0.8084	9	2.0298**	0.6876
10	9.4700***	0.7772	10	1.8532**	0.6192

주 1) Granger 인과관계 분석을 위해서 다음의 귀무가설(null hypothesis)들을 검정하였다.

$$KTBSR_t = \alpha_1 \sum_{i=1}^{10} KTBFR_{t-i} + \beta_1 \sum_{i=1}^{10} KTBSR_{t-i} + u_{1t}$$

에서는  $H_0: \beta_1 = 0, H_0: \gamma_1 = 0, H_0: \delta_1 = 0$ 에 대한 F 통계량을,

$$KTBFR_t = \alpha_1 \sum_{i=1}^{10} KTBSR_{t-i} + \beta_1 \sum_{i=1}^{10} KTBFR_{t-i} + u_{2t}$$

에서는  $H_0: \alpha_1 = 0, H_0: \beta_1 = 0, H_0: \gamma_1 = 0$ 에 대한 F 통계량을 검정하였으며, 시차(lag)는 BIC값을 고려하여 5로 하였다. 위 식에서 KTBSR 및 KTBFR은 1년물 국채 Forward 및 현물 수익률 및 변동성(volatility)을 각각 의미하며, 추정식에서 상수항은 제외시켜 추정하였다. 변동성은 수익률의 제곱으로 사용하였다.

2) \*\*\*, \*\*는 1%, 5% 유의수준을 각각 의미함.

## 2. 충격반응함수분석(Impulse Response Function Analysis) 및 분산분해분석(Variance Decomposition Analysis)

본 장에서는 국채선도금리 및 국채현물 수익률 및 변동성이 한 단위 변화할 경우 국채현물 및 국채선도금리 수익률 및 변동성이 어떠한 반응을 보이는지를 살펴보기 위하여 충격반응함수 분석을 실시하였다. 충격반응함수는 삼각화방법(triangularization)으로 인하여 어떤 변수를 먼저 두는가에 따라 분석결과가 달라질 수도 있다. 따라서 본 연구는 앞의 그랜저 인과관계 분석결과를 고려하여 국채선도금리를 먼저 두고 다음으로 국채현물 수익률 및 변동성을 그 다음에 두고 충격반응함수를 실시하였다. 그 결과가 [그림 3]과 [그림 4]에 제시되어 있다.

먼저 [그림 3]의 수익률을 이용한 충격반응함수분석결과에 의하면, 3개월 국채선도금리 수익률 한 단위 변화에 대하여 3개월 국채현물 수익률은 즉각적인 반응을 보인 후 반응의 충격이 3일후에는 점차 소멸하다가 계속 지속하는 것으로 나타났으나, 국채현물 수익률 한 단위 변화에 대해서 국채선도금리 수익률은 거의 반응을 보이지 않는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 6개월, 9개월 및 1년물 국채선도금리와 국채현물 수익률을 이용한 충격반응함수분석결과에서도 비슷한 결과를 보여주고 있다.

다음으로 [그림 4] 변동성을 이용한 충격반응함수 분석결과에 의하면 각 국채수익률을 이용한 분석결과와 마찬가지로 각 국채선도금리 변동성 한 단위 변화에 대하여 국채현물시장의 반응은 시차 7이 될 때까지 영향력이 점진적으로 지속되다가 그 이후에는 점차 하락하는 것으로 나타났다. 그러나 국채현물시장 변동성에 대한 국채선도금리시장의 반응은 매우 미약한 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 앞의 그랜저인과관계 분석결과와 다소 일맥상통하는 것으로 추론해 볼 수 있다.

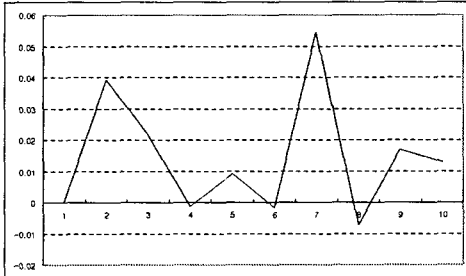
마지막으로는 각 기간물 국채선도금리시장의 국채현물 시장에 대한 상대적인 영향력의 크기를 분석하기 위하여 분산분해분석을 실시하였다. 분산분해분석은 VAR모형내에서 변수들간의 상대적인 영향력의 경제적인 중요성 여부를 제시해준다. 즉 특정 시계열의 변동 중에서 자기 자신의 충격에 의한 변동부분과 다른 변수의 충격에 의한 변동부분으로 나누어 분석해 볼 수 있다.

각 국채선도금리 및 현물 수익률 및 변동성을 이용한 분산분해분석 결과가 <표 7>의 Panel a와 Panel b에 제시되어있다. 먼저 Panel a의 국채선도금리 및 현물 수익률을 이용한 분산분해분석결과에 의하면 3개월 국채현물 수익률에 대하여 기간이 짧은 3개월물 국채선도금리 수익률의 설명력이 기간이 상대적으로 긴 국채선도금리 수익률보다

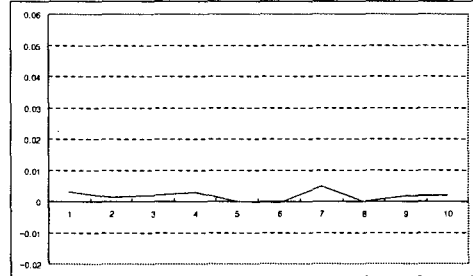


[그림 3] 각 시계열 수익률을 이용한 충격반응함수 분석 결과

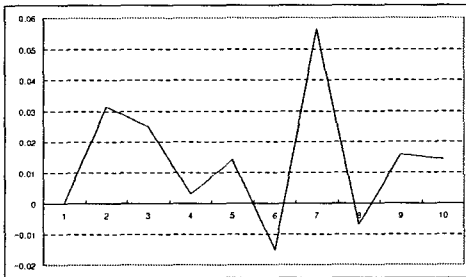
<3개월 국채선도금리에 대한 현물의 반응>



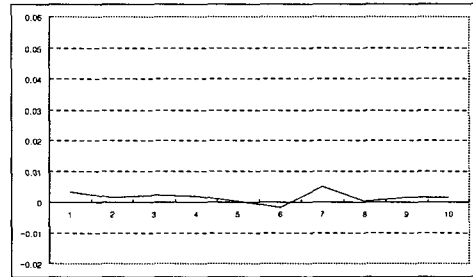
<현물에 대한 3개월 국채선도금리의 반응>



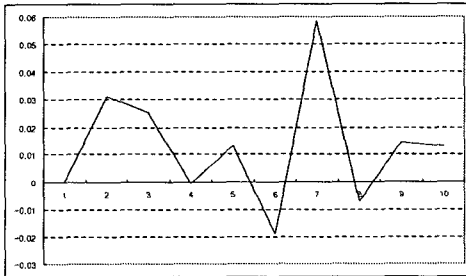
<6개월 국채선도금리에 대한 현물의 반응>



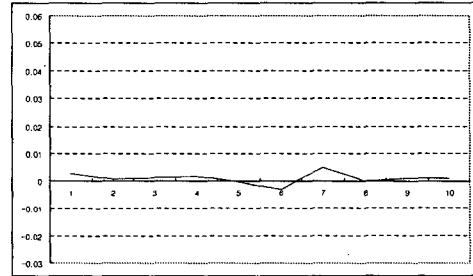
<현물에 대한 6개월 국채선도금리의 반응>



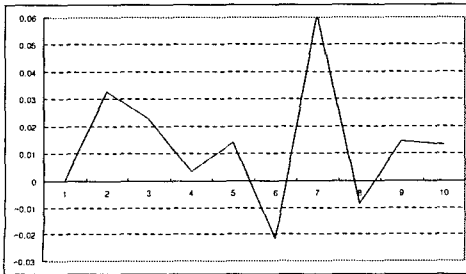
<9개월 국채선도금리에 대한 현물의 반응>



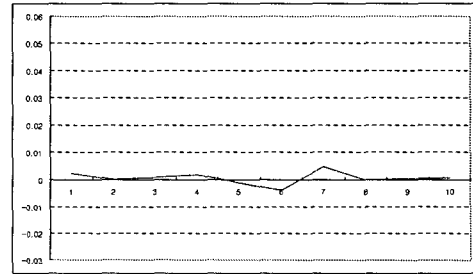
<현물에 대한 9개월 국채선도금리의 반응>



<1년 국채선도금리에 대한 현물의 반응>

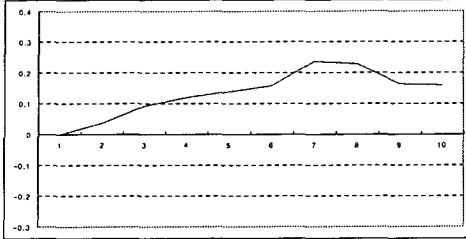


<현물에 대한 1년 국채선도금리의 반응>

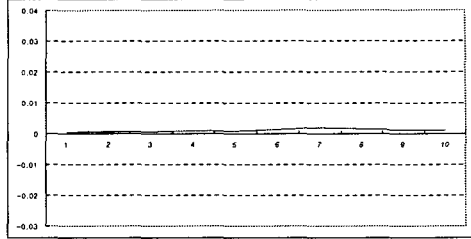


[그림 4] 각 시계열 변동성(volatility)을 이용한 충격반응함수 분석 결과

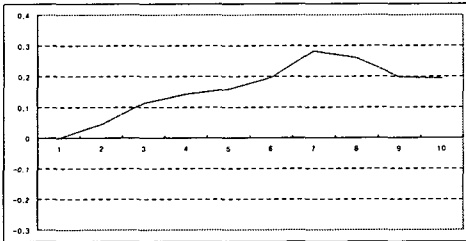
<3개월 국채선도금리에 대한 현물의 반응>



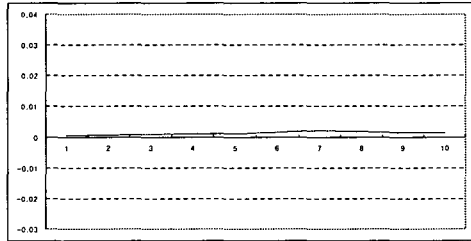
<현물에 대한 3개월 국채선도금리의 반응>



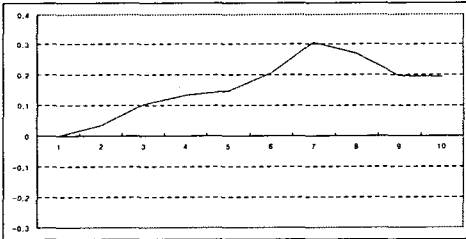
<6개월 국채선도금리에 대한 현물의 반응>



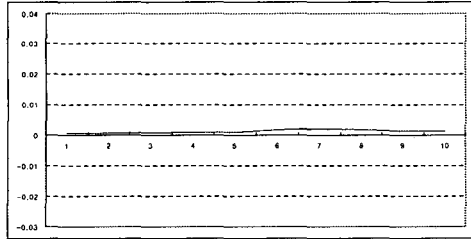
<현물에 대한 6개월 국채선도금리의 반응>



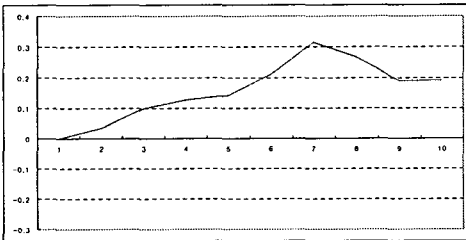
<9개월 국채선도금리에 대한 현물의 반응>



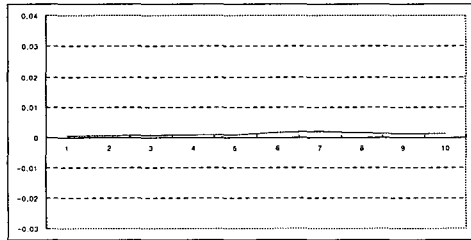
<현물에 대한 9개월 국채선도금리의 반응>



<1년 국채선도금리에 대한 현물의 반응>



<현물에 대한 1년 국채선도금리의 반응>



주) VECM(5)모형 추정방정식;

$$\begin{bmatrix} KTBSR_t \\ KTBF_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_s \\ \beta_f \end{bmatrix} ECT + \begin{bmatrix} \delta_{ss,1} & \delta_{sf,1} \\ \delta_{fs,1} & \delta_{ff,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} KTBSR_{t-1} \\ KTBF_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} KTBSR_{t-p} \\ KTBSR_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{f,t} \end{bmatrix}$$

위 식에서 KTBSR 및 KTBF는 3개월, 6개월, 9개월 및 1년물 국채 현물 및 선도금리(Forward) 수익률과 변동성을 각각 의미하며, 추정식에서 상수항은 제외시켜 추정하였다. 변동성은 수익률의 제곱으로 사용하였다. 또한, 위 식의 추정잔차에 대한 시계열상관(serial correlation) 존재여부에 대한 LM test 결과 lag 12차에서는 추정잔차에 대한 LM-statistic은 5.2356으로 추정잔차에 대한 시계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

<표 7> 분산분해(variance decomposition) 분석 결과

Panel a : KTB 현물 및 선도금리 수익률(price change)에 대한 분산분해분석 결과

구 분	시차 (lag)	S.E.	설 명 변 수				
			각 현물	3개월 KTB Forward	6개월 KTB Forward	9개월 KTB Forward	1년 KTB Forward
3개월 현물	5	0.33397	97.57	1.80	0.07	0.08	0.48
	10	0.34113	93.54	3.56	0.89	0.15	1.86
	15	0.39399	94.34	3.04	0.74	0.31	1.57
	20	0.39669	93.21	3.50	0.95	0.32	2.02
6개월 현물	5	0.39396	98.06	1.22	0.21	0.10	0.41
	10	0.40391	94.08	3.37	1.19	0.42	0.94
	15	0.40545	93.48	3.95	1.20	0.43	0.94
	20	0.40667	92.93	4.50	1.20	0.43	0.94
9개월 현물	5	0.39667	98.11	1.09	0.21	0.18	0.41
	10	0.40649	94.28	3.09	1.18	0.51	0.94
	15	0.40791	93.73	3.57	1.20	0.56	0.94
	20	0.40899	93.24	4.02	1.20	0.59	0.95
1년 현물	5	0.39866	98.01	1.10	0.17	0.28	0.44
	10	0.40883	93.99	3.18	1.17	0.68	0.98
	15	0.41034	93.40	3.64	1.19	0.75	1.02
	20	0.41151	92.88	4.08	1.18	0.80	1.06

- 주 1) 각 수치들은 우측 설명변수들에 의해 설명되어지는 좌측 VECM(5) 예측오차분산을 의미함.  
 2) VECM(5)모형 추정시 시계열들의 순서(ordering)는 KTB 현물, 3개월 KTB 선도금리, 6개월 KTB 선도금리, 9개월 KTB 선도금리 및 1년 KTB 선도금리 수익률의 순서임.

Panel b : KTB 현물 및 선도금리 변동성(volatility)에 대한 분산분해분석 결과

구 분	시차 (lag)	S.E.	설 명 변 수				
			각 현물	3개월 KTB Forward	6개월 KTB Forward	9개월 KTB Forward	1년 KTB Forward
3개월 현물	5	1.58326	96.38	0.81	2.24	0.05	0.52
	10	1.91235	93.76	1.55	3.24	0.85	0.60
	15	2.19258	93.11	1.80	3.69	0.80	0.60
	20	2.43307	92.61	1.98	4.00	0.80	0.61
6개월 현물	5	1.60870	96.37	0.81	2.25	0.04	0.53
	10	1.94144	93.65	1.58	3.28	0.89	0.60
	15	2.22481	92.97	1.81	3.73	0.88	0.61
	20	2.46808	92.47	2.00	4.06	0.86	0.61
9개월 현물	5	1.62926	96.30	0.83	2.27	0.06	0.54
	10	1.96600	93.63	1.58	3.27	0.89	0.63
	15	2.25321	92.98	1.83	3.72	0.84	0.63
	20	2.49958	92.49	2.02	4.04	0.83	0.62
1년 현물	5	1.64473	96.28	0.84	2.27	0.06	0.55
	10	1.98446	93.63	1.58	3.27	0.88	0.64
	15	2.27433	92.98	1.84	3.71	0.84	0.63
	20	2.52293	92.48	2.03	4.03	0.82	0.64

- 주 1) 각 수치들은 우측 설명변수들에 의해 설명되어지는 좌측 VECM(5) 예측오차분산을 의미함.  
 2) VECM(5)모형 추정시 시계열들의 순서(ordering)는 KTB 현물, 3개월 KTB 선도금리, 6개월 KTB 선도금리, 9개월 KTB 선도금리 및 1년 KTB 선도금리 수익률의 순서임.

영향력이 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다. 또한 기간이 짧은 국채선도금리가 기간이 긴 국채선도금리보다 현물시장에 대한 설명력이 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 나머지 국채현물에 대한 국채선도금리시장의 분석결과에서도 비슷한 결과를 보여주고 있다.

다음으로 Panel b의 국채선도금리 및 국채현물 변동성(volatility)을 이용한 분산분해 분석결과에서는 각 국채현물시장에 대하여 6개월 국채선도금리시장의 영향력이 3개월, 9개월 및 1년물 국채선도금리시장보다 국채현물 변동에 대한 영향력이 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

## V. 요약 및 결론

본 연구는 기존 주가지수 현물 및 선물시장을 이용한 상호의존성에 관한 연구를 확장하여 국채선도금리시장과 국채현물시장간의 상호의존성 및 시장효율성에 관한 연구를 실시하였다. 국채현물시장과 국채선도금리시장이 완전효율적이라면, 선도금리시장은 현물시장과 같이 움직여야 하며, 현물과 선도금리시장은 새로운 정보가 시장에 공시될 경우 동시에 현물 및 선물가격에 반영시켜야 한다. 즉, 국채선도금리시장과 국채현물시장이 완전효율적이라면 두 시장간에 선도-지연관계(lead-lag relationship)는 존재하지 않아야 한다.

국채선도금리시장과 국채현물시장들간의 가격발견기능을 연구하기 위하여 2002년 3월 4일부터 2005년 1월말까지 3개월, 6개월, 9개월 및 1년물 국채 수익률 및 변동성자료를 사용하였다. 국채현물시장과 선물시장 수준변수들간의 공적분관계(co-integration)를 고려하여 VAR모형에 오차수정항을 포함한 벡터오차수정모형(VECM: Vector Error Correction Model)을 이용한 그랜저인과관계분석(Granger causality tests), 충격반응함수분석(Impulse Response Function Analysis) 및 분산분해분석을 실시하였다.

기존의 대부분의 국내의 연구들이 각국 거래소주식시장의 현물 및 선물시장간의 선도-지연관계에 관한 연구는 많이 이루어져 왔으나 국채 선도시장과 국채현물시장에 관한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 따라서 동 연구는 국채 선도시장과 국채현물시장간의 상호의존성을 연구한 최초의 연구라는 점에서 상당한 의미를 지니고 있을 것으로 보인다.

국채선도금리 및 현물 수익률 및 변동성을 이용한 그랜저 인과관계(Granger causality) 분석결과, 각 국채선도금리시장 수익률은 국채현물시장에 대한 영향력이 강하고 지속

적인 것으로 나타났으나 변동성의 경우 영향력이 없는 것으로 나타났다. 또한 각 국채현물시장의 수익률과 변동성은 국채선도금리시장에 대해 수익률뿐만 아니라 변동성도 영향력이 상대적으로 적은 것으로 나타났다. 이러한 분석결과로부터 새로운 정보에 대하여 국채선도금리시장이 국채현물시장보다 더 효율적으로 반응하고 있음을 추론해 볼 수 있다.

충격반응함수분석결과에 의하면 국채선도금리 수익률 및 변동성 한 단위 변화에 대하여 국채현물 수익률은 즉각적인 반응을 보인 후 상당기간 지속하는 것으로 나타났으나, 국채현물 수익률 한 단위 변화에 대해서 국채선도금리 수익률 및 변동성의 반응은 매우 미약한 것으로 나타났다. 분산분해분석에서는 전체적으로 3개월 및 6개월 등 기간이 짧은 국채선도금리 수익률 및 변동성이 기간이 긴 국채선도금리보다 국채현물시장에 대한 영향력이 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다.

## 참 고 문 헌

- 이필상, 민준선, “주가지수 선물가격변화량과 현물가격변화량간의 일중 관계에 관한연구”, 재무관리연구, 제14권 제1호, 1997, 141-69.
- Abhyankar, A. H., “Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets,” *The Journal of Futures Markets*, 15(4), (1995), 457-488.
- Bollerslev, T., R. Y. Chou, and K. F. Kroner, “ARCH Modeling in Finance : A Review of the Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Econometrics*, 52, (1992), 5-59.
- Chan, K., “A Further Analysis of the Lead/Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Markets,” *Review of Financial Studies* 5, 1992, 123-152.
- Chan, K., K. C. Chan, and G. A. Karolyi, “Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Market,” *Review of Financial Studies*, 4, (1991), 657-84.
- 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), 427-431.
- Engle, Robert F. and C. Granger, “Cointegration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55, (1987), 251-1008.
- Fleming, J., B. Ostdiek, and R. E. Whaley, “Trading Costs and the Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures, and Options Markets,” *The Journal of Futures Markets*, 16(4), (1996), 353-387.
- Ghosh, A., “Cointegration and Error Correction Models : Intertemporal Causality between Index and Futures Prices,” *The Journal of Futures Markets*, 13, (1993), 193-198.
- Granger, C. and P. Newbold, “Spurious Regression in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, 2, (1974), 111-20.
- 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), 147-162.
- Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in

- Gaussian Vector Autogressive Methods,” *Econometrica*, 59, (1991), 1551-1580.
- Kawaller, I. G., P. D. Koch, & T. W. Koch, “The Temporal Price Relationship between Volatility in S&P500 Futures Prices and Volatility in the S&P500 Index,” *The Journal of Finance*, 42, (1987), 1309-1329.
- Kawaller, I. G., P. D. Koch, & T. W. Koch, “Intraday Relationships between volatility in S&P500 futures prices and volatility in the S&P500 index,” *Journal of Banking and Finance*, 14, (1990), 373-397.
- Ng, N., “Detecting Spot Forecasts in Futures Prices Using Causality Tests,” *Review of Futures Markets*, 6, (1991), 250-267.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75, (1988), 335-346.
- Ross, S., “Information and volatility : The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy,” *Journal of Finance*, 44, (1989), 1-17.
- Stoll, H., and R. Whaley, “The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, (1990), 441-68.
- Tse, Y., “Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Markets,” *The Journal of Futures Markets*, 19, (1999), 911-930.
- 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 Markets*, 13, (1993), 711-742.

# A Study on the Efficiency of KTB Forward Markets

Gyu-Hyun Moon\* · Chung-Hyo Hong\*\*

〈abstract〉

This study examines the interactions between KTB spot and futures markets using the daily prices from March 4, 2002 to January 31, 2005. We use Granger causality test, Impulse Response Analysis and Variance Decomposition through vector autoregressive analysis (VAR). However, considering the long-term relationships between the level variables of KTB spot and futures, we introduced Vector Error Correction Model. The main results are as follows.

According to the results of Granger-causality test and impulse response analysis, we find that the yields of KTB forward have a great influence on the change of KTB spot but not vice versa. In terms of volatility analysis, there is no inter-dependence between KTB forward and spot markets. In the variance decomposition analysis we find that the short-term KTB forward has much more impact on the KTB spot market than the long-term KTB forward does. We think these results are meaningful for bond investors who are in charge of capital asset pricing valuation, risk management and international portfolio management.

Keywords : VECM, KTB spot and futures, Granger Causality Test, Impulse Response Analysis and Variance Decomposition

---

\* Andong National University

\*\* Kyungnam University