

이자율 기간구조를 이용한 정책금리 변경의 효과 분석

송 준 혁

(한국개발연구원 부연구위원)

Analyzing the Effect of Changes in the Benchmark Policy Interest
Rate Using a Term Structure Model

Joonhyuk Song

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 송준혁: (e-mail) jhsong@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, Hoegiro 49, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

- Key Word: 이자율 기간구조(Term Structure of Interest Rate), 무차익거래(No Arbitrage), 통화정책(Monetary Policy)
- JEL code: E43, E52, E58
- Received: 2009. 8. 31 • Referee Process Started: 2009. 8. 31
- Referee Reports Completed: 2009. 11. 10

ABSTRACT

This paper estimates the term structure of interest rates with the setup of 3-factor no arbitrage model and investigates the trend of term premia and the effectiveness of changes in policy interest rates. The term premia are found to be high in a three-year medium term objective, which can be interpreted as reflecting the recognition of investors who expect a higher uncertainty in real activities for the coming three years than for a longer term. Then, in order to look into the effect of policy interest rates after the recent change of benchmark interest rate, this paper analyzes the effects of the changes in short-term interest rates of the financial market on the yield curve of the bond market at time of change. Empirical results show that the discrepancy between call rate, short-term rate in money market, and instantaneous short rate, short-term rate in the bond market, is found to be significantly widened, comparing to the periods before the change in benchmark interest rate. It is not easy to conclude clearly for now whether such a widening gap is caused by the lack of experiences with managing new benchmark interest rate or is just an exceptional case due to the recent turmoil in the global financial market. However, monetary policy needs to be operated in a manner that could reduce the gap to enhance its effectiveness.

본고에서는 3요인 무재정거래(3-factor no arbitrage) 조건하에서의 이자율 기간 구조를 추정하고 이를 이용하여 기간프리미엄의 추이 및 정책금리 변경의 유효성을 분석하였다. 기간프리미엄의 경우 3년물에서 높게 나타나고 있는데, 이는 장기적인 경제 상황보다 향후 3년 정도의 시계에서 경제의 불확실성이 높을 것이라는 투자자들의 인식을 반영한 것으로 해석된다. 한편, 최근 기준 지표금리의 변경에 따른 통화정책의 효과성을 살펴보기 위해 지표금리 변경시점을 전후로 하여 금융시장에서의 단기금리 변경이 채권시장의 수익률곡

선의 형태에 미치는 효과를 분석해 보았다. 분석 결과, 금융시장에서의 대표적인 단기금리인 콜금리와 채권시장에서의 단기금리인 초단기이자율 간의 괴리가 지표금리 변경 이전과 비교하여 크게 확대된 점을 발견할 수 있었다. 이러한 괴리 확대가 새로운 기준금리에 대한 운용경험 미숙에 연유한 것인지, 최근의 국제금융시장 불안에 따른 예외적인 경우인지는 현 단계에서는 명확히 결론짓기 어려우나 통화정책의 유효성을 제고하기 위해서는 이러한 괴리를 축소하는 통화정책 운용이 필요할 것이다.

1. 서론

우리나라의 채권시장은 외환위기 이전까지만 하더라도 대부분의 기업금융이 은행 중심의 간접금융에 의존한데다 정부의 균형재정정책으로 지표채권으로서의 국채가 제한적으로 발행됨에 따라 후진적인 형태를 보였다. 또한 장부가 평가제와 지급보증 관행으로 채권은 투자자산이라기보다는 위험관리의 필요성이 높지 않은 저축수단에 불과하였으며, 이에 더해 대부분의 채권은 기관투자자가 매입 후 만기까지 보유하는 형태를 취함에 따라 유통시장이 형성되지 못하였다. 그러나 외환위기 극복 과정에서 정부가 팽창적인 재정수단으로서 국채시장을 적극적으로 활용함에 따라 채권시장은 양과 질의 양 측면에서 상당히 발전된 모습을 보였다. 또한 은행의 구조조정 및 보증보험회사들의 자본잠식 등으로 그동안 이들 금융기관들이 담당했던 지급보증체계가 무너지면서 채권시장의 구조가 보증채에서 무보증채 구조로 급격히 변화하였다. 최근 들어서는 고령화의 진전과 계약성 저축이 증가함에 따라 안정적인 장기투자수단에 대한 수요가 높아지는 가운데 금융기관들도 자산운용대상 및 위험관리수단으로서의 채권의 수요가 증가

하고 있다. 이러한 상황을 감안할 때 채권시장에 대한 전반적인 이해와 채권가격을 결정짓는 이자율 기간구조에 대한 고찰은 상당히 중요한 과제이다.

이자율 기간구조(term structure of interest rates)는 채권의 수익률(만기수익률, 현물이자율, 선도이자율)과 만기 사이의 관계를 의미하며, 이는 달리 수익률곡선으로 지칭되기도 한다. 이자율 기간구조는 어떤 특정 시점에서 향후 시장이 예상하고 있는 이자율 변화의 크기와 방향에 대한 정보를 담고 있으며, 이러한 정보는 금융시장 참가자들뿐만 아니라 통화정책 당국자에게도 상당히 중요한 의미를 가진다. 모든 금융자산의 가격결정에는 이자율이 직간접적으로 영향을 미치고 있다는 점을 감안할 때 정확하고 신뢰성 높은 이자율 기간구조는 금융상품 및 금융시장의 발전과 긴밀하게 연관되어 있다. 즉, 금융시장 참가자들은 수익률곡선을 채권 포트폴리오의 운영이나 이자율 및 신용 관련 파생상품의 가치 평가, 이자율 위험의 관리 또는 헤징의 수단으로 사용하고 있다. 또한 통화정책 당국자의 입장에서도 이자율 기간구조는 시장에서 예상하고 있는 미래의 이자율 및 인플레이션에 대한 정보를 담고 있으므로 향후 통화정책의 방향을 설정하는데 유용한 정보변수로서의 기능을 수행할 수 있다.

Vasicek(1977) 이후 파생금융상품의 가

치평가에 대한 관심이 증대되는 과정에서 이자율 기간구조모형에 대한 많은 연구들이 진행되어 왔다. 특히, Cox, Ingersoll, and Ross(1985)가 투자자의 위험 기피 및 시간선호 등을 고려한 일반균형 (general equilibrium)하에서의 단기이자율의 확률적 움직임을 이론적으로 도출함에 따라 이자율 기간구조에 대한 이론적 연구는 비약적으로 발전하게 되었다. 이후 Duffie and Kan(1996), Dai and Singleton(2000), Duarte(2004), Kim and Orphanides(2006) 등에서는 채권수익률에 영향을 미치는 비관측 상태변수를 상정하고, 이를 이용하여 이자율 기간구조를 추정하는 모형을 소개하였다. 최근 들어서는 이러한 상태변수와 거시변수 간의 연관성이 강조되는 연구가 진행되고 있는데, 대표적인 연구로는 Bekaert, Cho, and Moreno(2005), Ang, Piazzesi, and Wei (2006), Rudebusch and Wu(2008), Doh (2009) 등을 들 수 있다.

본 연구에서는 2000년부터 2009년까지의 국민주택 1종 채권의 주별 수익률을 이용하여 무차익거래 조건하에서 3요인 선형 가우시안 이자율 기간구조모형을 추정하고, 이를 이용하여 최근의 정책금리 변경의 효과성에 대해 진단해 보고자 한다. 여기서 설명하는 정책금리 변경의 효과성이란 정책금리의 변경이 단기이자율을 통해 수익률곡선을 변화시킴으로써 장기이자율의 변화를 야기하였는지를 평

가하는 것이다. 정책금리의 효과성을 분석하기 위해서 최근 7차례의 정책금리 변경시점을 전후로 하여 이자율 기간구조 형성의 기초가 되는 단기이자율과 시장콜금리의 누적적인 변화 양상을 살펴 보았다. 분석 결과, 단기이자율과 시장콜금리의 움직임이 이들 시점에서 대부분 상이하게 나타나고 있어, 정책금리의 변동이 단기이자율에 유의적인 변동을 야기하지 않은 것으로 분석되었다.

이자율 기간구조와 관련된 국내의 연구는 다음과 같다. 허화·김동희(1991)는 McCulloch의 3차 스프라인 방식을 이용하여 잔존만기 1년 이내의 국공채를 기준으로 수익률곡선을 추정하였으며, 이병근·현정순(2002)은 Heath-Jarrow-Morton 모형을 이용하여 통화안정증권을 기준으로 수익률곡선을 추정하였다. 한편, 김명직·장국현(2000)은 다요인 CIR 모형을 이용하여 통화안정증권을 통해 수익률곡선을 추정한 바 있으며, 김명직·신성환(2001)은 상태-공간모형을 이용하여 국민주택채권을 기준으로 수익률곡선을 추정한 바 있다. 이상의 연구는 수익률곡선의 추정에 일차적인 관심을 가지고 있어서 구체적으로 추정된 수익률곡선이 경제현상을 어떻게 설명할 수 있는지에 대한 논의는 결여되어 있다. 수익률곡선과 경제현상 간의 연관성을 찾으려는 연구로는 임형석(2005)과 엄영호·이준희·지현준(2007)을 들 수 있다. 임형석(2005)은 Nelson-

Siegel 모형을 이용하여 잔존만기가 1년 이상인 통화안정증권과 국고채를 기준으로 수익률곡선을 추정하고, 수익률곡선이 향후 3개월 이내의 시장이 예상하고 있는 미래 이자율의 움직임에 대한 예측력이 높다고 주장하였다. 엄영호·이준희·지현준(2007)은 2요인 확장 가우시안 모형을 통해 수익률곡선을 추정하였으며, 정책금리의 변경이 단기이자율 및 단기 이자율의 정상상태 평균에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 분석 결과, 우리나라의 단기이자율은 반응 정도는 콜금리 인상시기보다 인하시기에서 더 크게 나타난다고 주장하였다. 본 연구는 엄영호 외(2007)와는 달리 3요인 무차익거래모형을 상정하여 이자율 기간구조를 추정하였으며, 정책금리가 단기이자율 형성에 어떤 영향을 미치는지보다는 정책금리의 변경이 신호기능(signalling) 측면에서 유효했는지를 살펴본다는 측면에서 차별성을 가진다고 할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제II장에서는 3요인 무차익거래 조건하에서의 이자율 기간구조모형을 설정하고, 모형의 식별과 관련된 제약을 설명하였다. 제III장에서는 사용된 자료와 추정 결과를 제시하였다. 그리고 제IV장에서는 이자율 기간구조에서 도출된 단기이자율 및 현물수익률을 이용하여 최근의 통화정책의 효과성에 대한 분석을 시도하였으며, 결론은 제V장에 제시하였다.

II. 모형 설정

본고에서 설정하고자 하는 이자율 기간구조모형은 균형모형의 관점에서 대표적인 소비자가 존재하는 시장을 통해 가격이 결정되는 모형이다. Harrison and Kreps (1979)는, 이자율 기간구조모형은 이론적인 관점에서 위험중립 확률측도(risk-neutral probability measure)하에서 상태가격(state price) 또는 동등 마팅게일 측도(equivalent martingale measure)가 유일하게 존재함을 의미하는 것으로 설명하고 있다. 이는 결국 시장에서의 거래비용이나 세금, 유동성 제약 등이 없는 완비시장(complete market)을 가정하는 것으로 이해할 수 있다.

Duffie(2002), Dai and Singleton(2002), Duarte(2004) 등은 무차익거래 조건하에서의 3요인 이자율 기간구조모형(3-factor arbitrage-free term structure model)을 설정하고 미국 국채수익률을 이용하여 추정한 결과, 모형의 결과가 현실 적합성이 높고 미래의 이자율 전망과 관련해서 여타 선형모형(affine model)보다 나은 것으로 알려짐에 따라 이 모형은 이후 상당한 관심을 받아왔다.

요인모형을 구체적으로 설명하기 위해서 먼저 무차익거래 조건하에서의 채권의

가격결정방정식을 살펴보면 다음과 같다. 한 경제에 n 기 후에 1단위의 소비를 제공하는 무이표채권(zero-coupon bond)이 존재하며, 이 채권의 가격을 $P(t, n)$ 이라고 하자. 또한 이 경제에서 살고 있는 대표적 가계의 효용함수는 다음과 같은 형태를 가진다고 가정하자. 즉:

$$E_t \left(\int_{s=0}^{\infty} e^{-\delta s} u(c(t+s)) \right) ds \quad (1)$$

여기서 $c(t)$ 는 t 시점에서의 소비를, $u(\cdot)$ 는 효용함수를 나타낸다. 극대화의 일계조건하에서 만기가 n 인 채권의 가격은 다음과 같이 표현된다.

$$P(t, n) = E_t \left(e^{-\delta n} \frac{u'(c(t+n))}{u'(c(t))} \right) \quad (2)$$

여기서 $u'(\cdot)$ 은 한계효용을 의미한다. 한편, $m(t) = e^{\delta t} u'(c(t))$ 로 표현되는 확률적 할인인자(stochastic discount factor)를 도입하면 위 식은 아래와 같이 표현된다.¹⁾

$$P(t, n) = E_t \left(\frac{m(t+n)}{m(t)} \right) \quad (3)$$

무차익거래 조건하에서의 이자율 기간구조모형에서는 모든 만기의 채권에 대해 식 (3)이 항상 성립한다고 가정하고 있다. 무차익거래 조건하에서의 만기가 n 인 채권의 수익률 $\left(y(t, n) = \frac{-\log(P(t, n))}{n} \right)$ 은 기대 단기 이자율($E_t[r(t+j)]$)과 기간프리미엄($tp(t, n)$)으로 분해될 수 있다. 즉,

$$y(t, n) = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t[r(t+j)] + tp(t, n) \quad (4)$$

선도이자율을 고려할 경우 위 식 (4)는 다음과 동일한 형태를 가진다는 사실은 이미 잘 알려져 있다.²⁾

$$f(t, n) = E_t(y(t, n)) + tp(t, n) \quad (5)$$

위 식과 관련해서 우변의 마지막 항인 기간프리미엄에 대해 좀 더 살펴볼 필요가 있다. 대표적인 이자율 기간구조이론인 기대가설(expectations hypothesis)하에서는 기간프리미엄이 상수로 취급되어 선도이자율은 미래이자율 변화에 대한 정보만을 제공해 줌으로써 미래의 단기이자율

1) 확률적 할인인자는 이산모형과 연속모형에서 상이하게 해석된다. 이산모형에서는 확률적 할인인자가 상이한 시점에 발생하는 소비의 한계대체율(marginal rate of substitution)을 의미하는 데 반해 연속모형에서는 한계효용의 수준(level of marginal utility)을 의미한다. 자세한 설명은 Cochrane(2001)을 참조하기 바란다.
 2) 이에 대한 증명은 Cochrane(2001)을 참조하기 바란다.

은 선도이자율이 시사하는 방향으로만 변화한다고 주장한다. 이에 반해 리스크프리미엄가설(risk premium hypothesis)하에서는 시변 기간프리미엄을 가정하기 때문에 미래의 단기이자율은 선도이자율과 더불어 리스크프리미엄의 방향에 의해서 결정된다고 주장한다.

Dai and Singleton(2000)은 이자율 기간구조모형이 수준(level), 기울기(slope) 그리고 곡률(curvature)이라는 세 가지 요인으로 잘 설명될 수 있다고 주장한다. 그러나 문제는 요인모형에서 도출되는 각 요인들이 가지는 경제적 의미를 설명하기가 용이하지 않다는 점이다. 기울기의 크기를 장단기 금리차로 측정할 수는 있지만 이러한 장단기 금리차의 방향 및 크기가 어떤 경제적 충격에 의해 유발되는지를 설명하기가 곤란하다. 이를 해결하기 위해 장단기 금리차가 어떤 경제적 변수와 상관성이 높은지에 대한 많은 실증 연구가 진행되었다. 그러나 연구 결과들마다 장기금리와 단기금리의 선택, 자료의 범위, 국가별로 상이한 결론을 제시하고 있어 그 결과의 신빙성을 담보할 수 없다.³⁾ 최근에는 기간구조의 요인변수를 거시변수와 연결시키려는 노력이 진행되고 있다.⁴⁾ 그러나 이러한 모형에서는 기

대가설이 성립된다는 가정하에 무차익거래 조건을 부여하고 있거나 또는 무차익거래 조건의 성립을 배제하고 있는데, 이는 결국 시간에 따라 변하는 기간프리미엄의 특성을 제대로 감안할 수 없거나 또는 거시경제모형이 이자율 기간구조의 성립에 필요한 무차익거래 조건이 성립되지 않는 논리적인 비일관성의 문제점을 안게 된다.

본고에서는 요인변수에 대한 경제적 해석보다는 통화정책의 유효성 분석에 일차적인 목적이 있으므로 거시경제변수에 대한 명시적 고려 없이 이자율 기간구조가 세 가지 은닉요인(latent factors)에 의해 설명된다고 가정한다. 이를 구체적으로 살펴보면, 은닉요인은 위험중립 확률측도(risk-neutral probability measure)에서 다음과 같은 연속시간 다변량 Ornstein-Uhlenbeck 과정을 따른다고 하자. 즉,

$$dx(t) = K^*(\theta^* - x(t))dt + \sum dB^*(t) \quad (5)$$

여기서 $dx(t)$ 는 3×1 요인의 벡터이고, K^* 는 3×3 행렬로 요인들의 평균회귀(mean reversion) 성향을 나타내고, θ^* 는 3×1 벡터로 요인들의 장기평균치를 나

3) 수익률곡선과 미래 경제변수 간의 관계에 대한 연구는 Fama and Bliss(1987), Mishkin(1990), Fama(1990), Campbell and Shiller(1991), Cochrane and Piazzesi(2005), Hamilton and Kim(2002)을 참조하기 바란다.
 4) 이에 대한 연구로는 Ang and Piazzesi(2003), Diebold, Rudebusch, and Aruoba(2006), Rudebusch and Wu(2008), Bekaert, Cho, and Moreno(2005) 등을 참조하기 바란다.

타내며, Σ 는 3×3 행렬로 요인들의 변동성(volatility)을 나타낸다. 또한 $B^*(t)$ 는 3×1 표준 브라우니안 모션을 의미한다. 이러한 요인구조하에서 단기이자율(short rate)은 다음과 같이 요인들의 선형 결합으로 표현된다.

$$r(t) = \delta_0 + \delta_1'x(t) \quad (6)$$

여기서 δ_0 는 1×1 스칼라이고, δ_1 은 3×1 벡터를 의미한다. 단기이자율은 이론적으로는 바로 다음 순간에 만기가 되는 채권에 적용되는 이자율로서 이러한 정의에 부합되는 단기이자율을 실제로 관찰하기는 불가능하다. 따라서 단기이자율은 이론적 정합성을 위해 도입된 가상적인 이자율로 볼 수 있다. 이러한 단기이자율이 존재한다는 가정하에 확률적 할인요인이 다음과 같은 형태를 가진다고 가정하자.

$$\frac{dm(t)}{m} = -r(t)dt - \lambda'(t)dB(t) \quad (7)$$

식 (7)은 확률적 할인요인의 순간증가율로서 시장에서의 무위험 단기이자율과 3개의 브라우니안 모션으로 표현되는 시장위험에 대한 조정을 반영한 것이며, 여기서 $\lambda(t)$ 는 위험의 시장가격(market price of risk)을 의미한다. Duffie and Kan(1996)에 따르면, 위험중립 확률측도

를 실제 확률측도(physical probability measure)로 변환하기 위한 위험에 대한 시장가격($\lambda(t)$)은 다음과 같이 표현된다.

$$\lambda(t) = A_0 + A_1'x(t) \quad (8)$$

여기서 A_0 는 3×1 스칼라이고, A_1 은 3×3 벡터를 의미한다. 이러한 선형구조하에서 만기가 n 인 채권의 수익률은 다음과 같이 주어진다.

$$y(t, n) = \frac{A(n)}{n} + \frac{B(n)'}{n}x(t) = a(n) + b(n)'x(t) \quad (9)$$

여기서 $A(n)$ (또는 $a(n)$)과 $B(n)$ (또는 $b(n)$)은 각각 $n \times 1$, $n \times 3$ 행렬이며, $A(n)$ 과 $B(n)$ 은 다음과 같은 $n+1$ 개의 편미분방정식(PDE)을 만족시킨다.

$$\begin{aligned} \frac{dA(n)}{dn} &= \theta^* K^{*'} B(n) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 (\Sigma' B(n))_j^2 A_{0,j} - \delta_0 \\ \frac{dB(n)}{dn} &= -K^{*'} B(n) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 (\Sigma' B(n))_j^2 A_{1,j} - \delta_1 \end{aligned} \quad (10)$$

이들은 $K, \theta, \Sigma, \rho_0$ 그리고 ρ_1 의 함수로 결정되는데, 여기서 K 와 θ 는 각각 실제 확률측도에서 도출된 것으로 다음과 같은 관계식을 가진다.

$$K = K^* - \Sigma A_1$$

$$\theta = K^{-1}(K^* \theta^* + \Sigma A_0)$$

한편, n 기의 현물수익률이 주어진 경우 채권가격($P(t,n)$) 및 n 기의 선도이자율($f(t,n)$)은 다음과 같이 결정된다.

$$P(t,n) = \exp(-ny(t,n))$$

$$f(t,n) = -\frac{\partial \log(P(t,n))}{\partial n}$$

$$= -\frac{\partial a(n)}{\partial n} - \frac{\partial b(n)'}{\partial n} x(t) \quad (11)$$

그리고 n 기의 기간프리미엄(term premium)은 n 기의 선도이자율에서 n 기 후의 단기이자율의 기댓값을 차감함으로써 구할 수 있다. 즉,

$$tp(t,\omega) = f(t,\omega) - E_t(r(t+\omega)) \quad (12)$$

여기서 E_t 는 t 시점에서의 조건부 기대(conditional expectations)를 의미한다. 미래의 단기이자율에는 현재 시점에서 시장이 갖는 미래 단기이자율에 대한 예상 외에도 미래의 불확실성이 반영되어 결정된다. 이는 선도이자율 또한 미래 이자율에 대한 투자자들의 예상 외에도 미래 불확실성이 반영되어 있음을 의미한다. 이러한 불확실성에 대한 보상을 기간프리미엄 또는 위험프리미엄이라고 한다.

결국 선도이자율은 시장 참가자들이 예상하는 미래의 시점에서의 단기이자율과 기간프리미엄에 대한 유용한 정보를 제공해 주는 것이다.

마지막으로 모형의 식별과 관련해서 Dai and Singleton(2000)은 이자율 기간구조의 선형모형의 표준화가 필요하다고 설명한다.⁵⁾ 모형의 표준화와 관련해서 본고에서는 K 가 $K_{31} = 0$ 인 하방삼각행렬(lower-triangular matrix)이고, Σ 는 대각행렬(diagonal matrix)을 따르고 $\theta = 0_{3 \times 1}$, $\delta_1 = 1_{3 \times 1}$ 을 따른다는 제약을 부여하였다.

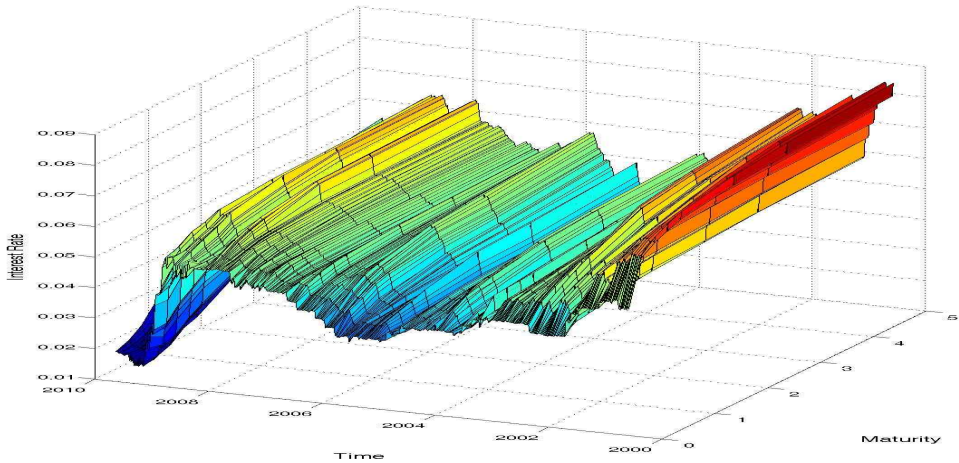
III. 자료 및 추정

1. 분석자료

본 연구에서 사용된 자료는 KIS 채권 평가에서 제공하는 3개월, 6개월, 9개월, 1년, 2년, 3년, 5년 만기 국민주택 1종 채권의 수익률에 대한 주별 자료로, 기간은 2000년 8월 2일부터 2009년 8월 19일까지 473주의 자료로 구성되어 있다. 국민주택 1종 채권은 복리체로 만기시점에 원금과 이자를 일시에 지급하므로 잔존기간 동안 일정한 주기로 표면이자율 제공

5) Dai and Singleton(2000)은 이자율 선형모형이 식별되기 위한 충분조건으로 K 가 하방삼각행렬이 되어야 한다고 설명한다.

[Figure 1] Trends of Interest Rates(2000. 8. 2~2009. 8. 19)



Source: KIS Ratings.

하는 이표채와는 달리 할인채로 간주될 수 있다.⁶⁾ 우리나라 국채의 경우 이표채로, 무이표채권으로 변환하기 위해서는 붓스트랩의 과정을 거쳐야 하며, 이 과정에서 측정상의 문제가 발생할 수 있는 반면 국민주택 1종 채권의 경우 이러한 문제에 노출되어 있지 않다는 장점이 있다. 한편, 일별 자료가 아닌 주별 자료를 사용한 이유는 시장의 일시적인 변동이 모수 추정에 미치는 영향을 최소화하고자 함이다.

[Figure 1]은 추정에 사용된 7개의 현물 수익률과 1일물 시장콜금리의 시계열을 3차원 평면에 나타낸 것이다. 2000년 초

에는 수익률곡선의 기울기가 가파르다가 표본 중반부까지는 전체적인 이자율 수준이나 장단기 금리차가 낮은 모습을 나타냈다. 2006년 이후 다시 수익률곡선의 수준 및 기울기가 점차 확대되는 모습을 보였으며, 이러한 현상은 미국발 서브프라임 금융위기로 실물부문의 경제활동이 위축되기 시작한 2008년 중반 이후까지 지속되었다. 그러다가 2008년 10월 이후 한국은행이 기준금리 인하를 단행함에 따라 이자율은 전반적으로 하향하는 모습을 보였다. 이처럼 우리나라의 수익률곡선은 기울기와 굴곡도(curvature)에 있어 시간에 따라 다양한 변화 양상을 보이고

6) 김명직·신성환(2001)에서도 국민주택 1종 채권을 할인채로 간주하여 이자율 기간구조모형을 추정한 바 있다.

<Table 1> Summary Statistics for Interest Rates

	Mean	Std. Dev	Skewness	Kurtosis	Auto-correlation	Jarque-Bera Normality Test
Call Rate	4.0740 (0.1004)	0.8394 (0.1419)	-0.9146 (0.1725)	3.8701 (0.5372)	0.9949 (0.0089)	0.0010
Y _{3M}	4.3714 (0.1206)	1.0101 (0.2065)	-0.4850 (0.2515)	3.8713 (0.5268)	0.9952 (0.0128)	0.0010
Y _{6M}	4.5181 (0.1209)	1.0146 (0.2047)	-0.3455 (0.2668)	3.7983 (0.4992)	0.9926 (0.0147)	0.0010
Y _{9M}	4.6566 (0.1173)	0.9847 (0.1834)	-0.1007 (0.2601)	3.5584 (0.4375)	0.9897 (0.0160)	0.0289
Y _{1Y}	4.7659 (0.1163)	0.9769 (0.1718)	0.0593 (0.2417)	3.3482 (0.3928)	0.9870 (0.0166)	0.2123
Y _{2Y}	5.0678 (0.1126)	0.9472 (0.1530)	0.5186 (0.2053)	3.1640 (0.4251)	0.9805 (0.0181)	0.0010
Y _{3Y}	5.2581 (0.1154)	0.9702 (0.1632)	0.6251 (0.2143)	3.2371 (0.4740)	0.9800 (0.0180)	0.0010
Y _{5Y}	5.5049 (0.1190)	1.0020 (0.1706)	0.6470 (0.2150)	3.1564 (0.4950)	0.9787 (0.0174)	0.0010

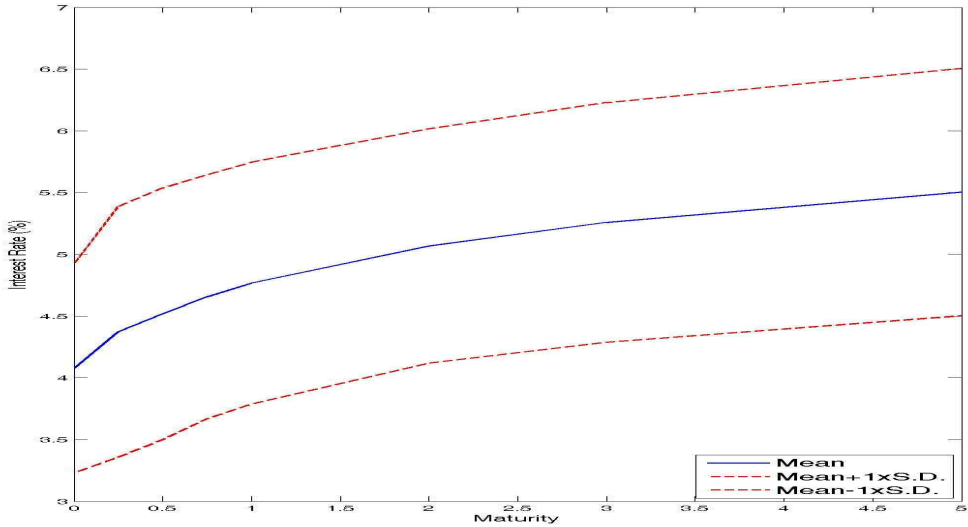
Note: Standard errors of summary statistics are estimated using GMM and presented in parentheses.

있다. 이러한 수익률곡선의 특징은 이자율을 설명하는 요인의 개수에 대해 어느 정도 시사점을 제공한다고 볼 수 있는데, 요인의 개수가 1개인 Vasicek 모형이나 CIR 모형으로는 우리나라 이자율 기간구조를 설명하기에는 부족하며 다변량 요인구조가 필요함을 시사하는 대목이다.

<Table 1>에서는 1일물 시장콜금리와 추정에 사용된 7개 현물이자율에 대한 기술적 통계량을 제시하였다. 단기금리인 콜금리와 3개월 만기 국민주택 1종 채

권수익률의 경우 왜도가 음수로 나와 좌측으로 경도되어 있으나 3개월 만기 채권수익률의 왜도의 경우 통계적으로 무의미하게 나타나고 있다. 그 외의 채권의 경우 왜도가 양수로 나오에 따라 우측으로 경도되어 있는 것으로 나타났다. 이자율의 정규성(normality)을 살펴보기 위해 Jarque-Bera 통계량의 유의수준을 살펴본 결과 3개월 만기 채권수익률을 제외하고는 모두 정규성이 기각되는 것으로 나타나고 있다. 기술적 통계량에서 발견되는

[Figure 2] Sample Average Term Structure



또 다른 특징 중 하나는 이자율들의 1차 자기상관 계수값이 상당히 높게 나타난다는 점이다. 1차 자기상관계수의 값들은 모두 0.98 이상으로 나타나고 있으며, 통계적으로 유의한 수준을 보이고 있다. 마지막으로 각 채권의 만기별 현물이자율의 평균과 변동성을 살펴보면, 장기채로 갈수록 평균과 및 변동성이 높게 나타나고 있음을 알 수 있다.

[Figure 2]는 표본기간 동안의 만기별 국민주택채권 현물이자율의 평균과 1단위 표준편차를 가감한 것을 도시한 것이

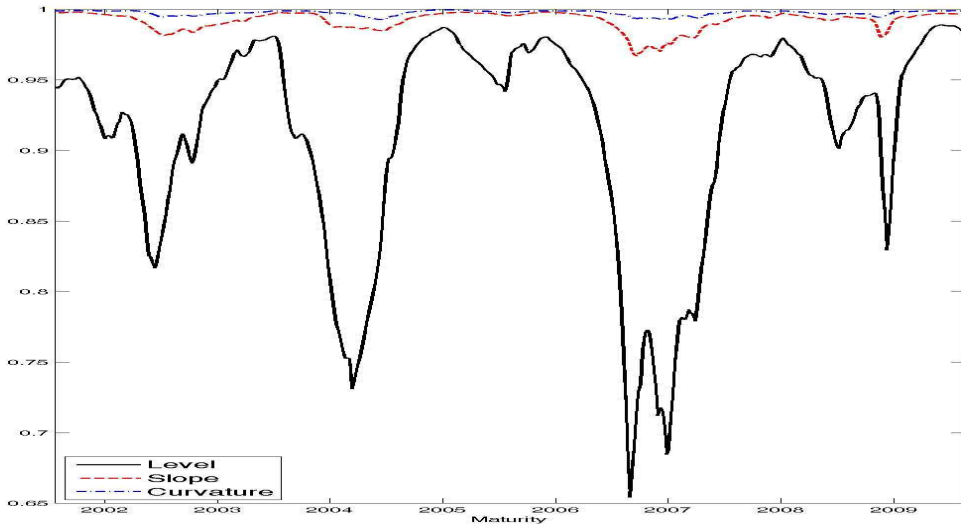
다. <Table 1>에서 보듯이 국민주택채권의 경우 표본기간 동안 평균적으로 우상향하는 이자율 기간구조를 보이고 있다. 표본기간 중에 나타나는 이자율 기간구조의 굴곡도(7)를 살펴본 결과, 미국 국채의 굴곡도의 약 70% 수준을 보이는 것으로 나타났는데, 이는 우리나라의 경우 미국보다는 좀 더 평평한 형태의 이자율 기간구조 형태를 가졌다는 것을 의미한다.

자료에서 나타나는 이자율의 요인구조를 자세히 살펴보기 위해 주성분 분석(principal component analysis)을 수행하였다.

7) 표본에서의 굴곡도 계산은 김명직·신성환(2001), 업영호 외(2007)에서와 같이 3개월, 2년, 5년 만기 채권을 이용하여 다음과 같이 계산하였다. 즉,

$$\frac{(y(t, 2Y) - y(t, 3M)) - (y(t, 5Y) - y(t, 2Y))}{y(t, 5Y) - y(t, 3M)}$$

[Figure 2] Cumulative Explanatory Power of Principal Components



일반적으로 주성분들 중에서 세 가지 성분이 현물수익률 변동의 상당히 많은 부분을 설명할 수 있다고 알려져 있는데, 이들 성분은 각각 수준(level), 기울기(slope), 그리고 굴곡도(curvature)로 명명되고 있다. 이러한 주성분 분석은 이자율 모형을 선정할 때 몇 가지의 요인변수를 고려해야 하는지에 대한 실마리를 제공한다는 측면에서 분석의 의의가 있다.⁸⁾ 주성분 분석을 위해 먼저 52주를 기준으로 moving window 방식으로 자료의 공분

산행렬을 이용하여 특성근(eigenvalue)을 구한 뒤 그중 가장 설명력이 높은 즉, 특성근의 값이 높은 세 가지 성분을 추출하는 방식으로 진행하였다. 이들 세 가지 성분의 누적설명력은 [Figure 2]에 제시하였다. 그림에서 보듯이 제1성분이 상당히 높은 설명력을 가지나 경우에 따라서는 60%대의 이하의 설명력을 가지기 때문에 1개의 요인으로 구성된 이자율 기간구조모형은 설명력에 있어 상당한 제약을 가지고 있다. 이는 이미 전술한

8) Piazzesi(2003)에서는 3개 요인의 경우 수준(level), 기울기(slope), 그리고 굴곡도(curvature)를, 2개의 상태변수를 설정한 모형은 수준(level)과 기울기(slope) 요인을, 1개의 상태변수를 설정한 모형은 수준(level) 요인의 움직임을 설명할 수 있다고 지적하였다. 한편, Litterman and Scheinkman(1991) 이후 많은 논문들은 수준 및 기울기와 더불어 굴곡도(curvature)도 수익률곡선 결정에 있어서 상당히 중요한 역할을 수행하고 있음을 강조하였다. Cochrane and Piazzesi(2005)에서도 수익률곡선 또는 초과수익률을 설명하기 위한 추가적인 요인이 되기 위한 조건으로 이들 세 요인과 독립적으로 통계적인 유의성을 가져야 한다고 지적하였다.

바와 같이 우리나라 이자율구조의 역동성에 따른 결과로, 다변량 요인변수가 필요하다는 대목에서도 발견한 부분이다. 2개의 주성분을 감안하면 평균적으로 98% 수준의 설명력을 가짐에 따라 어느 정도의 현실성을 담보할 수는 있지만 2000년 중반이나 2006년 말과 같은 경우 설명력이 다소 불안해지는 경우가 발생한다. 반면, 3개의 주성분이 고려될 경우 전반적으로 안정적인 설명력을 가지고 있음을 알 수 있다. 이를 고려하면 이자율 기간구조는 세 가지 요인을 상태변수로 하는 모형 설정이 적절할 것이라고 판단된다.

2. 모형 추정과 결과

모형의 추정에는 요인변수가 관찰 불가능하므로 Duffie and Stanton(2004), Kim and Orphanides(2006)와 같이 상태-공간모형(state space model)을 이용하였다. 상태-공간모형은 관측방정식과 상태방정식 체계를 설정하고 칼만 필터(Kalman filter)를 이용하여 모수를 추정하는 것이다. 칼만 필터를 이용하기 위해서는 상태방정식과 관측방정식을 설정해야 한다. 먼저 관측방정식(measurement equation)에 사용되는 관측벡터 z_t 는 다음과 같이 만기가 3개월에서 5년까지의 7개 채권의 현물수익률로 구성되어 있다.

$$z_t = [y_{t,3M}, y_{t,6M}, y_{t,9M}, y_{t,1Y}, y_{t,2Y}, y_{t,3Y}, y_{t,5Y}]'$$

여기서 3M은 만기가 3개월인 현물수익률, 3Y는 만기가 3년인 현물수익률을 각각 의미한다. 이 경우 관측방정식은 다음과 같이 표현된다.

$$z_t = \begin{bmatrix} a_{3M} \\ a_{6M} \\ \vdots \\ a_{5Y} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{3M}' \\ b_{6M}' \\ \vdots \\ b_{5Y}' \end{bmatrix} x_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{3M} \\ \varepsilon_{6M} \\ \vdots \\ \varepsilon_{5Y} \end{bmatrix}$$

우변의 마지막 벡터는 측정오차를 의미하는데, $[\varepsilon_{3M}, \varepsilon_{6M}, \dots, \varepsilon_{5Y}]^T \sim N(0, V)$ 이고 $V = \text{diag}(\sigma_{3M}^2, \sigma_{6M}^2, \dots, \sigma_{5Y}^2)$ 을 의미한다. 또한 상태방정식(state equation)을 표현하기 위해 연속변수로 표현된 상태 벡터를 이산변수로 변환하면 다음과 같다.⁹⁾

$$x_t = e^{-Kh} x_{t-h} + (I - e^{-Kh})\theta + \nu_t$$

여기서 $\nu_t \sim N(0, \Omega_h)$ 이고 $\Omega_h = \int_0^h e^{-Ku} \Sigma \Sigma' e^{-K'u} du$ 로 표현된다. 이와 같이 상태-공간모형이 설정된 이후 모형의 추정은 통상적인 칼만 필터 알고리즘을 적용하면 된다.

이러한 방식에 의해 추정된 결과는 <Table 2>에 제시되어 있다. 추정된 모수

9) 이와 관련해서 좀 더 자세한 내용은 James and Webber(2000), Kim and Orphanides(2006)를 참조하기 바란다.

<Table 2> Parameter Estimates

	Param. Est	Std. Err		Param. Est	Std. Err
K_{11}	0.1271	0.3701	$[\Sigma A_1]_{31}$	-1.6824	4.1058
K_{21}	-1.5111	0.5878	$[\Sigma A_1]_{12}$	-0.1384	0.3959
K_{22}	0.5454	0.1855	$[\Sigma A_1]_{22}$	0.4534	0.2243
K_{32}	-2.1355	0.6331	$[\Sigma A_1]_{32}$	-1.9097	0.7417
K_{33}	0.5410	0.1887	$[\Sigma A_1]_{13}$	-0.0098	0.0900
Σ_{11}	0.0003	0.0002	$[\Sigma A_1]_{23}$	0.4420	0.1472
Σ_{22}	0.0037	0.0069	$[\Sigma A_1]_{33}$	0.3261	0.1375
Σ_{33}	0.0053	0.0048	σ_{3M}	4.89e-8	6.53e-5
δ_0	0.0402	0.0153	σ_{6M}	3.28e-4	1.53e-5
A_{01}	-0.5728	0.4187	σ_{9M}	1.11e-4	2.16e-5
A_{02}	-1.4363	0.6886	σ_{1Y}	3.59e-4	1.72e-5
A_{03}	-3.9055	0.4538	σ_{2Y}	5.19e-4	1.99e-5
$[\Sigma A_1]_{11}$	0.4946	0.1642	σ_{3Y}	6.24e-5	7.87e-5
$[\Sigma A_1]_{21}$	-9.6307	2.8164	σ_{5Y}	1.08e-3	4.89e-5
Log-likelihood	41.8285				

값을 살펴보면, 먼저 단기이자율의 장기 평균값은 4.02%로 엄영호 외(2007)의 2요인 확장 가우시안 모형에서 추정된 장기 평균인 4.07%와 상당히 유사한 수준으로 나타났다. K 의 주대각원소가 모두 양의 값을 나타내고 있어 상태변수들이 평균 회귀성향(mean reversion)을 보이고 있음을 알 수 있다. 또한 A_{01} , A_{02} 및 A_{03} 의 값이 모두 음수를 보이고 있어 상태변수에 대한 위험프리미엄이 양의 값을 가지

는 것으로 추정되었다.

<Table 3>은 모형의 추정 적합도를 평가하기 위해 추정된 이론적인 현물이자율과 실제로 관측되는 현물이자율 간의 RMSE(Root Mean Squared Error)와 MAE(Mean Absolute Error)를 각 만기별로 구한 값이다. RMSE값은 3개월 만기에서 2.424%로 최댓값을 가지고, 9개월 만기에서 1.274%로 최솟값을 가지는 것으로 나타났으며, 전체적으로는 1.645%로

〈Table 3〉 Root Mean Squared Error

	3M	6M	9M	1Y	2Y	3Y	5Y	All
RMSE (%)	2.424	1.811	1.274	1.351	1.345	1.424	1.645	1.654
MAE (%)	1.298	1.044	0.865	0.817	0.991	1.099	1.212	1.047

$$\text{Note: RMSE (\%)} = 100 \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right)^2}, \text{ MAE (\%)} = 100 \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right|$$

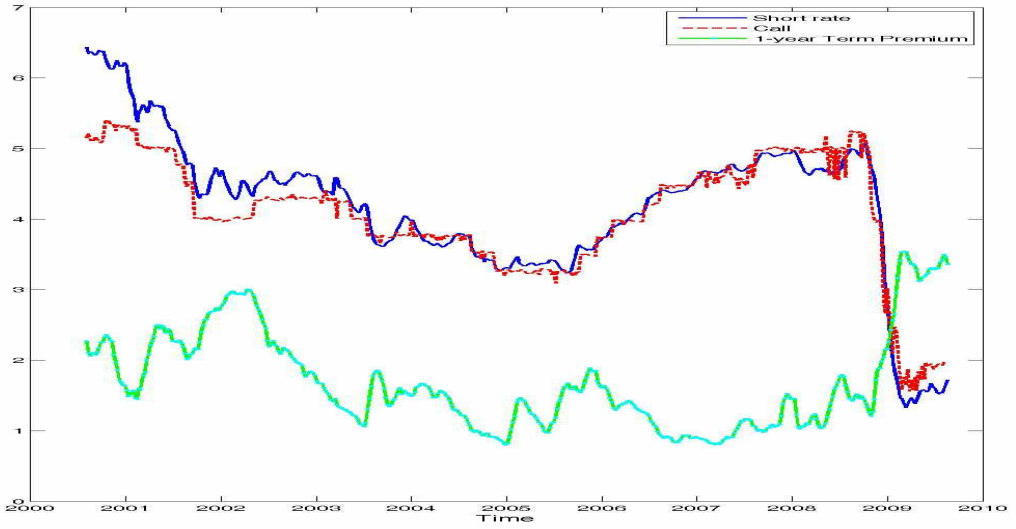
나타났다. 한편, MAE값은 여전히 3개월 만기에서 1.298%로 최댓값을 가지는 것으로 나타났고, 1년 만기에서 0.817%로 최솟값을 보였으며 전체적으로 1.047%로 나타났다. 대부분의 만기에서 RMSE나 MAE값은 추정 적합도에 있어서 큰 문제가 없는 수준의 값을 보이고 있다.

이러한 추정 결과를 기반으로 [Figure 3]에서는 추정된 계수에 의해 도출된 단기이자율을 1일물 시장콜금리와 비교해 보았다. 2002년까지 단기이자율은 시장콜금리를 지속적으로 상회하고 있는데, 이는 2000년 하반기 이후 지속된 정책콜금리의 인하¹⁰⁾가 시장에서 인식되고 기대되는 단기이자율보다 더 높았음을 시사한다. 이는 통화정책 당국의 콜금리 인하가 시장의 펀더멘털을 반영하기보다는 당시의 경기진작을 위해 좀 더 과감하게 정책금리를 인하한 데 연유한 것으로 해석될 수 있다. 그러나 2003년 중반 이후 단기이자율과 콜금리는 유사한 양상을

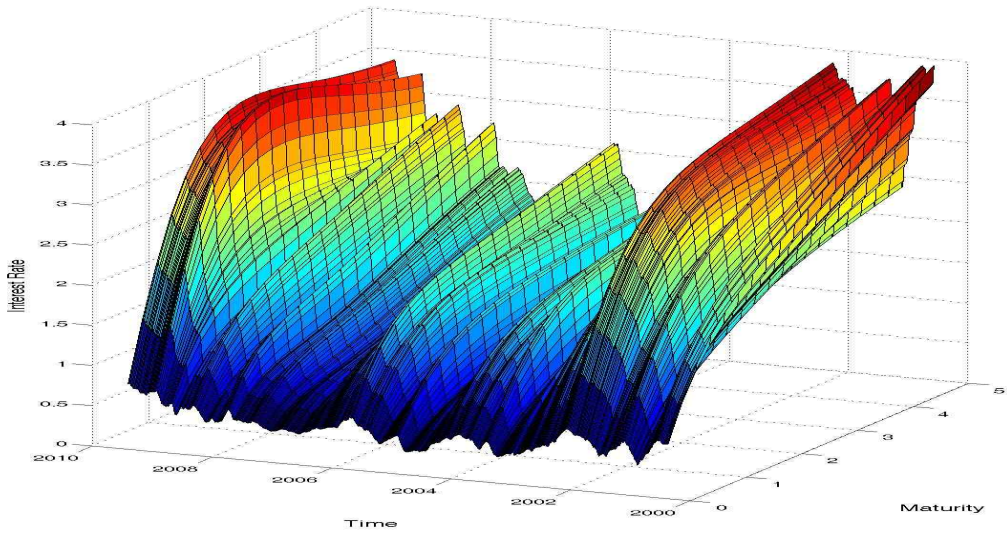
보이고 있는데, 특히 2008년 하반기의 정책금리 인하시기에도 단기이자율은 콜금리의 변동과 유사한 움직임을 나타내고 있다. 전 기간 동안의 콜금리와 단기이자율 간의 차이의 절댓값의 평균은 24bp를 보이고 있으나 기간을 2004년 이후로 제한할 경우 이들 두 이자율 간의 차이의 절댓값의 평균은 14bp로 크게 줄어드는 모습을 보이고 있다. 또한 [Figure 2]에서는 1년 만기 채권의 기간프리미엄($tp(t, \omega = 1)$)이 제시되어 있는데, 동 채권의 기간프리미엄은 2008년 이후 증가하는 추이를 보였으며, 특히 2009년 초에는 기간프리미엄이 3.5% 수준으로 점프한 것을 볼 수 있다. 이러한 결과는 2008년 9월 이후 Lehman Brothers 파산 및 Merrill Lynch의 매각 등으로 자금시장이 급속도로 위축되면서 시장에서의 기간물 대출에 대한 위험도가 증가하였을 것이라는 통상적인 견해와 일치하는 결과로, 추정된 이자율 기간구조가 현실을 잘

10) 한국은행은 2000년 10월에 정책금리를 0.25%p 인하한 이후 2004년 11월까지 10차례에 걸쳐 지속적으로 정책금리를 인하한 바 있다.

[Figure 3] Short Rate, Call Rate and Term Premium



[Figure 4] Term Premium for All Maturities



반영하고 있는 것으로 해석된다.

기간프리미엄을 좀 더 자세히 살펴보기 위해 각 만기별 대출과 관련된 기간프리미엄 전체를 [Figure 4]에 도시하였다. 그림을 보면, 최근에는 단기물에 대한 기간프리미엄이 그리 크게 나타나지 않고 있는 반면 만기가 증가할수록 기간프리미엄이 급격히 증가하고 있으며, 특히 3년 만기 채권의 프리미엄이 상당히 높게 형성되고 있음을 알 수 있다. 이는 향후 1~3년 사이의 경기에 대한 불확실성은 높은 반면 오히려 이보다 장기의 경우 이러한 불확실성이 낮게 형성됨에 따라 기간프리미엄이 낮아진 것으로 판단된다. 즉, 시장에서 3년까지의 기간에 대한 불확실성이 높을 것이라는 기대 때문에 프리미엄이 높았을 것으로 추측된다. 이와 같이 이자율 기간구조모형은 시장상황 및 반응에 대한 정보를 제공함으로써 향후 정부의 정책방향 결정에 있어서 상당히 유용한 정보변수로서의 기능을 수행할 수 있다.

IV. 정책금리 변경의 효과 분석

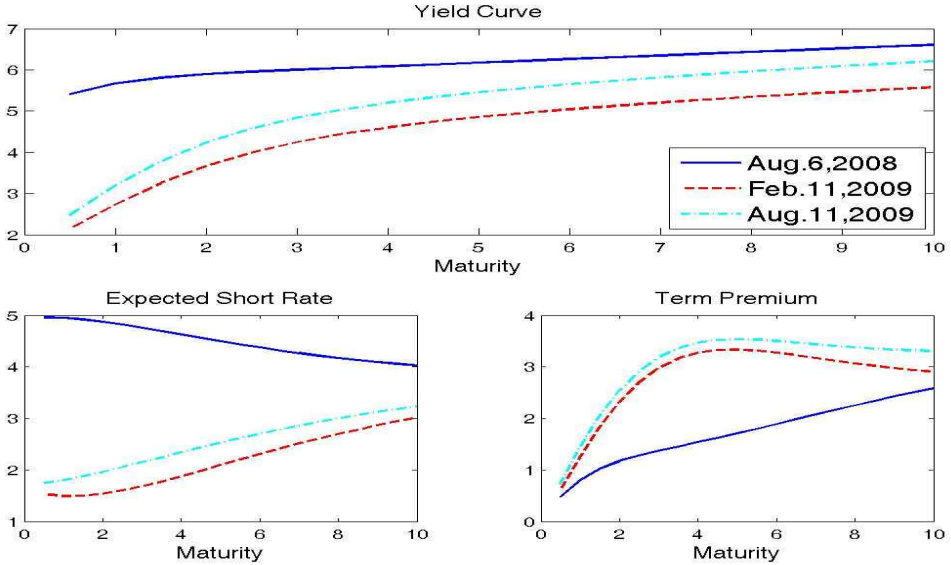
본 장에서는 우리나라 중앙은행의 정책금리 변경의 효과성에 대해 살펴보고자 한다. 여기서 설명하는 효과성이란 정책금리의 변경이 단기이자율을 통해 수

익률곡선을 변화시킴으로써 장기이자율의 변화를 야기하였는지를 평가하는 것이다.

한국은행은 2008년 10월 9일 정책금리를 종전의 5.25%에서 25bp 인하시킨 이후 2009년 2월 12일에 2.00%까지 인하시키는 등 총 6차례에 걸쳐 325bp를 하락시켜 왔다. 여기서는 가장 최근의 정책금리 인하 하루 전인 2009년 2월 11일과 정책금리를 5.25%로 인상시켰던 2008년 8월 7일 하루 전인 8월 6일, 그리고 표본상의 가장 최근 시점인 2009년 8월 19일에 추정된 이론적 무이표채권 수익률과 기간프리미엄을 비교해 보았는데, 그 결과는 [Figure 5]에 제시되어 있다.

먼저 2008년 8월과 2009년 2월 두 시점을 비교해 보면, 동 기간 중 장기채의 수익률이 1%p 가량 하락했음을 알 수 있다. 이러한 수익률 하락은 기대인플레이션 수준의 하락 또는 장기 성장에 대한 부정적인 전망에 기인한 것으로 해석된다. 또한 2009년 2월과 8월을 살펴보면, 장기채권의 금리가 지난 2월에 비해 8월에 0.6%p 정도 다시 올라가면서 2009년 8월과 2009년 2월 시점에서의 장기금리 격차가 크게 축소되었다. 이러한 격차의 축소는 6개월 기간 동안 장기 성장률에 대한 시장 전망이 변화하였다기보다는 그동안 경기진작을 위한 재정지출 및 통화량 증가에 따른 인플레이션 우려가 높아졌다고 해석하는 것이 자연스러울 것이다.

[Figure 5] Yields and Term Premia



기대 단기이자율을 보면, 2008년 8월의 경우 하향세를 보이고 있어 시장에서는 향후 경기 불안에 따른 우려로 중앙은행이 금리를 낮출 것이라는 기대가 만연해 있음을 알 수 있다. 반면, 2009년 2월에는 미래의 기대 단기이자율의 경우 단기에는 조금 하락하다가 이후 상승하는 양상을 나타내는데, 이는 시장에서 이자율이 팽창적인 통화정책으로 단기적으로는 하락세를 유지하나 이러한 통화정책은 그리 오래 가지는 않을 것으로 예상하였다는 점을 반영한다. 실제로 2월 12일에 정책금리가 인하되었는데, 이는 시장에서 예상하는 단기이자율의 방향과 일치하는 것이다. 2009년 8월의 경우 미래의 기대 단기이자율은 굴곡이 전혀 없는 상승 양상

을 보이고 있는데, 이는 시장에서는 이미 향후 정책금리의 인상을 통한 금리의 상승을 예상하고 있음을 의미하는 것이다.

2008년 8월의 경우 기간에 따른 위험을 반영하는 기간프리미엄이 만기가 길수록 증가하는 통상적인 모습을 보여 왔다. 그러나 2009년 2월 들어서는 장기물보다는 중기물에 대한 기간프리미엄이 확대되는 모습을 보이고 있으며, 최근 들어서도 이러한 양상은 축소되지 않고 있어 시장에서는 여전히 중기물에 대한 위험부담을 크게 안고 있는 것으로 해석된다.

마지막으로 정책금리의 변경이 수익률 곡선의 형성에 기준이 되는 단기이자율에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해 최근 7차례의 금리 변경시점을 기준으로 살펴

보고자 한다. 한국은행은 2008년 8월 7일에 금리를 이전의 5%에서 5.25%로 인상한 이래 줄곧 인하해 왔다. 정책금리 변경의 목적은 콜금리 변경을 통해 장기이자율의 변화를 유도하여 경제주체들의 소비, 투자, 저축에 대한 인센티브를 변경하는 것이다. 이론적인 모형에서는 장기이자율은 미래 단기이자율에 대한 기대와 기간프리미엄의 변화에 의존하게 된다. [Figure 6]은 시장콜금리 및 이론적으로 추정된 단기이자율의 변화를 정책변경시점을 0으로 두고 그 이전과 이후의 10일 동안의 누적증분(cumulative increments)을 그린 것이다. 정책금리의 변경이 장기이자율에 유의적인 변동을 유발시키기 위해서는 콜금리의 변동 양상이 이론적인 모형에서 장기이자율의 변동을 초래하는 단기이자율의 경로와 유사하게 나타나야 할 것이다.

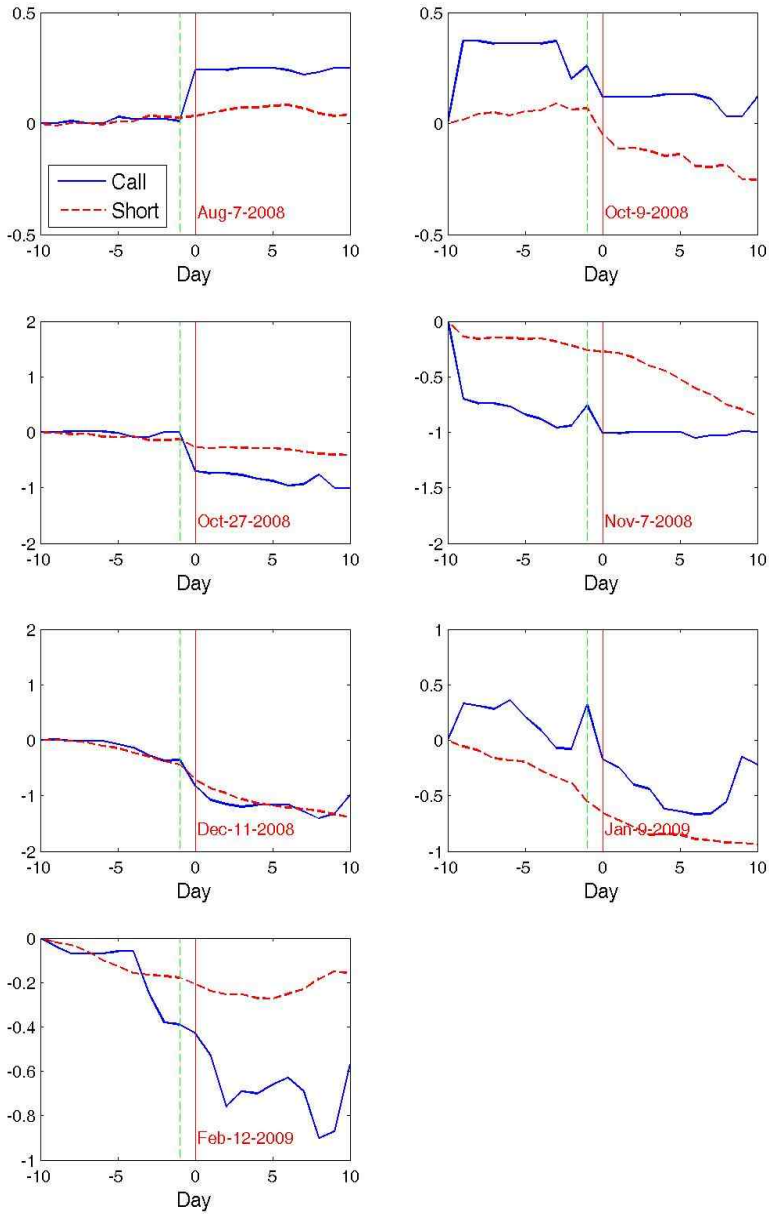
먼저 금리 인상시점인 2008년 8월 7일을 보면, 시장콜금리는 정책금리 인상시점을 기준으로 25bp의 상승을 보였으나 이와는 대조적으로 이론적으로 추정된 단기이자율의 경우 소폭의 상승을 보였음을 알 수 있다. 정책금리가 처음으로 인하되었던 2008년 10월 9일의 경우 이러한 결정이 내려지기 10일 이전부터 단기시장에서의 자금압박으로 콜금리의 누적 증분은 35bp 정도의 양의 값을 보이다

가 정책금리 인하 3일 전에 17bp 하락하였으며, 인하 당일에 추가적으로 14bp 하락하는 모습을 보였다. 반면, 단기이자율은 정책금리 인하 이전에는 소폭의 증가를 보이다가 금리 변경 당일 12bp의 하락을 보인 것으로 나타났다. 다른 시기와 비교해서 2008년 10월 9일의 단기이자율의 등락이 상대적으로 크게 나타나고 있다. 이는 2008년 8월 7일 소비자물가 상승을 억제하기 위해 정책금리가 상승한 이후 시장에서는 당시에 정책당국의 입장이 소비자물가와 경기 사이에 어떤 포지션을 취할지에 대해 의견이 분분한 가운데¹¹⁾ 금리 인하가 이루어짐에 따라 이 시기의 금리 인하는 시장에서는 충분히 예상하지 못한 데 기인한 것으로 판단된다.

[Figure 6]에서 관찰되는 특징은 크게 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫 번째 특징은 정책금리 인하 전일에 시장콜금리가 상승하였다는 사실이다. 이러한 현상은 지난 6차례의 정책금리 인하시기에서 2009년 2월 12일을 제외하고는 모든 시점에서 관찰되는 공통적인 현상이다. <Table 4>를 보면 정책금리가 인하되기 전날에 시장콜금리가 평균 11bp 가량 상승하였음을 알 수 있다. 만약 시장에서 정책금리의 인하를 사전에 이미 예상하고 있었다면 이러한 현상은 상당히 의외적인

11) 2008년 4월 4.1%였던 소비자물가 상승률이 동년 7월 5.9%로 상승함에 따라 인플레이션 타깃팅을 하는 한국은행의 입장에서는 소비자물가 안정이 중요한 과제로 부각되었다.

[Figure 6] Cumulative Increments of Call and Short Rates



<Table 4> Changes in Call Rates

(unit: %)

Date	t				Difference		
	-3 (A)	-2 (B)	-1 (C)	0 (D)	D-C	C-B	B-A
2008. 10. 9	5.23	5.06	5.12	4.98	-0.14	0.06	-0.17
2008. 10. 27	4.89	4.98	4.98	4.28	-0.70	0.00	0.09
2008. 11. 7	4.02	4.04	4.22	3.97	-0.25	0.18	0.02
2008. 12. 11	3.71	3.61	3.62	3.16	-0.46	0.01	-0.10
2009. 1. 9	2.59	2.58	2.98	2.49	-0.49	0.40	-0.01
2009. 2. 12	2.20	2.07	2.06	2.02	-0.04	-0.01	-0.13

Note: t = -k denotes k days prior to the decrease in policy rate.

것으로 받아들여지지만, 정책금리의 인하가 단기시장에서의 자금수요 증대현상을 해소하기 위해 독립적으로(autonomously) 취해진 조치라면 이러한 현상은 어느 정도는 이해가 가능하다. 이에 대해서는 단기금융시장에서의 수급이나 시장구조 등에 대한 이해가 필요하며 향후 좀 더 세심한 연구가 요구되는 부분이다.¹²⁾

두 번째 특징은 2008년 12월 11일을 제외하고는 단기이자율과 시장콜금리 간에 큰 괴리가 발생하고 있다는 점이다. 엄영호 외(2007)에 의하면, 시장콜금리는 금융기관의 신용위험을 반영하고 있으며, 콜시장의 수요 및 공급 요인에 영향을 받기 때문에, 단기이자율과 콜금리 간에 다

소 차이가 발생할 수는 있다. 그러나 여기서 관찰하고자 하는 것은 두 종류의 이자율 간의 차이가 아니라 누적증분의 추이다. 수준의 차이에도 불구하고 이들 이자율 간의 증분의 변화가 일관된 형태를 취한다면 정책금리가 단기이자율의 변화에 유효한 변화를 야기한 것으로 판단할 수 있다. 이론적 수익률곡선의 형태가 단기이자율과 연관되어 있음을 감안하면 시장콜금리와 단기이자율 간의 이러한 괴리는 정책금리 변경의 효과성에 대한 의문을 제기할 수 있다. 정책금리 변경의 효과성에 대해 좀 더 자세히 살펴보기 위해 단기이자율에 의해 도출된 3년 만기 물의 현물이자율과 실제 자료에서 나타

12) 이러한 현상은 기준적립기간의 변경과 관련되어 있을 수 있다. 즉, 2008년 3월 이후 기준적립기간이 정책금리 결정일과 일치하도록 변경함에 따라 기준을 채우지 못한 은행들이 금리 결정일 하루 전에 자금을 긴급히 수요함에 따라 시장콜금리가 상승하였을 가능성이 있다. 이를 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드린다.

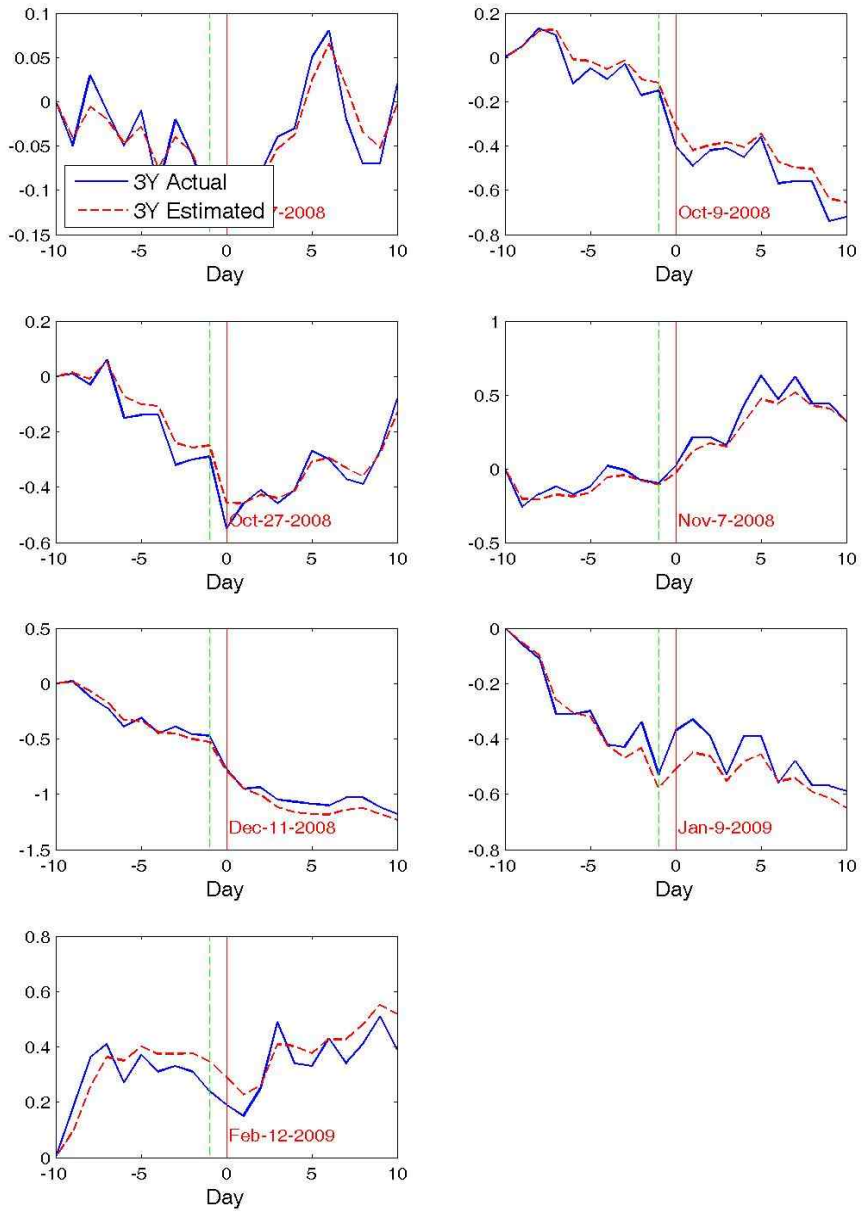
난 3년 만기 현물이자율을 비교해 보았다. 만약 모형에서 도출된 3년 만기 현물 이자율과 실제 자료가 유사한 움직임을 보인다면 추정된 단기이자율이 시장에서 수익률곡선을 형성하기 위해 사용되는 이자율로 적절하다는 것을 알 수 있다. 이 경우 단기이자율과 콜금리 간의 괴리는 결국 중앙은행의 정책금리 변경이 시장에서의 수익률곡선 형성에 크게 기여하지 못한다는 것으로 이해되며, 이는 결국 최근 정책금리 변경의 유효성이 높지 않다는 것을 방증한다는 것으로 해석될 수 있다. [Figure 7]에서는 시장에서 유동성이 가장 높은 3년 만기 채권에 대한 현물이자율과 이론적으로 추정된 현물이자율의 누적 증분을 [Figure 6]에서와 동일한 방식으로 도시한 것이다. 여기서 발견할 수 있는 사실은 현물이자율과 이론적 현물이자율 간의 변동이 상당히 유사한 형태를 보이고 있어 수익률곡선의 중기 영역에서 이론적 모형이 실제 현물이자율의 변화 양상을 잘 반영하고 있다는 점이다. 통화정책이 단기이자율 변경을 통해 수익률곡선에 영향을 주고자 한다면 콜금리가 단기이자율과 상당히 유사한 움직임을 보여야 함에도 불구하고 이러한 현상이 최근 금리 인하시기에는 관찰되지 않고 있다. 향후 정책금리의 유효성을 증가시키기 위해서는 단기이자율의 움직임을 고려한 정책금리의 결정이 필

요할 것으로 사료된다.

물론 이러한 단기와 장기에서의 괴리 현상은 정책금리 변경의 효과성 측면에서가 아니라 시장분할가설(market segmentation hypothesis)에 기인하는 현상이라는 주장이 제기될 수 있다. 채권시장 참가자들은 기업과 개인, 금융기관, 보험회사 또는 연기금 등과 같이 여러 가지 이질적인 투자자 집단으로 형성되어 있어 각 집단은 제도적 또는 법률적 여건이나 운용자금의 성격 및 투자스타일의 차이로 채권의 만기의 장단에 대한 선호의 차이가 있을 수 있다. 시장분할가설에 대해 채권시장의 실무자들은 지지를 보내는 반면 이론적인 타당성에 대해서는 의구심이 제기될 수 있다. 왜냐하면 투자자들에게 이윤에 대한 충분한 동기가 제공된다면 투자자들은 선호하는 투자대상의 만기를 변경할 것이기 때문이다. 물론 시장에서의 거래비용, 공매도 제약, 규제에 의한 제약 등과 같은 시장 불완전성의 존재로 차익거래가 발생할 수는 있지만 규제나 거래비용의 존재 등에 따른 시장불완전성이 특정 만기의 채권에 국한되지 않고 전체 채권시장에 공통적으로 적용되는 것이라면 상이한 만기를 가진 채권들 사이에서는 시장분할가설이 설명하는 바와 같은 차익기회가 오래 존재하지 못할 것이다.

한편, 최근의 콜금리와 이론적인 단기

[Figure 7] Cumulative Increments of 3-Year Yields: Actual vs. Estimated



이자율 간의 괴리 확대는 통화정책 기준금리의 변경이라는 측면에서도 고찰해 볼 필요가 있다. 한국은행은 2007년 11월 30일 통화정책 운영체제 개편방안을 확정하고 2008년 3월을 기점으로 종전의 콜금리 목표에서 7일물 RP금리를 기준금리로 변경한 바 있다.¹³⁾ 기준금리 변경에 따른 RP금리와 콜금리 간의 전달경로상의 이유로 콜금리와 단기이자율 간의 괴리가 크게 발생하였을 수도 있다. 이를 좀 더 자세히 살펴보기 위해 기준금리 변경 이전 기간에서의 콜금리와 단기이자율 간의 관계를 살펴보기로 하자. [Figure 8]은 2001~07년 기간 중 콜금리 인하시기에서의 콜금리와 단기이자율의 누적증분을, [Figure 9]는 동 기간 중 콜금리의 인상시기에서의 콜금리와 단기이자율의 누적증분을 도시한 것이다. 콜금리를 정책금리로 설정한 기간 중의 콜금리와 단기이자율의 누적증분의 차이는 콜금리 인하 또는 인상 시기 내에서 20bp 내외의 수준을 보이고 있는데, 이는 최근 시점과 비교해서는 상당히 낮고 안정적인 수준의 괴리였음을 알 수 있다. 이상을 종합해 보면, 최근 기준금리인 RP금리의 변경이 콜금리의 변화를 유도하나 콜금리와 단기이자율 간의 괴리는 정책대상금리 변경 이전 시점에 비해 확대되고 있음이 관찰되었으며, 단기금리를 통해 장기금리의 변

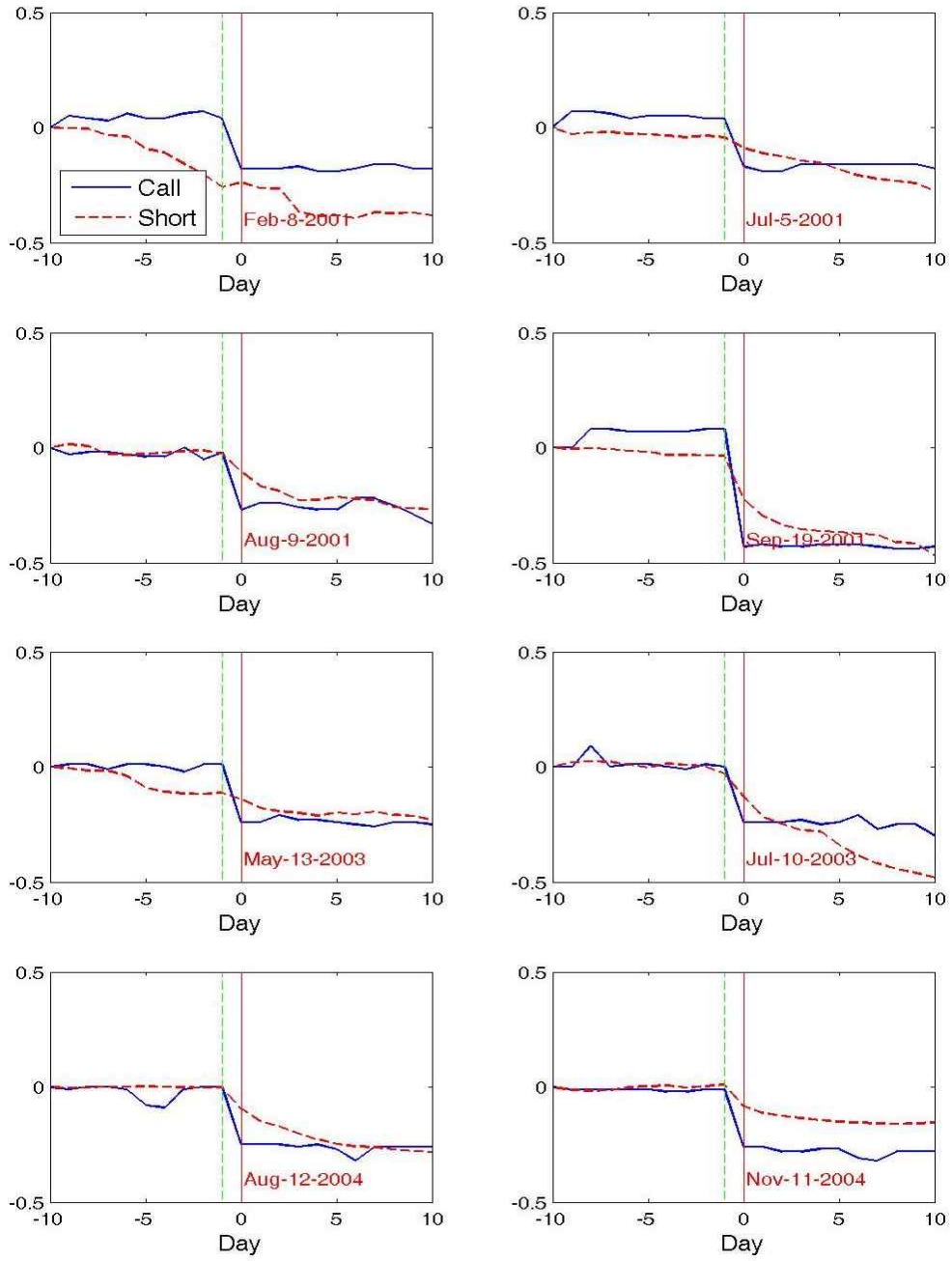
화를 유발하는 통화정책을 효과적으로 수행하기 위해서는 결국 장기금리의 변화를 유도하는 채권시장의 단기이자율과 단기금융시장에서의 콜금리 간의 괴리를 축소하는 방향으로 기준금리가 운용될 필요가 있을 것으로 사료된다.

V. 결 론

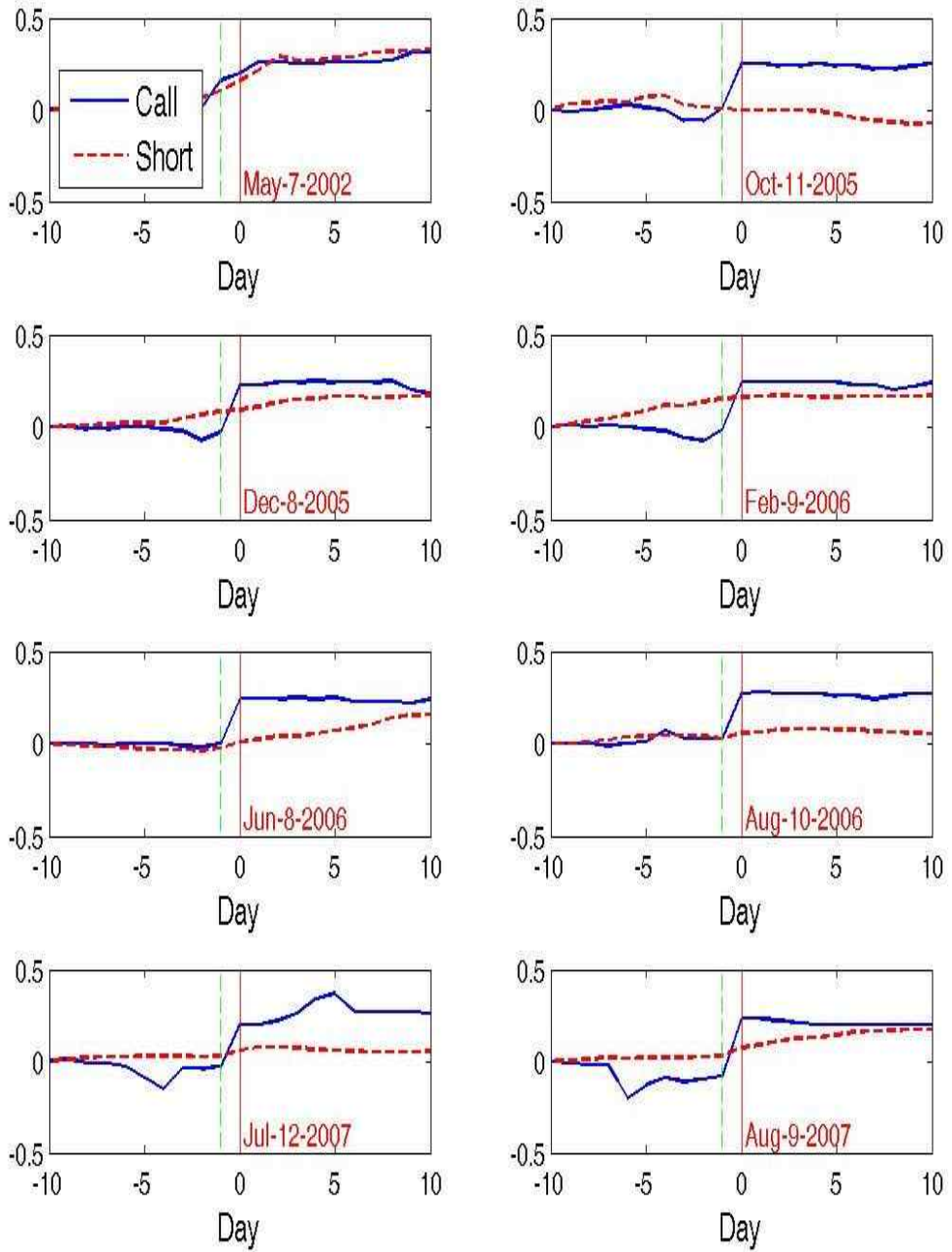
우리나라의 채권시장은 외환위기 이후 구조조정 자금을 마련하기 위한 정부의 적극적인 국채시장 활성화 정책 및 채권시장 인프라 개선 등에 힘입어 상당히 선진적인 모습을 갖추어 왔다. 향후에도 고령화 진전 등에 따른 안정적인 장기투자 수단으로서의 채권에 대한 수요는 증가할 것으로 예상된다. 또한 금융기관들의 자산운용수단으로서의 다양한 금융상품에 대한 수요가 증가하고 있는데, 이러한 금융상품의 공정 가치를 평가하기 위해서는 이자율 기간구조에 대한 이해가 선행될 필요가 있다. 또한 이자율 기간구조는 채권 및 파생상품 가격 결정뿐만 아니라 통화정책 당국자들이 정책금리 결정에 있어서의 정보변수 및 정책의 파급효과를 살펴보는 데도 매우 유용한 기능을 수행할 수 있는 것으로 알려져 있다.

13) 한국은행 보도자료, 「통화정책 운영체제 개편방안」(2007. 12. 4).

[Figure 8] Cumulative Increments When Target Call is Decreased: 2001~2007



[Figure 9] Cumulative Increments When Target Call is Increased: 2001~2007



본고에서는 무차익거래 조건하에서의 이자율 기간구조모형을 추정하고 이를 이용하여 기간프리미엄의 변화 및 정책금리 변경의 유효성에 대해 분석해 보았다. 미래의 불확실성에 대한 보상을 나타내는 기간프리미엄의 경우 2008년 하반기 이후 급격히 상승하는 모습을 보여주는데, 이는 2008년 9월 이후의 국제금융시장의 붕괴에 따라 금융 및 실물 시장에서의 불확실성이 증가하여 왔다는 통상적인 견해와 일치하는 것으로 본고에서 추정된 이자율 기간구조모형이 이러한 현실을 잘 반영하고 있는 것으로 해석된다. 또한 정책금리의 변경이 단기이자율을 통해 수익률곡선을 변화시킴으로써 장기이자율의 변화를 야기하였는지를 최근 기준금리가 무담보 익일물 콜금리에서 7일물 RP금리로 변경된 이후의 7차례에 걸친 정책금리 변경시점을 통해 분석해 본 결과, 단기이자율과 시장콜금리 간의 괴리가 정책대상금리의 변경 이전 시기에 비해 확대된 것으로 나타났다. 이러한 현상은 RP금리를 기준금리로 운용한 경험이 아직 많지 않아서 생기는 단기적인 문제이거나 또는 최근 국제금융시장의 불안에 따른 예외적인 현상일 수도 있다. 다만, 여기서는 단기금리를 통해 장기금리의 변화를 유발하는 통화정책을 효과적으로 수행하기 위해서는 최근의 자료에서 관찰되는 단기이자율과 콜금리

간의 괴리가 구조적으로 확대되지 않는 방향으로 통화정책을 운용할 필요가 있음을 지적하고자 한다.

본고에서는 이자율 기간구조모형을 선형요인모형으로 한정하였는데 점프요인 또는 레짐변경(regime switching) 요소를 고려한 모형의 경우 이상에서의 결과에 어떤 변화가 발생하는지에 대해 살펴보는 것도 상당히 중요한 의미를 가질 것으로 판단되며, 향후에는 이러한 부분에 대한 연구가 시도될 필요가 있다. 또한 최근의 단기이자율과 콜금리 간의 괴리의 확대가 금융시장의 불안정성에 따른 것인지 또는 기준금리 운용상의 문제인지를 식별하기가 수월하지는 않다. 이는 우리나라의 통화정책 운영이 금리 중심으로 변경된 이후 현재와 같은 국제금융시장의 불안을 경험한 사례가 없어 금융시장의 불안정성이 콜금리와 단기이자율 간의 괴리에 미치는 영향에 대한 비교가 어렵기 때문이다. 2003년 카드채 사태 시점을 대상으로 간접적으로 비교해 볼 수는 있겠으나, 금융시장 불안의 규모나 파급효과 면에서 현재의 금융위기와는 상당한 차이가 존재하므로 여기서 나오는 결론을 쉽게 수긍하기는 어려울 것이다. 따라서 향후 국제금융시장이 어느 정도 안정성을 되찾을 시점에서 이러한 부분을 좀 더 명확히 해주는 분석이 수행될 필요가 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 김명직 · 장국현, 「한국이자율 기간구조 추정: 통화안정채권의 기준수익률을 중심으로」, 『재무연구』, 제13권 제2호, 2000, pp.1~24.
- 김명직 · 신성환, 「상태-공간모형을 이용한 다요인 채권이론모형의 추정」, 『선물연구』, 제9권 제2호, 2001, pp.265~286.
- 안동현 · 윤선중, 「이자율 기간구조 모형」, 『금융학회지』, 제12권 제2호, 2007, pp.32~93.
- 엄영호 · 이준희 · 지현준, 「한국의 이자율 기간구조와 통화정책」, 『금융학회지』, 제12권 제4호, 2007, pp.121~166.
- 오규택 · 김명직 · 장국현, 「국고채이자율 기간구조: 유통자료를 이용한 실증분석」, 『한국경제의 분석』, 2000, pp.1~47.
- 이병근 · 현정순, 「Heath-Jarrow-Morton 모형을 이용한 우리나라 이자율 기간구조 추정」, 『경제분석』, 제8권 제2호, 2002, pp.56~80.
- 이정진, 「우리나라 이자율 기간구조에 관한 연구」, 『경영논집』, 제9권, 1996, pp.411~424.
- 임형석, 「우리나라 수익률곡선의 추정과 특징」, 『경제분석』, 제11권 제2호, 2005, pp.35~82.
- 허화 · 김동희, 「우리나라 채권수익률의 기간구조에 관한 연구」, 『증권학회지』, 제13권, 1991, pp.327~355.
- Ang, Andrew and Monika Piazzesi, “A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables,” *Journal of Monetary Economics* 50, 2003, pp.745~787.
- Ang, Andrew, Monika Piazzesi and Min Wei, “What Does the Yield Curve Tell Us about GDP Growth?” *Journal of Econometrics* 131, 2006, pp.359~403.
- Bekaert, Geert, Seonghoon Cho, and Antonio Moreno, “New-Keynesian Macroeconomics and the Term Structure,” NBER WP No.11340, 2005.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, “Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View,” *Review of Economic Studies* 58(3), pp.195~228.
- Cochrane, John H., “Asset Pricing,” Princeton University Press, 2001.
- Cochrane, John H. and Monika Piazzesi, “Bond Risk Premia,” *American Economic Review* 95(1), 2005, pp.138~160.
- Cox, John, Jonathan Ingersoll, and Stephen Ross, “A Theory of Term Structure of Interest Rates,” *Econometrica* 53, 1985, pp.385~408.
- Dai, Qiang and Kenneth J. Singleton, “Specification Analysis of Affine Term Structure Models,” *Journal of Finance* 55, 2000, pp.531~552.

- Dai, Qiang and Kenneth J. Singleton, "Expectation Puzzles, Time-varying Risk Premia, and Affine Models of the Term Structure," *Journal of Financial Economics* 63, 2002, pp.415~441.
- Diebold, Francis X. and C. Li, "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields," Penn Institute for Economic Research Working Paper No.02-26, 2002.
- Diebold, Francis X., Glenn D. Rudebusch, and Boragan S. Aruoba, "The Macroeconomy and the Yield Curve," *Journal of Econometrics* 131, 2006, pp.309~339.
- Doh, Taeyoung, "Yield Curve in an Estimated Nonlinear Macro Model," Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper, 2009.
- Duarte, Jefferson, "Evaluating an Alternative Risk Preference in Affine Term Structure Models," *Review of Financial Studies* 17(2), 2004, pp.379~404.
- Duffie, Darrell and Rui Kan, "A Yield-Factor Model of Interest Rates," *Mathematical Finance* 6(4), 1996, pp.379~406.
- Duffie, Darrell and Kenneth J. Singleton, "An Econometric Model of the Term Structure of Interest Rate Swap Yields," *Journal of Finance* 52, 1997, pp.1287~1321.
- Estrella, Arturo and Frederic S. Mishkin, "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators," *Review of Economics and Statistics* 80, 1998, pp.45~61
- Fama, Eugene F., "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity," *Journal of Finance* 45(4), 1990, pp.1089~1108.
- Fama, Eugene F. and Robert R. Bliss, "The Information in Long-Maturity Forward Rates," *American Economic Review* 77(4), 1987, pp.680~692.
- Hamilton, James and Dong Heon Kim, "A Re-Examination of the Predictability of the Yield Spread for Real Economic Activity," *Journal of Money, Credit, and Banking* 34, 2002, pp.340~360.
- Harrison, Michael J. and David Kreps, "Martingales and Arbitrage in Multi-Period Securities Markets," *Journal of Economic Theory* 20, 1979, pp.381~408.
- Huang, Shirley J. and Jun Yu, "On Stiffness in Affine Asset Pricing Models," *Journal of Computational Finance* 10(3), 2007, pp.99~123.
- Ilmanen, Antti, "Overview of Forward Rate Analysis," Salomon Brothers, 1995.
- James, Jessica and Nick Webber, "Interest Rate Modelling," John Wiley and Sons Ltd., 2000.
- Kim, Don H. and Athanasios Orphanides, "Term Structure Estimation with Survey Data on Interest Rate Forecasts," Finance and Economic Discussion Paper, Federal Reserve Board, 2006.
- Litterman, Robert and Jose Scheinkman, "Common Factors Affecting Bond Returns," *Journal of Fixed Income* 1, 1991, pp.54~61.
- Mishkin, Frederic S., "The Information of the Longer Maturity Term Structure about Future Inflation," *Quarterly Journal of Economics* 55, 1990, pp.815~828.
- Piazzesi, Monika, "Affine Term Structure Models," unpublished manuscript, 2003.
- Phillips, Peter C. B. and Jun Yu, "Maximum Likelihood and Gaussian Estimation of Continuous Time Models in Finance," *Handbook of Financial Time-series*, 2009, pp.497~530.

Rudebusch, Glenn D. and Tau Wu, "A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy, and the Economy," *Economic Journal* 118(530), 2008, pp.906~926.

Vasicek, O., "An Equilibrium Characterization of the Term Structure," *Journal of Financial Economics* 5, 1977, pp.177~188.