The Korean Communications
in Statistics Vol. 10 No. 3, 2003
pp. 655-663

# Term Structure Estimation Using Official Rate[1)]

Joon Hee Rhee[2)]  Yoon Tae Kim[3)]

## Abstract

The fundamental term structure model is based on the modelling of the short rate. It is well-known that the short rate depends on the interest rate policy of monetary authorities, especially on the official rate. Babbs and Webber(1994) modelled the term structure of interest rates using the official rate. They assume that the official rate follows a jump process. This reflects that the official rate infrequently changes. In this paper, we test this official term structure model and compare the jump-diffusion model with the pure diffusion model.

*Keywords* : Change of Measures, Jump-Diffusion Model, Affine Term Structure Model, Brownian Motion, Poisson Process.

## 1. 서론

최근 금리의 기간 구조 모형은 이자율 분포의 비대칭성 및 비정규성(non-normality)을 고려하여 이루어지고 있다. 일반적인 접근방법은 이자율의 확률적 변동성(stochastic volatility of interest rate)을 가정하거나 jump process를 고려하는 것이며, 유럽을 중심으로 각종 형태의 Levy process를 모형에 이용하고 있는 추세이다. 이와 함께 금융당국의 정책변수인 이자율을 금리기간 구조 추정에 반영함으로서 거시 변수를 채권평가나 이자율 파생상품의 요인으로 간주하고 있다(예: Babbs and Webber (1994), James and Webber (2000)). 본 글은 이러한 추세를 반영하여 jump-diffusion 모형을 중심으로 정책 이자율(official rate)을 금리 기간구조에 삽입하고 이를 추정하고자 한다.

본 글의 구성은 다음과 같다. 제 2 장에서 모형을 설명하고 제 3 장에서는 모수 추정의 방법과 예를 들어본다. 그리고 제 4 장은 본 글의 결론으로 구성한다.

## 2. 모형

본 장에서는 이 글에서 가정하는 모형을 설명한다. $(\Omega, \zeta, P)$는 확률공간으로 $\Omega$는 상태집합, $\zeta$는 $\Omega$의 부분집합인 $\sigma$-algebra, $P$는 $\zeta$에 대한 확률 measure를 나타낸다. 상태변수 $x$는

1) This Research was supported by the Research Fund of Hallym University in 2002.(HRF-2002-29)
2) Professor, Department of Finance, Hallym University, Chuncheon, 200-702, Korea,
E-mail : joonrh@hallym.ac.kr
3) Professor, Department of Statistics, Hallym University, Chuncheon, 200-702, Korea,
E-mail : yoonkim@fisher.hallym.ac.kr

통상 순간 단기이자율(short rate)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$r(x) = \lim_{\tau \to 0} \frac{-\ln f(x,\tau)}{\tau}, \quad x \in D. \tag{1}$$

여기서 $D$는 $x$가 정의되는 집합을 의미한다.

Babbs and Webber (1994), Veruete and Webber (1994)모형은 금융당국이 통화정책에 따라 정책이자율을 변경함으로서 시장 이자율을 변경시키며 시장은 특정 상태변수 $x$를 통해 정책이자율의 변경 가능성을 인지하고 있다고 가정한다. Babbs and Webber (1994, 1995)의 경우 정부의 정책이자율(officially-set short rate)은 순수 jump process로 가정하고 경제를 나타내는 상태변수는 diffusion process를 가정하고 있다.

본 글은 다음의 두 요인을 가정하여 금리의 기간구조를 설명하려 한다.

$$dx_1 = (\ ax_1 + \delta\, x_2 + b\ )dt + \sigma\sqrt{\alpha\, x_1 + \beta}\ dz. \tag{2}$$

$$dx_2 = y\ dN.$$

여기서 $z$는 $Q$-Brownian motion을, $N$은 intensity $\lambda$인 Poisson process를, 그리고 $y$는 jump의 크기에 대한 분포를 의미한다. 본 글에서는 jump의 크기를 정규분포로 가정한다. 그리고 단기이자율은 다음과 같이 Affine모형을 가정한다.

$$r = \eta_0 + \eta_1 x_1 + \eta_2 x_2$$

첫 번째 요인 $x_1$은 시장에서 금융당국의 정책이나 경제여건을 나타내는 상태변수이며, 두 번째 요인은 금융당국의 정책이자율이다. 정책변경은 순수 jump를 가정하였고 시장 여건은 diffusion으로 가정하였다. 상태변수 $x_1$은 다음과 같이 다시 표현할 수 있다.

$$dx_1 = v\ (\ \mu - x_1)dt + \sigma\sqrt{\alpha\, x_1 + \beta}\ dz \tag{3}$$

여기서 $\mu$는 다음을 만족함을 가정한다.

$$\mu = (1-w)\overline{\mu} + w\, x_2, \quad 0 \le w \le 1.$$

즉, $x_1$은 장기 이자율 $\overline{\mu}$와 현재 이자율 $x_2$의 가중평균으로 회귀하는 안정적인 process로 (2)와 (3)을 비교하면, $a = -v$, $\delta = v\, w$, $b = v\,(1-w)\,\overline{\mu}$을 얻게 된다.

추정을 용이하게 하기 위해 $\alpha = 0$, $\beta = 1$을 가정한다. 보통 CIR process의 경우 파생상품의 분석적인 해(analytic solution)를 도출하기 어렵다.

(CIR(Cox, Ingersoll, Ross)가 1985년, 처음으로 square root process를 금리의 기간구조 모델링에 이용한 후 이를 CIR process라 부른다. CIR process는 식 (3)과 같이, 다음의

$$dx = v\ (\ \mu - x)dt + \sigma\sqrt{\alpha\, x_1 + \beta}\ dz$$

SDE(Stochastic Differential Equation)을 따른다. )

한편 (2)의 process는 $Q$ measure, 즉 EMM(Equivalent Martingale Measure)에서 정하였으므로 $P$-Brownian motion $z^*$와 Q-Brownian motion $z$ 및 $P$-jump intensity $\lambda^*$, $Q$-jump intensity $\lambda$는 다음의 관계를 갖는다.

$$z = z^* - \int \theta_1 ds,, \quad \lambda = (1-\theta_2)\lambda^* \tag{4}$$

여기서 $\theta_1, \theta_2$ 는 bounded, predictable and adapted process로 $\theta_2$는 1 보다 작다. 구체적인 $\theta_1, \theta_2$의 형태는 일반균형이론(general equilibrium context)에 의해 파악될 수 있으며, 구체적인 예는 Bates(1996)를 참고 할 수 있다.
본 글에서 가정한 모형은 Duffie and Kan (1996)의 affine 모형으로, 할인채가격은 다음의 식과 같다.

$$f(x_1, x_2, \tau) = \exp[A(\tau) + B_1(\tau)\ x_1 + B_2(\tau)\ x_2]. \tag{5}$$

이 경우 spot yield는

$$r(x) = \eta_0 + \eta_1 x_1 + \eta_2 x_2$$

의 형태로 표현되며 $\eta_0$, $\eta_1$, $\eta_2$는 일반균형모형으로 파악될 수 있다(Babbs and Nowman(1997)). 따라서 Duffie and Kan(1996)의 방법을 적용하면 함수 $B_1(\tau)$, $B_2(\tau)$, 그리고 $A(\tau)$는 다음의 미분방정식의 해가 된다.

$$B_1(\tau)' = -\eta_1 + a\ B_1(\tau), \quad B_1(0) = 0$$

$$B_2(\tau)' = -\eta_2 + \delta\ B_1(\tau), \quad B_2(0) = 0$$

$$A(\tau)' = -\eta_0 + \frac{\sigma^2\beta}{2} B_1(\tau)^2 + b\ B_1(\tau) + \lambda Q(\tau), \quad A(0) = 0$$

여기서 $Q(\tau)$는 점프와 관련된 항이다.

## 3. 파라미터의 추정

### 3.1 MLE(Maximum Likelihood Estimation) 근사

본 절에서는 본 글에서 적용된 모형을 추정해 보고자한다. 주지하는 바와 같이 jump-diffusion 모형의 추정은 diffusion 모형추정에 비해 많지 않다. Becker(1981)는 주식 수익률을 jump 모형에 적용하여 추정한 바 있다. 그는 로그 우도 함수와 이에 관련된 편미분 값이 복잡한 비선형으로 이루어져 있어서 모형을 추정하는데 GMM의 일종인 moment를 일치시키는 방법을 사용하였다. 그 후 Ball and Torous(1983. 1985)는 Bernoulli jump process를 가정하여 MLE방법으로 모형을 추정하였는데, jump intensity가 작을 경우 Gaussian Bernoulli mixture는 Gaussian Poisson mixture와 거의 동일한 것으로 알려져 있다. 이 방법을 택함으로서 조건부 밀도 함수를 간단하게 설정할 수 있었다. 최근 Baz and Das(1996)도 이 방법을 이용하여 jump-diffusion 모형을 추정한바 있다. 본 절에서도 이와 같은 방법을 이용하여 모형을 추정하고자 한다. 우선 spot rate는 affine 모형으로 다음을 가정한다.

$$r_t = \eta_0 + \eta_1 x_{1t} + \eta_2 x_{2t} \tag{6}$$

앞서 설명했듯이 상태변수 $x_1$과 $x_2$는 다음과 같이 표현된다.

$$dx_{1t} = v\ (\ \mu - x_{1t})dt + \sigma dz_t \tag{7}$$

$$dx_{2t} = y\ dN_t \tag{8}$$

여기서, jump intensity $\lambda$는 상수이다. 그리고 점프 분포인 $y$는 평균이 $\nu$, 분산이 $s^2$인 정규분포

를 따른다고 가정한다. (7)과 (8)에 의해 $dr$은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} dr &= \eta_1 dx_1 + \eta_2 dx_2 \\ &= \eta_1(ax_1 + \delta x_2 + b)\, dt + \eta_1 \sigma\, dz + \eta_2 y\, dN \end{aligned} \tag{9}$$

$dr$의 조건부 분포는 Gaussian Poisson mixture이기 때문에 무한합(infinite sum)으로 표현된다. 우리는 Ball and Torous (1983, 1985), Baz and Das(1996)의 방법과 같이 $dN$을 Bernoulli Jump로 근사(approximation)할 것이다. 이 경우 $dr$은 Gaussian Bernoulli mixture가 된다. Gaussian Bernoulli mixture의 조건부 밀도 함수를 $m(x : \Phi)$로 표현하면 $\Phi$는 추정하여야 할 모수집합이다. 불행히도 식 (9)의 식별에서는 $\eta_1$과 여타 모수들을 따로 추정해야만 한다. $\eta_0$, $\eta_1$ and $\eta_2$를 추정하기 위해서는 다음의 식을 이용할 것이다.

$$r_t = \eta_0 + \eta_1 x_{1t} + \eta_2 x_{2t} + w_t \tag{10}$$

여기서, $w_t$는 white noise이다. Ball and Torous(1983)의 추정방법을 이용하면, (9)를 두 가지 경우로 나눌 수 있다. 즉 Hamilton(1988, 1994)의 regime shifting 모형에서처럼 $dr$이 diffusion process를 따를 경우, 즉 식 (9)에서 점프가 없는 경우인

$$dr = \eta_1(ax_1 + \delta x_2 + b)\, dt + \eta_1 \sigma\, dz \tag{11}$$

과 $dr$이 jump-diffusion을 따를 경우, 즉 점프가 있을 경우인

$$dr = \eta_1(ax_1 + \delta x_2 + b)\, dt + \eta_1 \sigma\, dz + \eta_2 y\, dN \tag{12}$$

으로 나누어 생각할 수 있다. 점프효과를 고려하기 위해 더미(dummy) 변수를 이용하여 식(11)과 (12)을 다음과 같이 이산화(discetetize)시킨다.

$$\Delta r = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon_{t1}. \tag{11-1}$$

$$\Delta r = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 D + \varepsilon_{t2}. \tag{12-1}$$

여기서 $\varepsilon_{t1}$는 평균 0, 분산 $s_1^2$인 정규 분포이며, $\varepsilon_{t2}$는 평균 0, 분산 $s_2^2$인 정규 분포이다. 그리고 $\beta_0 = \eta_1 b$, $\beta_1 = \eta_1 a$, $\beta_2 = \eta_1 \delta$, $\beta_3 = \eta_2 E(y)$이다. 식 (12-1)에서 점프가 없으면 $D=0$이 되며, $D=1$이면 (12-1)은

$$\Delta r = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 + \varepsilon_{t2} \tag{13}$$

이 된다. 따라서 우도함수는 다음처럼 표현된다.

$$\begin{aligned} m(\Delta r : \Phi) &= \frac{(1-\lambda)}{\sqrt{2\pi s_1}} \exp\left(\frac{-(\Delta r - \beta_0 - \beta_1 x_1 - \beta_2 x_2)^2}{2s_1^2}\right) \\ &+ \frac{\lambda}{\sqrt{2\pi s_2}} \exp\left(\frac{-(\Delta r - \beta_0 - \beta_1 x_1 - \beta_2 x_2 - \beta_3 D)^2}{2s_2^2}\right). \end{aligned} \tag{14}$$

따라서, 로그 우도함수는 다음과 같다.

$$\ln L(\Delta r : \Phi) = \sum_{i=1}^{N} \ln[m(\Delta r_i : \Phi)] \tag{15}$$

여기서, $\Phi$는 추정하여야 할 모수들로 $\Phi = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \lambda, s_1, s_2)$이다.

논문에서 사용된 자료는 다음과 같다. Dahlquist(1996)의 논문에서처럼 우리는 일별 자료 및 주

별 자료의 오류(예: 계절요인, high bid-asked spread)를 줄이기 위해 월별자료를 사용하였다. 사용된 자료는 1982년 2월부터 1997년 5월까지의 미국의 Federal Fund Rate(FFR)와 Discount Rate(DR)이다. 이기간의 자료를 보면, 한 달에 두 번 이상의 점프가 두 번 발생하여 Gaussian Bernoulli mixture로 근사하는 데 큰 문제가 없다. 일별 자료를 사용할 경우 이러한 문제가 사라지는 바, 이는 월별자료를 사용한 본 글의 한계로 지적할 수 있다. Babbs and Webber (1995)를 따라 FFR을 short rate $r$로 대체하였고, DR을 jump 요인 $x_2$로, 그리고 FFR과 DR의 차이를 $x_1$으로 대체하였다(Veruete and Webber (1994), and Balduzzi, Bertola and Foresi (1993)).

### 3.2. 실증결과

본 절에서는 추정결과를 설명한다. 우선 <표 1>에서 보듯이 FFR의 경우 kurtosis를 보임으로서 FFR의 jump-diffusion process가정은 타당한 것으로 나타났다. 식 (15)에 MLE를 적용하기 전에 식 (10)으로 추정된 모수의 타당성을 위해 $r=FFR$, $x_1=FFR-DR$, 그리고 $x_2=DR$에 대한 Augmented Dickey Fuller(ADF) test를 이용하여 unit root test를 시도하였다. <표 2>는 각변수에 대한 ADF 검정결과를 의미한다. 결과에서 보듯이 FFR과 DR에 unit root가 있는 것으로 나타났다. 따라서 식 (10)으로부터 추정된 $\eta_2$는 소위 super-consistent하며, 기존의 t-검정대신, 검정통계량으로 ADF statistic을 사용하였다. 한편 각 변수 사이에 공적분관계(cointegration relationship)가 성립하는지를 검정하기 위해 공적분 검정을 하였다. <표 3>에서 보듯이 추정된 식의 잔차는 안정적인 것으로 나타나. 변수사이에 장기 균형관계가 있음을 알 수 있다. 이는 경제변수인 각종이자율이 장기적으로 안정적인 관계를 유지하는 경제 상식을 입증한다. Engle and Yoo(1987)에 의하면 공적분 검정시에 설명 변수의 수에 따라 오차의 분포가 변하는 것으로 나타난다. 따라서, 이러한 경우에는 ADF test를 하지 않고 Engle-Yoo test를 이용하였다.

(Engle-Yoo test는 ADF test와 마찬가지로, 추정치(estmate)의 Asymtoitic distribution을 함수중심극한정리(Functional Central Limit Theorem)를 이용하여, 구하는데, Engle-Yoo (1987)는 기존의 공적분 검정시, 설명변수의 수가 증가하면, 오차의 분포가 기존의 ADF 결과와 다르게 나옴을 밝혔다. 이에 Engle-Yoo statistics는 이 경우 계수의 유의성을 검증하는 통계량으로, 변수의 수에 따라 변하며, Engle-Yoo는 이 분포를 시뮬레이션을 통해, 구하여 제공하였다.)

한편 <표 7>은 식(11-1)과 (12-1)를 LR test를 계산하기 위해 diffusion 모형을 추정한 결과이다. 이 결과와 <표 4>의 jump-diffusion 모형을 비교하면, Log Likelihood 값이 597만큼 증가하였다. 즉 모형을 diffusion에서 jump-diffusion으로 바꿀 경우 설명력이 크게 증가하는 것으로 나타났다. <표 4>는 MLE 추정결과이다. MLE추정은 BHHH(Berndt, Hall, Hall and Hausman)방법

(BHHH 방법은 일반적인 함수에도 적용할 수 있는 장점이 있다. 자세한 내용는 pp 122-145, "The Econometrics Analysis of Time Series", Harvey(1990)을 참고 할 수 있다. )

을 사용하였다. <표 6>은 <표 5>를 이용하여 원래의 추정 모수를 직관적인 설명을 위해 바꾼 것이다. <표 6>을 보면, $w$는 0.781로 나타나 $x_1$의 평균회귀에 DR인 $x_2$가 $\bar{\mu}$ 보다 더 중요한 요인으로 나타났다. 한편 jump intensity $\lambda$가 0.387로 나타났으며, jump 크기의 평균이 -0.483 %, 분산이 0.002각각 나타남으로서 jump가 평균을 중심으로 스파이크(spike)함을 알 수 있다. 이는 Babbs and Webber (1995)가 지적했듯이 금융당국이 이자율조정시 조정폭을 변경시키지 않고 고

정적으로 운영하고 있음을 의미한다.

## 4. 요약 및 결론

본 글의 목적은 정책이자율에 jump가 있을 경우 정책이자율을 단기금리(short rate)의 대용치로 이용하여, 금리의 기간구조를 추정하였다. 대부분 기존의 금리기간구조 모형은 단기금리 모형으로부터 출발하나 본 글은 정책이자율을 금리의 기간구조에 삽입하였다. 본 글에서 실증분석을 통해 jump-diffusion 모형이 단순 diffusion 모형에 비해 기간구조의 설명력이 큼을 밝혔고, 정책이자율이 기간구조 설명에 유용함을 지적하였다

<표 1> 기초통계량 (monthly data) (unit,%)

| | Mean | Variance | Skewness | Kurtosis |
|---|---|---|---|---|
| Fed Rate ( $r$ ) | 7.76 | 12.40 | 1.18 | 1.57 |
| Discount Rate ( $x_2$) | 6.62 | 7.23 | 0.92 | 0.67 |
| FFR-DR ( $x_1$) | 1.14 | 1.52 | 2.54 | 9.82 |

<표 2> FFR, DR, $x_1$ 단위근 검정

(i) $$\Delta DR_t = \gamma_1 DR_{t-1} + \sum_{i=2}^{6} \gamma_i \Delta DR_{t-i+1}$$

| Parameter | $\gamma_1$ | $\gamma_2$ | $\gamma_3$ | $\gamma_4$ | $\gamma_5$ | $\gamma_6$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Estimates | -0.008 | 0.118 | 0.141 | 0.062 | -0.062 | -0.010 |
| Standard Error | 0.002 | 0.074 | 0.071 | 0.070 | 0.070 | 0.069 |

(ii) $$\Delta FFR_t = \gamma_1 FFR_{t-1} + \sum_{i=2}^{6} \gamma_i \Delta FFR_{t-i+1}$$

| Parameter | $\gamma_1$ | $\gamma_2$ | $\gamma_3$ | $\gamma_4$ | $\gamma_5$ | $\gamma_6$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Estimates | -0.023 | -0.035 | 0.028 | -0.098 | -0.014 | 0.012 |
| Standard Error | 0.010 | 0.079 | 0.086 | 0.084 | 0.081 | 0.074 |

(iii) $\Delta x_{1t} = \gamma_1 x_{t-1} + \sum_{i=2}^{6} \gamma_i \Delta x_{1t-i+1}$

| Parameter | $\gamma_1$* | $\gamma_2$ | $\gamma_3$ | $\gamma_4$ | $\gamma_5$ | $\gamma_6$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Estimates | -0.298 | -0.049 | 0.029 | -0.058 | 0.009 | 0.029 |
| Standard Error | 0.050 | 0.078 | 0.090 | 0.093 | 0.086 | 0.073 |

(1) * 는 유의 수준 1% 유의.
(2) 유의 수준 검정은 ADF statistics 사용

<표 3> 잔차의 안정성 검정

$$\hat{e}_t = FFR_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_1 - \hat{\beta}_2 x_2$$

(iii) $\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{6} a_{i+1} \Delta \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t$

| Parameter | $a_1$* | $a_2$ | $a_3$ | $a_4$ | $a_5$ | $a_6$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Estimates | -1.006 | 0.033 | 0.138 | 0.118 | 0.115 | 0.104 |
| Standard Errors | 0.074 | 0.069 | 0.091 | 0.098 | 0.087 | 0.065 |

(1) * 는 유의 수준 1% 유의.
(2) $FFR$, $x_1$, $x_2$사이의 공적분 관계를 가정. 검정은 Engle-Yoo statistics 사용

<표 4> 모수 추정 (Bernoulli Mixture Gaussian)

| Parameter | $\beta_0$* | $\beta_1$* | $\beta_2$* | $\beta_3$* | $\lambda$* | $s_1$* | $s_2$* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Estimate | 0.042 | -0.149 | 0.117 | -0.561 | 0.387 | 0.038 | 0.041 |
| Standard Error | 0.008 | 0.001 | 0.001 | 0.038 | 0.152 | 0.001 | 0.001 |

(1) 자유도 188.
(2) * 는 유의 수준 1% 유의.
(3) Log Likelihood 값 : 5583

<표 5> $\eta_0$, $\eta_1$ and $\eta_2$ (OLS) 추정

| Parameters | $\eta_0$ | $\eta_1$* | $\eta_2$* |
|---|---|---|---|
| Estimates | -0.287 | 0.295 | 1.162 |

(1) DW (Durbin-Watson Statistics ) = 2.01

<표 6> 원모수 (Original Parameters)

$$dr = \eta_1 v\ (\ \mu - x_1)\ dt + \eta_1 \sigma\ dz + \eta_2 y\ dN\ .$$

$\mu = (1-w)\bar{\mu} + w\,x_2,\ 0 \le w \le 1.$ $x_1$는 $\bar{\mu}$(long run rate)와 $x_2$의 가중 평균으로 회귀,
$a = -v,\ \delta = v\,w,\ b = v\,(1-w)\ \bar{\mu}.$

| $v$ | $b$ | $a$ | $\delta$ | $\bar{\mu}$ | $w$ | $\sigma^2$ | $\nu$ | $s$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0.508 | 0.142 | -0.508 | 0.397 | 1.277(%) | 0.781 | 0.436 | -0.483(%) | 0.002 |

<표 7> 식 LR 검정을 위한 모수 추정결과

| Parameter | $\beta_0$* | $\beta_1$* | $\beta_2$* | $s_1$* |
|---|---|---|---|---|
| Estimate | 4.480 | -0.826 | -0.084 | 0.245 |
| Standard Error | 0.023 | 0.005 | 0.002 | 0.002 |

(1) 자유도 188.
(2) * 는 유의 수준 1% 유의.
(3) Log Likelihood 값 : 4986

# 참고문헌

[1] Babbs, S. and K.B. Nowman (1997), Kalman Filtering of Generalized Vasicek Term Structure Models, *FORC*, 97/80.

[2] Babbs, S. and N. Webber (1994), A Theory of the Term Structure with an Official Short Rate, *FORC*, 94/49.

[3] Babbs, S. and N. Webber (1995), Term Structure Modelling Under Alternative Official Regimes, *FORC*, 95/61.

[4] Balduzzi, P., G. Bertola, and S. Foresi (1993), A Model of Target Changes and the Term Structure of Interest Rates, *NBER Working paper*, 4347.4.

[5] Ball, C.A. and W.N. Torous (1983), A Simplified Jump Process for Common Stock Returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 18, 53-65.

[6] Ball, C.A. and W.N. Torous (1985), On Jumps in Common Stock Prices and Their Impact on Call Option Pricing, *Journal of Finance*, XL, 155-173.

[7] Bates, D.S. (1996), Jumps and Stochastic Volatility : Exchange Rate Processes Implicit in Deutsche Mark Options, *Review of Financial Studies*, 9, 69-107.

[8] Baz, J. and S. R. Das (1996), Analytical Approximations of the Term Structure for Jump-Diffusion Processes : A Numerical Analysis, *Journal of Fixed Income*, June, 78-86.

[9] Becker, S. (1981), A Note on Estimating the Parameters of the Diffusion-Jump Model of Stock Returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, XVI, 127-139.

[10] Cox, J. and J. Ingersoll, and S. Ross (1985), A Theory of the Term Structure of Interest Rate, Ecometrica, 53, 385-407.

[11] Dahlquist, M. (1996), On alternative Interest Rate Processes, *Journal of Banking and Finance*, 20, 1091-1119.

[12] Duffie D. and R. Kan (1996), A Yield Factor Model of Interest Rates, *Mathematical Finance*, 379-406.

[13] Engle, R., and S. Yoo (1987), Forecasting and Testing in Cointegrated System, *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.

[14] Hamilton, J. D. (1988), Rational Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 385-423.

[15] Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

[16] James, J. and N. Webber (2000), *Interest Rate Modelling*, Wieley.

[17] Veruete, L. and N. Webber (1994), A Model of UK LIBOR as a Jump-Diffusion Process, *FORC*, 94/48.

[ 2003년 4월 접수, 2003년 10월 채택 ]