

Macro-Finance 모형을 이용한 국고채 수익률 추정 및 예측*

박원주 · 임병인 · 전용일**

본 연구에서는 우리나라 이자율 기간구조를 추정하는데 있어 Nelson-Siegel 모형을 이용하였으며, 잠재적 요인만을 고려한 모형과 거시경제변수를 반영한 모형을 각각 추정하였다. 잠재적 요인만을 고려한 모형에서는 수익률곡선의 요인 중 수준과 기울기가 곡도에 비해 상대적으로 지속성이 높게 나타났다. 앞의 모형에서 추정된 세 가지 요인과 거시경제변수(중앙은행 기준금리, 소비자물가지수, 산업생산지수)의 그래인저 인과관계 검정을 실시한 결과, 잠재적 요인이 거시경제변수에 후행함에 따라, 거시경제변수를 고려한 이자율 기간구조 추정 시 본 연구에서는 거시경제변수를 외생변수로 가정하였다. 분석 결과 거시경제변수의 영향력은 낮은 수준으로 나타났으나, 두 모형의 표본 내 적합도 측면에서는 거시경제변수를 고려한 모형이 보다 좋은 성과를 보이고 있다. 또한 표본 외 예측 측면에서는 예측시차가 단기인 경우 잠재적 요인만을 고려한 모형이, 장기인 경우 거시경제변수를 고려한 모형의 예측성도가 높은 것으로 분석되었다.

핵심주제어: 이자율 기간구조, 국고채 수익률, Nelson-Siegel 모형, Macro-Finance 모형, 상태공간모형

경제학문헌목록 주제분류: E43, G12, C56

I. 서 론

채권시장에서 수익률곡선(yield curve)은 위험이나 유동성 등 만기를 제외한

* 본 논문은 2010년 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었다(NRF-2010-332-B00047). 본 논문은 박원주(2010)을 수정·발전시킨 연구이다.

** 제1저자, 성균관대학교 경제학과 박사수료, 전화: (02) 760-0703, E-mail: wjpark83@skku.edu

*** 공동저자, 충북대학교 경제학과 교수, 전화: (043) 261-2216, E-mail: billforest@chungbuk.ac.kr

**** 교신저자, 성균관대학교 경제학과 교수, 전화: (02) 760-0487, E-mail: yjeon@skku.edu
논문투고일: 2013. 6. 10 수정일: 2013. 6. 23 게재확정일: 2013. 6. 25

다른 요인이 모두 동일한 채권의 수익률을 만기에 따라 나타낸 것으로, 이자율 기간구조(term structure of interest rate)라고 부르며, 일반적으로 수익률곡선은 우상향하는 형태를 보인다고 알려져 있다. 시간의 흐름에 따른 채권수익률의 변화는 벡터자기회귀모형(VAR) 등을 통해서 분석할 수 있으나, 만기가 다양하고 수익률이 정규분포를 따르지 않는 채권의 특성상 이러한 방법론만으로는 한계를 지닌다.

이자율 기간구조를 이해하는 것이 중요한 이유로는 몇 가지를 살펴볼 수 있는데(Piazzesi, 2003), 첫째로 기대이론에 따르면 장기 채권 이자율은 단기 이자율을 평균한 값이 되므로, 수익률곡선을 통해 미래 이자율의 움직임을 예측할 수 있다. 둘째로, 산업화 이후 대부분의 국가에서는 중앙은행이 정책금리로 단기 금리를 사용하고 있으나, 실제로는 장기 이자율이 경제주체의 의사결정 과정에서 보다 중요성을 지닌다. 이에 따라 중앙은행은 이자율 기간구조를 이해함으로써, 통화정책 수립·결정 시 의사결정에 필요한 정보를 얻을 수 있다. 또한 채권, 옵션, 스왑 등 다양한 금융상품이 거래되는 현재의 금융시장에서는 이러한 상품을 거래하는 금융기관이 이자율 변화와 관련된 위험에 대한 헤징전략을 수행할 필요가 있으며, 이는 이자율 기간구조를 이해함으로써 가능하게 된다. 이에 따라 채권시장이 발달한 주요 선진국에서는 이자율 기간구조에 대한 연구가 지속적으로 이루어져 왔다.

이자율 기간구조를 추정하는데 있어 가장 많이 활용되는 모형으로는 통계학적 모형인 Nelson-Siegel Model과 이론에 기반한 Affine Arbitrage Free Model이 있다. Nelson-Siegel 모형은 다양한 형태의 수익률곡선을 나타낼 수 있고 추정이 용이하다는 점과 사후적으로 3요인(수준, 기울기, 곡도) 모형¹⁾으로 해석할 수 있다는 점 등으로 인해 실무적으로 많이 활용되고 있다. 이 모형의 단점으로는 이론적 기반이 취약하다는 것이 지적되고 있으나, Diebold and Li(2006)에서 동태적 모형으로 재해석됨으로써 이론적 연계가 가능해지게 되었다.²⁾ 한편, Affine 모형은 채권의 만기 수익률 함수가 선형 형태로 표현되어 추정상 용이하다는 점과 무위험차익거래 가능성을 배제할 수 있다는 점에서 장점을 갖고

1) 수익률곡선에 대한 모형은 일반적으로 요인모형(factor model)을 활용하는데, 이 모형은 몇 개의 요인들(factors)과 각 만기별 수익률과 이들 요인들과의 관계를 나타내는 요인계수(factor loadings)로 구성된다.

2) 그럼에도 불구하고, 여전히 Nelson-Siegel 모형은 무위험차익거래 가능성을 배제할 수 없는 한계점을 지닌 것으로 알려져 있었다(Fillpovic, 1999). 그러나 최근에 Christensen *et al.* (2007) 등에서 Nelson-Siegel 모형에 Affine Arbitrage Free 모형을 결합한 연구가 진행되었다.

있으나, Duffie(2002)에서는 Affine 모형이 이자율 기간구조를 예측하는데 있어서는 실증적으로 좋은 결과를 가져오지 못함을 제시하였다.

본 연구에서는 이자율 기간구조 추정뿐만 아니라 예측성과를 함께 비교하기 위해, 실무적으로 많이 활용되는 Nelson-Siegel 모형을 이용하여 우리나라 국고채 수익률의 기간구조를 추정하고자 하며, 일반적으로 고려되는 세 가지 요인(수준, 기울기, 곡도) 이외에 경제의 기초 여건을 반영하는 거시경제변수를 함께 고려하여 이자율 기간구조를 추정하고자 한다. 아직까지 거시경제변수를 고려한 연구가 미진한 상황에서, 본 연구는 Macro-Finance 모형과 3요인만을 고려한 잠재적 요인모형의 적합도 및 예측력을 비교함으로써, 우리나라의 이자율 기간구조와 거시경제의 연계에 대한 이해를 높일 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II절에서는 이자율 기간구조 추정 및 예측에 관한 선행연구를 살펴보고, 제III절에서는 Nelson-Siegel 모형에 대해 설명한 후, 본 연구에서 사용할 추정 방법에 대해서 살펴본다. 제IV절에서는 우리나라 국고채 수익률 자료를 이용하여 잠재적 요인만을 고려한 이자율 기간구조를 추정하고, 잠재적 요인과 거시경제변수와의 관계를 살펴본다. 제V절에서는 거시경제변수를 고려한 이자율 기간구조를 추정 및 예측하여 잠재적 요인만을 고려한 모형과 비교·분석하며, 제VI절에서는 논문의 주요 결과에 대해 논의한다.

II. 선행연구

이자율 기간구조에 대한 연구는 금융경제학뿐만 아니라 거시경제학 분야에서 진행되어 왔으나, 연구 내용은 상당히 다른 양상을 보이고 있다. 금융경제학 부문에서 진행되어 온 이자율 기간구조에 대한 연구는 거시경제변수를 명시적으로 고려하지 않고 잠재적 요인(latent factor)만을 고려하는 반면, 거시경제학 부문에서 연구되는 이자율 기간구조 모형은 주로 수익률의 결정변수로 고려하여, 인플레이션 등의 실물경제의 역할에 초점을 두고 있다. 하지만 최근에는 금융경제학 부문에서도 거시경제변수를 명시적으로 이자율 기간구조 모형에 포함하여 분석하는 Macro-Finance 모형 등을 연구함으로써, 수익률곡선에 대한 포괄적인 연구가 진행되어 오고 있다.

Ang and Piazzese(2003)에서는 차익거래가 없다는 제약을 부과한 VAR 모형을 활용하여 미국의 채권수익률과 거시경제변수 간의 동태적 관계에 대한 분석을

실시하였다. 인플레이션 관련 변수로는 CPI, PPI 등을 사용하였으며, 실물경제 관련 변수로는 실업률, 고용증가율, 산업생산지수 등을 활용하였다. 연구 결과 거시경제변수를 명시적으로 모형에 포함하여 수익률곡선을 추정한 경우 잠재적 요인만을 고려했을 때보다 예측성도가 좋으며, 분산분해 결과 채권수익률 변동의 약 85%를 거시경제변수가 설명하고 있음을 보였다. 또한 충격반응 분석 결과 예상하지 못한 인플레이션 충격은 수익률곡선의 요인 중 수준에 크게 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 생산 측면의 충격은 곡도 요인에 영향을 미친다는 것을 보이고 있다. 그러나 이 연구에서는 거시경제변수가 수익률곡선에 영향을 받지 않고 독립적으로 결정된다고 가정하였다.

Diebold *et al.*(2006)에서는 Ang and Piazzesi(2003)의 연구가 수익률곡선과 거시경제변수 간의 단방향적 관계만을 고려하고 있는 문제를 지적하였다. 이에 따라, 이들 연구에서는 거시경제변수와 수익률곡선의 양방향적 관계를 가정한 후 분석을 시도하였다. 실제로 수익률곡선이 실물경기에 미치는 영향은 주로 장단기 금리차(term spread)가 경기예측력을 갖는가에 대한 이슈를 중심으로 1980년대 이후부터 연구가 진행되었다. 대표적으로 Estrella and Mishikin(1996)은 10년 만기 국채와 3개월 만기 국채의 수익률 차이가 경기불황을 예측할 수 있음을 보였으며, 이후 국내에서도 장단기 금리 차이가 생산량과 인플레이션 등 실물경기 변동에 대한 선행지표로 사용될 수 있음이 제시되었다(지호준·박상규, 2002; 이명수, 2008 등). Diebold *et al.*(2006)의 연구 결과는 수익률곡선의 잠재적 요인들과 거시경제변수 간에 양방향적 관계가 존재하지만, 영향을 미치는 정도에 있어서는 거시경제변수가 잠재적 요인에 미치는 영향이 상대적으로 더 크게 나타났다. 한편, 이 논문에서는 이자율 기간구조 추정 시 Nelson-Siegel 모형을 이용하였으며, 거시경제변수로는 미국연방자금금리(federal fund rate), 제조업자본가동률(manufacturing capacity utilization), 인플레이션율을 사용하였다. 분석 결과에 따르면, 수익률곡선의 수준 요인의 움직임은 인플레이션율과 높은 상관관계를 보이며, 기울기 요인은 실물경기변동과 일정 부분 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다.

Rudebusch and Wu(2004)에서는 Affine No-Arbitrage 모형으로 이자율 기간구조를 추정하면서, 본 모형에 거시경제변수를 추가적으로 반영함으로써 분석을 실시하였다. 연구 결과 수익률곡선의 요인 중 기울기는 인플레이션과 생산 값의 순환적인 변동을 반영하고 있음을 보였고, 수준 요인은 중앙은행의 중기 인플레이션 목표와 연관성이 있음을 제시하였다.

이와 같이 국외에서는 거시경제변수를 고려하여 이자율 기간구조에 대한 연구가 진행되고 있으나, 국내에서는 수익률곡선 추정 시 거시경제변수를 명시적으로 고려하는 연구는 미비한 실정이다. 이준행(2004)에서는 Nelson-Siegel 모형을 이용하여 우리나라 국고채 수익률곡선에 대한 추정과 예측을 실시하였다. 우선 수익률곡선을 추정한 결과, 잠재적 요인에 대한 추정치가 Diebold and Li (2006)에 의해 제시된 것처럼 경험적 수준, 기울기, 곡도 변수와 매우 유사한 모습을 보여, Nelson-Siegel 모형이 3요인 모형으로 재해석될 수 있음을 다시 한 번 확인시켜 주었다. 한편, Nelson-Siegel 모형의 표본 외 예측 측면에 있어서는 주성분 요인모형에 비해 보다 우월한 예측력을 보여준다고 제시하고 있지만, 이 연구는 거시경제변수들을 포함하지 않고 잠재적 요인으로만 수익률곡선을 추정 및 예측하였다는 한계가 있다.

임형석(2005)은 수익률 자료로 2004년 중 시장에서 거래된 통화안정증권과 국고채권을 사용하여 우리나라의 수익률곡선을 추정하였으며, 분석모형으로는 Nelson-Siegel 모형을 사용하였다. 수익률곡선 추정 결과 2004년 우리나라의 수익률곡선은 전반적으로 우상향하는 형태를 갖지만, 평평한 형태에 보다 가까운 모습을 보였다. 또한 수익률곡선의 모양이 경제의 근본적인(fundamental) 변화보다는 금융통화위원회의 콜금리 결정 뉴스 및 정부의 국고채 발행 관련 뉴스에 상대적으로 민감하게 반응함을 제시하였다. 한편, 추정된 수익률곡선에서도 출한 선도 이자율이 최소 3개월 이내의 미래 이자율의 변화에 높은 예측력을 갖고 있음을 보이면서, 수익률곡선이 통화정책에 유용한 정보로 활용될 수 있음을 제시하였다.

박하일 외(2011)에서는 Affine 기간구조 모형을 이용하여, 생산 갭과 한미 간 인플레이션 차이를 반영하는 스왑레이트를 활용하여 금리기간 구조를 추정하였다. 분석 결과 표본 내 모형의 적합도 측면에서 생산 갭과 스왑레이트 변수를 모두 포함한 경우 모형의 성과가 가장 좋게 나타났으며, 만기가 2년 이내인 단기 예측에 있어서도 생산 갭과 스왑레이트를 모두 고려한 모형의 성과가 가장 좋은 것으로 제시하고 있다.

Ⅲ. 추정 모형 및 방법론

Nelson and Siegel(1987)에서 제시된 수익률곡선함수는 만기가 τ 인 선도이자

율이 중근해(equal roots)를 갖는 이차차분방정식의 해라고 정의한 것에서 도출된다.

$$f(\tau) = \beta_1 + \beta_2 e^{-\lambda\tau} + \beta_3 \lambda \tau e^{-\lambda\tau} \quad (1)$$

선도이자율을 식 (1)과 같이 정의하면, 잔존만기가 τ 인 수익률은 식 (2)와 같이 정의될 수 있으며, 이로부터 수익률곡선함수인 식 (3)이 도출될 수 있다.

$$y(\tau) = \frac{1}{\tau} \int_0^\tau f(u) du \quad (2)$$

$$y(\tau) = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \quad (3)$$

위의 식 (3)은 Diebold and Li(2006)에 의해 동태적 모형으로 재해석되었으며, 이에 따른 수익률곡선의 함수 형태는 식 (4)와 같다.

$$y_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_{3t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \quad (4)$$

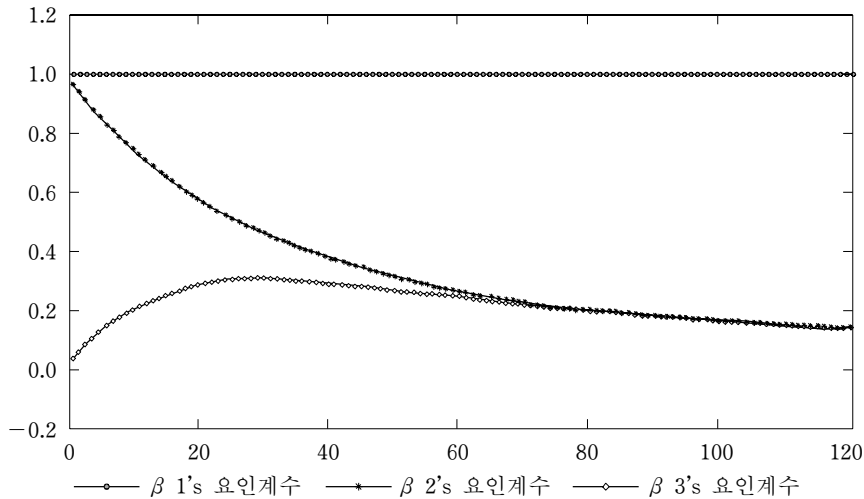
식 (4)와 같이 정의된 Nelson-Siegel 모형에서 λ 값은 β_{3t} 의 요인계수(loading factor) 값이 만기가 중간인 경우 최대값을 갖도록 결정되며, λ 는 할인함수가 지수적으로 감소하는 정도를 나타내는 파라미터(exponential decay rate)로 정의된다. λ 값이 클수록 할인함수가 빠르게 감소하게 되고, λ 값이 작을수록 할인함수가 천천히 감소할 것이므로, 결국 λ 값이 작을수록 식 (4)의 모형은 상대적으로 장기 이자율에 대해 높은 적합도를 갖게 된다.

식 (4)를 보면, β_{1t} 의 요인계수는 값이 1로써, 만기에 따라 변화하지 않으므로 장기적 요소(long-term factor)로 고려될 수 있다. 즉, β_{1t} 의 변화는 모든 만기의 수익률에 동일하게 영향을 미치게 되므로, 이는 수익률곡선의 요인 중 수준(level) 요인으로 볼 수 있다. 또한 β_{2t} 의 요인계수 $\left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right)$ 는 값이 1부터 시작하여 만기가 증가함에 따라 0에 수렴해 가는 모습을 보인다. 이에 따라 β_{2t} 의 변화는 장기 수익률보다는 단기 수익률에 더 큰 영향을 줄 것임을 알 수 있으며, 이러한 특성을 감안한다면 β_{2t} 는 수익률곡선의 요인 중 기울기(slope) 요인

으로 해석 가능하다. 마지막으로 β_{3t} 의 요인계수 $\left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau}-e^{-\lambda\tau}\right)$ 는 값이 0에서 시작하여 만기가 증가함에 따라 점차 증가하다가 일정 시점 이후 값이 다시 0으로 수렴하는 모습을 보인다. 즉, β_{3t} 의 변화는 단기 수익률이나 장기 수익률보다 중기 수익률에 더 큰 영향을 미치게 되므로, 수익률곡선의 요인 중 곡도로 고려할 수 있다. 이와 같은 요인계수의 특징에 따라 Nelson-Siegel 모형은 사후적으로 3요인 모형으로 해석이 가능하게 된다. <그림 1>은 각 파라미터별로 만기 변화에 따른 요인계수의 변화를 나타낸 것이다.

Nelson-Siegel 모형에서 수익률곡선을 설명하는 수준, 기울기, 곡도의 잠재적 요인들은 실제로는 관측되지 않는 변수이므로, 모형 추정 시에는 상태공간모형(state space model)으로 나타내어 칼만필터(Kalman filter) 알고리즘을 통해 추정 가능하다. 우선, Diebold *et al.*(2006)의 표기 방식을 따라 식 (4)를 식 (5)와 같이 나타냄으로써, Nelson-Siegel 모형의 각 파라미터가 이자율 기간구조의 수준, 기울기, 곡도 요인으로 해석 가능함을 반영하였다.

$$y_t(\tau) = L_t + S_t + \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau}\right) + C_t \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau}\right) \tag{5}$$



주: 요인계수의 변화를 살펴보기 위해서 Diebold and Li(2006)에서와 같이 값을 0.0609로 고정하고 요인계수값을 산출함.

<그림 1> 만기에 따른 요인계수(loading factors)의 변화

이를 상태공간모형으로 나타내게 되면, 우선 1차 벡터자기회귀모형을 따르는 상태방정식(state equation)은 식 (6)으로 표현할 수 있으며, 측정방정식(measurement equation)은 식 (7)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{pmatrix} L_t - \mu_L \\ S_t - \mu_S \\ C_t - \mu_C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} - \mu_L \\ S_{t-1} - \mu_S \\ C_{t-1} - \mu_C \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t^L \\ \eta_t^S \\ \eta_t^C \end{pmatrix} \quad (6)$$

$$\begin{pmatrix} y_t(\tau_1) \\ y_t(\tau_2) \\ \vdots \\ y_t(\tau_N) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\tau_1\lambda}}{\tau_1\lambda} & \frac{1-e^{-\tau_1\lambda}}{\tau_1\lambda} - e^{-\tau_1\lambda} \\ 1 & \frac{1-e^{-\tau_2\lambda}}{\tau_2\lambda} & \frac{1-e^{-\tau_2\lambda}}{\tau_2\lambda} - e^{-\tau_2\lambda} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1-e^{-\tau_N\lambda}}{\tau_N\lambda} & \frac{1-e^{-\tau_N\lambda}}{\tau_N\lambda} - e^{-\tau_N\lambda} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_t(\tau_1) \\ \epsilon_t(\tau_2) \\ \epsilon_t(\tau_3) \end{pmatrix} \quad (7)$$

행렬 형태로 표현된 식 (6)과 식 (7)을 간단히 정리하면, Nelson-Siegel 모형에 대한 상태공간모형의 표현은 식 (8)과 같으며, 이는 통상적인 칼만필터 알고리즘을 이용하여 추정할 수 있다.

$$\begin{aligned} f_t &= Af_{t-1} + (I-A)\mu + \eta_t \\ y_t &= Af_t + \epsilon_t \\ \begin{pmatrix} \eta_t \\ \epsilon_t \end{pmatrix} &\sim WN \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q & 0 \\ 0 & H \end{pmatrix} \right] \end{aligned} \quad (8)$$

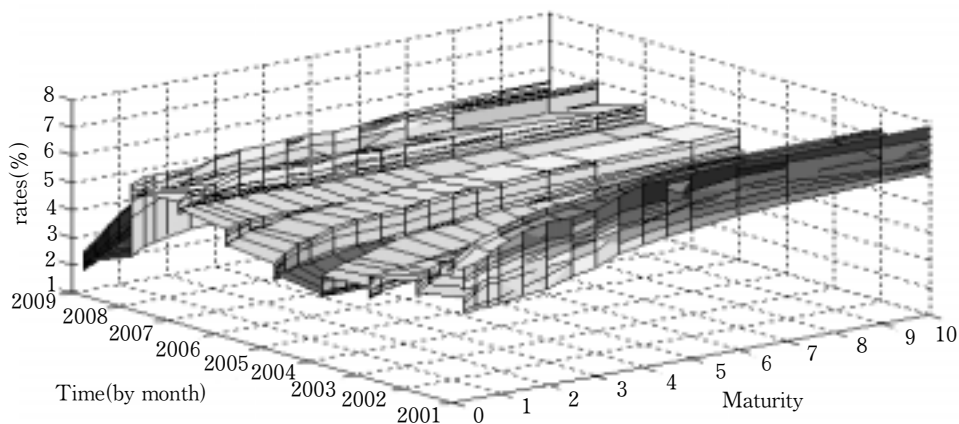
일반적으로 식 (8)의 H 행렬은 대각행렬로 가정하고, Q 행렬은 비대각행렬로 가정하는데, H 행렬이 대각행렬이라는 것은 다양한 만기별 수익률 편차가 서로 관련이 없음을 의미하고, Q 행렬이 비대각행렬이라는 것은 수익률곡선의 3요인들이 서로 상관관계를 가질 수 있음을 의미한다. 한편, 잠재적 요인만을 고려한 위의 모형에 경제의 기초 여건을 반영하는 거시경제변수를 양방향적 관계로 고려할 경우, 식 (8)은 행렬의 차원이 증가하게 될 뿐 동일한 논의선상에서 추정이 가능하다.

IV. 잠재적 요인만을 고려한 이자율 기간구조의 추정

1. 국고채 수익률 자료의 기초 통계

본 연구에서 사용한 국고채 수익률 자료는 2001년 1월부터 2009년 11월까지의 월별 현물수익률(spot rate)로,³⁾ 만기는 1개월, 2개월, 3개월, 6개월, 9개월, 12개월, 18개월, 24개월, 30개월, 36개월, 42개월, 48개월, 54개월, 60개월, 72개월, 84개월, 108개월, 120개월 총 18개로 구성되어 있다. <그림 2>는 2001년 1월부터 2009년 11월까지 우리나라 국고채의 수익률곡선을 3차원적으로 나타낸 것으로, 전반적으로 우상향하는 수익률곡선의 형태를 띠고 있음을 볼 수 있으며, 몇몇 시점에서는 평평한(flat) 모습을 보이기도 한다. 또한 만기에 따른 수익률이 분석 대상 기간 동안에 상당한 변동을 보이고 있음을 알 수 있다.

우리나라 국고채 수익률곡선의 특징을 보다 구체적으로 살펴보기 위하여 <표 1>에서는 만기별 수익률에 대한 기초 통계량을 제시하였다. 만기별 평균 수익률을 보면, 만기가 증가함에 따라 평균 수익률이 증가함을 알 수 있으며, 이는 우리나라 국고채의 수익률곡선이 우상향하는 형태를 갖고 있음을 반영한다. 한편, 수익률곡선의 잠재적 요인의 경험적 대리변수로 정의된 수준, 기울기, 곡도의 기초 통계량을 보면, 분석 대상 기간 동안 수준과 기울기의 표준편차는 곡



<그림 2> 국고채 수익률곡선(2001년 1월~2009년 11월)

3) 한국채권평가(주)에서 생성한 자료이며, 월말자료를 이용하였다.

〈표 1〉 국고채 수익률곡선의 기초 통계량

| 만기 | Mean | Max. | Min. | Std. Dev. | $\rho(1)$ | $\rho(6)$ | $\rho(12)$ |
|-----------|--------|------|-------|-----------|-----------|-----------|------------|
| 3개월 | 4.158 | 5.80 | 1.77 | 0.9439 | 0.9351 | 0.4366 | -0.0367 |
| 6개월 | 4.305 | 5.90 | 1.96 | 0.9222 | 0.9343 | 0.4283 | -0.0069 |
| 9개월 | 4.427 | 6.11 | 2.29 | 0.8737 | 0.9271 | 0.4068 | 0.0257 |
| 12개월 | 4.508 | 6.35 | 2.34 | 0.8399 | 0.9128 | 0.3970 | 0.0556 |
| 18개월 | 4.689 | 6.73 | 2.89 | 0.8111 | 0.8952 | 0.3834 | 0.1281 |
| 24개월 | 4.791 | 6.92 | 3.10 | 0.8152 | 0.8904 | 0.3649 | 0.1556 |
| 30개월 | 4.868 | 6.92 | 3.28 | 0.8087 | 0.9082 | 0.4199 | 0.2032 |
| 36개월 | 4.924 | 7.03 | 3.30 | 0.8214 | 0.9062 | 0.4506 | 0.2321 |
| 42개월 | 5.036 | 7.35 | 3.33 | 0.8272 | 0.9086 | 0.4914 | 0.2579 |
| 48개월 | 5.132 | 7.66 | 3.35 | 0.8524 | 0.9060 | 0.5009 | 0.2789 |
| 54개월 | 5.159 | 7.68 | 3.38 | 0.8660 | 0.9084 | 0.5259 | 0.2863 |
| 60개월 | 5.216 | 7.71 | 3.40 | 0.8883 | 0.9150 | 0.5338 | 0.2940 |
| 72개월 | 5.344 | 7.79 | 3.60 | 0.8666 | 0.9221 | 0.5392 | 0.3093 |
| 84개월 | 5.407 | 7.78 | 3.75 | 0.8371 | 0.9189 | 0.5394 | 0.3103 |
| 108개월 | 5.448 | 7.79 | 3.85 | 0.8164 | 0.9148 | 0.5472 | 0.3095 |
| 120개월(수준) | 5.476 | 7.85 | 3.88 | 0.8096 | 0.9123 | 0.5296 | 0.2829 |
| 기울기 | 1.318 | 3.35 | -0.02 | 0.9053 | 0.9169 | 0.4799 | -0.0754 |
| 곡도 | -0.052 | 1.03 | -1.37 | 0.4188 | 0.6086 | -0.0465 | 0.0606 |

주: 수익률곡선의 3요인에 대한 경험적 대리변수로 수준은 10년 만기 수익률이며, 기울기는 10년 만기 수익률에서 3개월 만기 수익률을 차감한 값, 곡도는 2년 만기 수익률을 2배한 값에서 3개월 만기 수익률과 10년 만기 수익률의 합을 차감한 값으로 정의됨.

도 요인에 비해 상대적으로 크게 나타나고 있다. 10년 만기 수익률에서 3개월 만기 수익률을 차감한 값으로 정의된 기울기의 경우 최소값이 -0.02로 나타나, 분석 대상 기간 중 우리나라의 수익률곡선이 우하향 혹은 곱사등(humped) 모양으로 나타났었음을 반영한다.⁴⁾

4) 수익률곡선의 기울기가 음의 값을 갖은 경우는 2007년 2월에 해당하며, 해당 월을 제외하고는 곱사등 모양의 수익률곡선은 나타나지 않았다.

2. 잠재적 요인만을 고려한 이자율 기간구조 추정

본 연구에서는 식 (8)을 추정하기 위해서 칼만필터 알고리즘을 이용하여 최우추정법을 사용하였다. 본 모형에서 추정해야 할 파라미터는 상태방정식 A 행렬의 원소, 상태변수의 평균, 관측방정식 A 행렬에 포함되어 있는 λ , Q 행렬과 H 행렬의 원소들이다. $t-1$ 기의 정보가 주어진 상태에서 상태변수에 대한 반복적인 예측은 식 (9)와 같이 이루어지며, 이때 평균제곱오차행렬(mean square error matrix)은 식 (10)과 같다.

$$f_{t|t-1} = E_{t-1}[f_t] = Af_{t-1} + (I - A)\mu \quad (9)$$

$$\Sigma_{t|t-1} = E_{t-1}[(f_t - f_{t|t-1})(f_t - f_{t|t-1})'] = A\Sigma_{t-1}A' + Q \quad (10)$$

관측방정식을 이용하면, 조건부 예측오차와 공분산은 식 (11)~식 (12)와 같으며, 이를 이용한 교정방정식은 식 (13)과 식 (14)에 정리되어 있다. 본 절에서는 H 행렬은 대각행렬로 가정하였으며, A 행렬과 Q 행렬은 AR(1)으로 가정하고 추정하였다.

$$v_t = y_t - Af_{t|t-1} \quad (11)$$

$$Var(v_t) = F_t = \Lambda \Sigma_{t|t-1} \Lambda' + H \quad (12)$$

$$f_{t|t} = E_t[f_t] = f_{t|t-1} - f_{t|t-1} \Lambda' F_t^{-1} \Lambda v_t \quad (13)$$

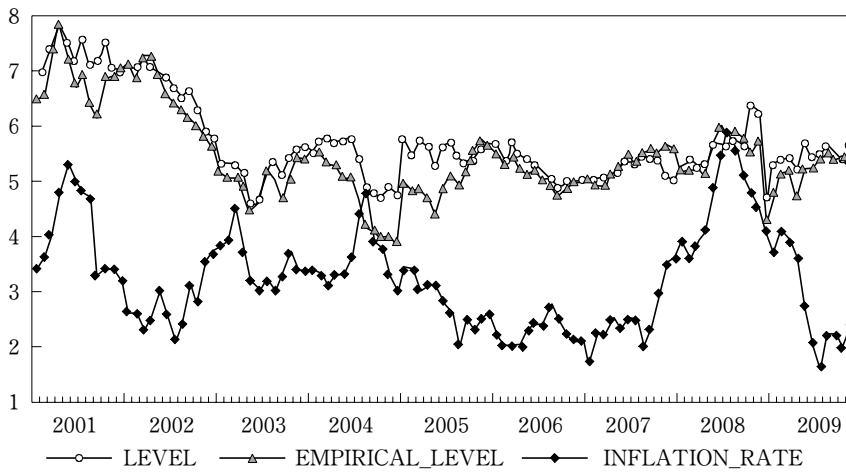
$$\Sigma_t = E_t[(f_t - f_{t|t})(f_t - f_{t|t})'] = \Sigma_{t|t-1} - \Sigma_{t|t-1} \Lambda' F_t^{-1} \Lambda \Sigma_{t|t-1} \quad (14)$$

<표 2>는 잠재적 3요인만을 고려한 모형의 추정 결과를 나타내고 있는데, 수익률곡선의 수준, 기울기 요인은 상대적으로 높은 지속성을 보이고 반면, 곡도는 상대적으로 낮은 지속성을 보인다. <그림 3>에서 <그림 5>는 본 모형에서 추정된 잠재적 요인과 이들 요인의 경험적 대리변수로 알려진 변수들, 그리고 수준과 기울기 요인과 관련이 있는 것으로 알려져 있는 거시경제변수를 함께 나타낸 것이다.

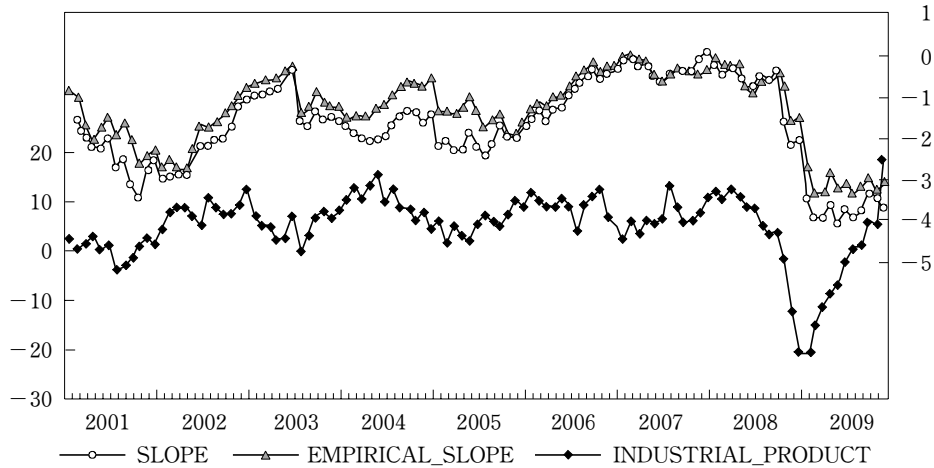
<그림 3>을 보면, 모형에서 추정된 수준 요인과 경험적 변수인 10년 만기 수익률은 거의 비슷한 움직임을 보이며, 실제 두 변수 간의 상관계수는 약 0.91 정도로 매우 높게 나타난다. 인플레이션율은 월별 소비자물가지수의 전년 동기

〈표 2〉 잠재적 요인만 고려한 모형의 추정 결과

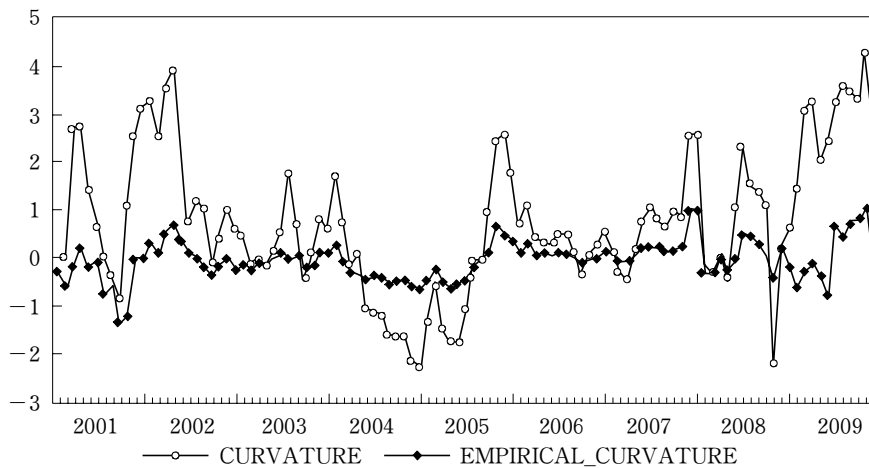
| | 추정치 | 표준오차 | | 추정치 | 표준오차 |
|--------------------|---------|--------|------------------------|-----------|--------|
| a_{11} | 0.9124 | 0.0374 | $\sigma^2(\tau_{12})$ | 0.0173 | 0.0027 |
| a_{22} | 0.9611 | 0.0322 | $\sigma^2(\tau_{18})$ | 0.0253 | 0.0050 |
| a_{33} | 0.7982 | 0.0640 | $\sigma^2(\tau_{24})$ | 0.0181 | 0.0029 |
| μ_L | 5.5646 | 0.3258 | $\sigma^2(\tau_{30})$ | 0.0095 | 0.0019 |
| μ_S | -2.1904 | 0.9692 | $\sigma^2(\tau_{36})$ | 0.0079 | 0.0012 |
| μ_C | 0.8319 | 0.4574 | $\sigma^2(\tau_{42})$ | 0.0014 | 0.0004 |
| q_{11}^2 | 0.0824 | 0.0192 | $\sigma^2(\tau_{48})$ | 0.0037 | 0.0006 |
| q_{22}^2 | 0.1187 | 0.0225 | $\sigma^2(\tau_{54})$ | 0.0068 | 0.0012 |
| q_{33}^2 | 0.8015 | 0.1523 | $\sigma^2(\tau_{60})$ | 0.0086 | 0.0013 |
| λ | 0.4196 | 0.0230 | $\sigma^2(\tau_{72})$ | 0.0095 | 0.0018 |
| $\sigma^2(\tau_1)$ | 0.0045 | 0.0010 | $\sigma^2(\tau_{84})$ | 0.0057 | 0.0009 |
| $\sigma^2(\tau_2)$ | 0.0016 | 0.0005 | $\sigma^2(\tau_{108})$ | 0.0010 | 0.0005 |
| $\sigma^2(\tau_3)$ | 0.0019 | 0.0004 | $\sigma^2(\tau_{120})$ | 0.0014 | 0.0004 |
| $\sigma^2(\tau_6)$ | 0.0083 | 0.0014 | log likelihood | -1,517.85 | |
| $\sigma^2(\tau_9)$ | 0.0147 | 0.0023 | | | |



〈그림 3〉 수익률곡선의 수준요인, 10년 만기 수익률, 인플레이션



〈그림 4〉 수익률곡선의 기울기 요인, 3개월 만기 수익률과 10년 만기 수익률의 차이, 산업생산지수



〈그림 5〉 수익률곡선의 곡도요인, 경험적 대리변수

대비 증감률을 사용하였는데, 추정된 수익률곡선의 수준 요인과의 상관계수는 약 0.21 정도로 높지 않은 편으로 나타난다.

〈그림 4〉를 보면, 추정된 기울기 요인과 3개월 만기 수익률과 10년 만기 수익률의 차이 값은 매우 유사한 움직임을 보이고 있음을 알 수 있으며, 두 변수 간의 상관계수는 약 0.96으로 상당히 높게 나타난다. 〈그림 4〉에서 IP는 산업생산지수로 전체 산업에 대한 지수를 활용하였으며, 물가수준과 동일하게 전년 동기 대비 증감률 자료를 활용하였다. 산업생산지수의 변화 폭이 상대적으로

커서 <그림 4>에서 기울기 요인은 오른쪽 축을 기준으로 나타내었으며, 이때 기울기 요인과 산업생산지수의 변화가 방향성에서 유사하게 움직임을 볼 수 있다. 실제로 추정된 기울기 요인과의 산업생산지수 변화의 상관계수는 약 0.44로 인플레이션과 수준 요인보다는 높게 나타나고 있다. 마지막으로 <그림 5>는 모형에서 추정된 곡도 요인과 경험적 대리변수로 정의된 곡도 요인을 보여주고 있는데, 변동 폭의 차이는 있지만 방향성은 유사한 것을 볼 수 있다. 실제로 두 변수의 상관계수는 약 0.65로 수준 요인이나 기울기 요인보다는 낮은 상관관계를 보인다.

<그림 3>~<그림 5>는 Nelson-Siegel 모형이 사후적으로 3요인 모형으로 해석 가능함을 다시 한 번 확인시켜 주며, 잠재적 요인만을 고려한 모형에서 추정된 수익률곡선의 수준과 기울기가 인플레이션을 및 산업생산지수 등의 실물 경기와 어느 정도 관련이 있음을 보여주고 있다. 이를 감안하여, 실제로 잠재적 요인과 중앙은행의 정책금리, 인플레이션을, 산업생산지수 증감률이 어느 정도의 영향을 주고받는지 그 방향성을 보다 구체적으로 파악하기 위하여, 그레인저 인과관계를 검정해 보았다. 우선 단위근 검정을 실시한 결과, 곡도 요인 이외의 변수들은 단위근이 존재하여 1차 차분을 통해 안정적 시계열로 전환하였다.

<표 4>에서 <표 6>은 거시경제변수와 잠재적 3요인 간의 그레인저 인과관계 검정을 나타낸다. 산업생산지수 증감률과 곡도 요인은 대부분의 시차에서 산업생산지수 증감률이 곡도에 후행하는 모습을 보이나, 다른 변수들의 경우 통계적으로 유의하게 나타나는 관계는 수준, 기울기, 곡도 3요인이 거시경제변수에 후행하는 모습을 보인다. 기준금리는 기울기 요인에 선행하는 것으로 나타나며, 그 효과는 1개월 이후 가장 크며, 시차가 지날수록 감소하는 모습을 보인다. 인플레이션도 기울기 요인에 선행하는 것으로 나타나며, 산업생산지수 증감률 또한 3개월과 6개월 정도 후에 기울기 요인에 영향을 미치는 것으로 나타난다.

<표 3> ADF 단위근 검정

| | 검정통계량 | | 검정통계량 |
|-----------|------------|---------------|-----------|
| 차분 수준 요인 | -12.475*** | 차분 기준금리 | -3.863*** |
| 차분 기울기 요인 | -10.247*** | 차분 인플레이션율 | -8.496*** |
| 곡도 요인 | -3.245** | 차분 산업생산지수 증감률 | -9.630*** |

주: *는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, ***는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

〈표 4〉 한국은행 기준금리(정책금리)와 이자율 기간구조 잠재적 요인과의 그레인저 인과관계

| | 시차(월) | | | | | | |
|--------------|-------|-----------|-----------|----------|----------|----------|---------|
| | 방향 | 1 | 2 | 3 | 6 | 9 | 12 |
| 기준금리- 수준 | →** | 0.063 | 2.982* | 3.794** | 2.875** | 1.946* | 1.415 |
| | ← | 0.963 | 0.908 | 0.983 | 0.617 | 0.325 | 0.299 |
| 기준금리- 기울기 | →*** | 21.093*** | 13.225*** | 7.656*** | 3.992*** | 2.710*** | 1.970** |
| | ← | 0.081 | 0.234 | 0.834 | 0.754 | 0.513 | 0.442 |
| 기준금리- 곡도 | →*** | 11.109*** | 5.341*** | 3.958 | 3.200*** | 2.444** | 1.927** |
| | ← | 0.642 | 0.860 | 1.638 | 1.415 | 1.351 | 1.640 |

주: *는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, ***는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

〈표 5〉 잠재적 요인과 인플레이션율의 그레인저 인과관계

| | 시차(월) | | | | | | |
|----------------|-------|---------|---------|----------|---------|----------|----------|
| | 방향 | 1 | 2 | 3 | 6 | 9 | 12 |
| 인플레이션율- 수준 | → | 1.181 | 1.451 | 1.116 | 0.710 | 0.597 | 1.005 |
| | ← | 2.218 | 1.608 | 1.514 | 0.735 | 0.784 | 0.539 |
| 인플레이션율- 기울기 | →** | 4.793** | 3.149** | 2.439* | 2.247** | 2.712*** | 3.645*** |
| | ← | 1.260 | 1.073 | 0.765 | 1.124 | 0.660 | 0.392 |
| 인플레이션율- 곡도 | →*** | 1.213 | 1.985 | 4.817*** | 2.557** | 1.515 | 0.858 |
| | ← | 0.258 | 1.432 | 0.550 | 0.670 | 0.821 | 0.632 |

주: *는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, ***는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

〈표 6〉 잠재적 요인과 산업생산지수의 그레인저 인과관계

| | 시차(월) | | | | | | |
|----------------|-------|-----------|----------|---------|---------|--------|--------|
| | 방향 | 1 | 2 | 3 | 6 | 9 | 12 |
| 산업생산지수- 수준 | →** | 2.512 | 3.661** | 2.979** | 1.840 | 1.540 | 1.189 |
| | ← | 0.620 | 0.548 | 0.603 | 0.748 | 0.677 | 0.974 |
| 산업생산지수- 기울기 | →** | 0.605 | 1.722 | 3.324** | 2.609** | 1.849* | 1.381 |
| | ← | 0.045 | 0.021 | 0.015 | 1.492 | 0.835 | 0.560 |
| 산업생산지수- 곡도 | → | 0.098 | 0.175 | 0.213 | 0.900 | 1.431 | 1.786* |
| | ←*** | 11.443*** | 5.699*** | 3.798** | 2.544** | 1.738* | 1.309 |

주: *는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, ***는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

V. 거시경제변수를 고려한 이자율 기간구조 추정 및 비교

1. 거시경제변수를 고려한 이자율 기간구조 추정

본 연구에서는 앞서 잠재적 요인과 거시경제변수의 그레인저 인과관계 검정 결과를 토대로, 거시경제변수를 고려하여 수익률곡선을 추정하는데 있어서 잠재적 요인인 수준, 기울기, 곡도가 거시경제변수의 영향을 받지만, 즉 거시경제변수에 후행하지만 반대 방향의 영향력은 미미하다고 판단하여 단방향적인 관계를 가정하고 추정하였다.⁵⁾ 이에 따라 거시경제변수는 상태방정식에 외생변수로 추가되었으며, 이는 상태방정식만을 일부 변형시킬 뿐 관측방정식은 앞에서 본 식 (8)과 동일하다. 수정된 상태방정식은 식 (15)와 같다.

$$\begin{pmatrix} L_t - \mu_L \\ S_t - \mu_S \\ C_t - \mu_C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} - \mu_L \\ S_{t-1} - \mu_S \\ C_{t-1} - \mu_C \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Policy\ Rate_{t-1} \\ CPI_{t-1} \\ IP_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t^L \\ \eta_t^S \\ \eta_t^C \end{pmatrix} \quad (15)$$

거시경제변수로 사용된 자료는 한국은행 기준금기, 소비자물가지수(CPI), 산업생산지수이며, 기간은 2001년 1월부터 2009년 11월까지이다. 이 중 소비자물가지수와 산업생산지수는 전년 동기 대비 증감률 자료를 이용하였다. <표 7>은 거시경제변수를 고려한 이자율 기간구조 모형의 상태방정식과 관측방정식의 추정 결과를 나타낸다. 이를 거시경제변수를 고려하지 않았던 경우와 비교하여 보면, 수준 요인은 여전히 가장 높은 지속성을 보이고 있는 반면, 수준에서 기울기, 기울기에서 곡도 요인 순으로 지속성은 점차 낮아지며, 곡도 요인이 가장 낮은 지속성을 보인다. 한편, 외생변수로 고려하였던 거시경제변수가 잠재적 요인에 미치는 영향은 통계적으로 유의하게 나타나기는 하나, 추정계수 값이 매

5) Diebold *et al.*(2006)에서는 양방향적인 관계를 고려하여 거시경제변수를 상태변수에 추가하여 6×1 상태벡터를 만들어 추정하였으나, 분석 결과를 보면 잠재적 요인이 거시경제변수에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다.

〈표 7〉 거시경제변수를 고려한 이자율 기간구조 모형의 추정 결과

| | 추정치 | 표준오차 | | 추정치 | 표준오차 |
|------------|---------|--------|------------------------|-----------|--------|
| a_{11} | 0.9369 | 0.0289 | $\sigma^2(\tau_1)$ | 0.0041 | 0.0009 |
| a_{22} | 0.9220 | 0.0247 | $\sigma^2(\tau_2)$ | 0.0013 | 0.0005 |
| a_{33} | 0.7801 | 0.0632 | $\sigma^2(\tau_3)$ | 0.0020 | 0.0005 |
| μ_L | 7.4382 | 1.1208 | $\sigma^2(\tau_6)$ | 0.0086 | 0.0014 |
| μ_S | -4.0605 | 0.9372 | $\sigma^2(\tau_9)$ | 0.0150 | 0.0023 |
| μ_C | 2.0517 | 0.8419 | $\sigma^2(\tau_{12})$ | 0.0173 | 0.0031 |
| b_{11} | -0.0257 | 0.0024 | $\sigma^2(\tau_{18})$ | 0.0247 | 0.0036 |
| b_{21} | 0.0233 | 0.0044 | $\sigma^2(\tau_{24})$ | 0.0175 | 0.0027 |
| b_{31} | 0.0111 | 0.0069 | $\sigma^2(\tau_{30})$ | 0.0090 | 0.0015 |
| b_{12} | -0.0037 | 0.0022 | $\sigma^2(\tau_{36})$ | 0.0075 | 0.0013 |
| b_{22} | -0.0051 | 0.0069 | $\sigma^2(\tau_{42})$ | 0.0013 | 0.0004 |
| b_{32} | -0.0584 | 0.0080 | $\sigma^2(\tau_{48})$ | 0.0039 | 0.0007 |
| b_{13} | -0.0006 | 0.0048 | $\sigma^2(\tau_{54})$ | 0.0070 | 0.0012 |
| b_{23} | 0.0164 | 0.0062 | $\sigma^2(\tau_{60})$ | 0.0088 | 0.0014 |
| b_{33} | -0.0306 | 0.0209 | $\sigma^2(\tau_{72})$ | 0.0098 | 0.0019 |
| q_{11}^2 | 0.0010 | 0.0033 | $\sigma^2(\tau_{84})$ | 0.0058 | 0.0011 |
| q_{22}^2 | 0.0010 | 0.0002 | $\sigma^2(\tau_{108})$ | 0.0010 | 0.0013 |
| q_{33}^2 | 0.0010 | 0.0057 | $\sigma^2(\tau_{120})$ | 0.0013 | 0.0004 |
| λ | 0.4466 | 0.0492 | log likelihood | -3,277.72 | |

우 작아 영향을 미치는 정도는 약한 것으로 판단된다.

2. In-sample 적합도와 Out-of-sample 예측력 비교

본 항에서는 잠재적 요인만을 고려한 모형과 거시경제변수를 외생변수로 고려한 두 모형의 표본 내 적합도와 표본 외 예측능력을 비교해 보고자 한다. 〈표 8〉은 두 모형에서 관측방정식 오차항의 평균값과 MSE 값을 보여주고 있다. 전반적으로 거시경제변수를 고려한 모형의 성과가 더 나은 것으로 나타나고 있으며, 만기가 길어질수록 더 나은 성과를 보이고 있다.

다음으로 〈표 9〉에서는 두 모형의 표본 외 예측력을 비교하기 위한 Root

〈표 8〉 표본 내 적합도 비교

| 만기 (month) | 잠재적 요인만 고려한 모형 | | 거시경제변수를 고려한 모형 | |
|---------------|----------------|--------|----------------|--------|
| | 평균 | RMSE | 평균 | RMSE |
| 1 | -0.0134 | 0.0609 | -0.0116 | 0.0588 |
| 2 | -0.0112 | 0.0302 | -0.0099 | 0.0268 |
| 3 | 0.0030 | 0.0356 | 0.0040 | 0.0386 |
| 6 | 0.0396 | 0.0886 | 0.0397 | 0.0902 |
| 9 | 0.0617 | 0.1198 | 0.0612 | 0.1202 |
| 12 | 0.0497 | 0.1303 | 0.0489 | 0.1300 |
| 18 | 0.0693 | 0.1577 | 0.0683 | 0.1557 |
| 24 | 0.0360 | 0.1325 | 0.0353 | 0.1302 |
| 30 | -0.0005 | 0.0939 | -0.0008 | 0.0915 |
| 36 | -0.0440 | 0.0845 | -0.0438 | 0.0824 |
| 42 | -0.0133 | 0.0286 | -0.0126 | 0.0267 |
| 48 | 0.0141 | 0.0563 | 0.0153 | 0.0588 |
| 54 | -0.0173 | 0.0796 | -0.0157 | 0.0810 |
| 60 | -0.0114 | 0.0900 | -0.0096 | 0.0914 |
| 72 | 0.0358 | 0.0959 | 0.0377 | 0.0975 |
| 84 | 0.0380 | 0.0737 | 0.0397 | 0.0742 |
| 108 | -0.0020 | 0.0181 | -0.0017 | 0.0168 |
| 120 | -0.0019 | 0.0268 | -0.0025 | 0.0270 |

Mean Squared Forecasting Error(MSFE) 값을 정리하여 나타내었으며, 예측시점은 3개월, 6개월, 12개월로 구분하여 비교하였다. 전반적으로 두 모형의 예측력에 아주 큰 차이가 보이지는 않으나, 예측시점이 짧을수록 잠재적 요인만을 고려한 모형의 예측성능이 상대적으로 좋게 나타나며, 반대로 예측시점이 길어질수록 거시경제변수를 고려한 모형의 예측성능이 보다 나은 결과를 보이고 있다.

분석 결과를 구체적으로 살펴보면, 잠재적 요인만을 고려한 모형과 거시경제변수를 고려한 모형 모두에서 예측기간이 길어질수록 MSFE 값이 증가하는 양상을 보이는데, 이는 이론적으로도 증명된 사항이다. 예측기간이 3개월인 경우 만기별 예측력을 비교해 보면, 만기가 12개월, 30개월, 72개월 이상인 경우

〈표 9〉 표본 외 예측력 비교: MSFE

| 만기 (month) | 잠재적 요인만 고려한 모형 | | | 거시경제변수를 고려한 모형 | | |
|---------------|----------------|--------|--------|----------------|--------|--------|
| | 3개월 | 6개월 | 12개월 | 3개월 | 6개월 | 12개월 |
| 1 | 0.5297 | 0.7793 | 1.0567 | 0.5308 | 0.7717 | 0.9820 |
| 2 | 0.5304 | 0.7799 | 1.0532 | 0.5337 | 0.7735 | 0.9816 |
| 3 | 0.5280 | 0.7676 | 1.0282 | 0.5347 | 0.7653 | 0.9630 |
| 6 | 0.5355 | 0.7666 | 0.9945 | 0.5409 | 0.7614 | 0.9333 |
| 9 | 0.5340 | 0.7479 | 0.9201 | 0.5340 | 0.7378 | 0.8634 |
| 12 | 0.5194 | 0.7220 | 0.8594 | 0.5191 | 0.7118 | 0.8096 |
| 18 | 0.5441 | 0.7140 | 0.7767 | 0.5346 | 0.6952 | 0.7370 |
| 24 | 0.5521 | 0.7070 | 0.7454 | 0.5452 | 0.6928 | 0.7177 |
| 30 | 0.5235 | 0.6720 | 0.7037 | 0.5145 | 0.6568 | 0.6801 |
| 36 | 0.5332 | 0.6603 | 0.6786 | 0.5199 | 0.6396 | 0.6529 |
| 42 | 0.5186 | 0.6319 | 0.6419 | 0.5051 | 0.6132 | 0.6305 |
| 48 | 0.5171 | 0.6286 | 0.6371 | 0.5041 | 0.6108 | 0.6310 |
| 54 | 0.5258 | 0.6317 | 0.6354 | 0.5074 | 0.6064 | 0.6201 |
| 60 | 0.5289 | 0.6372 | 0.6442 | 0.5112 | 0.6132 | 0.6306 |
| 72 | 0.4887 | 0.5988 | 0.5997 | 0.4732 | 0.5804 | 0.6002 |
| 84 | 0.4730 | 0.5783 | 0.5694 | 0.4620 | 0.5660 | 0.5754 |
| 108 | 0.4590 | 0.5638 | 0.5491 | 0.4506 | 0.5552 | 0.5563 |
| 120 | 0.4546 | 0.5648 | 0.5554 | 0.4486 | 0.5599 | 0.5669 |

MSFE 값이 다른 만기에 비해 낮게 나타나고 있어, 전반적으로 만기가 길어질수록 예측력이 나은 것으로 나타난다. 예측기간이 6개월인 경우, 만기가 6개월보다 길어질수록 MSFE 값이 계속 감소하여 1~5개월의 만기, 즉 단기이자율에 대해서는 예측력에 한계가 있음을 보인다. 예측시차가 12개월인 경우에도 만기가 증가함에 따라 예측오차가 감소하는 경향을 보이고 있어, 전반적으로 두 모형의 예측성고가 단기 이자율보다는 장기 이자율에 높은 것으로 나타난다. 잠재적 요인만을 고려한 모형과 거시경제변수를 고려한 모형의 예측성고를 비교해 보면, 3개월의 예측시차 하에서는 만기가 12개월보다 긴 경우에, 예측시차가 6개월과 12개월인 경우에는 전반적으로 대부분의 만기에서 거시경제변수를 고려한 모형의 예측성고가 좋은 것으로 나타나고 있다.

VI. 결 론

본 연구에서는 Nelson-Siegel 모형을 이용하여 우리나라 국고채 수익률곡선을 추정하였다. 일반적으로 Nelson-Siegel 모형은 다양한 형태의 수익률곡선을 표현할 수 있으며 추정이 용이하다는 장점을 지니나, 이론적 기반의 취약성이 단점으로 지적되었다. 하지만 본 모형에서 추정된 모수들은 Litterman and Scheinkman(1991)이 제시한 수준, 기울기, 곡도 요인으로 사후적으로 해석될 수 있다고 알려져 있다. 최근에는 Diebold and Li(2006)에 의해 동태적 모형으로 재해석됨으로써, 이자율 기간구조의 동태적 움직임과 이론적인 연계가 가능해지게 되었다. Nelson-Siegel 모형은 상태공간모형으로 표현이 가능하며, 이러한 상태공간모형은 칼만필터기법을 통해 추정이 가능하므로, 본 연구에서도 Nelson-Siegel 모형을 활용하되 상태공간모형으로 설정하여 이자율 기간구조를 추정하였다. 2001년 1월부터 2009년 11월까지의 국고채 월별 현물수익률 자료를 이용하여, 잠재적 요인만을 고려한 이자율 기간구조 모형을 추정한 결과를 보면, 수익률곡선의 요인 중 수준과 기울기는 곡도에 비해 상대적으로 지속성이 높게 나타나고 있다. 그리고 본 모형에서 추정된 수준, 기울기, 곡도 요인은 경험적으로 알려져 있는 수익률곡선의 수준, 기울기, 곡도 요인 대리변수와 매우 유사한 값과 움직임을 보임을 확인할 수 있었다.

거시경제변수를 고려한 이자율 기간구조를 추정하기에 앞서 추정된 수준, 기울기, 곡도 요인과 거시경제변수의 관계에 대한 그레인저 인과관계 검정을 실시하였으며, 이를 통해 이자율 기간구조의 잠재적 요인이 대부분 거시경제변수에 후행하고, 양방향적인 관계를 나타내지 않음을 파악하였다. 이에 따라 본 연구에서는 거시경제변수와 수익률곡선의 3요인 간의 단방향적 관계, 즉 거시경제변수의 변화가 잠재적 요인에 영향을 미치지 않지만, 반대관계의 영향은 거의 없다고 가정하고 거시경제변수를 외생변수로 고려하여 이자율 기간구조를 추정하였다. 거시경제변수로는 한국은행 기준금리와 소비자물가지수, 산업생산지수를 사용하였으며, 분석 결과를 보면 수준과 기울기는 여전히 높은 지속성을 보여주고 있었으며, 수익률곡선의 3요인이 전기의 거시경제변수에 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다. 하지만 추정된 값을 보면, 3요인에 대한 거시경제변수의 영향은 꽤 작은 수준으로 나타나고 있으며, 영향력 정도에서 잠재적 요인은 대부분 자신의 전기 값에 크게 영향을 받는 것을 알 수 있었다. 한편, 두 모형의

표본 내 적합도와 표본 외 예측력을 비교한 결과, 적합도 측면에서 거시경제변수를 고려한 모형의 성과가 보다 높은 것으로 나타나고 있으며, 예측성과의 경우 단기 시점에 대해서는 잠재적 요인만을 고려한 모형이, 장기 시점에 대한 예측에 있어서는 거시경제변수를 고려한 모형의 성과가 보다 나은 것으로 나타난다.

참 고 문 헌

- 김명직 · 장국현, 『금융시계열분석』 제2판, 경문사, 2002.
- 박원주, “거시경제변수를 고려한 이자율 기간구조 추정 및 분석,” 성균관대학교 석사학위논문, 2010.
- 박하일 · 김화균, “개방경제의 금리기간구조 분석,” 『국제경제연구』 제17권 제1호, 2011, 75~98.
- 변석준 · 이진태, “칼만필터/QML을 이용한 다요인 선형 이자율 기간구조의 추정 및 적합성 비교,” 한국경영과학회 학술대회논문집, 2008.
- 송준혁 · 최영수, “경기변동예측에 대한 채권가격정보의 유용성 분석,” 한국증권학회 정기학술발표논문, 2008.
- 안동현 · 윤선중, “이자율 기간구조모형,” 『금융학회지』 제12권 제2호, 2007, 31~93.
- 이명수, “장단기 금리격차의 생산갭 예측력 분석,” 『금융경제연구』 제343호, 한국은행, 2008.
- 이준행, “Nelson-Siegel 모형을 이용한 이자율 기간구조의 추정 및 예측,” 『선물연구』 제12권 제2호, 2004, 101~126.
- 임형석, “우리나라 수익률곡선의 추정과 특징,” 『경제분석』 제11권 제2호, 2005, 35~81.
- 지호준 · 박상규, “금리 스프레드의 경기예측력 평가,” 『재무관리연구』 제19권 제2호, 2002, 233~251.
- Ang, A. and M. Piazzesi, “A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variable,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, 2003, 745~787.
- Ang, A., M. Piazzesi, and M. Wei, “What Does the Yield Curve Tell Us About GDP

- Growth?," *Journal of Econometrics*, Vol. 131, 2006, 359~403.
- Christensen, H. E., F. X. Diebold, and G. D. Rudebusch "The Affine Arbitrage-Free Class of Nelson-Siegel Term Structure Models," NBER Working Paper, 2007.
- Dai, Q. and K. J. Singleton, "Specification Analysis of Affine Term Structure Models," *The Journal of Finance*, Vol. 55, 2002, 1943~1978.
- Diebold, F. X. and C. Li, "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields," *Journal of Econometrics*, Vol. 130, 2006, 337~364.
- Diebold, F. X., G. D. Rudebusch, and S. B. Aruoba, "The Macroeconomy and the Yield Curve: a Dynamic Latent Factor Approach," *Journal of Econometrics*, Vol. 131, 2006, 309~338.
- Diebold, F. X., M. Piazzesi, and G. D. Rudebusch, "Modeling Bond Yields in Finance and Macroeconomics," *American Economic Review*, Vol. 95, 2005, 415~420.
- Duffee, D. and R. Kan, "A Yield-Factor Model of Interest Rates," *Mathematical Finance*, Vol. 6, 1996, 379~406.
- Duffee, G. R., "Term Premia and Interest Rate Forecasts in Affine Models," *Journal of Finance*, Vol. 57, 2002, 405~443.
- Estella, A. and F. S. Mishikin, "The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions," *Current Issue in Economics and Finance*, Vol. 2, 1996, 1~6.
- Estella, A. and F. S. Mishikin, "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, 1998, 45~61.
- Filipovic, D., "A Note on the Nelson-Siegel Family," *Mathematical Finance*, Vol. 9, 1999, 349~359.
- Harvey, A. C., *Time Series Models*, MIT Press, Cambridge, 1981.
- Kozicki, S. and P. A. Tinsley, "Shifting Endpoints in the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 47, 2001, 613~652.
- Litterman, R. B. and J. Scheinkman, "Common Factors Affecting Bond Returns," *Journal of Fixed Income*, Vol. 1, 1991, 54~61.
- Nelson, C. R. and A. F. Siegel, "Parsimonious Modeling of Yield Curves," *Journal of Business*, Vol. 60, 1987, 473~489.
- Piazzesi, M., "Affine Term Structure Model," Working Paper, UCLA, 2003.
- _____, "Bond Yields and the Federal Reserve," *Journal of Political Economy*, Vol.

113, 2005, 311~344.

Rudebusch, G. D. and L. E. O. Svensson, "Policy Rules for Inflation Targeting," NBER Working Paper, 1998.

Rudebusch, G. D. and T. Wu, "A Macro-Finance Model of Term Structure, Monetary Policy, and the Economy," Working Papers, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2004.

Tang, H. and Y. Xia, "An International Examination of Affine Term Structure Models and the Expectation Hypothesis," *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 42, 2007, 41~80.

[Abstract]

Estimation and Forecast of Korean Government Bond Yields Using a Macro-Finance Model of Term Structures*

Wonju Park** · Byungin Lim*** · Yongil Jeon****

We estimate the term structure of Korean government bond yields using the Nelson-Siegel model. Its two specific models are adopted, the yield-only model and the yield-macroeconomic model. In the yield curve with latent factors, both the level factor and the slope factor are highly persistent, compared to the curvature factor. The causality tests indicate that the macroeconomic variables(BOK's base rates, the consumer price index, and the industrial production index) are Granger-caused by the latent factors, and thus macroeconomic variables are considered as exogenous in estimating term structure. The yield-macroeconomic model performs better in the in-sample fit. When out-of-sample prediction are compared, the yield-only model is better performed than the yield-macro model at short-term forecasting horizons, but it is reversed at longer-term horizons.

Keywords: term structure, government bond yield, Nelson-Siegel model, Macro-finance model, State space model

JEL Classification: E43, G12, C5

* This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government(NRF-2010-332-B00047).

** First Author, ABD, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Tel: +82-2-760-0703, E-mail: wjpark83@skku.edu

*** Coauthor, Professor, Department of Economics, Chungbuk National University, Tel: +82-43-261-2216, E-mail: billforest@chungbuk.ac.kr

**** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Tel: +82-2-760-0487, E-mail: yjeon@skku.edu