

<https://doi.org/10.26588/kcdoi.2017.18.2.006>

## 2017년 미국의 단계적인 금리인상 전망을 반영한 우리나라 금리 기간구조 예측

이상헌\* · 김명직\*\*

### 〈요 약〉

2017년 미국의 단계적인 금리인상은 개연성이 높은 예상된 글로벌 충격으로 이러한 전망을 명시적으로 반영하여 우리나라의 금리 기간구조 변화를 예측하는 것은 채권 포트폴리오 투자자뿐만 아니라 가계부채를 관리해야 하는 정책·감독당국에게도 매우 중요한 이슈이다. 이에 본 연구는 2016년말 시점을 기준으로 2017년중 예상된 미국 발 글로벌 충격이 우리나라의 수익률 곡선에 어떤 영향을 미치는지 예측하고자 한다. 미국의 금리인상 전망은 FOMC의 점 도표에서 보는 것처럼 단계적으로 진행될 것으로 전망되므로 본 연구는 Nogueira(2010)의 주요인분석(PCA)을 기반으로 전망을 반영하는 기간구조 예측 방법론을 다기간에 적용할 수 있도록 확장하여 응용하였다. 실증분석을 위하여 2017년 미국의 4 차례 정책금리 인상(정책금리 밴드 중간값 기준으로 2016년말 0.625%에서 분기별로 0.67%→0.87%→0.94%→1.17%)에 대한 블룸버그 서베이 전망(view)을 벤치마크 시나리오로 가정하고 우리나라의 수익률 곡선의 변화를 예측하였다. 그 결과 우리나라의 수익률 곡선은 평균적으로 0.71%p 상승하는 것으로 전망되었다. 또한 미국의 정책금리가 전망대로 0.55%p 상승하는 경우 우리나라의 정책금리를 과거 글로벌 요인과의 상관관계에 따라 변화도록 허용한다면 0.39%p 정도 상승압력이 있는 것으로 나타났다. 2016년말 현재 관측되고 있는 미국과 한국의 장기금리차 역전현상은 2017년 중 지속될 것으로 전망된다.

핵심주제어: 금리 예측, 예상된 글로벌 충격, 주요인분석, 정책금리

JEL 분류번호: G17, E43, C53

접수일(2017년 3월 21일), 수정일(2017년 12월 11일), 게재 확정일(2017년 12월 14일)

\* (제1저자) KIS채권평가, E-mail: shlee725@gmail.com

\*\* (교신저자) 한양대학교 경제금융대학, 교수, E-mail: mjkim@hanyang.ac.kr, Tel: 02-2220-1034

교신저자는 한국금융연구원(KIF) 비상임연구위원으로 방문하는 기간 중 본 연구에 참여하였다. 저자들은 두 분의 익명의 금융안정연구 심사위원과 2017년 2월24일 한국증권학회 정기학술대회와 2017년 4월4일 한국금융연구원 원내세미나에서 유익한 논평을 해주신 조만 교수와 세미나 참석자들에게 감사 드린다. 그러나 남아있는 오류는 모두 저자들의 책임이다.

미국 연준의 정책금리 변경이 글로벌 자본시장에 미치는 영향은 매우 크므로 시장참가자들은 항상 주의 깊게 연준의 정책기조를 주목하고 있다. 2016년12월 FOMC는 시장의 예상대로 정책금리를 25bp 인상했으며 2017년 중 적어도 3회 기준금리를 인상할 것임을 시사하였다. 물론 과거 연준은 2016년중 4번 정책금리를 인상하겠다고 밝힌 적이 있었으나 일부 경제지표의 부진과 글로벌 불확실성의 확대, 대선진행 등 복합적인 이유로 1회 인상에 그친 바 있다. 그러나 기준금리에 대한 정책 결정과 시장의 기대가 서로 상충하는 상황을 계속 유지하는 것은 어려운 일이고 미국의 고용률을 비롯한 경제 환경의 호전이 가시화됨으로써 많은 시장 참가자들은 2017년 미국의 단계적 정책금리 인상을 기정사실로 받아들이고 있는 것으로 보인다.<sup>19)</sup>

미국의 정책금리 인상 전망이 유력해짐에 따라 달러화 강세에 따른 신흥국의 자본유출 가능성에 대한 우려가 높아지고 있는 가운데 신흥국의 통화정책 기조 또한 큰 영향을 받을 것으로 전망된다. 예를 들어 2015년 중반 한국과 미국의 장기국채 금리 역전상태가 발생한 이래 2016년말 현재까지 장기금리 역전현상이 지속되고 있는데 미국의 정책금리 인상으로 미국 장기국채금리가 상승하면 금리 역전 폭이 더욱 확대되어 외국인 채권투자자금 유출이 가속화될 수 있고 양국의 기준금리차 또한 역전될 가능성이 있어 한국의 통화당국이 1.25%의 현행 정책금리를 고수하기 어려울 수 있다. 글로벌 수익률 곡선 움직임의 역사적 동조화 현상을 고려하면 향후 우리나라 정책금리의 동반 인상도 대체로 예상할 수 있는 상황이지만 정책금리 추가 인하에서 기대되는 경기활성화 관점과 정책금리 상승에서 촉발되는 주택담보대출금리 등 중장기 금리 상승으로 인한 가계부채와 한

19) 본 연구는 2016년말 시점을 기준으로 작성하여 2017년2월24일 한국증권학회 정기학술대회에서 최초 발표하였는데 논문을 1차 수정중인 2017년8월중순 현재 미국의 기준금리인 연방기금목표범위는 2017년3월16일에 0.75~1.00%(평균값 기준 0.875%)로 25bp, 그리고 2017년6월15일에 1.00~1.25%로 총 2차례 인상되었다. 반면 한국은 2016년6월 1.25%로 기준금리를 25bp 인하한 이후 동기간까지 같은 수준을 유지하였다. 논문을 최종수정중인 2017년 12월 현재 한국은 11월에 기준금리를 1.50%로 인상하였으며 미국도 12월에 연방기금목표범위를 1.25~1.50%로 인상하였다.

계기업 문제의 심화 관점 사이에서 정책금리 설정 기조변화에 대한 불확실성이 아직 높아 우리나라 금리변화 예측을 어렵게 하고 있다. 그럼에도 불구하고 2017년 미국의 단계적인 금리인상에 대한 ‘전망’(view)은 일종의 개연성이 높은 ‘예상된 글로벌충격’(anticipated global shock)이므로 이러한 전망을 명시적으로 반영하여 우리나라의 금리 기간구조 변화를 예측하는 것은 채권 포트폴리오 투자자뿐만 아니라 가계부채를 관리해야 하는 정책담당자나 저축과 소비의 주체인 일반 국민에게도 매우 중요한 이슈이다. 뿐만 아니라 향후 예상되는 미국의 정책금리인상 전망을 반영하여 우리나라 정책금리를 조정한다고 할 때 대략 어느 정도 조정이 되어야 할지 가늠해보는 것도 매우 중요한 사항이다.

국내뿐만 아니라 해외 다른 국가의 수익률 곡선을 동시에 고려하여 예측하는 시도는 문헌에서 글로벌 수익률 곡선 추정 문제로 연구되어 왔다. 각국의 수익률 곡선은 각국의 채권 수급에 따른 장단기 금리차, 독립적인 통화정책, 그리고 인플레이션과 경기와 같은 국내요인에 의해 일차적으로 영향을 받지만 글로벌 자본시장의 통합이 진행됨에 따라 모든 국가에 전반적으로 영향을 미치는 대외 요인에 의해서도 크게 영향을 받는다. 따라서 복수국가의 수익률 곡선을 동시에 모형화할 때 일반적으로 글로벌 요인과 개별 국가요인을 구분하는 경향이 있으며 글로벌 수익률 곡선에 대한 기존의 연구는 크게 시계열모형 접근방법, 이론 모형 접근방법, 그리고 그 외 통계모형 접근방법으로 구분할 수 있다.

먼저 시계열모형 접근방법의 대표적 연구로 Diebold et al.(2008)은 Diebold and Li(2006)에서 제안한 동적 넬슨-시겔(dynamic Nelson-Siegel; DNS)모형을 국가간 수익률 곡선 사이의 상관관계를 고려할 수 있는 글로벌 DNS모형으로 확장하였다. 글로벌 DNS 모형의 핵심은 글로벌 요인(global factors)과 국가고유요인(country-specific factors)이 동시에 작용하여 개별국가의 수익률 곡선의 동학이 결정된다는 것이다. 이들은 실증분석을 통해 독일, 일본, 영국, 미국 등의 주요 국가들에 공통으로 내재하는 글로벌 요인, 즉 글로벌 수준요인이나 글로벌 기울기요인 등이 사실상 존재하고 각국의 수익률 곡선 변동의 많은 부분을 설명하는 등 경제적으로도 의미를 가진다고 해석하였다. 그러나 모형에 포함되는 국가의 수가 늘어날 수록 관측치의 개수에 비해 추정할 파라미터의 수가 급격하게 증가

하는 한계가 있어 글로벌 DNS모형은 가정에 의해 가급적 모형의 차원을 줄임과 동시에 통상적인 최우추정법(MLE) 대신 베이지언 추정법을 사용하고 있다.<sup>20)</sup>

시계열모형과 달리 무차익거래(no-arbitrage) 조건이라는 이론적인 제약을 부여하여 글로벌 수익률 곡선을 모형화하는 이론모형 접근방법에서는 국내 금리의 무차익거래 조건과 국내외 금리간 이자율 평가 조건에 의해 환율까지 동시에 고려하게 된다. 해외채권의 수익률과 환율에 대한 동학이 동시에 고려되므로 이러한 류의 모형은 상대적으로 글로벌 자산배분 측면의 시사점까지 다룰 수 있는 장점이 있다. 대표적으로 Dewachter and Maes(2001)는 다요인 선형(Affine) 기간구조 모형을 이용하여 국가간 채권 사이의 상관관계를 모형화 하였다. Kaminska et al.(2013)은 Duffee(2002)의 선형(Essentially Affine) 기간구조 모형을 확장하여 미국, 영국, 독일의 무이표 선도금리(zero-coupon forward rates) 곡선을 동시에 추정하였다. 이들에 따르면 국가간 수익률 곡선의 변화를 설명함에 있어서 글로벌 물가상승률(global inflation)과 글로벌 경기(economic activity)이라는 두 개의 요인이 지배적이었다. 또한 이들은 개별 국가 수익률의 움직임을 설명하기 위해서는 통화정책에 따른 정책금리 결정과 같은 국가고유요인을 고려하는 것이 필수적임을 지적하고 있다.<sup>21)</sup>

그러나 선행연구에서 사용한 방법론을 적용하더라도 미래 금리를 예측하는 것은 매우 어려운 문제이다. 실제로 2000년 초반부터 현재까지 미국과 한국의 수익률 곡선은 추세적 하향 국면을 나타내고 있다. 이러한 특성을 보이는 자료는 기존의 수익률 곡선 모형으로 예측하기 매우 어려운 형태이다. 왜냐하면 앞에서

20) Šopov and Seidler(2010)는 Diebold et al.(2008)과 유사한 형태로 유럽 중부 국가의 수익률 곡선을 동시에 모형화하였는데 이들에 따르면 이들 국가간에도 인접 국가간 수익률 곡선을 설명하는 수준 및 기울기 요인 등 유럽지역적 공통요인이 존재하여 각국의 수익률 곡선에 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 특정국가의 경우에는 유럽지역적 공통요인보다 국가고유요인의 비중이 더 크게 나타날 수도 있음을 보여주었다.

21) 이론모형 접근방법에서 베이지언 추정방법을 적용한 선행연구로 Ahn et al.(2012)은 무차익거래 조건뿐만 아니라 거시경제요인 및 국면전환의 특성을 고려한 다요인 선형 기간구조 모형을 설정한 후 미국과 캐나다 수익률 곡선을 베이지언 추정법을 이용하여 동시에 추정하였으며 이들 역시 거시요인과 수익률 요인을 각각 공통 요인과 지역적 요인으로 구분하였다. 유사하게 Byrne et al.(2015)도 거시요인을 포함하도록 확장한 글로벌 수익률 모형을 계층적 베이지언 요인모형 방법으로 추정하여 각국 국채의 초과수익률간 전이 현상을 연구하였다.

소개한 대부분의 예측모형은 후술하는 바와 같이 수익률 시계열을 지속성이 매우 높기는 하나 궁극적으로 장기평균에 회귀하는 안정적 시계열로 가정하고 있으며 예측 시 추세적 하락을 명시적으로 반영할 수 있는 메커니즘을 포함하고 있지 않은 것이 일반적이기 때문이다. 따라서 예측의 성과, 특히 단기 예측성과를 높이기 위해서는 추세적 국면에 대한 정보나 전문가 그룹의 전망(view)을 명시적으로 반영하는 예측이 순수한 모형기반 예측보다 효과적일 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 미국 연준의 기준금리 인상이라는 글로벌충격이 시장의 컨센서스로 예고되는 상황에서 소규모 개방경제인 우리나라의 수익률곡선을 세 번째 접근방법인 통계모형, 그 중에서 특히 Nogueira(2010)의 접근법을 확장하여 예측하는 실용적 대안을 제시하고자 한다.

Nogueira(2010)는 주요인 분석(principal component analysis; PCA)에 기반하여 한 기간 후 특정 국가의 특정만기 미래 수익률에 대한 전망이 부여될 경우 이를 반영하여 다른 국가의 수익률 곡선을 동시에 예측할 수 있는 비교적 간단한 방법론을 제시하였다.<sup>22)</sup> 즉, Nogueira(2010)의 방법론은 기본적으로 이자율 기간구조를 PCA방법으로 예측하는 접근방법의 특별한 경우로 설명력이 높은 주요인시계열 들을 통계적으로 추출한 뒤 벡터시계열모형을 사용하여 이들을 직접 예측한 값을 이용하여 이자율 기간구조를 예측하는 전통적 접근방법 대신 특정 만기의 수익률에 대해 전망이 주어진 것을 반영하여 주성분을 먼저 예측하고 이를 사용하여 이자율 기간구조를 예측하는 방법이다. 또한 기존의 선형이론모형은 보통 기준금리를 수익률동학모형에서 명시적으로 포함하지 않는 것이 일반적이며 Nogueira(2010)의 연구도 이를 고려하지 않고 있으나 후자는 순수한 통계모형으로 공분산 행렬을 주요 투입변수로 사용하므로 주요 만기의 수익률뿐만 아니라 본 연구의 관심사인 기준금리도 포함할 수 있고, 국가의 수를 크게 증가시킬 수도 있으며, 이자율 외 관심변수들도 포함하여 예측 값을 생성할 수 있는

22) 이는 마치 자산배분 측면에서 일부 자산군의 기대수익률에 대한 전망이 주어지면 베이지언 이론을 사용하여 다른 자산군들의 기대수익률도 체계적으로 조정할 수 있게 하는 Black and Litterman(1992) 방법과 유사한 측면이 있다. 이에 반해 Nogueira(2010)는 베이지언 이론 대신 훨씬 간단한 통계적 기법인 주요인분석(PCA)을 기반으로 하여 전망을 예측에 고려하는 방법을 제안하였다.

장점이 있다. 본 연구는 동적 예측이 가능하도록 Nogueira(2010)의 한 기간 후 전망을 고려한 기간구조 예측 방법론을 다기간에 적용할 수 있도록 확장하였다.

실증분석에서는 미국과 우리나라의 2006년 1월부터 2016년 12월까지 월말기준 총 8개 만기(3, 6, 12, 24, 36, 60, 120, 240개월) 국채 만기수익률(YTM) 자료와 미국 연준 및 한국은행의 단기 정책금리 자료를 기초자료로 사용하여 2017년 중 4개 분기에 대한 단기 예측을 실행하였다. 시장의 금리인상 전망(view)에 대한 가정으로는 연준이 2016년말 정책금리 0.625%(정책금리 밴드의 중간값 기준)에서 2017년중 분기별로 4차례 금리인상, 즉 0.67% → 0.87% → 0.94% → 1.17%로 0.55%p 인상하는 것을 기본 시나리오로 하였다. 실증분석 결과 미국의 정책금리가 기본 시나리오의 전망대로 0.55%p 상승하는 경우 우리나라의 수익률 곡선은 2017년 기간 중 평균적으로 0.71%p 상승하는 것으로 예측되었다. 또한 2016년말 5, 10, 20년물 영역에서 관측된 한국과 미국 국채금리 역전현상이 2017년 중 장기국채에서 지속되는 것으로 나타났다. 만일 기준금리와 양국의 수익률곡선의 과거 상관관계에 따라 우리나라의 정책금리가 변하도록 허용한다면 기본 시나리오에 따른 미국의 정책금리 인상은 우리나라 정책금리를 0.39%p 정도 상승시키는 요인으로 작용할 것으로 나타났다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장은 수익률 곡선에 전망을 부여하는 예측 방법론을 간단히 소개하고 이를 다단계 예측문제로 확장하는 방법을 설명한다. 3장은 미국의 정책금리 인상전망에 따른 우리나라 수익률 곡선의 예측 결과를 제시하고 시사점을 논의하며 4장에서는 연구결과를 요약하고 결론을 간략히 제시한다.

본 연구에서 사용하는 방법론은 미래 수익률 곡선 주요 만기(의 일부)에 대한 전망(view)이 주어진 경우 미래시점 수익률 곡선 전체에 대한 예측문제를 주요 인분석(Principal Component Analysis)을 이용하여 접근한 일련의 Nogueira

(2009, 2010)의 연구에 기반을 두고 있다. 그러나 이 접근법은 한 기간 후 예측을 염두에 둔 형태이므로 미국이 년 중 단계적으로 금리를 인상할 것으로 전망한다면 이 접근법을 그대로 적용할 수 없다. 따라서 본 연구는 1-기간 예측 방법론을 기본모형으로 하되 예측시계를 한 기간 이후까지 동적으로 다룰 수 있도록 확장하여 금리인상이 단계적으로 전개되는 경우에도 적용할 수 있도록 하였다.

### 1. Nogueira(2010)의 1-기간 후 예측 방법론

Nogueira(2010)의 예측 방법론은 전망(view)을 표현하는 방법에서 출발한다. 편의상 그의 기호를 사용하여 먼저  $t$ -시점에서  $m$ 개 만기의 수익률로 구성된  $(m \times 1)$ -차원 벡터를  $y_t$ 라고 하자. 애널리스트의 전망이  $n$ 개라고 할 때 전망의 개수는 보통 예측하고자 하는 수익률의 개수보다는 작은 것이 일반적이므로  $1 \leq n < m$ 을 만족한다고 할 수 있다.  $(t+1)$ -시점의 수익률 곡선에 대한 전망(view)을 식 (1)과 같이 표현한다고 하자.

$$V y_{t+1} = q_{t+1} + \epsilon_{t+1} \quad (1)$$

여기에서  $V$ 는 Black-Litterman(1992) 방법론과 유사하게 전망을 표현하는  $(n \times m)$ -차원 행렬이며 그 원소는 -1, 0, 1 중 하나의 값을 갖는다.<sup>23)</sup>  $q_{t+1}$ 은  $(n \times 1)$ -차원 벡터로써 애널리스트가 제시하는 수익률 전망치를 나타낸다.  $\epsilon_{t+1}$ 는 예측오차를 나타내는  $(n \times 1)$ -차원 벡터이다. 이때 오차항의  $n$ -차원 평균벡터와  $(n \times n)$ -차원 분산행렬을 각각  $E[\epsilon_{t+1}] = 0$ ,  $var[\epsilon_{t+1}] = \Omega$ 이라고 하면  $q_{t+1} = VE[y_{t+1}]$ 이 성립한다.

$m$ 개의 수익률에 모두 전망을 부여하면( $n = m$ ) 전부 예측 값이 주어진 것이

23) 예를 들어 첫 번째 전망을 부여하는  $V$ 의 첫 번째 행이  $[1, 0, 0, \dots]$  이라면 수익률벡터  $y_t$ 의 첫 번째 수익률이 선택되고 이에 대한 전망이 주어지는 반면 다른 만기의 수익률들은 선택되지 않음을 의미한다. 또한 만일 두 번째 전망을 부여하는  $V$ 의 두 번째 행이 예를 들어  $[1, -1, 0, \dots]$  이라면 수익률벡터  $y_t$ 의 첫 번째 와 두 번째 수익률의 차이에 전망이 부여됨을 의미한다.

므로 일의적으로 결정된다. 그러나  $n < m$ 인 경우  $n$ 개의 전망으로  $n$ 개의 미래 수익률 결정되면 나머지  $(m-n)$ 개의 미래 수익률에 대한 예측값을 결정하는 것은 일의적이 아니므로 별도의 접근법 또는 모형이 필요하다. 방법론 도출은  $t$ -시점 수익률이 이미 관측 가능한 값이므로 식 (1)의  $(t+1)$ -시점 수익률에 대한 전망 설정식을  $t$ -시점 기준으로 적용해 보면 다음의 식 (2)와 같이 확률 오차항 없이  $q_t$ 와  $y_t$ 의 관계를 표현할 수 있다는 것으로부터 출발한다.

$$q_t = Vy_t \quad (2)$$

식 (1)에서 식 (2)를 빼면 수익률 변화( $\Delta y$ )의 형태로 나타낸 식 (3)을 얻을 수 있다.

$$V\Delta y_{t+1} = \Delta q_{t+1} + \epsilon_{t+1} \quad (3)$$

표본자료에서 계산한  $\Delta y$ 의 평균과 공분산 행렬을 각각  $\mu_{m \times 1}$ ,  $S_{m \times m}$ 이라고 하자.<sup>24)</sup> 공분산 행렬은  $S = DCD$ 와 같이 주대각 원소가 표준편차인 대각행렬  $D_{m \times m}$ 과 상관관계 행렬  $C_{m \times m}$ 으로 분해할 수 있다. 또한 상관관계 행렬은  $C = W\Lambda W^T$ 와 같이 주대각 원소가 특성근(eigenvalue)인 대각행렬  $\Lambda_{m \times m}$ 과 정규화한 특성벡터(normalized eigenvector)  $W_{m \times m}$ 으로 분해할 수 있다. 이 때 특성근은 보통 큰 값에서 작은 값 순으로 정렬되어 있으므로 이에 대응한 특성벡터도 동일한 순서를 가진다. 여기에서 가장 왼쪽 열부터 시작하여  $W$ 를 전망(view)의 개수인  $n$ 개의 열과 전망이 부여되지 않은 나머지  $(m-n)$ 개의 열, 즉 두 개의 하위 행렬로 분리한다고 하자.

$$W = [\tilde{W}_{m \times n} | \hat{W}_{m \times (m-n)}] \quad (4)$$

24) 단위근 검정을 실행하면 수익률은 보통 불안정 시계열인 것으로 나타난다. 그러나 DNS모형이나 선형이론모형에서는 수익률이 안정적인 것으로 가정하고 논의를 전개한다. 본 연구에서는 통상의 시계열 분석 결과를 반영하여 수익률을 불안정 시계열로 가정하였다.



이제 전망을 적용한 수익률 예측치를 산출할 차례이다. 먼저 식 (3)은 정규화한 수익률 차분  $\Delta\tilde{y} = D^{-1}(\Delta y - \mu)$ 를 이용하여 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$VD\Delta\tilde{y}_{t+1} = (\Delta q_{t+1} - V\mu) + \epsilon_{t+1} \quad (5)$$

주성분분석에서 정규화한 수익률 차분  $\Delta\tilde{y}$ (이하 원변수로 칭함)의 주요인(principal components)  $p$ 는 특성벡터들로 구성된 행렬  $W$ 를 이용하여 원변수의 선형결합, 즉  $p = W^T\Delta\tilde{y}$ 의 형식으로 계산하며 반대로 특성벡터행렬의 경우  $W^{-1} = W^T$ 가 성립한다는 성질을 이용하여 원변수 역시 식 (6)과 같이 주요인의 선형결합 형태로 복원할 수 있다.

$$\Delta\tilde{y}_{t+1} = Wp_{t+1} \quad (6)$$

주요인의 분산은  $var[p] = \Lambda$ 이고 설명력이 높은(또는 특성근이 큰) 몇 개의 주요인만으로 원변수의 총변동 중 많은 부분을 설명할 수 있다는 것은 잘 알려져 있다. 만일 미래 수익률 변화를 설명력이 높은 주요인 중 일부인  $\tilde{W}\tilde{p}$ 로 근사하여 설명할 수 있다고 가정하면 미래 수익률 변화는 식 (7)과 같이 나타낼 수 있다(다음 시점을 나타내는 하첨자는 생략함).

$$\Delta\tilde{y} = \tilde{W}\tilde{p} + \hat{W}\hat{p} = \tilde{W}\tilde{p} + u \quad (7)$$

여기에서  $\tilde{p}_{n \times 1}$ 은  $p$ 의 앞 부분에 위치한 설명력이 높은 부분이고  $\hat{p}_{(m-n) \times 1}$ 은 나머지 부분에 해당하며  $u$ 를 근사오차로 정의할 때  $E(u) = 0$ 과  $var[u] = \hat{W}\hat{\Lambda}\hat{W}^T$ 가 성립한다. 식 (7)을 보면  $\Delta\tilde{y}$ 를 예측하기 위해서는  $\tilde{p}$ 를 예측하여야 하는데 이를 위해 식 (7)을 식 (5)에 대입하여  $\Delta\tilde{y}$ 를 소거하면 다음과 같은  $\tilde{p}$ 식을 얻게 된다.

$$\tilde{p} = (VD\tilde{W})^{-1}(\Delta q - V\mu) + (VD\tilde{W})^{-1}(\epsilon - VD u) \quad (8)$$

식 (8)의  $\tilde{p}$ 에 대하여  $t$ -시점 조건부 기대값을 계산하고 이를 식 (7)의 등호 오른쪽에 대입하면  $\Delta\tilde{y}$ 의 예측치를 구할 수 있다. 여기에 표준편차로 스케일을 조정하고 평균을 더해주면 다음의 식 (9)와 같이 수익률  $y_{t+1}$ 에 대한 예측치를 계산할 수 있고 추가적 계산을 실행하면 Nogueira(2010)가 보고한 바와 같은 식 (10)의 예측치에 대한 조건부 분산 또한 계산할 수 있다.

$$\tilde{E}(y_{t+1}) = y_t + \mu + DA(\Delta q_{t+1} - V\mu) \quad (9)$$

$$\widetilde{var}(y_{t+1}) = D(A\Omega A^T + B\hat{\Lambda}B^T)D \quad (10)$$

여기에서  $A_{m \times n} = \widetilde{W}(VD\widetilde{W})^{-1}$ 이고  $B_{m \times (m-n)} = (I_m - AVD)\widetilde{W}$ 이다.  $\tilde{E}$ 와  $\widetilde{var}$  기호는 전망을 조건부로 예측치와 오차가 조건부 기대값과 분산의 형식으로 계산됨을 나타낸다. 식 (9)에 의하면 전망이 주어진다든 것은 특정 만기 수익률의 변화와 이에 대한 중립적인 예측치인 장기평균 사이에 괴리( $(\Delta q - V\mu)$ )가 발생함을 의미하는데 이를 반영하여 식 (8)을 통해 설명력이 큰 주성분  $\tilde{p}$ 가 예측되고 이 주성분에 상응하는 특성벡터  $\widetilde{W}$ 를 통해 다른 만기 수익률 예측에 반영됨을 알 수 있다.<sup>25)</sup> 또한 식 (10)을 보면 예측의 불확실성은 전망에서 발생할 수 있는 불확실성( $\epsilon$ )과 관련된 부분과 예측 시  $n$ -개의 주요 주성분만을 예측하여 사용함으로써 발생하는 근사오차( $u$ ) 부분으로 구성됨을 알 수 있다.

## 2. 동적 예측 방법

Nogueira(2010)의 접근법은 한 기간(one period) 예측이라는 점에서 단계적인 금리인상 전망을 반영하기 위해서는 동적 예측(dynamic forecasting)이 가능하도록 확장할 필요성이 있음은 앞에서 설명하였다. 아래에서는 미래 수익률의 기대값과 분산 식을 도출함에 있어 기존의 방법론과 차이가 나는 부분을 위주로 설명하고 차이점에 대하여 해석하고자 한다. 단 전망이 적용되는 특정만기의 수익률(정책금

25) 즉, 식 (9)를  $\tilde{E}[y_{t+1}] = y_t + \mu + D\widetilde{W}E^*[p_{t+1}]$ 로 다시 표현하면 보다 직관적으로 이해하기 쉽다. 여기서 기대값 연산자에 \*를 표시한 것은 단순히 전망값이 포함된 표현식에 기대값을 취했다는 의미이다.

리 포함)은 다기간 동안 동일하게 유지되고 편의상 전망의 불확실성도 예측기간 동안 동일하다고 가정한다.<sup>26)</sup> 즉, 전망 설정과 관련한 행렬  $V$ 와 오차  $\epsilon$ 의 분산이 예측기간 중 일정하다고 가정할 때 다기간 전망(예측기간= $N$ )을 반영하는 경우  $(t+h)$ -시점( $h = 1, \dots, N$ )의 예측을 다루는 식 (1)은 식 (11)과 같이 변경된다.

$$Vy_{t+h} = q_{t+h} + \epsilon_{t+h} \quad (11)$$

$(t+1)$ -시점 전망의 경우  $t$ -시점의 정보는 이미 알려져 있으므로 오차가 없지만  $(t+h)$ -시점 전망의 경우  $(t+h-1)$ -시점의 정보는 이미 알려진 값이 아니다. 따라서 식 (3)은 다기간 전망의 경우 식 (11)에 1-기간 래그를 취한 뒤 식 (11)에서 차감하여 다음의 식 (12)와 같이 표현할 수 있다.

$$V\Delta y_{t+h} = \Delta q_{t+h} + \epsilon_{t+h} - \epsilon_{t+(h-1)} \quad (12)$$

미래시점 수익률 변화  $\Delta \tilde{y}_{t+h}$ 는 전과 같이  $\Delta \tilde{y}_{t+h} = \tilde{W}\tilde{p}_{t+h} + u_{t+h}$ 의 두 부분으로 분해할 수 있으므로 주요인에 대한 전망치를 필요로 하게 된다.

이를 위해 먼저  $(t+1)$ -시점의 설명력 높은 주요인에 대한 표현식인 식 (8)을  $(t+h)$ -시점으로 이동시킨  $\tilde{p}_{t+h}$ 를 다음과 같이 구한다.

$$\tilde{p}_{t+h} = (VD\tilde{W})^{-1}(\Delta q_{t+h} - V\mu) + (VD\tilde{W})^{-1}(\epsilon_{t+h} - \epsilon_{t+h-1} - VD u_{t+h}) \quad (13)$$

$\Delta \tilde{y}_{t+h}$ 식에  $\tilde{p}_{t+h}$ 식을 대입하고 조건부 기대값과 분산 연산자를 적용하면 다음의 식 (14)~(15)와 같이 미래시점에 대한 전망을 고려한  $h$ -시점 후 수익률의 예측값과 분산을 계산할 수 있다.

26) 실제의 경우 전망하고자 하는 미래시점이 예측 출발시점인 현재시점에서 멀어질수록 전망의 불확실성이 커질 것으로 예상되지만 본 연구에서는 편의상 예측기간 동안 동일하다고 가정한다. 그러나 예측기간에 따른 불확실성이나 전망이 적용되는 수익률의 종류를 다르게 하는 것은 쉽게 확장 가능하다.

$$\tilde{E}(y_{t+h}) = \tilde{E}(y_{t+(h-1)}) + \mu + DA(\Delta q_{t+h} - V\mu) \quad (14)$$

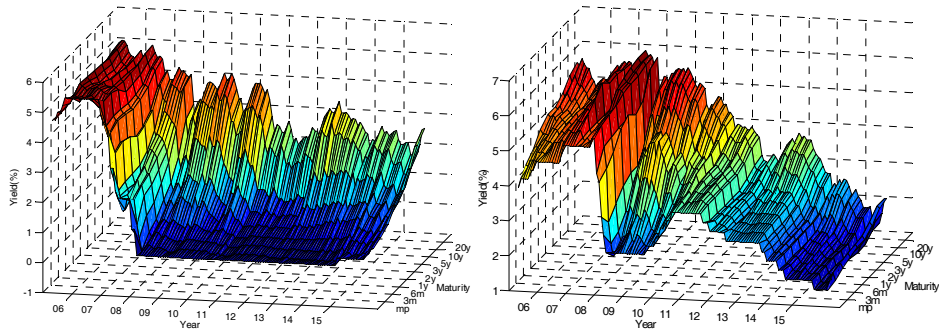
$$\tilde{var}(y_{t+h}) = D(A(\Omega_h + \Omega_{(h-1)})A^T + B\hat{\Lambda}B^T)D \quad (15)$$

단,  $A_{m \times n} = \tilde{W}(VD\tilde{W})^{-1}$ 이고  $B_{m \times (m-n)} = (I_m - AVD)\hat{W}$ 이다. 식 (9)~(10)과 식 (14)~(15)를 비교하면 한 기간 전망이 부여된 경우와 다 기간 전망이 부여된 경우의 유사점과 차이점을 알 수 있다. 우선 기대값의 경우 마코프 성질(Markovian property)에 따른 부분과 전망에 따른 교정이 나타난다는 점에서 두 접근법이 동일한 형태를 나타내고 있다. 그러나 분산의 경우 다기간 전망이 부여되면  $\Omega_{(h-1)}$ 이 포함된 항이 새로 나타난다. 이와 같이 전기 전망의 불확실성이 다음 기 수익률 예측치의 분산에 영향을 주는 이유는  $(t+h)$ -시점의 수익률 변화가  $(t+h)$ -시점에 부여된 전망뿐 아니라  $(t+h-1)$ -시점에 부여되었던 전망에도 영향을 받기 때문이다. 또한 수익률 변화가 마코프 성질을 가지기 때문에 전기 이전에 부여된 전망의 불확실성은 영향을 주지 않게 된다. 결국  $(t+h-1)$ 에서  $(t+h)$ -시점까지의 한 기간 수익률 변화의 분산은 시작시점과 종료시점에 부여된 전망의 불확실성과 이 기간에 적용된 PCA 근사화 오류에 따른 불확실성이 반영되어 결정된다. 따라서  $h=1$ 인 경우, 즉  $t$ 에서  $(t+1)$ -시점까지의 한 기간 수익률 변화의 분산은 시작 시점에 부여된 전망의 불확실성이 0이므로 종료시점  $(t+1)$ 의 불확실성과 이 기간에 적용된 PCA 근사화 오류 두 개만으로 구성됨을 알 수 있다.

## 1. 자료

실증분석에서 사용한 기초 자료는 2006년 1월부터 2016년 12월까지 한국과 미국의 월말기준 국채 만기수익률(YTM)이다.<sup>27)</sup> 자료의 출처는 블룸버그(Bloomberg)이고 분석 대상은 3, 6, 12, 24, 36, 60, 120, 240개월 만기 국채수익률과 단기

〈그림 1〉 미국(좌)과 한국(우)의 국채수익률 기간구조 추이



〈표 1〉 한국과 미국 국채수익률의 기술 통계량

	만기 (월)	평균	표준 편차	최소	최대	왜도	첨도	자기상관함수(ACF)			
								$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(24)$	$\hat{\rho}(36)$
미국	mp	1.20	1.89	0.13	5.25	1.43	3.27	0.98	0.62	0.11	-0.09
	3	1.03	1.76	-0.02	5.12	1.56	3.66	0.98	0.59	0.09	-0.07
	6	1.13	1.78	0.03	5.23	1.52	3.55	0.98	0.61	0.12	-0.07
	12	1.22	1.71	0.09	5.20	1.50	3.52	0.98	0.62	0.14	-0.05
	24	1.41	1.57	0.20	5.15	1.42	3.41	0.98	0.63	0.19	-0.01
	36	1.66	1.47	0.33	5.13	1.34	3.27	0.98	0.64	0.21	0.02
	60	2.16	1.29	0.58	5.09	1.00	2.79	0.97	0.63	0.23	0.08
	120	2.96	1.05	1.45	5.14	0.49	2.08	0.96	0.59	0.25	0.18
	240	3.34	0.93	1.82	5.17	0.27	1.86	0.96	0.55	0.25	0.21
한국	mp	2.91	1.17	1.25	5.25	0.54	2.10	0.98	0.51	0.01	-0.12
	3	2.99	1.23	1.22	5.40	0.55	2.03	0.98	0.52	0.03	-0.11
	6	3.08	1.24	1.24	5.49	0.51	2.04	0.98	0.55	0.11	-0.06
	12	3.24	1.24	1.26	5.67	0.36	2.04	0.97	0.62	0.24	0.04
	24	3.43	1.28	1.24	5.96	0.13	2.02	0.97	0.68	0.37	0.13
	36	3.48	1.27	1.22	5.90	0.01	2.01	0.97	0.69	0.40	0.16
	60	3.70	1.29	1.24	5.98	-0.21	1.91	0.97	0.70	0.43	0.20
	120	3.99	1.29	1.38	6.05	-0.33	1.87	0.97	0.70	0.43	0.21
	240	4.14	1.30	1.46	6.05	-0.39	1.90	0.97	0.69	0.43	0.21

27) 기초 데이터는 월별이지만 후술하는 실증분석에서 금리 기간구조 예측은 분기별로 실행하는데 그 이유는 기준금리 변화가 보통 매월마다 이루어지지 않는기 때문이다.

정책금리(monetary policy rate)로 국가별 총 9개 시계열 자료이다.<sup>28)</sup> 자료를 2006년부터 수집한 이유는 이 기간부터 우리나라 20년물 수익률이 이용가능하기 때문이며 특별히 다른 이유는 없다. 양국의 국채수익률 기간구조를 <그림 1>에 제시하였으며 수익률 수준변수 시계열의 기술 통계량은 <표 1>에 수록하였다<sup>29)</sup>.

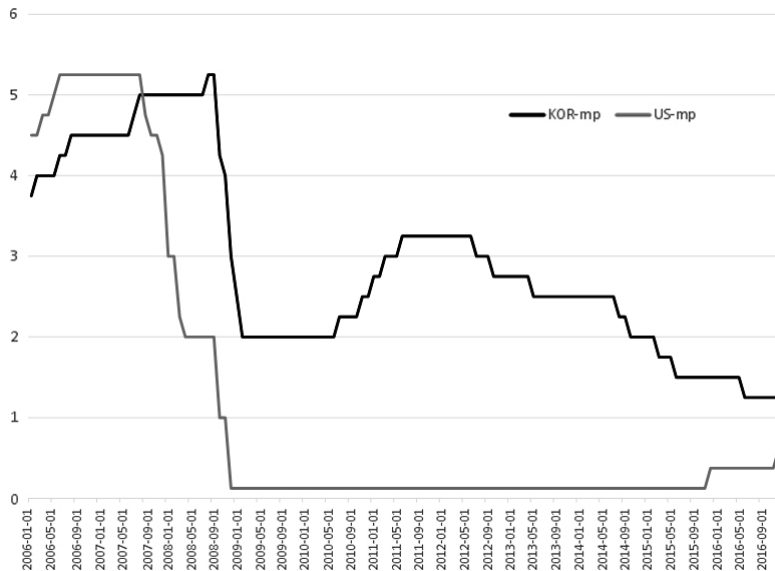
<표 1>에서 양국의 평균 열을 보면 표본기간 중 정책금리를 포함하여 한국의 기간구조가 미국의 기간구조 보다 평균적으로 높은 수준에서 형성된 것을 알 수 있다. 또한 양국의 평균적인 기간구조는 전형적인 우상향 곡선으로 나타나지만 한국의 기간구조가 상대적으로 평탄한(flat) 모습을 보이고 있다. 표준편차 열에서 볼 수 있는 것처럼 미국의 경우 단기 수익률의 변동성이 더 큰 반면 한국의 경우는 반대로 장기 수익률의 변동성이 더 큰 것으로 나타나고 있다. 1-차 자기상관함수( $\hat{\rho}(1)$ ) 계산 결과를 보면 1에 매우 근접해 지속성이 강한 시계열임을 알 수 있다. 전체 표본을 사용하여 ADF검정이나 Phillips-Perron 검정을 실행해 보면 미국의 수익률 자료는 대체로 단위근이 있는 것으로 나타나는 반면 한국은 1년 또는 그 이하에서는 단위근이, 그리고 그보다 장기인 경우는 단위근이 없는 것으로 나타난다. 그러나 표본기간을 글로벌 위기기간 이후, 예를 들어 2009년7월 이후의 정상기간으로 한정하면 한국의 수익률에도 단위근이 일반적으로 관측되어 위기구간의 존재가 가설검정에 영향을 미칠 수 있음을 시사하고 있다. 이처럼 지속성이 강한 시계열임에도 불구하고 통상의 선형이론모형이나 이의 시계열 근사모형으로 간주할 수 있는 DNS모형에서는 수익률을 안정적인 것으로 가정하므로 수익률 예측을 어렵게 하는 하나의 요소로 작용하고 있다.

<그림 1>에서 보는 것처럼 한국과 미국 국채 수익률 곡선의 전반적인 추세는 유사하지만 국지적으로는 매우 다른 양상을 나타낸다. 특히 정책금리의 경우 미국은 2008년 글로벌 금융위기 이후 제로금리 정책으로 상당기간 0에 근접한 인위

28) 미국의 단기정책금리는 연방기금금리(Federal Funds rate)로 2008년 12월6일부터는 목표범위 상한과 하한(예를 들어 0.25%~0.0%)을 발표하고 있다. 따라서 미국 정책금리 시계열 자료에서 2008년 12월 부터는 상한과 하한의 평균을 사용하였다. 한국은행의 정책금리 시계열은 기준금리가 기존의 콜금리에서 2008년 3월부터 RP 7일물 금리로 변경된 것을 연결하여 사용하였다.

29) <그림 1>과 <표 1>의 표본기간은 2006년 1월부터 2016년 12월까지이며 관측치 수는 132개이다. 기호 mp는 단기정책금리를 나타낸다. 자료의 출처는 블룸버그이다.

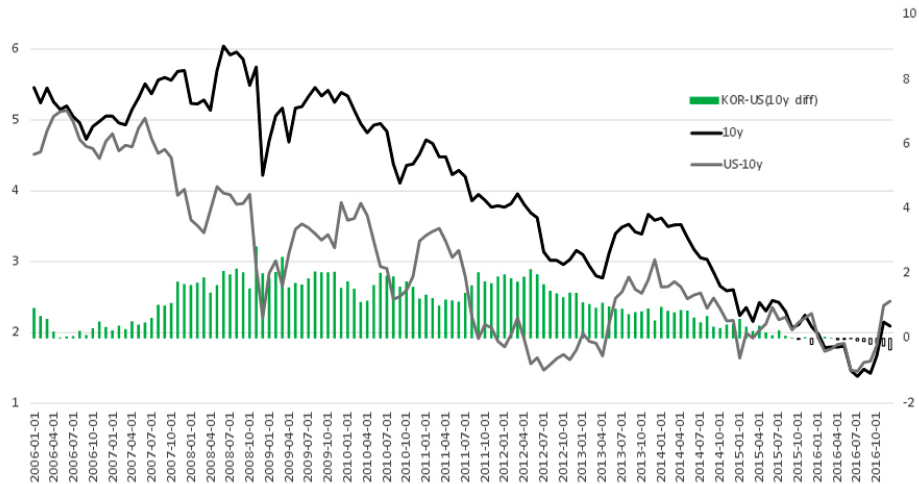
〈그림 2〉 한국과 미국의 정책금리 추이



적 상황이 7년 동안(2008.12-2015.11) 전개된 반면 우리나라 정책금리는 글로벌 금융위기 이후 2% 수준으로 인위적 조정을 한 기간이 17개월(2009.2-2010.6)에 불과하였다. 즉, 2010년 중반부터 시장의 인플레이션에 대한 우려를 반영하여 다시 상승하였다가 그 이후 정책금리와 국채수익률 수준이 역전되는 시장상황, 그리고 세월호 참사와 메르스 사태로 인한 경기침체 우려 등을 반영하여 지속적으로 낮아져 2016년 12월말 현재 1.25% 수준의 저금리를 유지하고 있다. 본 연구의 예측에서 정책금리에 대한 전망이 중요하기 때문에 〈그림 2〉는 양국의 단기정책금리(mp) 만을 별도로 예시하였다<sup>30)</sup>. 동 기간 중 미국은 정책금리를 13회 조정하였으며 한국은 24회 조정하였는데 2017년도 미국 기준금리 인상 전망과 관련하여 〈그림 2〉가 보여주는 중요한 시사점은 최근 미국 금리인상이 통화정책면에서 오랜 기간의 인위적 상황을 벗어나 정상적 상황으로 국면을 전환하고자 하는 시도로 해석할 수 있다는 점이다. 반면 한국은 2016년 중반에 동기간 중 최저금리로 하향

30) 〈그림 2〉에서 미국의 경우 2008.12 이전은 연방기금금리(federal fund rate)이며 이후 자료는 연방기금금리 목표 밴드의 평균값을 나타낸다.

〈그림 3〉 한국과 미국의 10년 만기 장기금리와 금리차 추이



조정된 차이가 있다.

〈그림 1〉로는 쉽게 구분이 어렵지만 〈그림 3〉과 같이 10년 만기 장기금리의 추이만을 별도로 비교해보면 한국과 미국 수익률 추이의 또 하나의 특징으로 2015년 10월 한국과 미국의 10년 만기 장기금리차가 3bp로 역전된 이후 역전 폭이 2016년 12월 말 현재 35bp까지 확대되었다는 점이다<sup>31)</sup>. 뿐만 아니라 〈그림 3〉은 양국뿐만 아니라 많은 다른 국가들에서도 공통적으로 관측되고 있는 글로벌 장기금리 하락추세 현상을 보여주고 있다. 장기금리 하락추세는 생산성 증가의 둔화, 인구감소, 그리고 재정 및 통화정책 기조 등이 복합적으로 영향을 미친 결과로 이해되고 있다. 이러한 추세적 하락은 통상의 시계열모형에 근거한 이자율 예측의 어려움을 가중시키고 있어 본 연구의 방법론과 같이 전망이나 선행값(prior)을 반영한 대안적 예측의 성과에 대한 탐색의 중요성이 앞으로 더욱 중요할 수 있음을 시사한다.

31) 〈그림 3〉에서 US-10y는 미국의 장기금리를 나타내며 KOR-US(10y diff)는 한국금리에서 미국금리를 차감한 값(오른쪽 축)을 나타낸다.



## 2. 한미 양국 수익률곡선의 주요인에 대한 이해

보통 한 국가의 수익률곡선의 총 변동은 수준(level), 기울기(slope), 그리고 곡도(curvature)라고 해석하는 세 가지 요인으로 대부분 설명할 수 있는 것으로 알려져 있다. 한국과 미국 두 국가의 수익률곡선(양국 정책금리를 포함하여 총 18개 수익률로 구성된 벡터  $y_t$ )의 상관관계를 동시에 고려하는 본 연구의 경우는 주요인에 양국 공통요인, 즉 소위 글로벌요인들이 포함될 수 있을 것으로 예상할 수 있다.  $y_t$ 를 사용하여 계산한 주요인들이 어떠한 의미를 갖는지를 이해하기 위해 먼저 개별국가의 수준, 기울기, 그리고 곡도 요인의 역사적 대응치를 Diebold et al.(2006)과 같이 각각  $(3M+36M+240M)/3$ ,  $(3M-240M)$ , 그리고  $(36M \times 2 - 240M - 3M)$ 으로 정의하자. 이때 3M, 36M, ... 등 만기 별 수익률은 1차 차분 값을 사용하며 자료의 빈도는 분기이다.

두 국가의 수익률 차분으로 구성된 벡터  $\Delta y_t$ 의 상관관계는 앞의 모형설명에서  $C = WA W^T$ 로 나타낼 수 있다고 하였다. 여기에서  $W$ 는 정규화한 특성벡터들로 구성된 행렬이고  $A$ 는 주대각 원소가 특성근인 행렬이다. 두 행렬 모두 설명력이 큰 순서대로 정렬되며 각각의 특성근은 이에 상응하는 주요인의 분산에 해당한다. <표 2>는 주요인분석 결과 중 일부를 예시한 것으로 크기 순서대로 정렬한 특성근 행렬과 그에 따른 주요인의 누적설명력과 누적분산을 나타낸다.<sup>32)</sup> 첫 번째 요인의

32) <표 2>는 2006년 2분기부터 2016년 4분기까지 기간의 정책금리를 포함한 한국과 미국의 총 18개의 분기별 수익률(분기 마지막 월 기준) 시계열 차분자료로 구성된 벡터에 대해 주요인 분석을 실행한 결과 중 일부를 예시한 것이다. 주요인분석은 다변량 시계열의 차원축소기법으로 시계열의 공분산 또는 상관관계 행렬을 사용하게 된다. 실증분석에서 수익률은 불안정시계열을 가정하였으므로 수익률의 차분을 사용하여 안정적 시계열로 변환한 후 공분산 또는 상관관계 행렬을 계산하는 것이 중요하며 이 행렬의 특성근에 상응하는 특성벡터를 사용하여 합성변수, 즉 주요인을 계산하게 된다. 주요인은 차원축소기법이라는 말이 의미하는 것처럼 투입 시계열의 수보다는 작은 것이 일반적이다. 즉, 투입 시계열의 분산의 총합을 총 변동이라고 할 때 주요인은 총 변동을 제일 잘 설명하는 첫 번째 주성분을 다음과 같이 계산한다: 공분산 행렬로부터 구한 특성근 중 가장 큰 값에 상응하는 첫 번째 특성벡터를 구한다. 이 특성벡터를 가중치로 하여 투입 시계열에 곱하여 합성변수인 첫 번째 주요인을 계산한다. 두 번째로 큰 특성근에 상응하는 특성벡터를 계산한 후 이를 가중치로 두 번째 주요인을 계산한다. 이 과정을 반복한다. 이 때 각각의 특성근은 각각의 주요인의 분산이 되며 이를 모두 더하면 총 변동과 같은 특성이 있다. 대체로 누적설명력이 90% 정도 내외까지 커버할 수 있는 주요인들이 PCA에서 주요 관심사 인데 서로 다른 만기의 수익률벡터에 PCA를 적용하면 처음 3개의 주요인이 90% 이상의 총 변동을 설명하며 이들이 각각 수준, 기울기 및 곡도로 해석되는 것으로 알려져 있다.

〈표 2〉 주요인 분석 결과

주요인(PC)의 누적설명력(%)	누적 분산	특성근 행렬( $\Lambda$ )의 주대각 원소					
63.1	11.36	11,355	0	0	0	0	0
80.3	14.46	0	3,105	0	0	0	0
91.8	16.53	0	0	2,067	0	0	0
96.6	17.40	0	0	0	0,868	0	0
98.1	17.66	0	0	0	0	0,262	0
98.3	17.79	0	0	0	0	0	0,131

설명력은 68.1%이며 첫 번째 요인과 두 번째 요인의 누적설명력은 80.3%이다. 세 번째 요인은 추가적으로 총변동의 11.5%를 설명하여 세 번째 요인까지의 누적 설명력은 91.8%를 설명하는 것으로 나타나 주요인 분석에 따르면 양국의 총 18개 차분계열의 총분산의 91.8%가 단 3개의 주요인에 의해 충분히 설명됨을 알 수 있다.

3개의 주요인의 속성은 주요인 분석을 통해 계산한 주요인과 역사적 자료를 사용하여 계산한 글로벌 및 국가별 요인과의 상관관계수 또는 회귀분석을 통한 조정결정계수를 살펴봄으로써 간접적으로 파악할 수 있다. 이때 역사적 글로벌 요인, 예를 들어 역사적 글로벌 수준 변수( $L_{level}^{Global}$ )는 다음과 같이 계산할 수 있다:

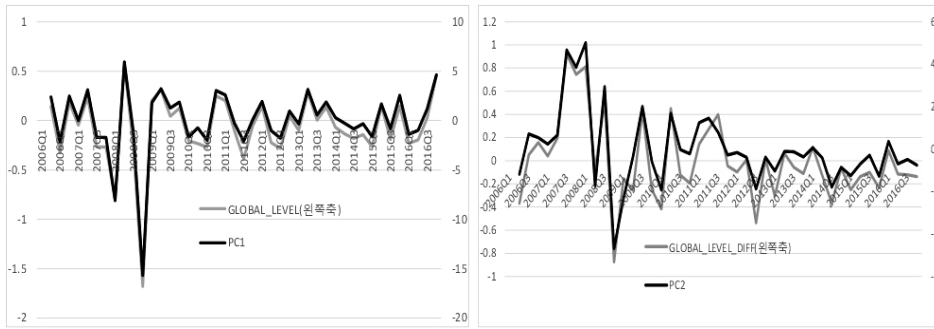
$$L_{level}^{Global} = wL_{level}^{US} + (1-w)L_{level}^{KOR}$$

단,  $L_{level}^{US} = (3M^{US} + 36M^{US} + 240M^{US})/3$ ,  $L_{level}^{KOR} = (3M^{KOR} + 36M^{KOR} + 240M^{KOR})/3$ , 그리고  $w$ 는 가중치를 나타낸다.<sup>33)</sup> 유사하게 역사적 글로벌 수준 차이 변수 ( $L_{level\ diff.}^{Global}$ )와 글로벌 기울기 변수( $S_{slope}^{Global}$ )는 각각  $L_{level\ diff.}^{Global} = wL_{level}^{KOR} - (1-w)L_{level}^{US}$ 와  $S_{slope}^{Global} = wS_{slope}^{US} + (1-w)S_{slope}^{KOR}$ 로 계산할 수 있다. 예를 들어 〈그림 4A-4C〉는 각각 1~3 주요인을 역사적 글로벌 수준, 글로벌 수준차이, 그리고 글로벌 기울기 요인 시계열과 비교하여 예시한 것이다<sup>34)</sup>. 1~3 주요인은 역사적 비교대상 변

33) 본 연구에서는  $w=50\%$ 로 설정하였는데 이를 30%-80%까지 변경하는 경우에도 주성분에 대한 해석에서 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다.

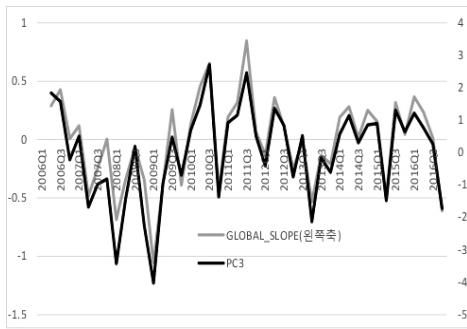
34) 〈그림 4A-4C〉에서 PC1~PC3은 분기별 양국 수익률 차분벡터 자료를 사용하여 계산한 설명력이 큰 처음의 세 주요인을 나타내며 이에 대응하는 역사적 글로벌 변수(수준, 수준차이, 기울기)이다

〈그림 4〉



(A) 1번 주요인과 글로벌 수준 변수

(B) 2번 주요인과 글로벌 수준차이 변수



(C) 3번 주요인과 글로벌 기울기 변수

수와 매우 유사한 움직임을 보이는 것을 알 수 있으며 실제로 각각의 변수들 사이의 선형회귀분석결과 조정결정계수( $\bar{R}^2$ )는 0.988, 0.903, 그리고 0.924로 나타나 주요 주성분은 글로벌 수준, 수준 차이, 그리고 기울기로 해석될 수 있음을 알 수 있다.<sup>35)</sup>

본 연구에서는 미국 기준금리 변경에 대한 전망 하나만 주어지며 이 전망은 식 (8) 또는 (13)을 통해 〈그림 4A〉의 PC1에 대한 조건부 예측값 계산에 반영되게 된다. PC1에 상응하는 요인 민감도(주요인분석에서 가장 큰 특성근에 대응하는 특성벡터에 해당) 벡터는 식 (8) 또는 (13), 그리고 식 (9) 또는 (14)를 통해 미래

35) 이러한 설명력은 주요인들을 개별국가의 역사적 수준, 기울기, 곡도 변수들과 회귀 분석한 경우와 비교해도 가장 큰 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 분기별 자료를 분기 말 자료나 분기 월평균 자료를 사용하는 경우에도 다르지 않았다. 4번째부터의 주요인의 의미도 유사한 방법으로 찾아볼 수 있으나 총 변동에 대한 추가적 설명력이 미미하므로 그 결과를 수록하지 않았다.

수익률곡선 예측에 반영되게 된다. 유사한 논리로 만일 두 번째 전망이 주어진다 면 이는 <그림 4B>의 PC2에 대한 조건부 예측값 계산에 반영되게 될 것이다.<sup>36)</sup>

### 3. 전망을 반영한 수익률 곡선 예측 결과

글로벌 주요인의 의미를 해석하는 과정에서 미국과 한국 수익률 곡선의 예측 정도를 높이기 위해서는 3~4개 정도, 즉 미국과 한국의 장기 단기 금리에 대한 예측 또는 전망이 필요함을 알았다.<sup>37)</sup> 그러나 본 연구에서는 한국의 장기 금리나 미국의 장기금리에 대한 전망을 동시에 고려하는 대신 미국의 정책금리 결정에 대한 전망 하나만을 고려하여 두 국가의 수익률 곡선의 변화를 예측하고자 한다. 그 이유는 2016년 12월 연방공개시장 위원회(FOMC)가 발표한 미국 정책금리 전망 점도표(dot plot)가 보여주듯이 2017년 기간 중 미국의 정책금리가 3 또는 4차례 상승할 것이라는 견해가 시장에서 유력시 되고 있기 때문이다(점도 표상 기준금리가 2016년말 현재 0.5~0.75%에서 1.0~1.25%로 인상 전망이 4명, 1.25~1.5% 6명, 1.5~1.75% 3명으로 나타남).

물론 장기 금리에 대한 전망도 여러 기관에서 발표되고 있으므로 그와 같은 정보를 전망에 반영하면 더욱 예측의 정확도가 높아질 것이다. 그러나 장기금리에 대한 전망은 정책금리에 대한 전망과 달리 시장에서 컨센서스를 이루기 어려워 불확실성이 높은 측면이 있다. 따라서 전망의 불확실성 측면에서 볼 때 가장 신뢰할 수 있는 정보인 미국의 향후 정책금리 결정에 대한 전망만을 반영하여 미국과 한국의 수익률 곡선을 예측해 보고자 한다.

본 연구에서는 기준 시나리오로 블룸버그에서 발표하는 금리전망 자료를 참고

36) 만일 두 번째 전망을 추가한다면 이는 양국간 금리수준 차이를 나타내는 경우이므로 미국의 기준금리에 대응해서 한국의 단기금리, 예를 들어 한국의 3M에 대한 전망을 추가하는 것이 적절할 것이다. 또한 만일 세 번째 또는 네 번째 전망을 추가한다고 가정하면 이는 <그림 4C>의 글로벌 기율기나 기율기 차이(본 논문에서는 제시하지 않음)와 관련이 있으므로 장기 수익률, 예를 들어 미국의 120M과 한국의 120M(즉, 10년물 수익률)에 대한 전망치를 적용하면 될 것이다. 그러나 본 연구는 미국 기준금리 전망의 효과에 초점을 맞추고 있으므로 이들에 대한 추가적인 전망은 고려하지 않았다.

37) 다시 말하면 이는 글로벌 수준과 기율기를 표현하려면 각국의 이자율 기간구조 중 단기 이자율과 장기이자율 하나씩 최소한 대략 4개 정도의 수익률을 알아야 함을 의미한다.

〈표 3〉 2017년 중 미국 연방기금 목표금리에 대한 시장의 전망(view)

연방기금 목표금리	2016Q4**	2017Q1	2017Q2	2017Q3	2017Q4
하한*	0.625	0.53	0.74	0.82	1.04
상한*	0.625	0.80	1.00	1.05	1.30
평균=(하한+상한)/2	0.625	0.67	0.87	0.94	1.17

하여 2017년 중 미국의 정책금리 전망을 〈표 3〉<sup>38)</sup>과 같이 연간 4회 단계적 금리인상이 이루어 진다고 가정하였다.<sup>39)</sup> 블룸버그 서베이에서 미국의 연방기금 목표금리에 대한 분기별 전망치는 상한과 하한에 대한 중간값이나 평균, 또는 가중평균값의 형태로 제공하고 있는데 본 연구에서는 표의 마지막 행에 보고한 바와 같이 블룸버그 가중평균 하한과 상한의 평균값을 신뢰할 만한 향후 미국 정책금리의 전망치로 가정하였다.

식 (14)와 식 (15)를 사용하여 전망을 반영한 수익률 곡선을 예측하기 위해 사용한 기호를 요약해 보면 다음과 같다:

■ 전망 부여 행렬:  $V = [10000000000000000000]$

수익률 벡터에서 첫 번째인 미국 정책금리 하나에만 전망을 부여하였으므로 전망설정 행렬  $V$ 는 하나의 행만 가지며 첫 번째 원소가 1, 그리고 나머지 요소들은 0의 값을 가진다.

■ 수익률 데이터:

$$y_{t+1}^T = [y_{t+1}^{US,mp}, y_{t+1}^{US,3M}, y_{t+1}^{US,6M}, y_{t+1}^{US,1Y}, y_{t+1}^{US,2Y}, y_{t+1}^{US,3Y}, y_{t+1}^{US,5Y}, y_{t+1}^{US,10Y}, y_{t+1}^{US,20Y}, y_{t+1}^{KOR,mp}, y_{t+1}^{KOR,3M}, y_{t+1}^{KOR,6M}, y_{t+1}^{KOR,1Y}, y_{t+1}^{KOR,2Y}, y_{t+1}^{KOR,3Y}, y_{t+1}^{KOR,5Y}, y_{t+1}^{KOR,10Y}, y_{t+1}^{KOR,20Y}]$$

정책금리를 포함하는 양국의 수익률로 구성된 벡터의 차원은  $(18 \times 1)$ 이다.

38) 〈표 3〉에서 \*는 70여 기관을 대상으로 한 블룸버그 서베이 결과에 대한 가중평균값을 나타낸다. \*\*는 2016년말 기준 실제값을 나타낸다. 본 연구에서 벤치마크 시나리오로 사용하는 2017년 중 금리인상 전망은 세 번째 행에 보고한 값으로 블룸버그 하한과 상한 전망치의 평균값이다.

39) 물론 이는 연준이 연간 4회 기준금리 인상하는 것을 의미하는 것은 아님을 유의하기 바란다. 엄밀히 표현하면 연준이 년 중 약 3회 기준금리를 인상할 것이라는 시장의 기대를 반영한 블룸버그 서베이 예측치를 벤치마크 전망으로 한다는 뜻이다.

■ 분기별 정책금리인상 전망치(첫 번째 값은 2016Q4의 실적치):

$$q_t = [0.625], q_{t+1} = [0.67], q_{t+2} = [0.87], q_{t+3} = [0.94], q_{t+4} = [1.17]$$

〈표 3〉의 마지막 행에 해당하며 매 기간 전망은 미국 정책금리 하나에만 부여하므로  $q$ 는 스칼라이다.

■ 전망치의 불확실성:

Nogueira(2010)의 제안과 유사하게  $S$ 는 차분데이터벡터로 계산한 공분산 행렬이며 전망치의 신뢰도를 95%라 할 때  $H$ 는 을 만족하도록 계산한다.

〈표 4〉는 2017년 1분기부터 2017년 4분기까지의 미국 연방기금 목표금리에 대한 단계적 정책금리인상 전망이 〈표 3〉과 같이 주어졌을 때 이를 반영하여 예측한 미국과 한국의 수익률 곡선 변화 추이를 나타낸다.<sup>40)</sup> 식 (14)를 이용한 예측치(매 분기 예측결과 표에서 두 번째 행에  $E[y_{t+1}]$ 로 표시한 값에 해당)와 식 (15)로 계산한 예측치의 표준오차(SD), 그리고 90% 신뢰구간의 상한과 하한을 네 번째와 다섯 번째 열에 각각 UB(upper bound)와 LB(lower bound)로 제시하였다. 〈그림 5〉는 〈표 4〉의 결과 중 예측 수익률 곡선(열에 해당)의 변화를 알기 쉽게 그래프로 나타낸 것이다<sup>41)</sup> 〈그림 5〉에서 미국에 대한 예측 결과 중 왼쪽에 녹색 사각형으로 나타낸 부분은 미국 연방기금 목표금리에 대한 전망값 변화 추이를 나타낸다.

〈표 4〉를 보면 미국의 정책금리 전망치들은 매우 높은 신뢰도를 부여하였으므로(즉, 작은  $\Omega$ 값) 예측오차가 2~3bp로 매우 작게 계산되는 반면 다른 수익률(한국의 정책금리 포함)들의 예측오차는 주성분 근사오차를 반영하여 20~50bp 정도로 계산(제공된 규칙을 적용하면 월별 오차로는 대략 12~29bp수준에 해당)

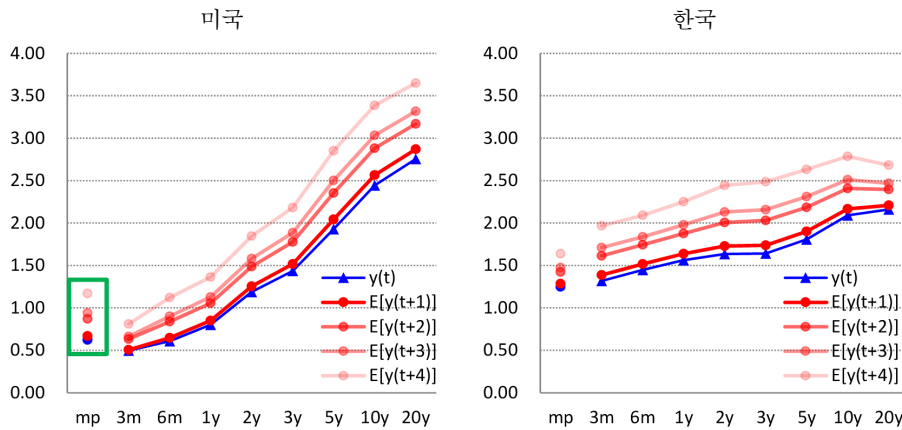
40) 미국 정책금리 전망에 대한 불확실성은 5%로 가정하였다. 예측치 계산에서는 월별자료 대신 분기별 자료를 사용하여 특성근 및 정규화된 특성벡터(요인민감도)를 계산한 결과를 이용하였다. 한국의 mp는 다른 만기의 수익률들과의 상관관계를 반영하여 변동할 수 있도록 허용하였다.

41) 〈그림 5〉에서  $y(t)$ 는 2016Q4의 역사적 수익률 곡선을 나타내며  $E[y(t+1)]-E[y(t+4)]$ 는 2017Q1~2017Q4 기간에 대한 예측 수익률 곡선을 나타낸다. 전망은 미국의 정책금리 하나에만 부여하였다. 분기별 예측치 계산함에 있어서 먼저 월별 수익률 자료를 마지막 월 기준 분기자료로 전환한 뒤 주요인파 요인민감도를 재계산하였다.

〈표 4〉 미국 정책금리 전망에 따른 미국과 한국의 수익률 곡선 변화 예측 결과

t=2016Q4, t+1=2017Q1							t=2017Q1, t+1=2017Q2						
$y_t$ $E[y_{t+1}]$ SD LB UB							$y_t$ $E[y_{t+1}]$ SD LB UB						
미국	mp	0.63	0.67	0.02	0.63	0.71	미국	mp	0.67	0.87	0.03	0.82	0.92
	3m	0.50	0.51	0.22	0.14	0.88		3m	0.51	0.63	0.23	0.26	1.00
	6m	0.61	0.65	0.21	0.31	0.99		6m	0.65	0.84	0.21	0.50	1.18
	1y	0.80	0.85	0.24	0.46	1.24		1y	0.85	1.06	0.24	0.66	1.45
	2y	1.19	1.25	0.34	0.70	1.81		2y	1.25	1.49	0.34	0.93	2.05
	3y	1.43	1.52	0.38	0.90	2.14		3y	1.52	1.78	0.38	1.15	2.40
	5y	1.93	2.04	0.50	1.22	2.86		5y	2.04	2.35	0.50	1.53	3.18
	10y	2.44	2.57	0.54	1.68	3.45		10y	2.57	2.88	0.54	2.00	3.77
	20y	2.75	2.87	0.53	1.99	3.75		20y	2.87	3.17	0.54	2.29	4.05
	한국	mp	1.25	1.28	0.37	0.67		1.89	한국	mp	1.28	1.42	0.37
3m		1.32	1.39	0.42	0.70	2.08	3m	1.39		1.62	0.42	0.92	2.31
6m		1.45	1.52	0.41	0.85	2.19	6m	1.52		1.74	0.41	1.08	2.41
1y		1.56	1.64	0.41	0.97	2.30	1y	1.64		1.88	0.41	1.21	2.55
2y		1.64	1.73	0.45	0.99	2.46	2y	1.73		2.01	0.45	1.27	2.74
3y		1.64	1.74	0.48	0.96	2.52	3y	1.74		2.03	0.48	1.25	2.81
5y		1.81	1.90	0.51	1.06	2.74	5y	1.90		2.19	0.51	1.34	3.03
10y		2.09	2.17	0.51	1.34	3.00	10y	2.17		2.41	0.51	1.58	3.24
20y		2.16	2.21	0.46	1.46	2.96	20y	2.21		2.40	0.46	1.65	3.15
t=2017Q2, t+1=2017Q3							t=2017Q3, t+1=2017Q4						
$y_t$ $E[y_{t+1}]$ SD LB UB							$y_t$ $E[y_{t+1}]$ SD LB UB						
미국	mp	0.87	0.94	0.03	0.89	0.99	미국	mp	0.94	1.17	0.03	1.12	1.22
	3m	0.63	0.66	0.23	0.29	1.03		3m	0.66	0.81	0.23	0.44	1.18
	6m	0.84	0.90	0.21	0.56	1.24		6m	0.90	1.12	0.21	0.78	1.46
	1y	1.06	1.13	0.24	0.73	1.52		1y	1.13	1.36	0.24	0.97	1.76
	2y	1.49	1.58	0.34	1.02	2.14		2y	1.58	1.85	0.34	1.29	2.40
	3y	1.78	1.89	0.38	1.26	2.51		3y	1.89	2.18	0.38	1.56	2.80
	5y	2.35	2.50	0.50	1.68	3.32		5y	2.50	2.85	0.50	2.03	3.67
	10y	2.88	3.03	0.54	2.15	3.92		10y	3.03	3.39	0.54	2.50	4.27
	20y	3.17	3.32	0.54	2.44	4.19		20y	3.32	3.65	0.54	2.77	4.53
	한국	mp	1.42	1.48	0.37	0.86		2.09	한국	mp	1.48	1.64	0.37
3m		1.62	1.71	0.42	1.02	2.41	3m	1.71		1.97	0.42	1.27	2.66
6m		1.74	1.84	0.41	1.17	2.51	6m	1.84		2.09	0.41	1.42	2.76
1y		1.88	1.98	0.41	1.31	2.65	1y	1.98		2.25	0.41	1.58	2.92
2y		2.01	2.13	0.45	1.39	2.87	2y	2.13		2.45	0.45	1.71	3.18
3y		2.03	2.16	0.48	1.38	2.94	3y	2.16		2.49	0.48	1.71	3.27
5y		2.19	2.31	0.51	1.47	3.15	5y	2.31		2.63	0.51	1.79	3.47
10y		2.41	2.51	0.51	1.68	3.34	10y	2.51		2.79	0.51	1.95	3.62
20y		2.40	2.47	0.46	1.72	3.22	20y	2.47		2.68	0.46	1.93	3.43

〈그림 5〉 2017 미국 정책금리 전망에 따른 미국과 한국 수익률곡선 예측 경로



됨을 알 수 있다. 분기별 자료를 이용한 주요인 분석결과에서 알 수 있는 것처럼 다른 만기의 수익률에 대한 두 번째 전망을 추가하게 되면 예측오차를 많이 줄일 수 있을 것으로 예상되나 본 연구에서는 고려하지 않았음은 앞에서 설명한 바와 같다. 미국 정책금리 하나 만에 전망을 두었다는 것은 주요인 분석의 관점에서는 글로벌 수준변수에 해당하는 첫 번째 주성분에 대한 예측만을 반영하여 수익률 곡선을 예측함을 의미하므로 수익률 곡선 변화 추이는 대략 수평이동에 가까울 것으로 추측할 수 있다. 따라서 분기별 수익률 곡선의 변화를 〈그림 5〉와 같이 연속적으로 관측해 보면 전망의 개수가 한 개이므로 이를 반영하여 두 국가에서 모두 수준 변화가 나타나지만 기울기는 거의 그대로 유지되는 것을 확인할 수 있다.

2017년 미국의 4 차례 정책금리 인상(정책금리 밴드 평균값 기준으로 2016년 말 0.625%에서 분기별로 0.67% → 0.87% → 0.94% → 1.17%)에 대한 전망을 가정하고 우리나라의 수익률 곡선의 변화를 예측한 결과를 크게 세 가지로 요약하면 다음과 같다:<sup>42)</sup> 첫째, 미국의 정책금리가 전망(view)대로 0.55%p 상승하는

42) 본 연구에서는 2017년 1분기에 블룸버그 컨센서스 전망에 따라 4bp인상한 것으로 가정하였고 2분기에 0.87%로 인상하는 것을 가정하였으므로 현실에서의 금리인상은 벤치마크 시나리오 보다 한 분기 앞서 시작된 것이 된다. 그러나 본 연구는 연말까지 점진적으로 정책금리가 인상되는 것으로 가정하고 있어 2017Q4의 예측 수익률 곡선을 2016Q4의 수익률 곡선과 비교한다는 관점에서 보면 정확한 인상 시점은 크게 중요하지는 않을 수 있으며 년 중 대략 3회 정도, 그리고 0.55%p 정도의 수준으로 정책금리가 인상되는 경우에 대한 시뮬레이션에 해당한다.



경우 우리나라의 수익률 곡선은 평균적으로 0.71%p 상승하는 것으로 나타났다. 둘째, 미국의 정책금리가 전망대로 상승함에도 불구하고 우리나라의 정책금리를 현행 1.25% 수준에서 유지한다면 2017년말 양국의 기준금리는 거의 유사하거나 심지어 역전 현상도 발생할 수 있는데 한국의 정책금리가 다른 만기의 양국 수익률들과의 상관관계를 반영하여 동반 상승할 수 있도록 허용하면 상승압력이 평균적으로 약 0.39%p 정도일 것으로 나타났다. 이 결과는 다시 표현하면 예측치의 예측오차를 감안할 때 한국의 정책금리는 글로벌 수준변수의 예상된 변화로 인하여 90% 신뢰수준 하에서 2017년 말 최소 1.03%에서 최대 2.25% 밴드 내에서 위치할 수 있음을 의미한다. 셋째, 2016년 4분기 말 기준 양국의 5년 이상 만기의 중장기 금리차 역전현상은 2017년 말에도 해소되지 않는 것으로 나타나고 있는데 보다 의미 있는 수익률 곡선 예측이 되기 위해서는 장기금리 또는 양국의 장기금리 차에 대한 전망이 매우 중요한 과제임을 시사한다.

#### 4. 한국 기준금리 정책에 대한 시사점

미국이 2016년 말부터 기준금리 인상을 시작함에 따라 우리나라도 기준금리를 상향 조정해야 할 필요성이 있는지 검토할 필요가 있다. 2017년 초 이주열 한국은행 총재는 미국의 금리 인상을 따라 기계적으로 인상하지 않는다는 견해를 피력한 바 있으나 앞에서 수익률 곡선과 기준금리의 상관관계를 이용한 예측결과에 의하면 미국 기준금리 인상 벤치마크 시나리오는 한국의 기준금리를 현행 1.25%에서 1.64%로 상승시키는 압력을 발생시킬 수 있음을 알 수 있다. 미국의 기준금리 인상은 근본적으로 물가와 성장의 관점에서의 결정되는 장기중립금리와 글로벌 금융위기 이후의 극단적으로 완화적인 통화정책 산물로서의 near-zero 기준금리 사이의 차이를 해소하려는 시도로 이해할 수 있다. 반면 한국은행의 기준금리 변경에는 다양한 요소들이 고려되기 때문에 본 연구의 예측결과와 같이 미국금리인상 전망에 따라 한국기준금리도 동반 인상하여야 하는지 여부등과 같은 시사점을 직접 도출하기는 어렵다. 따라서 이번 절에서는 정형화된 DSGE(dynamic stochastic general equilibrium)모형을 사용하여 우리나라의 장기균형 기준금리 수준을 대략

적으로 추정해 봄으로써 최소한 한국의 기준금리의 변화 방향에 대한 시사점을 살펴보고자 한다.

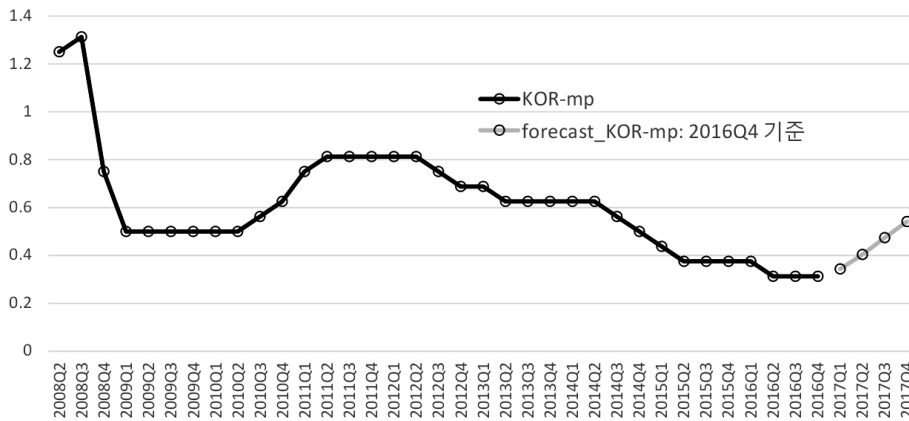
본 연구에서 이론모형으로 고려한 DSGE모형은 널리 알려진 Smets and Wouters (2007) 모형이다. 이 모형에서는 일인당 실질GDP, 소비, 투자, 그리고 실질임금, 노동시간, GDP디플레이터 인플레이션, 그리고 통화당국의 명목 정책금리 등 7개 변수를 관측변수로 하고 가계와 기업의 최적화문제로부터 도출한 다양한 식들과 통화당국의 통화정책반응함수(monetary policy reaction function)를 사용하여 미관측 내생변수들로 구성된 상태방정식을 설정한 뒤 이를 관측변수들과 연계하고 있다.<sup>43)</sup> Smets and Wouters(2007)는 상태-공간모형이라고 잘 알려져 있는 이러한 상태방정식과 관측방정식으로 표현된 모형을 베이저언 마코프체인 몬테카를로(MCMC) 기법 중 Metropolis- Hastings기법을 사용하여 추정할 것을 제안하고 있다. Smets-Wouters 모형을 재현하기 위해 2008년 1분기부터 2016년 4분기까지 우리나라 자료를 이용하여 모형을 추정하고 2016년4분기 시점에서 향후 4분기에 걸쳐 동적 예측을 실행한 결과를 <그림 6>에 제시하였다. 데이터는 한국은행의 웹사이트에서 구하였으며 표본기간이 2008년부터 시작하는 이유는 노동시간과 명목시간당임금 자료가 이 시기부터 이용 가능하기 때문이다.<sup>44)</sup>

<그림 6>에서 KOR-mp는 한국의 기준금리를 나타내며 Smets and Wouters (2007)의 표현방식에 따라 연율 이자율을 4로 나누어 표현하였다. 따라서 그림에 제시한 값에 4를 곱하면 통상의 연율 표시 기준금리가 된다. 연율로 환산한 2017년 중 우리나라 기준금리 예측치는 1.37%, 1.62%, 1.89%, 2.16%로 점차 상승하는 것으로 나타나고 있어 전망에 근거한 본 연구의 예측 결과나 전망이 반영되지

43) Smets and Wouters(2007) 모형에서 설정한 실증 통화정책반응함수는 테일러 준칙을 구현하는 여러 실증분석모형 중 하나에 해당한다. 또한 Smets and Wouters(2007) 모형에서는 가계부채 채널이나 주요 교역상대국 등이 포함되어 있지 않은 단순한 형태의 정형적인 DSGE모형이므로 이하 결과를 해석하는데 있어 이 점을 참고하기 바란다.

44) Metropolis-Hastings기법 실행에서 파라미터의 사후분포를 도출하기 위해 반복추출 횟수는 100,000으로 하였으며 모형추정 결과는 미국 데이터를 이용한 Smets and Wouters(2007)의 결과와 매우 유사하며 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 모형추정에서는 상업용인 Matlab과 범용인 Dynare 프로그램 (Adjemian et al.(2011) 참고)을 함께 사용하였으며 우리나라 자료를 이용하여 Metropolis-Hastings기법을 이용한 파라미터 사후분포 추정결과는 관심있는 독자가 요청하는 경우 별도로 제공할 수 있다.(프로그램 원본 출처: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.97.3.586>)

〈그림 6〉 Smets-Wouters (2007) DSGE 모델을 이용한 한국 기준금리 예측 결과



않은 Smets-Wouters DSGE모형에 의한 예측값 모두 기준금리에 상승압력이 우세함을 시사한다고 할 수 있다.<sup>45)</sup> 참고로 Smets-Wouters모형에서 연율로 표시한 균제상태(steady-state)의 명목기준금리( $\bar{r}$ )는 4.43%로 추정되었다. 또한 이 모형에서 균제상태 1인당 실질GDP 성장률( $\bar{\gamma}$ )과 GDP디플레이터 인플레이션율( $\bar{\pi}$ )이 각각 1.90%와 2.22%로 추정되었는데 균형 명목이자율이 대략 균형 실질성장률과 인플레이션율의 합임을 고려한다면 Smets-Wouters모형이 시사하는 우리나라의 장기균형 기준금리는 약4% 정도인 것으로 나타났다.

본 연구에서는 Nogueira(2010)의 통계적 예측방법론을 이용하여 2017년 미국의 연방기금 목표금리 인상에 대한 전망이 주어질 경우 우리나라의 수익률 곡선이 어떻게 변할 것인가를 분석하였다. 이와 같은 연구가 의미를 가지는 이유는 과거 우리나라에 큰 영향을 미친 미국 정책금리 변경에 대한 전망의 불확실성이

45) 참고로 분기 이자율을  $[(1 + \text{분기이자율})^4 - 1] \times 100$ 으로 연율화하는 경우 우리나라 기준금리 예측치는 각각 1.38%, 1.63%, 1.90%, 2.18%이 된다.

최근 대폭 줄어들어 2017년 미국의 단계적인 금리인상이 일종의 개연성이 높은 ‘예상된 글로벌 충격’(anticipated global shock)으로 이해되는 상황에서 이러한 전망을 명시적으로 반영하여 우리나라의 금리 기간구조 변화를 예측하는 것은 채권 포트폴리오 투자자뿐만 아니라 가계부채를 관리하고 금융안정을 담보해야 할 막중한 책무가 주어진 정책·감독당국, 그리고 일반 국민에게도 매우 중요한 관심사이기 때문이다. 이미 선행연구에서 이론적인 면에서 충실하며 추정 방법도 매우 정교한 모형들이 제시되었음에도 불구하고 본 연구는 Nogueira(2010)의 통계적인 접근법을 선택하였는데 그 이유는 이 모형이 실무적으로 쉽게 접근할 수 있고 보다 많은 국가를 포함하기 위한 다변량으로의 확장이 용이하기 때문이다. 또한 이 접근법은 단순한 통계기법인 주요인 분석에 기반하므로 복잡한(또는 경우에 따라서 거의 불가능할 수도 있는) 모형추정 절차를 거치지 않고도 글로벌 공통요인을 쉽게 계산할 수 있고 이에 대한 해석이 기존 연구와 크게 다르지 않다는 장점을 가진다. 미국 금리인상이 년 중 단계적으로 진행될 것으로 예상되어 Nogueira(2010)의 1기간 후 예측 방법을 본 연구에서는 다기간 예측 방법으로 확장하였다.

실증분석을 위하여 2017년 미국에서 분기별로 4 차례 정책금리가 인상(평균값 기준으로 2016년말 0.625%에서 분기별로 0.67%→0.87%→0.94%→1.17%)될 것이라는 단일 전망(view)을 가정하고 우리나라의 수익률 곡선의 변화를 예측하였다. 그 결과 첫째, 미국의 정책금리가 전망대로 연간0.55%p 상승하는 경우 우리나라의 수익률 곡선은 평균적으로 연간0.71%p 상승하는 것으로 나타났다. 둘째, 미국의 정책금리가 전망대로 0.55%p 상승하는 경우 우리나라의 정책금리가 과거 양국 수익률 시계열상 상관관계에 따라 움직이도록 허용한다면 평균적으로 0.39%p 정도 상승하는 것으로 나타났다. 예측치의 분산을 고려할 경우 90% 신뢰구간 하에서 이러한 변화는 우리나라 정책금리가 2017년 말 최소 1.03%에서 최대 2.25%의 범위 내에서 위치할 수 있음을 의미한다. 셋째, 2016년 4분기 말 기준 양국의 5년 이상 만기의 중장기 금리차 역전현상은 2017년 말에도 해소되지 않는 것으로 나타나고 있는데 이러한 금리역전현상은 지속하기 어려울 것으로 예상되므로 우리나라 수익률곡선 예측에 있어서 장기금리에 대한 신뢰할만한

전망(view)이 매우 중요한 과제일 것으로 보인다. 넷째, 우리나라와 미국의 수익률곡선의 변동은 분기 자료인 경우는 2~3개의 글로벌 요인으로 90% 전후의 총 변동을 설명할 수 있는 것으로 나타났다. 미국의 단기 정책금리에 대한 전망의 불확실성이 최근 대폭 줄어들었다는 것은 이 중 최소한 한 개에 대한 전망의 신뢰성이 크게 높아진 것을 의미하며 본 연구는 기존의 시계열 예측모형과 달리 그 정보를 충분히 반영한 실용적인 대안적 금리예측 결과를 제시한다는 데 그 의의가 있고 할 수 있다.

그러나 본 연구에서 적용한 Nogueira(2010)의 방법론에도 한계점이 있다. 주요인 분석에서는 한국을 미국의 영향을 받는 소규모 개방경제(small open economy)로 인식하는 메커니즘이 존재하지 않으므로 예를 들어 한국의 단기금리결정이 미국의 수익률 곡선에 영향을 미치는 전망을 부여하는 것은 현실성이 떨어지고 해석이 어려워지는 문제가 있다. 따라서 전망을 부여할 때 이 같은 외생적이거나 내생적인 국가의 성격 즉 경제적인 속성을 고려할 필요가 있다. 실제로 미국의 금리인상이 진행되는 가운데 한국의 통화당국이 가계부채문제나 경기침체 등에 대응하기 위하여 정책금리를 인상하지 않고 고정시키는 경우의 전망은 정책담당자에게 매우 유용한 정보를 제공할 수 있다. 그러나 현재의 모형 설정 하에서 이와 같은 전망을 부여하는 것은 어렵다. 이와 같은 형태의 전망을 경제적인 속성에 맞도록 부여할 수 있는 추가적인 연구가 매우 흥미로운 주제가 될 것으로 생각한다.

Adjemian, S., H. Bastani, M. Juillard, F. Karame, F. Mihoubi, G. Perendia, J. Pfeifer, M. Ratto, and S. Villemot, "Dynare: reference manual, version 4," *Working Paper*, CEPREMAP, 2011.

Ahn, D-H., S. Chib, and K. H. Kang, "International diversification gains by bond maturity: evidence from an affine term structure model with

- regime shifts,” *Working Paper*, Washington University in St. Louis, 2012.
- Black, F. and R. Litterman, “Global portfolio optimization,” *Financial Analysts Journal*, Vol. 48, No. 5, 1992, pp.28-43.
- Byrne, J. P., S. Cao, and D. Korobilis, “Co-movement, spillovers and excess returns in global bond markets,” *Working Paper*, University of Glasgow, 2015.
- Dewachter, H. and K. Maes, “An affine model for international bond markets,” *Working Paper*, Center for Economic Studies, 2001.
- Diebold, F. X. and C. Li, “Forecasting the term structure of government bond yields,” *Journal of Econometrics*, Vol. 130, No. 2, 2006, pp.337-364.
- Diebold, F. X., C. Li, and V. Z. Yue, “Global yield curve dynamics and interactions: a dynamic nelson-siegel approach,” *Journal of Econometrics*, Vol. 146, No. 2, 2008, pp. 351-363.
- 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, No. 1, 2006, pp. 309-338.
- Duffee, G. R., “Term premia and interest rate forecasts in affine models,” *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 1, 2002, pp. 405-443.
- Gürkaynak, R. S., B. Sack, and J. H. Wright, “The U.S. treasury yield curve: 1961 to the present,” *Working Paper*, Federal Reserve Board, 2006.
- Kaminska, I., A. Meldrum, and J. Smith, “A global model of international yield curves: no-arbitrage term structure approach,” *International Journal of Finance & Economics*, Vol. 18, No. 4, 2013, pp.352-374.
- Nogueira, L. M., *Interest rate models, asset allocation and quantitative techniques for central banks and sovereign wealth funds*, 1st Ed., Palgrave Macmillan, 2010.
- Nogueira, L. M., “Forecasting yield curves using analyst’s views,” *Working Paper*, ICMA Centre, 2009.

Smets, F. and R. Wouters, “Shocks and frictions in US business cycles: a bayesian DSGE approach,” *American Economic Review*, Vol.97, No.3, 2007, pp.586-606.

Šopov, B. and J. Seidler, “Yield curve dynamics: regional common factor model,” *Working Paper*, Institute of Economic Studies, 2010.

## Forecasting Korea's yield curve using analyst's views on US rate hikes in 2017

Sang-Heon Lee\* · Myung-Jig Kim\*\*

— (Abstract) —

The Federal Reserve raised its benchmark rate to 0.5-0.75% on December 2016 for just the second time since the 2008 financial crisis. At least three further rates increase in 2017 is widely expected with arguably very low uncertainty, and therefore, it may be regarded as an anticipated global shock. This paper attempts to study the impact of the global shocks such as the anticipated 2017 U.S. policy rates increase on predictions of Korea's yield curves. For this task, this paper adopts the Nogueira's (2010) PCA-based prediction method which allows to use analyst's views and to handle the problem of forecasting the vector of interest rates of more than one country. Following the survey results collected by Bloomberg, it is assumed in the empirical analysis that U.S. benchmark rates would increase from 0.625% in December 2016 to 0.67%—0.87%—0.94% →1.17% each quarter in 2017. Assuming 95 per cent confidence of these views, the Korea's yield curve is predicted to shift upward on average by 0.71%p by the end of year 2017. Korea's policy rate would more likely to increase by 0.39%p if U.S. benchmark rate increases by 0.55%p according to analysts' views and if Korea's policy rate is allowed to adjust freely reflecting the historical correlations with the global factor and yields with different maturities in two bond markets.

*Key Words:* Yield Forecasts, Anticipated Global Shock, Principal Component Analysis, Policy Rate

*JEL Classification:* G17, E43, C53

---

\* First author, KIS Pricing, E-mail: shlee725@gmail.com

\*\* Corresponding author: Professor, Department of Economics and Finance, Hanyang University, E-mail: mjkim@hanyang.ac.kr, Tel: +82-2-2220-1034