

# 한국의 단기 이자율 모형에 대한 실증적 비교연구

김인준(KAIST)

한중호(LG증권)

## 제목: 한국의 단기 이자율 모형에 대한 실증적 비교연구

### Abstract

본 연구는 Gregory Duffee(1996)에 의해 제시된 이자율간의 상관관계를 이용하여 파산위험(default risk)이 없는 단기 이자율의 적절한 대용이자율(proxy)로 양도성 예금증서(CD) 이자율을 제시하고 이를 이용하여 한국의 적정 단기 이자율 모형을 비교 연구한다. Duffee(1996)에 의해 제시된 이자율간의 상관관계를 고려하기 위하여 콜, 양도성 예금증서(91일물), 기업어음(CP 90일물, 180일물), 통화안정증권, 금융채(1년물, 3년물), 제 1종국민주택채권(5년), 은행보증 회사채(3년) 등의 이자율간의 상관관계를 관찰하고 콜금리와 다른 이자율들과 상관관계가 매우 낮는데 비해 양도성 예금증서와 다른 이자율들의 상관관계가 상대적으로 높음을 보여 단기 이자율의 적정 대용이자율(proxy)로 양도성 예금증서 이자율을 제시하고 이러한 양도성 예금증서 이자율을 사용하여 Chan, Karyoli, Longstaff and Sanders (Chan et al., 1992)이 제시한 방법에 따라 한국의 적정 단기 이자율 모형에 대한 비교분석을 시도한다.

## 1. 서론

적절한 단기 이자율 모형의 설정은 채권 및 이자율 파생상품의 가치평가를 위해 매우 중요한 의미를 갖는다. 최근의 자산 가치 평가이론들은 주가 또는 단기이자율 확률과정(stochastic process)으로 경제 내에 존재하는 불확실성을 모형화하고 차익거래에 의한 이익이 없는 경제(no arbitrage)를 가정하여 평가하고자 하는 금융파생상품의 최종 현금흐름을 할인하여 현재시점의 이론가를 제시한다. 특히 이자율 파생상품 가치평가는 단기 이자율의 확률과정을 어떻게 정의하는가에 따라 그 가격구조의 특성이 결정되고 잘못 설정된 단기 이자율 확률과정은 이자율 파생상품의 이론가격에 심각한 왜곡을 가져올 수 있음은 잘 알려져 있는 사실이다.

지금까지 연구된 다양한 금융파생상품 모형들의 설명력을 비교 분석하기 위해 이론가격과 시장가격의 오차 크기를 단순 비교하여 금융파생상품 모형들의 적합성여부를 경험적으로 검증할 수 있지만 이러한 연구는 이론가격과 시장가격의 차이가 잘못 설정된 이자율확률과정에 의한 것인지 아니면 다른 가정들이 잘 못되어 발생하는 것인지 말해 주지 못하므로 적절한 이자율 구조에 대한 사전적인 적합성 고찰은 그 중요성을 더한다.

이자율 파생상품의 이론가격모형을 제시하기 위해 한국시장의 단기 이자율이 어떠한 확률과정을 따르는가에 대한 비교연구가 중요함에도 불구하고 활발히 이루어지지 못하였다. 이러한 이유로 여러 요인들을 열거할 수 있겠지만 가장 중요한 이유는 단기 이자율의 특성을 파악하기 위한 적절한 이자율이 제시되지 못 하였기 때문이다. 우리 나라는 미국, 영국 등과 달리 정부에 의해 발행된 단기 국채 시장이 활성화되지 못하여 정부에 의해 지급이 보증되는 국채의 단기 이자율을 찾기 힘들다. 단기 이자율의 대용이자율(proxy)로 볼 수 있는 적절한 국채 이자율은 없지만 'IMF 사태'로 불리는 최근의 경제적 어려움 이전의 한국의 금융기관들은 파산위험이 거의 전무하였으므로 한국의 실증적 연구들은 '무위험', '단기'의 기준들을 고려하여 금융기관들에 의해 발행되는 초단기 1일물 콜이자율과 우량은행들에 의해 발행되는 양도성예금증서(CD) 91일물 유통수익률을 단기 이자율의 대용이자율(proxy)로 사용하였다. 그러나, 이들 이자율을 이용한 연구들이 상이한 결과를 보이는 경우가 많아 이러한 연구결과들을 올바르게 해석하기 위해 대용이자율(proxy)이 어떠한 기준들을 만족해야 하는가에 대한 연구가 필요하다.

본 연구에서는 Duffee(1996)에 의해 제시된 이자율간의 상관관계를 이용하여 파산위험(default risk)이 없는 단기 이자율의 적절한 대용이자율(proxy)로 양도성 예금증서 이자율을 제시하고 이를 이용하여 한국의 적정 단기 이자율 모형을 비교 연구한다. Duffee(1996)에 의해 제시된 이자율간의 상관관계를 고려하기 위하여 콜, 양도성 예금증서(91일물), 기업어음( 90일물, 180일물), 통화안정증권, 금융채(1년물, 3년물), 제 1종 국민주택채권, 은행보증 회사채 등의 이자율간의 상관관계를 분석하였다. 분석결과 콜금리와 다른 이자율들과 상관관계는 매우 낮은데 비해 양도성 예금증서는 다른 이자율들과 상대적으로 높은 상관관계를 보이므로 단기 이자율의 적정 대용이자

율(proxy)로 양도성 예금증서(CD) 이자율을 사용하고 Chan, Karyoli, Longstaff and Sanders (Chan et al., 1992)이 제시한 방법에 따라 한국의 적정 단기 이자율 모형에 대한 비교분석을 시도하고자 한다.

제 2장에서는 본 연구에 사용된 계량경제학적 방법에 대한 특징과 연구에 고려되어질 단기 이자율 모형들에 대해 간략히 정리한다. 제 3장에서는 이러한 방법론에 따라 한국의 적정 단기 이자율 모형을 제시하기 위하여 단기 이자율들의 상관관계를 살펴보고 이들 이자율을 이용, 단기 이자율 모형에 대한 경험적 연구를 시행하고 이러한 결과를 분석한다. 제 4장에는 본 연구의 결론을 정리한다.

## 2. 단기 이자율 모형 및 연구 방법

### 2.1. 단기 이자율 모형

이자율 파생상품을 평가하기 위한 모형들을 살펴보면 Merton(1973), Brennan and Schwartz(1977, 1979, 1980), Vasicek(1977), Dothan(1978), Cox, Ingersoll, and Ross(1980, 1985), Cox and Ross(1976) 등 많은 연구들이 이루어져 왔다. 이러한 모형들은 그 내용의 방대함과 다양한 분석에도 불구하고 모형에 사용되는 이자율 확률과정의 형태에 따라 여러 가지 형태로 분류된다. 이들 모형을 하나의 내재된 형태로 정리하면

$$dr = (a + \beta r)dt + \sigma r^\gamma dZ \quad (2.1)$$

의 형태로 정리될 수 있고 모수  $a$ ,  $\beta$ ,  $\sigma$ 와  $\gamma$ 의 값에 따라 각각의 모형으로 분류될 수 있다. 이때  $dZ$ 는 Wiener 확률과정을 따르고 단기 이자율의 초기값인  $r_0$ 는 양의 상수로 가정한다. 이론적으로 단기 이자율이 장기평균으로 수렴하려는 성질을 가질 경우  $a$ ,  $\sigma$ ,  $\gamma$ 는 양의 값을 갖고  $\beta$ 는 음의 값을 갖는다. 이때  $-\beta$  ( $\beta < 0$ )는 장기 평균으로 수렴하는 속도를 의미하고  $-a/\beta$ 는 장기평균을 의미한다.  $\beta$ 가 음의 값을 갖는 경우 단기 이자율이 장기 평균보다 크면 편류(drift)가 음이 되고 반대로 단기 이자율이 장기 평균보다 작은 경우 편류(drift)는 양이 되어 단기 이자율이 장기 평균에서 크게 벗어나지 않고 수렴하는 성질(mean-reverting property)을 반영한다. 단기 이자율변동,  $dr$ 의 순간 분산(instantaneous variance)은  $\sigma^2 r^\gamma dt$ 로 단기 이자율에 의존하고 그 정도는  $\sigma, \gamma$ 에 의해 결정된다

<표 1> 단기 이자율 모형들과 각 모형들의 이론적 형태

1. Merton	$dr = \alpha dt + \sigma dZ$	Vasicek 모형에 포함
2. Vasicek	$dr = (\alpha + \beta r)dt + \sigma dZ$	
3. CIR SR	$dr = (\alpha + \beta r)dt + \sigma r^{1/2} dZ$	
4. Dothan	$dr = \sigma r dZ$	Brennan-Schwartz 모형에 포함
5. GBM	$dr = \beta r dt + \sigma r dZ$	
6. Brennan-Schwartz	$dr = (\alpha + \beta r)dt + \sigma r dZ$	
7. CIR VR	$dr = \sigma r^{3/2} dZ$	CEV모형에 포함
8. CEV	$dr = \beta r dt + \sigma r^\gamma dZ$	

식(2.1)에 내재된 모형들을 형태별로 간단히 정리하면 위의 <표1>과 같고 이들은 다시 Vasicek(1977)에 의해 사용된 Ornstein-Uhlenbeck 확률과정, Cox, Ingersoll and Ross(Cox et al., 1985)에 의해 제시된 평방근 확률과정(Square-root process, CIR SR), Brennan and Schwartz(1979)의 모형(BS), Cox and Ross(1976)가 사용한 Constant Elasticity Volatility모형(CEV) 등으로 분류할 수 있다. Merton(1973)에 의해 제시된 Brownian motion 모형은 Ornstein-Uhlenbeck 확률과정 안에 포함되고, Dothan(1978)에 의해 제시된 모형, Geometric Brownian Motion 모형 등은 Brennan and Schwartz(1979)에 의해 제시된 모형의 특수한 형태로 다시 분류될 수 있다. 이때 주의할 점은 Cox, Ingersoll and Ross(1985)의 단기 이자율 모형의 경우 명목이자율의 확률과정을 모형화한 것이 아니라 실질이자율 모형을 일반균형(General equilibrium)이론 하에서 도출한 것이므로 본 연구에서 CIR모형으로 지칭하는 단기 이자율 모형은 Cox, Ingersoll and Ross(1985)에 의해 제시된 채권 모형을 검증하기 위한 것이 아니라 명목 단기 이자율의 Square-root process 모형을 고려하기 위한 것이다.

본 연구는 (2.1)식의 불연속일반모형을 이용하여 한국시장에서의 단기이자율 모형들을 검증하고자 한다. Duffee(1996), Dahlquist(1996), Eom(1998)등이 이용한 Euler scheme을 이용하여 연속형 단기 이자율 확률과정을 이산형 확률과정으로 1차 근사(1st order approximation)하여 적정 단기이자율모형의 추정을 시도하였고 그 형태는 다음과 같다.<sup>1)</sup>

$$r_{t+\Delta t} - r_t = (\alpha + \beta r_t)\Delta t + \varepsilon_{t+\Delta t} \quad (2.2)$$

1) 연속형 Ito stochastic differential equation에 대한 이산형 근사방법은 Euler discretization scheme과 Milshtein discretization scheme 등이 잘 알려져 있다. Euler scheme은 1차 order의 오차를 갖고 Milshtein scheme은 2차 order의 오차를 갖는다. Milshtein scheme이 작은 오차를 갖음에도 불구하고 모형의 복잡성 때문에 본 연구는 Euler scheme을 이용하여 단기 이자율 확률과정을 이산형 근사 모형화한다. (연속형 Ito stochastic differential equation의 discretization scheme에 대한 자세한 설명은 Talay and Tubaro (1990)을 참조.)

$$E[\varepsilon_{t+\Delta t}|\Omega_t]=0, \quad E[\varepsilon_{t+\Delta t}^2|\Omega_t]=\sigma^2 r_t^{2\gamma} \Delta t \quad (2.3)$$

<표 2> 이산형 단기 이자율 모형들의 형태적 제약

Model	$\alpha$	$\beta$	$\sigma^2$	$\gamma$
Merton		0		0
Vasicek				0
CIR SR				1/2
Dothan	0			1
GBM	0			1
Brennan-Schwartz				1
CIR VR	0	0		3/2
CEV	0			

## 2.2. 계량경제학적 방법론

이자율 파생상품 모형들은 다양한 단기 이자율 확률과정을 가정하여 이에 따른 파생상품가격모형을 제시한다. 그러나 서로 다른 이자율 확률과정은 상이한 분포를 가정하고 있으므로 직접적인 비교를 위한 이론적 틀을 제시하기 어렵다. 이러한 문제점을 고려하기 위해 Chan et al.(1992)의 방법론에 따라 여러 단기이자율 모형을 포괄하는 일반적인 단기 이자율 모형을 고려하고 모수 추정을 위해 분포에 대한 가정을 필요로 하지 않는 Generalized Methods of Moment (GMM)를 이용하여 한국시장에서의 단기이자율 모형들의 적합성을 비교 분석한다.

Hansen (1982)에 의해 제시된 GMM은 모수추정시 분포에 대한 가정 없이 stationarity와 ergodicity만을 가정하므로 다른 분포를 가정하는 단기 이자율 모형들( eg. Vasicek과 Merton의 경우 정규분포, CIR SR의 경우 noncentral  $\chi^2$ 분포)을 한 모형 안에 고려하여 모수를 추정하고 이들 모형들을 비교 검증할 수 있는 이론적 틀을 제공한다.

식(2.2), (2.3)을 고려하여 이산형 단기 이자율 확률과정의 확산부분(diffusion term)의 조건부 1차 적률(1st Moment)과 조건부 2차 적률(2nd Moment)을 이용하고 도구변수(instrument variable)로  $\{1, r_t\}$ 을 사용하면 다음과 같이 4개의 직교조건(orthogonality condition)을 만들어 낼 수 있다.

$$f_t(\theta) = \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ \varepsilon_{t+1} r_t \\ \varepsilon_{t+1}^2 - \sigma^2 r_t^{2\gamma} \Delta t \\ (\varepsilon_{t+1}^2 - \sigma^2 r_t^{2\gamma} \Delta t) r_t \end{bmatrix} \quad (2.4)$$

단,  $\theta = [\alpha, \beta, \sigma, \gamma]$ 인 모수 벡터

$\{1, r_t\}$ 는  $t$ 시점 이전의 모든 주어진 정보들의 집합인  $\Omega_t$ 에 대하여 measurable하므로 식 (2.4)의 조건부 기대값을 구하면

$$E[f_t(\theta)|\Omega_t] = 0 \quad (2.5)$$

을 만족하고, 이때 식(2.5)의 양변에 기대값을 취하면 이중 기대값 정리에 의하여

$$E[E[f_t(\theta)|\Omega_t]] = E[f_t(\theta)] = 0 \quad (2.6)$$

을 만족한다.  $f_t(\theta)$ 의 표본평균(sample mean)은

$$g_T(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f_t(\theta) \quad (2.7)$$

(단,  $T$ 는 표본집단의 관측치의 개수)

이고 표본수가 증가함에 따라

$$g_T(\theta) \xrightarrow{p} E[f_t(\theta)] = 0 \quad (2.8)$$

을 만족한다. GMM추정량,  $\hat{\theta}$ 은 표본 적률(sample moment)인  $g_T(\theta)$ 의 값이 모적률(population moment) 값인 '0'에 가장 가깝게 하는 추정량인  $\hat{\theta}$ 를 구한 것이다. 즉, GMM추정량,  $\hat{\theta}$ 는 다음의 값을 최소로 하는  $\hat{\theta}$ 를 구하는 것과 동일하다.

$$J_T(\theta) = g_T'(\theta) W_T g_T(\theta) \quad (2.9)$$

(단,  $\{W_T(\theta)\}_{T=1}^{\infty}$ 는 양정치 행렬(positive definite matrix)이다.)

$J_T(\theta)$ 값을 최소로 하는  $\hat{\theta}$ 를 구하는 것은  $J_T(\theta)$ 를 1차 미분한 함수를 '0'으로 하는  $\hat{\theta}$ 를 구하는 것과 같으므로

$$D'(\theta) W_T(\theta) g_T(\theta) = 0 \quad (2.10)$$

(단,  $D(\theta)$ 는  $g_T(\theta)$ 의 야코비안 행렬식(Jacobian matrix))

를 만족하는  $\hat{\theta}$ 를 구하는 것과 같다.

식 (2.2), (2.3)을 모형에 대한 형태적 제약 없이 추정할 경우 추정하고자 하는 모수의 숫자와 직

교조건식의 수가 같아지므로 정확히  $J_T(\theta) = 0$ 을 만족시키는  $\hat{\theta}$ 값이 구해지고 이때 추정치는 가중치 행렬의 값에 상관없이 OLS를 이용하여 얻은 추정치와 같아진다. 이러한 경우 자유도가 '0'이므로 모형에 대한 적합도 검정이 불가능하다.

이에 반하여 <표2>에 열거된 모형들의 형태적 제약들을 고려하여 모수를 추정한 경우 직교조건(Orthogonality condition)들의 수가 추정하고자 하는 모수의 수보다 많은 경우로  $J(\hat{\theta})$ 의 값은 반드시 '0'이 되는 것은 아니며 이때 만약 모수에 대한 추정량,  $\hat{\theta}$ 이 실제 모수 값에 가깝다면  $J(\hat{\theta})$ 의 값은 '0'에 가까워야 할 것이다. 이러한 의미에서  $J_T(\hat{\theta})$ 는 추정된 모형의 적합성검정(Goodness of fit test)을 위한 정보를 가지고, 이때  $T \cdot J_T(\hat{\theta})$ 는 카이 제곱 분포( $\chi^2$ -distribution)를 따르므로 이를 이용하여 각 모형의 적합성을 비교 검증한다. 즉,

$$T \cdot J_T(\hat{\theta}) \sim \chi^2(r-a) \quad (2.11)$$

단,  $r$ 은 직교조건의 수,  $a$ 는 모수의 갯수

이므로  $T \cdot J_T(\hat{\theta})$ 이 '0'에 가까울수록 추정된 모형이 유의함을 의미하고 이 값들을 비교하여 추정된 이자율 확률과정의 적합성을 비교할 수 있다.

Hansen(1982)은 다음과 같이  $\theta$ 의 GMM추정치에 근사적 공분산 행렬(The asymptotic covariance matrix for the GMM estimate of  $\theta$ )을 이용하여 가중치 행렬식을 제시하였고 그 식은 다음과 같다.

$$W_T(\theta) = S^{-1}(\theta),$$

$$\hat{S}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [f_T(\hat{\theta})][f_T(\hat{\theta})]' \xrightarrow{p} S \quad (2.12)$$

본 연구는 Hansen(1982)에 의해 제시된 '2단계 방법(Two step method)'을 이용한다. 최초에 가중치 행렬로 단위행렬(identity matrix)을 이용하고 모수  $\theta$ 의 표본 공분산 행렬을 구하여 다시 모수들을 추정하는 과정을 연속적으로 반복하여 최종적으로  $J_T(\theta)$ 값을 가장 작게 하는  $\hat{\theta}$ 를 구한다<sup>2)</sup>.

2) Hansen(1982), Ogaki(1993) 참조



### 3. 한국에서의 적정 단기 이자율 모형에 대한 실증 연구

#### 3.1. 자료

본 연구는 단기이자율의 대용이자율(proxy)로 1991년 1월 4일부터 1997년 11월 28일까지의 콜금리와 양도성 예금증서(CD) 이자율을 사용한다. 양도성 예금증서는 금융기관이 발행하므로 파산위험(default risk)이 고려되어 있지만 우량은행이 발행한 양도성 예금증서의 수익률을 기준으로 하므로 파산위험(default risk)은 미미하다고 하겠다. 콜금리의 경우 금융기관들간의 신용거래이므로 조금이라도 파산위험이 있는 경우 즉시 거래대상을 찾기 힘들므로 무위험 이자율에 가깝다고 볼 수 있다.

본 연구는 소위 'IMF 사태'로 불리는 최근의 경제적 어려움 이전의 콜과 양도성예금증서(CD)이자율을 사용하여 단기이자율 확률과정을 비교 연구하고 Duffee(1996)에 의해 제시된 이자율간의 상관관계를 살펴봄으로써 콜금리와 양도성예금증서(CD) 이자율을 단기 이자율의 대용이자율(proxy)로 사용한 경우 발생하는 상이한 분석결과의 차이를 설명하고자 한다. 이를 위하여 1993년 1월 4일부터 1997년 11월 28일까지의 콜, 양도성 예금증서(91일물), 기업어음( 90일물, 180일물), 통화안정증권, 금융채 ( 1년물, 3년물), 제 1종 국민주택채권(5년물), 은행보증 회사채(3년물) 금리자료를 이용한다. 단, 본 연구에 사용되는 콜금리는 투신사의 콜금리 거래가 제외된 것이다.

<표 3>은 콜금리와 양도성 예금 증서의 기본 통계량을 정리한 것이다. Hansen(1982)의 GMM을 사용하려면 자료가 정상성(stationarity)과 ergodicity를 만족시켜야 한다. 각각의 금리에 대하여 이들 가정의 만족 여부를 검사해야 하지만 이러한 가정에 대한 통계적 검정방법은 존재하지 않으므로 시차에 따른 자기 상관관계를 살펴 간접적으로 자료의 성격을 파악한다. 콜금리의 경우 차분값의 자기상관계수는 차수에 따라 점차적으로 작아지기는 하지만 1차 자기상관계수값이 0.291로 매우 커 5% 유의수준하에서 1차 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되고 '0'에 수렴하는 속도도 매우 느리다. 양도성 예금증서 금리의 경우 차분값의 자기상관계수값이 '0'에 가깝고 상대적으로 빠른 속도로 '0'으로 수렴한다. 이론적으로 정상성(stationarity)을 만족시키는 확률과정의 자기공분산들의 모든 합이 유한한 경우 이러한 확률과정은 ergodic하므로 이 두 확률과정은 간접적으로 이러한 가정들을 만족시킴을 관찰할 수 있다.<sup>3)</sup>

3)  $\rho_j = E(Y_{i+j} - \mu)(Y_{[i+j]-j} - \mu)$ 인 경우 모든 j에 대하여  $\rho_j = \rho_{-j}$ 이면 '(Weak 또는 Covariance) stationary'라고 하고 이러한 확률과정이  $\sum_{j=1}^{\infty} |\rho_j| < \infty$ 를 만족하면  $(1/T) \sum_{i=1}^T Y_i \xrightarrow{p} E(Y_i)$ 을 만족하여 'ergodic'하다. (Hamilton(1994), p47 참조)

<표 3> 콜금리와 양도성 예금증서의 기본 통계량

Call (Weekly)	T	Mean	Standard Deviation	$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_3$	$\rho_4$	$\rho_5$	$\rho_6$	ADF
$r(t)$	343	0.1360	0.0268	0.787	0.706	0.632	0.619	0.619	0.573	-2.9258*
$\Delta r(t)$	342	-0.0001	0.0172	-0.291	-0.012	-0.147	-0.042	0.119	-0.011	-10.9295

  

CD (Weekly)	T	Mean	Standard Deviation	$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_3$	$\rho_4$	$\rho_5$	$\rho_6$	ADF
$r(t)$	343	0.14090	0.02307	0.976	0.954	0.928	0.901	0.875	0.851	-2.1351*
$\Delta r(t)$	342	-0.00003	0.00447	0.006	0.122	0.0597	-0.038	-0.003	-0.026	-7.5354

단,  $\rho_j$ 는  $j$ 주의 시차가 있는 자기상관 계수이고 ADF는 Augmented Dickey Fuller 검정값이다. \*는 5% 유의수준하에서 귀무가설인 단위근(unit root)이 기각될 수 없음을 의미한다.

### 3.2. 한국 단기 이자율의 대용이자율(proxy)

한국의 단기 이자율에 대한 연구는 그 중요성에도 불구하고 활발하지 못하였다. 이러한 이유로 여러 가지 요인들을 고려할 수 있겠지만 가장 중요한 이유는 한국 채권 시장에서 단기 이자율의 대용이자율(proxy)로 적절한 이자율을 찾기 힘들기 때문이다. 미국의 경우 정부에 의해 발행되는 재무성 증권(Treasury bill) 수익률이나 유로달러 금리(Eurodollar rate) 등을 단기 이자율의 대용이자율(proxy)로 이용하여 대부분의 연구가 이루어진다. 그러나, 한국의 경우에는 정부의 직접적인 시장개입이 많았고 정부가 발행하는 단기 채권의 유통시장이 발달되지 않았으므로 단기 이자율의 적정 대용이자율(proxy)을 찾기 힘들다.

정부에서 발행되는 채권금리로는 한국은행에 의해 발행되는 통화안정증권 수익률이 있지만 만기가 364일인 경우가 발행량의 대부분을 차지하고 그 발행물량이 커 발행당시 인수단에 의해 인수되지 않은 분량은 강제 인수되는 경우가 많아 실세금리에 비해 발행금리가 낮고 심한 경직성을 보이고 있다. 이러한 이유로 한국의 경우 단기 이자율의 대용이자율(proxy)로 우량은행에 의해 발행된 양도성 예금증서수익률과 금융기관간의 콜금리를 이용하여 연구가 진행되었다.

그러나, 이들 이자율들은 한국시장의 특수성에 기인하여 균형이자율이라고 보기에는 문제가 있다. 콜금리의 경우 여러 연구에서 1, 2 금융권간 콜시장의 양극화로 인한 콜금리의 왜곡, 기관별 자금편재 조정수단의 미흡, 거래의 불공정성으로 인한 시장 실세금리와의 괴리, 초단기 자금시장인 콜시장의 보완시장 결여 등 다른 이자율과 다른 변이를 가질 가능성이 지적된 바 있다<sup>4)</sup>. 양도성 예금증서(CD)의 경우에도 최초 발행시 양건성 예금의 형태로 발행되는 관행이 근절되지 못

4) 이태봉 (1997) 참조

<표 4> 격주 자료를 이용한 이자율 차분값간의 상관관계

Biweekly 93.1-97.11	이자율 차분값들의 상관계수								
	Call	CD	CP (90일)	CP (180일)	통화채	금융채 (1년)	금융채 (3년)	국민 1종	회사채 (은행보증)
Call	-	0.3563	0.5675	0.2629	0.0532	0.2004	0.2459	0.2516	0.4291
CD	-	-	0.7300	0.3619	0.4078	0.8359	0.6180	0.7045	0.4346
CP (90일)	-	-	-	0.5287	0.4861	0.6499	0.7374	0.6944	0.8115
통화채	-	-	-	-	-	0.5475	0.7763	0.6475	0.4957
금융채	-	-	-	-	-	-	0.7136	0.7792	0.5609
국민 1종	-	-	-	-	-	-	-	-	0.6726

하여 완전한 시장 균형이자율이라고 말하기 힘들고 발행주체에 따라 금리차가 큰 것으로 보인다.

<표4>는 1993년 1월부터 1997년 11월까지의 격주간 이자율들을 이용하여 상관계수값들을 구한 것이다. <표4>에서 관찰할 수 있듯이 콜금리 차분값의 상관계수값들이 다른 채권수익률의 상관계수들과 비교해 매우 낮음을 관찰할 수 있다. 콜금리와 다른 이자율들과의 상관계수는 평균 0.296인데 비하여 콜을 제외한 다른 채권들간의 평균 상관계수는 0.628 이다. 콜의 경우 회사채, 90일 물 기업어음을 제외하면 평균 상관계수 값이 0.228로 더욱 낮아진다.

단기 이자율이란 만기가 '0'에 무한히 가깝고 만기에 채무불이행 가능성이 없는 채권의 수익률이다. 이러한 단기 이자율은 경제의 불확실성을 함수관계로 나타내는 상태변수(state variable)이므로 단일 요인 모형의 경우 이러한 경제내의 모든 채권들은 매우 높은 상관계수값을 가져야함을 의미한다. 그러므로 단기 이자율의 대용이자율(proxy)도 당연히 다른 채권들과 높은 상관관계를 유지해야 한다. 그러나 콜금리의 경우 대부분의 채권 수익률과 상관계수값이 매우 낮다는 사실은 콜금리가 짧은 만기, 금융기관들의 신용거래에 따른 낮은 파산위험 등의 장점을 가지고 있음에도 불구하고 단기 이자율의 대용이자율(proxy)로 적절하지 못하다는 것을 의미한다. 이러한 콜금리의 상이한 변이(idiosyncratic variation)의 유인들을 고려해 보면 측정오류, 월별효과 또는 요일효과, 콜시장의 시장분할 가능성 등을 고려할 수 있다<sup>5)</sup>.

한국의 콜금리시장은 전 금융기관들이 참가할 수 있고 1996년 7월, 한국자본중개주식회사(韓國資本仲介株式會社)를 설립한 이후 한국자본중개주식회사에 의해 가중평균방식에 의한 콜금리가 발표된다. 즉, 콜금리는 한 시점에 거래된 종가나 시가와 달리 그날 거래된 콜금리들을 거래량으로 가중평균한 금리이다. 이러한 콜금리의 산정 방식은 두 가지 문제를 야기할 수 있다. 첫째, 은행의 경우 지급준비금 부담이 있는데 비해 제2금융권인 보험회사, 투자신탁회사, 종금사 등은 지준부담이 없어 서로 다른 자금 수요, 공급요인이 상존한다. 이렇게 상이한 특성을 갖는 1, 2금융권들이 거래함으로 인해 각 금융기관의 특성에 따라 상대적으로 큰 금리차가 발생하므로 이러한 거래 금리들의 가중평균은 콜금리의 변동성을 증가시키고 다른 채권 수익률과 상이한 변이(idiosyncratic variation)를 야기할 수 있다.

5) Duffee(1996) 참조

<표 5> 일일 자료를 이용한 이자율 차분값간의 상관관계

Daily 93.1-97.11	이자율 차분값들의 상관계수								
	Call	CD (91일)	CP (90일)	CP (180일)	통화채	금융채 (1년)	금융채 (3년)	국민 1종	회사채 (은행보증)
Call	-	0.3245	0.2634	0.0366	0.0809	0.0791	0.0876	0.0509	0.1088
CD (91일)	-	-	0.4890	0.1600	0.2747	0.2801	0.4075	0.2821	0.4349
CP (90일)	-	-	-	0.3411	0.3667	0.3781	0.5033	0.4168	0.5580
통화채	-	-	-	-	-	0.5709	0.6014	0.4683	0.6521
금융채(1년)	-	-	-	-	-	-	0.6017	0.4124	0.6127
국민 1종	-	-	-	-	-	-	-	-	0.5660

둘째, 콜금리 자료가 거래량을 가중치로한 금리이므로 거래량이 큰 콜거래 시점에 의해 실질적인 만기에 차이가 생겨 만기가 동일한 콜금리가 보이지 않는 변이가 생겨날 수 있다. 통상적으로 거래가 많이 되는 콜은 1일간 콜거래이므로 콜거래의 만기가 1일로 고려하지만 만기가 매우 짧아 거래량이 큰 특정 콜 거래들이 오전 장 초기에 거래된 경우 거래량의 가중평균에 의해 구한 수익률은 동일한 시차가 있는 수익률들의 동적 관계가 아니라 거래량이 큰 거래시점의 수익률들의 동적 변이를 반영하여 1일의 동일한 시차를 갖는 콜금리가 보이지 않는 상이한 변이를 보일 수 있다. 이러한 이유로 콜금리 자료는 측정오차 가능성을 내포하고 있다.

콜금리의 낮은 상관관계는 월별효과(Monthly effect)나 요일효과(Weekly effect)의 결과일 가능성이 있으므로 이러한 효과들을 제거하기 위하여 1일 자료들을 이용하여 동일한 상관계수들을 다시 구하고 이를 <표 5>에 정리하였다.

일일 자료를 이용하여 채권들간의 상관계수를 살펴보면 전체적으로 절대 상관계수의 크기는 작아 졌지만 콜금리의 경우 격주 자료를 이용한 것보다 더욱 뚜렷하게 작은 상관계수값을 관찰할 수 있다. 이러한 결과는 콜금리의 낮은 상관관계가 월별효과(Monthly effects)나 요일효과(Weekly effects)에 기인한 것이 아님을 의미한다.

분석에 사용된 콜금리는 투자신탁간의 거래는 제외된 자료이므로 이러한 자료가 기준을 고려하는 은행들의 콜금리 수요, 공급을 반영하는지를 간접적으로 살펴보기 위하여 자기상관(autocorrelation)과 편자기상관(partial autocorrelation)을 살펴본다. <표 4>를 살펴보면 콜금리의 경우 양도성 예금증서 이자율과 달리 1차 lag에서 매우 유의한 음의 상관관계를 보이고 있다. 이는 콜금리의 차분값이 그 전의 콜금리의 차분값에 의해 설명됨을 의미하고 이는 일반적인 이자율 모형들이 가정하고 있는 시장 효율성 가정(Market efficient hypothesis)이 콜금리의 경우 적용되기 힘들음을 의미한다. 또한 2주마다 양의 자기상관관계를 보이므로 한국의 경우 한 달에 2번씩 중앙은행이 은행들에 요구하는 지급준비금제도를 반영하고 있을 가능성이 있다.

본 연구는 한국의 단기 이자율 대용이자율(proxy)로 적절한 이자율을 선택하기 위해 이자율간의 상관관계가 중요하며 이러한 기준을 고려할 때 콜금리가 적절하지 않음을 보였다. 또한 이러한 콜금리의 상이한 변이(idiosyncratic variation)의 가능한 이유들을 제시하고 이들의 간접적인

관찰을 시도하였다. 그러나 이러한 자기상관구조만으로는 콜금리의 낮은 상관관계가 측정오류 (Measurement errors)에 기인한 것인지 아니면 지준효과, 투신사의 내부거래에 의한 콜금리의 구조적 경직성 등에 의한 것인지 말하기 힘들다. 콜시장의 상이한 변이를 설명하기 위한 앞으로의 연구는 한국 채권시장을 심도 있게 이해하기 위한 또 다른 가치 있는 연구가 되리라 생각한다.

<표 4> 주간 콜금리 차분값의 자기상관 관계

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.291	-0.291	29.121	0.000
		2	-0.012	-0.105	29.169	0.000
		3	-0.147	-0.200	36.649	0.000
		4	-0.042	-0.176	37.274	0.000
		5	0.119	0.023	42.182	0.000
		6	-0.085	-0.097	44.689	0.000
		7	-0.011	-0.101	44.729	0.000
		8	0.075	0.052	46.702	0.000
		9	-0.065	-0.054	48.180	0.000
		10	-0.018	-0.095	48.291	0.000
		11	0.014	-0.001	48.359	0.000
		12	-0.015	-0.038	48.439	0.000
		13	0.085	0.027	51.008	0.000
		14	-0.105	-0.066	54.987	0.000
		15	0.086	0.048	57.634	0.000
		16	-0.094	-0.081	60.835	0.000
		17	0.016	-0.049	60.924	0.000
		18	0.001	-0.028	60.925	0.000
		19	-0.010	-0.041	60.961	0.000
		20	0.009	-0.056	60.994	0.000

<표 5> 주간 양도성 예금증서 주간 자료 차분값들의 자기상관 관계

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.006	0.006	0.0109	0.917
		2	0.122	0.122	5.1722	0.075
		3	0.059	0.059	6.3999	0.094
		4	-0.038	-0.054	6.9037	0.141
		5	-0.003	-0.018	6.9063	0.228
		6	-0.026	-0.018	7.1434	0.308
		7	-0.093	-0.087	10.189	0.178
		8	0.022	0.027	10.360	0.241
		9	-0.060	-0.037	11.637	0.235
		10	-0.098	-0.099	15.034	0.131
		11	0.024	0.026	15.232	0.172
		12	-0.008	0.023	15.258	0.228
		13	0.029	0.026	15.560	0.274
		14	-0.052	-0.074	16.540	0.282
		15	0.057	0.055	17.702	0.279
		16	-0.018	-0.019	17.817	0.335
		17	0.024	0.007	18.027	0.387
		18	-0.012	-0.011	18.083	0.450
		19	0.005	-0.001	18.092	0.516
		20	-0.070	-0.080	19.863	0.467

### 3.3. 적정 단기 이자율 모형에 대한 비교 연구

3.2장에서 콜금리가 다른 이자율과 상관관계가 매우 낮으므로 단기 이자율 대용이자율(proxy)로 적절하지 않음을 보았다. 본 장은 콜금리와 양도성 예금증서 수익률을 이용하여 단기 이자율 모형들을 비교, 검증하고 이들 이자율을 사용하여 발생하는 상이한 결과들을 분석한다. 자료에 따른 결과의 안정성을 살펴보기 위해 1주간, 2주간 자료들을 이용하여 동일한 분석을 시행하고 한국의 적정 단기 이자율 모형을 제시한다.

표 6)과 표 7)은 각각 양도성 예금증서 주간, 격주간 수익률을 이용하여 이를 표로 정리한 것이다. 자료들은 연속형 연간 수익률로 환산된 자료를 이용하였다. 추정된 추정치를 살펴보면 양도성 예금증서 주간수익률을 이용한 경우 비제약 조건에 의한 모형은 유의수준 5%하에서 모든 추정값들이 통계적으로 유의하고 특히 단기 이자율의 순간 분산에 대한 단기 이자율의 영향을 나타내는 모수인  $\gamma$ 의 경우 그 값이 0.7572로  $t$ -통계량이 2.83이고 이는  $p$ -value가 거의 '0'에 가까운 수치로 통계적으로 매우 유의한 수치를 보인다. 편류(drift)의 모수들인  $\alpha$ ,  $\beta$ 값도 각각 0.1596, -1.1618로  $t$ -검정시 통계적으로 매우 유의하여 미국과 달리 한국의 경우 장기 평균으로 수렴하려는 성질(Mean-reverting property)이 매우 강함을 보여준다.

Dahlquist(1996), Eom(1998) 등은 비제약 모형의  $\{\alpha, \beta\}$ 와  $\{\sigma, \gamma\}$ , 각각의 모수들이 높은 상관관계를 보여 비제약 모형 추정치들의 해석시 주의해야 함을 지적하였다. Dahlquist(1996)는  $\{\alpha, \beta\}$ 의 경우 높은 양의 상관관계를 보이고  $\{\sigma, \gamma\}$ 의 경우 서로 강한 음의 상관관계를 보이므로 비제약 모형의 단기 이자율 모형에 대한 분석은 각각의 모수들에 제약을 준 모형들의 Overidentification 검정과 병행되어 이루어져야 함을 지적하였다. 모수에 대한 제약조건을 이용하여 각각의 모형을 비교 검증하면 <표 6>의 양도성 예금증서 주간 수익률 자료를 사용한 경우, Brennan and Schwartz(1980) 모형과 CIR의 Square-root 확률과정의 Overidentification 검정통계량값의  $p$ -value가 각각 0.3730, 0.3314로 매우 높아 이들 모형이 적합하다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 편류(drift term)의 모수,  $\alpha$ 와  $\beta$ 에 대한 각 모형의 추정치도 비제약 모형의 추정치와 매우 유사한 값을 보여주고 모든 모수들에 대한 추정치의  $t$ -검정값이 충분히 크므로 모든 추정치가 통계적으로 유의하다. 모수에 대한 제약 하에서 모형비교에 의한 결과도 장기 평균으로 수렴하려는 성질(mean-reverting property)을 매우 유의하게 보이고 있어 이러한 결과는 비제약 모형에서 얻은 결론과 일치한다. 이러한 결과들이 자료추출에 따라 안정적인 결과를 보임을 관찰하기 위해 양도성 예금증서 격주간 자료를 이용하여 다시 이들을 추정한 결과를 <표 7>에 정리하였다. 비제약식에 대한 모수  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\sigma$ ,  $\gamma$ 에 대한 추정값들은 <표 6>에 구해진 주간 자료를 이용한 값들과 매우 일치하여 동일한 결과를 보이고 있다.

격주간 자료를 이용한 모형들의 비교 검증의 경우에도 CIR SR, Brennan-Schwartz모형들의 overidentification 검정통계량의  $p$ -value가 각각 0.444, 0.3443의 값을 보여 두 모형이 매우 유의

함을 관찰할 수 있다. 매우 흥미로운 결론은 한국의 경우 확산항(diffusion term)의 단기 이자율 영향을 나타내는  $\gamma$ 가 동일하여도 장기 평균으로 회귀하려는 (mean-reverting) 효과를 고려하지 못한 모형들의 overidentification 검정통계량의 p-value가 상대적으로 작아 모형이 유의하지 않다는 것이다. Constant Elastic Volatility 모형은 장기평균과 장기평균 수렴속도에 대한 모수  $\alpha$ 를 '0'으로 제한하여 평균회기(mean-reverting)효과를 고려하지 않은 경우로 CEV 모형의 확산항(diffusion term)의 모수에 대한 추정값들이 비제약 모형과 매우 유사함에도 불구하고 모형의 검정결과 유의하지 않음을 보이고 있다. Dothan모형의 경우 p-value가 0.1 이상으로 귀무가설을 유의수준 0.1하에서 기각할 수 없지만 Square root 확률과정 모형과 Brennan-Schwartz모형에 비해 상대적으로 p-value가 낮다.

<표 8>, <표 9>는 콜금리자료를 이용하여 이자율 확률과정을 검증해 본 것이다. 주간, 격주간 콜금리자료를 이용하여 비제약모형에 대한  $\gamma$ 값을 추정해본 결과 주간 자료의 경우 1.7697, 격주간 자료의 경우 1.5957의 값을 구하였다. CD금리를 이용한 분석결과와 달리 확산항(diffusion term)에 대한 단기 이자율의 영향력이 매우 커 순간 분산이 단기 이자율값이 커짐에 따라 매우 불안정하게 움직임을 의미한다. 그러나, 콜금리의 경우에도 매우 강한 평균회기(mean-reverting) 현상을 관찰할 수 있다. 제약모형들을 비교 검증해 보면 Brennan-Schwartz 모형만이 유의수준 0.05하에서 귀무가설을 기각하지 않아 유의함을 볼 수 있으나 이 또한 p-value값이 작아 모형이 통계적으로 유의하다고 주장하기는 힘들다. CEV모형의 경우  $\gamma$ 값이 매우 상이한 값을 보이고 있다. 특히 주간 자료를 이용한 경우  $\sigma$ 와  $\gamma$ 값이 음의 값을 가지고 모형의 적합도 검정을 위한  $\chi^2$ 검정통계량의 값도 매우 커 유의하지 못하다. 콜금리의 경우 제약조건모형들의 비교 연구 결과,  $\gamma$ 값이 1보다 같거나 작은 대부분의 단일요인 모형들이 기각되었고 비제약 조건식에 의한 결과도 동일하였다.

Bliss and Smith(1998), Hiraki and Takezawa(1997) 등은 미국과 일본의 적정 단기 이자율 확률과정을 비교분석하기 위해 여러 대용이자율(proxy)들을 사용하였고 이들 다양한 대용이자율(proxy)들을 이용한 경험적 연구결과가 동일한 확률과정모형을 가장 적합한 모형으로 제시함을 보였다. 이러한 연구는 적절한 대용이자율(proxy)이 사용될 경우 이들을 이용한 단기 이자율 모형에 대한 연구들이 안정적으로 동일한 결론에 도달함을 보였다. 그러나 한국의 경우 콜금리와 양도성 예금증서 수익률을 단기 이자율 대용이자율(proxy)로 이용하는 경우 완전히 상이한 연구결과를 보이고 있다. 이러한 결과는 우리나라의 단기 이자율에 대한 연구를 위해 어떤 대용이자율(proxy)을 사용하는가에 따라 단기 이자율 특성에 대한 연구 결과가 완전히 상이할 수 있음을 의미한다.

앞에서 본 바와 같이 다른 채권 수익률과의 상관관계를 살펴 볼 때 한국의 적정 대용이자율(proxy)로 양도성 예금증서 수익률을 사용하는 것이 적합하고 이러한 기준에 따라 한국의 적정 단기 이자율 확률과정으로 square-root 확률과정과 Brennan-Schwartz모형을 제시할 수 있다.



<표 6> 양도성 예금증서 주간 자료를 이용한 우리나라 단기 이자율 모형의 비교

Model (Weekly CD)	$\alpha$	$\beta$	$\sigma$	$\gamma$	$\chi^2$ Test (p-value)	d.f
Unrestricted	0.1596 (0.068)	-1.1618 (0.500)	0.1377 (0.071)	0.7572 (0.267)		
Merton	0.0097 (0.0117)	0.0	0.0291 (0.0020)	0.0	11.0642 (0.0040)	2
Vasicek	0.1606 (0.0681)	-1.1078 (0.4992)	0.0301 (0.0020)	0.0	7.5543 (0.0060)	1
CIR SR	0.1632 (0.0680)	-1.1635 (0.4993)	0.0835 (0.0052)	0.5	0.9434 (0.3314)	1
Dothan	0.0	0.0	0.2106 (0.0138)	1.0	5.9519 (0.1140)	3
GBM	0.0	-0.0230 (0.0850)	0.2106 (0.0138)	1.0	5.8280 (0.0542)	2
Brennan-Schwartz	0.1539 (0.0678)	-1.1429 (0.4990)	0.2175 (0.0136)	1.0	0.7935 (0.3730)	1
CIR VR	0.0	0.0	0.5206 (0.0359)	1.5	10.9285 (0.0121)	3
CEV	0.0	-0.0083 (0.0876)	0.1414 (0.0765)	0.7895 (0.2810)	5.3214 (0.0211)	1

주)  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\sigma$ ,  $\gamma$  값 아래 ( )안의 값은 표본분산을 의미한다.

<표 7> 양도성 예금증서 격주간 자료를 이용한 우리나라 단기 이자율 모형의 비교연구

Model (Biweekly CD)	$\alpha$	$\beta$	$\sigma$	$\gamma$	$\chi^2$ Test (p-value)	d.f
Unrestricted	0.1707 (0.0721)	-1.2363 (0.5286)	0.1319 (0.0755)	0.7212 (0.2901)		
Merton	0.0092 (0.0121)	0.0	0.0290 (0.0022)	0.0	8.2100 (0.0165)	2
Vasicek	0.1597 (0.0718)	-1.0988 (0.5245)	0.0302 (0.0022)	0.0	5.4388 (0.0197)	1
CIR SR	0.1700 (0.0719)	-1.2095 (0.5258)	0.0850 (0.0057)	0.5	0.5841 (0.4447)	1
Dothan	0.0	0.0	0.2163 (0.0154)	1.0	6.1201 (0.1059)	3
GBM	0.0	-0.0211 (0.0881)	0.2159 (0.0156)	1.0	5.9576 (0.0509)	2
Brennan-Schwartz	0.1687 (0.0719)	-1.2504 (0.5272)	0.2258 (0.0152)	1.0	0.8944 (0.3443)	1
CIR VR	0.0	0.0	0.5475 (0.0414)	1.5	10.9282 (0.0121)	3
CEV	0.0	-0.0022 (0.0910)	0.1252 (0.0754)	0.7189 (0.3039)	5.2535 (0.0219)	1

주)  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\sigma$ ,  $\gamma$ 값 아래 ( )안의 값은 표본분산을 의미한다.

<표 8> 콜금리 주간자료를 이용한 우리나라 단기 이자율 모형의 비교

Model (Weekly Call)	$\alpha$	$\beta$	$\sigma$	$\gamma$	$\chi^2$ Test (p-value)	d.f
Unrestricted	1.5006 (0.3387)	-11.0802 (2.6628)	3.6784 (1.9555)	1.7697 (0.2794)		
Merton	0.0980 (0.0392)	0.0	0.1027 (0.0092)	0.0	12.0021 (0.0025)	2
Vasicek	0.8484 (0.2732)	-6.0121 (2.1592)	0.0964 (0.0095)	0.0	7.2830 (0.0070)	1
CIR SR	0.9456 (0.2729)	-6.7397 (2.1473)	0.2766 (0.0260)	0.5	5.5766 (0.0182)	1
Dothan	0.0	0.0	0.0966 (0.0094)	1.0	17.8270 (0.0005)	3
GBM	0.0	0.6476 (0.3123)	0.1021 (0.0093)	1.0	13.6770 (0.0011)	2
Brennan-Schwartz	1.0997 (0.2776)	-7.9078 (2.1684)	0.7851 (0.0699)	1.0	3.3662 (0.0665)	1
CIR VR	0.0	0.0	1.8427 (0.2039)	1.5	22.6685 (0.00005)	3
CEV	0.0	0.6215 (0.3137)	-0.0025 (0.0123)	-1.7627 (2.2881)	12.5929 (0.00004)	1

주)  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\sigma$ ,  $\gamma$ 값 아래 ( )안의 값은 표본분산을 의미한다.

<표 9> 콜금리 격주간 자료를 이용한 우리나라 단기 이자율 모형의 비교

Model (Biweekly Call)	$\alpha$	$\beta$	$\sigma$	$\gamma$	$X^2$ Test (p-value)	d.f
Unrestricted	0.9163 (0.2488)	-6.7053 (1.9800)	2.2238 (0.9276)	1.5957 (0.2016)		
Merton	0.0649 (0.0297)	0.0	0.0897 (0.0083)	0.0	6.4455 (0.0398)	2
Vasicek	0.7504 (0.2476)	-5.6269 (1.9874)	0.0659 (0.0104)	0.0	7.3862 (0.0066)	1
CIR SR	0.7562 (0.2469)	-5.6235 (1.9808)	0.1979 (0.0288)	0.5	5.9462 (0.0147)	1
Dothan	0.0	0.0	0.6648 (0.0674)	1.0	12.2685 (0.0065)	3
GBM	0.0	0.5590 (0.2469)	0.7179 (0.0672)	1.0	7.6593 (0.0217)	2
Brennan-Schwartz	0.8094 (0.2474)	-5.9609 (1.9773)	0.5945 (0.0786)	1.0	3.9080 (0.0480)	1
CIR VR	0.0	0.0	1.7629 (0.1908)	1.5	13.7893 (0.00320)	3
CEV	0.0	0.4781 (0.2639)	0.1214 (0.2439)	0.1404 (0.9503)	6.9948 (0.00817)	1

주)  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\sigma$ ,  $\gamma$ 값 아래 ( )안의 값은 표본분산을 의미한다.

#### 4. 결론

본 연구는 한국의 적정 단기 이자율 모형을 찾기 위해 다른 이자율들과 상대적으로 높은 상관관계를 갖는 양도성 예금증서 수익률을 이용하여 CIR Square root 확률과정과 Brennan-Schwartz 모형이 단기 이자율 모형으로 유의함을 보였다.

한국의 경우 국채의 유통시장이 발달되어 있지 않아 단기 이자율의 적절한 대용이자율(proxy)을 찾기 힘들다. 이러한 어려움에도 불구하고 단기 이자율에 대한 연구들이 '단기', '무위험'의 기준을 적용하여 파산 위험이 적은 금융기관간의 초단기 거래인 콜금리와 우량 은행들에 발행되는 양도성 예금증서 수익률을 이용하여 단기 이자율에 대한 연구를 진행하였다. 그러나 우리나라의 경우 콜금리와 양도성 예금증서를 이용한 단기 이자율 모형에 대한 연구는 상이한 결과를 보이고 이러한 결과들 중 어떠한 결과가 단기 이자율 모형에 대한 올바른 정보를 제공하는가에 대한 또 다른 문제에 봉착한다.

한국 단기이자율의 적절한 대용이자율(proxy)을 제시하기 위해 Duffee(1996)에 의해 제시된 기준을 고려하여 콜금리 및 양도성 예금증서 수익률과 다른 채권 수익률들과의 상관관계를 살펴보고 콜금리의 경우 다른 채권 수익률과의 상관관계가 매우 낮아 상이한 변이(idiosyncratic variation)를 갖고 있음을 보였다. 이러한 상이한 변이의 가능한 이유들을 살펴보기 위해 측정오차, 월별 효과, 주간 효과, 시장분할 가능성 등을 고려하였다.

양도성 예금 증서 수익률의 경우 콜금리에 비해 다른 채권 수익률들과 상대적으로 높은 상관관계를 보이므로 양도성 예금 증서 수익률을 단기 이자율 대용이자율(proxy)로 이용하여 단기 이자율 모형들을 비교 연구하였다. Chan et al.(1992)에 의해 제시된 비계약모형을 이용하여 각각의 모형을 비교, 검증하면 우리나라의 경우 비계약모형의 순간 분산에 대한 단기 이자율의 탄력성값이 0.7정도를 갖고 장기 평균으로 회귀하려는 성질(mean-reverting property)이 매우 강함을 볼 수 있다. 계약모형들의 overidentification 검정 결과 서로 다른 시차를 갖는 자료들에 대하여 동일하게 Cox, Ingersoll and Ross의 Square-root 확률과정과 Brennan and Schwartz 모형이 유의함을 보였다.

본 연구는 채권 수익률간의 상관관계를 살펴보고 콜금리의 낮은 상관관계를 설명하기 위해 콜금리의 여러 문제점들을 지적하였지만 이러한 현상이 측정상의 오류인지 아니면 콜시장의 상이한 수요, 공급유인에 의한 것인지에 대한 결론은 도출하지 못하였다. 이러한 콜시장에 대한 이해는 한국의 이자율 파생상품을 이해하기 위한 기초작업으로 세심한 연구가 필요하다고 생각된다.

<부록>

금융기관간 콜거래 금리 (일평균)

단위: %, 연이율

톤/머니	국내 은행	외국 은행	신탁	종금	증권	보험	투신	기타	론 평균	구성비 (%)
국내은행				12.82	12.90	12.93	12.70	12.89	12.87	6.61
		10.80		10.82	10.84			10.83	10.84	5.03
외국은행	12.17	12.38		12.73				12.81	12.40	2.98
	10.66	10.77			10.80				10.74	1.77
신탁	12.60			12.78	12.79	12.50	12.82	12.80	12.78	14.90
	10.77			10.83	10.83		10.83	10.83	10.82	16.50
종금	12.57	12.62		12.67	12.74	12.69	12.83	12.94	12.74	4.01
	10.67	10.79		10.77	10.81		10.81	10.83	10.79	4.40
증권	12.20			12.68	12.80	13.10	12.55	12.98	12.78	1.09
	10.54			10.79	10.80		10.77	10.80	10.73	1.03
보험	12.42			12.76	12.81	12.72	12.81	12.80	12.78	6.33
	10.69			10.81	10.83		10.83	10.82	10.82	9.14
투신	12.59			12.63	12.75	12.80	12.52	12.77	12.52	57.01
	10.76			10.76	10.80		10.72	10.80	10.72	53.01
기타	12.59			12.86	12.92	12.69	12.81	12.87	12.85	7.08
	10.77			10.81	10.84		10.79	10.83	10.80	9.12
머니평균	12.37	12.39		12.77	12.84	12.75	12.52	12.85	12.64	-
	10.75	10.78		10.82	10.83		10.72	10.83	10.76	-
구성비(%)	2.66	0.90	0.00	20.04	15.04	0.38	56.22	4.77	100.00	100.00
	9.01	1.64	0.00	16.03	18.49	0.00	48.97	5.86	100.00	100.00
L-M	0.50	0.01		-0.03	-0.05	0.03	0.00	0.00	-	-
금리차	0.09	-0.04		-0.02	-0.09		0.00	-0.03	-	-

주 : 한국자금융재주식회사 중개분

상단은 1997. 4.18~4.24일, 하단은 1997.6.7 - 6.12일 거래분

자료 : 종합금융협회, 주간금융시장동향, 1997.4.25, 6.13.

< 참고 문헌 >

이태봉, 1997, "장단기 금융시장의 효율화 방안," 경제 분석 제 3권 4호, 종합금융협회.

Bliss, Robert R. and Smith, David C., 1998, "The Elasticity of Interest Rate Volatility: Chan, Karolyi, Longstaff, and Sanders Revisited," Working paper, Federal Reserve Bank of Atlanta

Brennan, M. and Schwartz, E., 1979, "A Continuous Time Approach to the Pricing of Bonds," *Journal of Banking and Finance* 3, pp. 133-155.

Brenner, Robin J., Harjes, Richard H., and Kroner, Kenneth F., 1996, "Another Look at Models of the Short-Term Interest Rate", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, pp. 85-107.

Chan, Karolyi. Longstaff and Sanders, 1992, " An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate," *Journal of Finance* 47, pp. 1209-1227.

Cox, J. C., J. E. Ingersoll, and S. A. Ross, 1985, " A Theory of the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica* 53, 385-407

Dahlquist, M., 1996, " On alternative Interest Rate Processes," *Journal of Banking and Finance* 20, 1093-1119.

Dothan, M., 1978, "On the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Financial Economics* 7, pp. 229-264.

Duffee, G. R., 1996, " Idiosyncratic Variation of Treasury Bill Yields," *Journal of Finance* 51, 527-551.

Eom, Y. H., 1998, "On Efficient GMM Estimation of Continuous-Time Asset Dynamics: Implications for the Term Structure of Interest Rates," working paper, Yonsei University.

Hamilton, James D., 1994, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, NJ.

Hiraki, Takato and Takezawa, Nobuya, 1997, "How Sensitive is Short-Term Japanese Interest Rate Volatility to the Level of the Internet Rate?," *Economic Letters* 56, pp. 1029-1054.

Ogaki, M., 1993, "GMM: A User Guide," working paper, University of Rochester.

Talay, D. and Tubaro L., 1990, "Expansion of the global error for numerical schemes solving Stochastic Differential Equations," *Stochastic Analysis and Applicaitons* 8, pp. 483-509.

Vasicek, O., 1977, An equilibrium characterization of the term structure, *Journal of Financial Economics* 5, 177-188.