財務管理硏究 第三十九券 第三號(2022. 6), 103~129

수익률곡선 평탄화에 대한 불확실성의 영향*

이상우** · 주동헌*** · 김누리****

〈요 약〉

글로벌 금융위기 이후 최근의 코로나19 팬데믹에 이르기까지 금융시장에서는 경제여건의 높은 불확실성이 일상화되는 가운데 수익률곡선의 평탄화가 진행되어 왔다. 본 연구는 이러한 금융시장의 구조적 변화에 주목하여 불확실성과 수익률곡선간의 관계를 비재정거래 기간구조모형에 의해 분석하였다. 기간구조모형의 수익률 결정요인에 불확실성을 추가하여 미래 기대단기금리와 기간프리미엄을 구해본 결과 불확실성은 두 가지 모두에 하락요인으로 작용하였다. 기대단기금리는 불확실성과 정책금리간의 관계를 그리고 기간프리미엄은 안전자산 수요증가를 반영한 것으로 판단된다. 수익률곡선의 평탄화는 만기 5년 이상 장기 수익률에서 기대단기금리의 변동폭이 제한되면서 기간프리미엄이 주도한 것으로 나타났다. 불확실성을 포함하지 않고 수준/기울기/곡률 등 전통적인 수익률 내재요인에 의해 기대단기금리를 구해보면 상당 폭 낮은 수준으로 추정되어 통화정책 운영에 주의가 요구된다. 통화정책이 시장참가자들의 기대보다 완화적으로 운영되면 저금리 장기화의 방향으로 시장기대가 수정되면서 금융불균형을 심화시킬 소지가 있기 때문이다.

주제어 : 수익률곡선, 평탄화, 불확실성, 기간구조모형, 기간프리미엄

논문접수일 : 2022년 03월 17일 논문수정일 : 2022년 04월 06일 논문게재확정일 : 2022년 04월 07일

* 이 논문은 제1저자의 박사학위논문을 바탕으로 작성되었습니다. 본 논문에 대하여 많은 조언을 제공하여 주신 익명의 심사위원분들께 감사드립니다.

** 제1저자, 우리카드 상근감사위원(전), E-mail: woolee0404@gmail.com

*** 공동교신저자, 한양대학교 경상대학 경제학부 부교수, E-mail: ramiboo@hanyang.ac.kr

**** 공동교신저자, 한양대학교 경상대학 경영학부 부교수, E-mail: nooleekim@hanyang.ac.kr

Ⅰ. 서 론

글로벌 금융위기 이후 최근의 코로나19 팬데믹에 이르기까지 불확실성이 통화정책 운영의 주된 과제가 되고 있는 가운데 금융시장에서는 수익률곡선의 평탄화가 주요 이슈가 되고 있다. 2018년 7월, 미국 미니애폴리스 연준 총재인 Neel Kashkari는 "수익률곡선의 평탄화 나아가 장단기금리 역전은 그동안 예외 없이 경기후퇴로 이어졌음에도 불구하고 지금은 연준의 양적완화라는 전례 없는 조치에 따른 기간프리미엄의 하락에 기인하고 있다고 하겠으나, 금융시장의 다양한 시그널을 해독하는 것이 과학적으로 정확하지 않은 만큼 '이번은 다르다'고 자신하기 어렵다"고 발언한 바 있다.[1)]

통화정책이 수익률곡선의 움직임에 주목하고 있는 것은 정책금리가 장단기시장금리의 준거로서 수익률곡선의 결정요인으로 작용하는 한편 수익률곡선을 통해 미래 정책금리에 대한 시장참가자의 기대를 파악할 수 있기 때문이다. 한국은행이 발간한『한국의 통화정책』(2017)을 보면 중앙은행이 정책금리를 하향 조정하면 단기시장금리와 함께 장기시장금리, 은행 여수신금리가 하락한다고 통화정책파급경로를 설명하면서 장기시장금리는 중앙은행의 정책금리 조정 외에도 금융시장이 경기 및 인플레이션 전망을 반영하여 미래 단기금리 경로를 어떻게 예측하는지, 그리고 기간프리미엄을 어느 정도 요구하는지 등에 따라 정책금리와 다른 방향으로 움직일 수 있다고 기술하고 있다.

학계에서는 통화정책과 수익률곡선의 관계를 거시-금융(macro-finance) 차원에서 기간구조모형(term structure model)에 의해 규명하는 노력이 전개되어 왔다. 초단기금리가 중앙은행에 의해 결정됨에 따라 초단기금리의 결정요인인 인플레이션/산출갭을 수익률곡선의 결정요인으로 연결하면서 Rudebusch and Wu(2008)는 중앙은행 정책결정함수인 Taylor rule과 주성분분석에 의한 구해지는 수익률곡선의 제1주성분(L: 수준) 및 제2주성분(S: 기울기)을 연계[2)]하여 뉴케인지언 합리적 기대모형을 유도하였다. 또한 기간구조모형에 의해 수익률은 미래 평균 기대단기금리와 기간프리미엄으로 나누어진다. 미 세인트루이스 연준은행의 통계DB인 FRED에서는 Kim and Wright(2005)의 기간구조모형에 입각하여 기간프리미엄을 제공하고 있으며 연준 내부적으로는 Kim and Wright(2005)와 함께 Adrian et al.(2013)의 추정치를 활용하고 있다(Li et al., 2017). 이와 달리 Cieslak and Povala(2015)는 수익률곡선의 측정오차가 기간프리미엄의 추정을 어렵게 한다고 지적하였으며 Joslin et al.(2014)은 수익률곡선에 내재된 결정요인으로 거시경제변수를

1) https://medium.com/@neelkashkari/the-flattening-yield-curve-7be0021707f0.

2) 초단기금리 $i_t = \delta_0 + L_t + S_t$와 Taylor rule $i_t = r^* + \pi_t^* + g_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + g_y y_t$에서 L_t는 $r^* + \pi_t^*$에 그리고 S_t는 $g_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + g_y y_t$에 대응하는 것으로 보았다(Rudebusch and Wu, 2008).

제대로 설명할 수 없다고 주장하였다.

최근에는 수익률곡선의 평탄화로 기간프리미엄이 마이너스를 기록하면서 미래 기대단기금리의 왜곡가능성이 제기되고 있다. 이와 관련하여 기간프리미엄의 하락을 가져온 요인으로 ① 소표본 편의에 의한 단기금리의 조기 평균 복귀 ② 안전성/유동성을 지니는 국채 등 무위험채권에 대한 수요 증가 ③ 생산성 하락, 인구구조 변화 등에 따른 자연이자율 하락 등이 제시되고 있는데 경제 전반적인 불확실성의 증대에 따른 정책금리의 하락이 또 다른 요인일 소지도 있다.

국내에서는 기간프리미엄의 결정요인에 주안점을 두고 논의가 진행되어 왔다. 배광일, 이순희(2020)는 기간프리미엄의 원천인 채권초과수익률에 대해 전문가 성장/인플레이션 전망치의 편차가 미치는 영향을 분석하였으며 김기식 외 2인(2014)과 윤재호(2020)는 Joslin et al.(2014)을 기초로 수익률곡선에 미치는 거시경제변수의 영향을 분석하였다. 다음으로 오형석(2020)은 Adrian et al.(2013)을 이용하여 기간프리미엄을 구하고 그 설명변수로 경제전망치의 편차, 국채공급, 외국인 국채보유규모, 미국 기간프리미엄 등의 적합성을 점검하였다. 채권시장의 수급구조에 주안점을 두고 기간프리미엄을 다룬 연구로는 강규호, 오형석(2015), 성병묵 외 3인(2018) 및 원승연, 심명화(2022) 등이 있다. 강규호, 오형석(2015)은 미국 장기금리의 상승이 장단기금리 격차의 원인이 될 수 있음을 보였으며 성병묵 외 3인(2018)은 미국 등 주요국의 양적 완화에 따른 국채매입을 기간프리미엄 하락의 원인으로 제시하였다. 원승연, 심명화(2022)는 채권시장참가자를 장기투자자와 단기투자자로 나누어 시장분할가설의 적용가능성을 분석하였다. 이 밖에 송준혁(2009)은 기간구조모형을 통해 한국은행 기준금리 변경의 효과를 평가하였으며, 강규호(2012)는 기간구조의 구조변화 시점을 분석하였다.

이와 같은 기존 연구와 달리 본 연구는 비재정거래 선형기간구조모형인 Adrian et al.(2013)의 수익률 결정요인에 불확실성을 포함하여 거시-금융 기간구조모형이 지향하는 통화정책과 수익률곡선간의 연결을 강화하고자 하였다. 아울러 선행 연구에서 불확실성을 기간프리미엄에 주안점을 두고 분석한 것과 달리 본 연구에서는 시장분할가설 및 불확실성 하에서 주요국 중앙은행들의 통화정책 운영행태를 기초로 불확실성이 기간프리미엄 및 기대단기금리 모두에 하락요인으로 작용한다고 전제하고 그동안 리스크의 시장가격에 한정되었던 불확실성의 영향이 단기금리에도 미칠 수 있도록 하여 기대가설 측면에서 기간구조모형의 유용성을 높이고자 하였다.

기간구조모형의 수익률 결정요인에 불확실성을 추가하여 미래 기대단기금리와 기간프리미엄을 구해본 결과 불확실성은 양 요인 모두에 하락요인으로 작용하였다. 아울러 만기 5년 이상 장기 수익률에서 기대단기금리의 변동폭이 제한되면서 기간프리미엄이 수익률

곡선의 평탄화를 주도한 것으로 나타났다. 통화정책 운영과 관련하여서는 수준/기울기/곡률 등 전통적인 수익률 내재요인에 의해 추정된 기대단기금리가 불확실성 포함시보다 상당폭 낮은 수준으로 나타나는 데 유의할 필요가 있다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 선행연구로서 기대가설과 기간구조모형, 수익률곡선의 평탄화, 거시-금융 기간구조모형 및 기간구조모형에서의 불확실성 등을 소개하고 제Ⅲ장에서는 불확실성을 포함한 기간구조모형을 통해 수익률곡선 평탄화의 원인을 분석하고 전통적 수익률 내재요인에 의한 기대단기금리/기간프리미엄과 비교・평가한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 결과를 요약하고 통화정책적 시사점과 후속 연구 과제를 제시한다.

Ⅱ. 선행 연구

1. 기대가설과 기간구조모형

주요국 중앙은행들은 장기금리가 현재 및 미래 기대단기금리의 평균이라는 기대가설 또는 기대단기금리와 기간프리미엄의 합으로 나타난다는 기간구조모형에 입각하여 무이표채 기준으로 수익률곡선을 추정하여 발표하고 있다. ECB는 매일 수익률곡선을 홈페이지에 게시[3]하고 있으며 미국의 경우 연준 및 재무부에서 수익률곡선을 작성하고[4] 세인트루이스 연준은행은 기간프리미엄을 제공하고 있다. 우리나라는 수익률곡선 대신 장단기금리차를 통해 시장참가자들의 기대를 평가하고 있다.

이와 같은 수익률곡선의 추정방식은 기간프리미엄을 고려하지 않는 Nelson-Siegel 방식, Svensson 방식 및 평활스플라인 방식[5]과 기간프리미엄을 포함하는 비재정거래 선형기간구조모형(no-arbitrage affine term structure model)으로 대별된다. Nelson-Siegel/Svensson 방식 및 평활스플라인 방식은 모수 추정을 통해 수익률곡선을 나타내기 때문에 모수적 모형으로 분류된다. 미 연준 및 ECB는 Svensson 방식을 미 재무부는 평활스플라인의 전단계인 큐빅스플라인방식을 사용하고 있다. BIS 조사에 따르면 <표 1>에서와 같이 주요국 중앙은행들은 대체로 모수 추정방식을 채택하고 있으며 Nelson-Siegel 방식, Svensson 방식 및 평활스플라인 방식이 고르게 사용되고 있다.[6]

---

3) ECB는 수익률곡선과 함께 순간선도금리(instantaneous forward rate)를 제시하고 있다.
4) 연준의 수익률곡선 관련 자료제공 내역에 관해서는 다음을 참조하기 바란다.
(https://www.federalreserve.gov/data/yield-curve-models.htm).
5) 모수의 수를 제한하지 않고 적합도에 따라 신축적으로 조정하는 방식이다.
6) Nelson-Siegel 방식과 Svensson 방식의 자세한 내용은 <부록 1>을 참고하기 바란다.

<표 1> 주요국 중앙은행의 수익률곡선 추정방식

이 표는 주요국 중앙은행의 수익률곡선 추정방식을 보여주고 있다. 캐나다의 경우 Merrill Lynch Exponential Spline 방식이며 스웨덴의 경우는 Svensson 방식을 병행하고 있다. 자료는 'Zero-coupon Yield Curves: Technical Documentation'(Bank for International Settlements, 2005)에서 입수하였다.

추정 방식	해당 국가
Nelson-Siegel 방식	이탈리아, 핀란드
Svensson 방식	독일, 스페인, 스위스, 노르웨이
Nelson-Siegel 또는 Svensson방식	벨기에, 프랑스,
평활스플라인 방식	일본, 캐나다, 스웨덴

Nelson-Siegel 방식과 Svensson 방식 등 모수적 모형은 재정거래요인을 고려하지 않고 있어 장단기수익률 격차를 전적으로 기대단기금리에 의해 설명하게 된다. 그렇지만 금융시장의 불확실성을 감안하면 채권수익률은 기대단기금리의 평균이 아니라 기간프리미엄[7](또는 리스크프리미엄)을 포함하는 기간구조모형에 의해 접근할 필요가 있다.[8] Piazzesi (2009)는 기간구조모형이 리스크프리미엄과 미래 기대단기금리를 분리하는 것을 가능하게 한다고 평가한 바 있다. 즉 모수적 모형에 대한 대안으로 기간프리미엄을 포함하는 비재정거래 선형기간구조모형(no-arbitrage affine term structure model)을 고려할 수 있다. 비재정거래 선형기간구조모형의 일반적 구조는 제한된 만기의 무이표채 수익률을 대상으로 주성분분석 등을 통해 수익률 결정요인을 구한 뒤 이를 기초로 단기시장금리, 위험시장가격, 채권가격, 채권수익률, 기간프리미엄을 구하는 순으로 이루어지며 단기시장금리, 위험시장가격, 채권가격 및 채권수익률은 수익률 결정요인과 선형관계를 지니는 것으로 전제한다. 기간프리미엄은 위험의 시장가격이 0이라고 전제하여 산출(Adrian et al., 2013; Jennison, 2017)되며 수익률과 채권가격간의 비선형성 즉 볼록성(convexity)을 감안한 Jensen's inequality (convexity premium)도 포함한다. 강규호, 오형석(2015)은 기간프리미엄을 초과수익률에 의해 산출[9]하였으며 Kim and Orphanides(2012)는 선도금리 기간프리미엄을 추정하였다. 한편 Christensen et al.(2011)은 동태적 Nelson-Siegel모형에 수익률조정요인[10]을 추가하여

7) 기간프리미엄에 대한 설명은 <부록 2>를 참고하기 바란다.

8) Campbell and Shiller(1991)는 채권수익률이 만기간 금리차와 리스크프리미엄으로 구성된다는 것을 아래 식에서 $\beta_1^n = 1$ 가설의 기각을 통해 뒷받침한 바 있다.

$$y_{t+1}^{n-1} - y_t^n = \beta_0^n + \beta_1^n \frac{y_t^n - y_t^1}{n-1} + \epsilon_{t+1}^n$$

9) 아래 식에서와 같이 선도금리에 의해 초과수익률(exr_t)을 구한 뒤 이를 평균하여 기간프리미엄(TP_t)을 구하였다(강규호, 오형석, 2015).

$$exr_t(s_t, n) = E_t[\ln P_{t+1}(s_{t+1}, n-1) - \ln P_t(s_t, n)] + \ln P_t(s_t, 1)$$

$$TP_t = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n-1} exr_t(s_t, n+1-j)$$ 여기에서 s_t: 국면

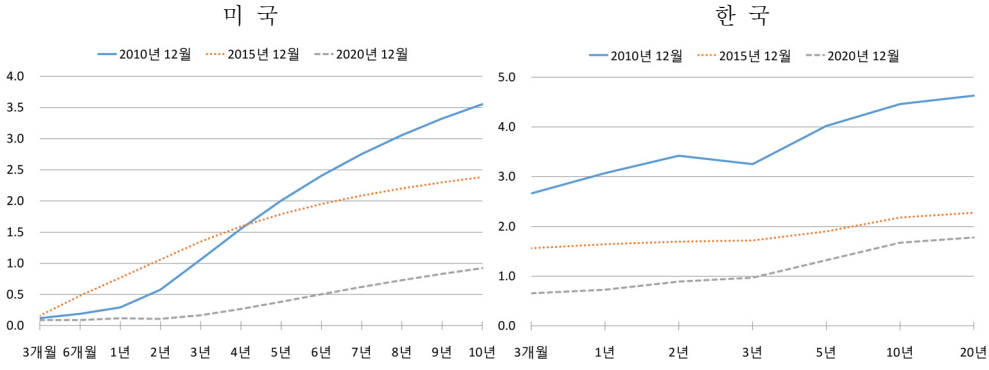
무재정거래 모형으로 변환하였다.

2. 수익률곡선 평탄화

근년에 들어 수익률곡선의 평탄화가 [그림 1]에서와 같이 뚜렷해지면서 비재정거래 선형기간구조모형을 중심으로 기간프리미엄 하락([그림 2] 참조)에 주목하는 연구가 활발히 진행되고 있다(Bauer and Rudebusch, 2020; Jennison, 2017; Kim and Orphanides, 2007 등). 수익률곡선의 평탄화에 대한 연구는 단기금리의 조기 평균복귀(mean-reverting) 등 기간프리미엄의 하락에 대한 설명과 기대단기금리의 평균복귀에 대한 반론 제기로 나누어진다. 기간구조모형 중 기간프리미엄 하락에 주목하는 연구로는 수익률곡선의 기울기와 리스크프리미엄의 정(+)의 관계(Fama and Bliss, 1987; Campbell and Shiller, 1991)에 입각한 본질적 선형모형(Duffee, 2002; Dai and Singleton, 2002)[11]이 대표적이다.

[그림 1] 미국 수익률곡선과 한국 장단기시장금리

이 그림은 최근 기간의 미국의 수익률곡선과 한국의 장단기시장금리의 변화 양상을 보여주고 있다. 미국 수익률곡선은 월말 기준 ACM 추정치이며 한국 장단기시장금리는 3개월/1년/2년은 통화안정증권, 3년/5년/10년/20년은 국고채 기준 월평균 금리이다. 관련된 수익률 및 금리자료는 미국 뉴욕 연준은행 및 한국은행에서 입수하였다.



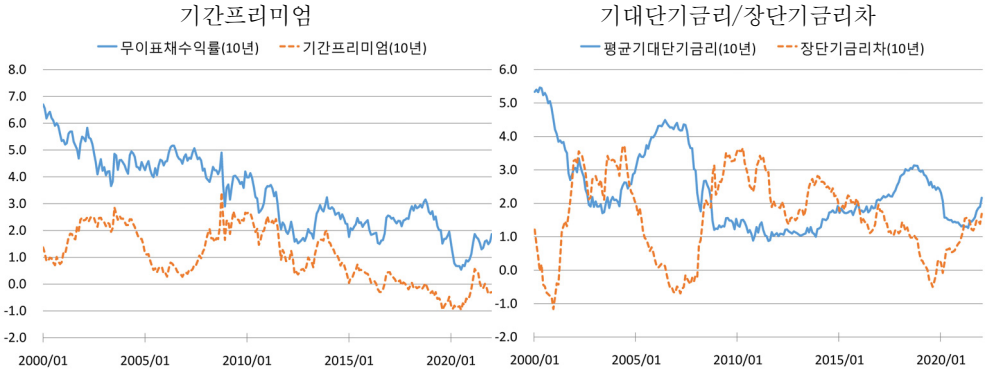
10) 아래 식에서 $-\frac{C(t,T)}{T-t}$ 가 수익률조정요인이다(Christensen et al., 2011).

$$y(t,T) = X_t^1 + \frac{1-e^{-\lambda(T-t)}}{\lambda(T-t)}X_t^2 + [\frac{1-e^{-\lambda(T-t)}}{\lambda(T-t)} - e^{-\lambda(T-t)}]X_t^3 - \frac{C(t,T)}{T-t}$$

11) 선형기간구조모형은 리스크프리미엄(또는 초과수익률)과 수익률곡선 기울기간에 정(+)의 관계를 나타내지 못하는 완전한 선형(completely affine)과 이를 구현하는 본질적 선형(essentially affine)으로 구분된다(Duffee, 2002).

[그림 2] 미국 무이표채 수익률 기간프리미엄

이 그림은 2000년 이후의 미국 무이표채 수익률과 기간프리미엄, 그리고 기대단기금리 및 장단기금리차의 움직임을 보여주고 있다. 보고된 수치는 ACM 추정치이며 장단기금리차는 10년 만기 국채수익률에서 페더럴펀드금리를 차감한 값이다. 관련된 자료는 미국 뉴욕 연준은행 및 세인트루이스 연준은행에서 입수하였다.



기간프리미엄 하락을 수급요인에 의해 설명하는 연구는 국채의 유동성 및 안전성에 주목하고 있다. Del Negro et al.(2017)은 VAR 및 DSGE모형을 통해 장기에 걸친 자연이자율의 하락을 확인하고 그 요인으로 중앙은행의 공개시장대상인 재정증권이 지니는 유동성 및 안전성에 대한 수요 증가를 제시하였다.[12] 아울러 자연이자율 추세치 하락에서 유동성 및 안전성에 대한 수요 증가가 60% 그리고 경제성장세 둔화를 나타내는 1인당소비지출 또는 노동생산성이 40%를 차지하는 것으로 분석하였다. Del Negro et al.(2017)은 재정증권에 대한 수요 증가의 원인을 추후 연구과제로 돌렸으나 글로벌 금융위기 이후 불확실성이 크게 높아진 데 상당부분 기인할 소지가 있다. Gagnon et al.(2011) 및 D'Amico and King(2013) 등은 실증연구결과를 통해 글로벌 금융위기 이후 미 연준의 대규모 자산매입이 장기 국채수익률 및 모기지 채권수익률을 크게 하락시킨 것으로 평가하였다. 국내에서는 성병묵 외 3인(2018) 등이 미 양적완화에 따른 외국인 채권수요의 증대로 기간프리미엄이 하락한 것으로 분석하였다.

이와 달리 Haubrich et al.(2012)은 단기실질금리, 기대인플레이션 및 장기 기대인플레이션을 나타내는 인플레이션 중심화 경향(inflation's central tendency)의 변동성만으로 장기채의 리스크프리미엄을 추정하면서 장기채의 리스크프리미엄은 역사적으로 안정적이라고

12) 아래 오일러 방정식에서 $(1+CV_{t+1})$이 유동성 및 안전성에 대한 수요 증가를 표시한다(Del Negro et al., 2017).

$$1 = E_t\left[\frac{1+R_t}{1+\pi_{t+1}}(1+CV_{t+1})M_{t+1}\right]$$

평가하였다. 이에 대해 Crump et al.(2018)은 비재정거래 선형기간구조모형을 통해 채권수익률을 기대단기금리와 기간프리미엄으로 나누고 있지만 수익률곡선의 움직임을 주도하는 요인에 대해서는 실증분석결과가 크게 차이[13]를 보이는 등 컨센서스가 이루어지지 않고 있다고 지적하였다.

비재정거래 선형기간구조모형의 수정을 통해 기대단기금리의 왜곡 가능성에 대처하는 노력도 진행되고 있다. Kim and Orphanides(2012)는 금리의 지속성에 비해 표본기간이 제약되면서 평균 회귀가 조기에 이루어지는 문제점을 완화하기 위해 전문가 전망치를 수익률 결정식에 포함하였으며, Piazzesi et al.(2015)은 전문가 단기금리 전망치에 기초한 기간프리미엄이 모형 추정치에 비해 변동성이 제한적 이유를 금리전망치의 높은 지속성으로 설명하였다. Bauer et al.(2014)은 소표본 편의(small-sample bias)를 조정하면 위험중립 선도금리가 하락추세를 보이면서 기간프리미엄의 축소효과도 완화된다고 하였다. Kopp and Williams(2018)는 기존의 비재정거래 선형기간구조모형이 가우시안분포를 전제로 하고 있어 수익률곡선 결정요인이 추세치[14]를 가지는 등으로 안정적이지 않을 경우 기간프리미엄이 왜곡될 수 있다고 하였다. Bauer and Rudebusch(2020)는 단기금리가 안정적이라는 전제하에 이루어지는 평균 회귀로 인해 장기수익률 변동이 기간프리미엄에 의해 설명되는 문제점을 보이고 있다고 지적하고 단기금리 추세치의 하락[15]을 통해 수익률곡선의 평탄화[16]를 설명하였다. 한편 Laubach and Williams(2016)는 글로벌 금융위기 이후 자연이자율이 하락하면서 잠재GDP 측정오차로 인한 불확실성이 증대되는 문제를 제기하였다.

3. 거시-금융 기간구조모형

비재정거래 선형기간구조모형이 주성분분석 등을 통해 수익률곡선을 도출함에 따라 수익률 결정요인에 정책금리의 파급경로에 입각하여 거시경제적 의미를 부여하기 위한

---

13) Haubrich et al.(2012), Bauer et al.(2012) 등이 장기채 수익률의 움직임을 기대단기금리에 의해 설명하는 것과 달리 Wright(2011), Adrian et al.(2013) 및 Joslin et al.(2014) 등은 기간프리미엄이 주도적 역할을 한다고 분석하였다.

14) Laubach and Williams(2003)는 잠재GDP의 추세성장률이 자연이자율의 주된 결정요인이라는 점에서, Carlstrom and Fuerst(2016)는 정책금리가 장기적으로 인플레이션 목표치를 감안한 명목 자연이자율에서 안정된다는 점에서 성장률 추세를 감안할 필요성을 제기하였다.

15) 명목 균형 단기금리는 인플레이션율 및 균형 실질금리 추세치의 영향을 받게 되며 이중 균형 실질금리의 하락은 생산성 저하, 인구구조 변화, 자본재가격의 하락, 글로벌 차원에서의 저축 증대와 투자 감소 등으로 안정상태 금리수준이 낮아진 데 기인하는 것으로 설명하였다(Bauer and Rudebusch, 2020).

16) 1980~1982년 기간과 2015~2017년 기간을 비교하면 선도금리($f(5,10)$)가 10%포인트 하락하였는데 추세치를 감안하지 않을 경우 75%가 기간프리미엄의 하락에 기인하는 것과 달리 추세치를 감안하면 35~37% 정도로 축소되는 것으로 분석되었다(Bauer and Rudebusch, 2020).

노력이 꾸준히 이루어졌다. Bernanke et al.(2004)은 수익률 자체 요인 대신 실업률갭, 인플레이션율(전년동기비), 페더럴펀드금리, 미래 기대인플레이션율(향후 1년) 서베이, 유로달러 선물금리(1년 후)를 사용하였으며, Smith and Taylor(2009)는 인플레이션율과 GDP갭만으로 수익률곡선을 설명하였다. Wright(2011)는 미래 선도금리(전문가 서베이 기준)를 이용한 기간프리미엄 산출시 인플레이션율과 성장률에 의해 미래 기대단기금리를 추정하였다.[17] 이 밖에도 Kim and Wright(2005)는 인플레이션을 수익률 결정요인에 의해 구하고 기간프리미엄을 명목과 실질로 나누어 추정하였다.

이와 같이 성장/물가 등 거시경제변수만으로 수익률곡선을 추정하는 경우 적합도가 부족한 것으로 나타나면서 수익률 내재적 요인에 거시경제변수를 추가하는 방식이 병행되었다. Ang and Piazzesi(2003)는 수익률 내재적 요인에 인플레이션 관련 지표의 제1주성분과 경제활동 관련 지표의 제1주성분을 추가하여 단기금리를 추정하였다. Diebold et al.(2006)은 수익률 결정요인의 VAR에 거시경제변수를 포함하였다. 수익률곡선의 결정요인으로 거시경제변수가 사용되면서 수익률곡선이 거시경제변수의 움직임을 설명할 수 있는가에 따라 기간구조모형은 생성(spanning) 모형과 비생성(unspanning) 모형으로 분화되었다. Joslin et al.(2014)은 회귀분석 결과 실물경제활동에 대한 3개 주성분의 R^2가 15%에 불과하여 생성 모형에서의 이론을 뒷받침하지 못하고 있다고 비판하면서 비생성 모형을 제시하였다. 이에 대해 Bauer and Rudebusch(2017)는 동 문제가 모형설정 오류, 데이터의 적정성 결여 등에 따른 측정오차에 기인한다고 지적[18]하면서 비생성 모형은 생성 모형의 한 유형이라고 반박하였다.

기간프리미엄과 관련하여서는 채권이 명목자산인 만큼 인플레이션 및 인플레이션 불확실성에 주목하였다. Piazzesi and Schneider(2007)는 중장기적으로 인플레이션과 소비지출은 역(-)의 관계에 있으며 이로 인해 경기 부진에도 채권의 실질가치 보전을 위해 기간프리미엄이 상승[19]한다고 설명하였으며 Rudebusch and Swanson(2012)은 DSGE 모형을 통해 이를 뒷받침하였다. Watchter(2006)는 소비의 평탄화 경향에 따라 외생적 요인으로 소비가 줄어들게 되면 이를 보전하기 위해 채권 수요가 감소하면서 기간프리미엄이

17) 아래 식에서와 같이 인플레이션율 및 성장률에 의한 정책금리(r) 추정 결과를 이용하여 기간프리미엄(TP)을 산출하였다(Wright, 2011).

$$r_t = \beta_0 + \pi_t + \beta_y y_t + \epsilon_{rt} \qquad TP_t^{survey} = f_t^{5,10} - (\widehat{\beta_0} + \pi_t + \widehat{\beta_y} y_t)$$

18) Joslin et al.(2014)에 사용된 서베이 기반 인플레이션율 대신 중앙은행이 정책결정시 중시하는 CPI 등을 대상으로 하여 수익률곡선의 설명력이 뚜렷이 증가함을 보였다(Bauer and Rudebusch, 2017).

19) 경기부진시 금리가 하락하는 데에도 불구하고 기간프리미엄이 상승하는 현상을 'bond premium puzzle'이라고 한다.

상승하는 것으로 보았다. Campbell et al.(2017)은 공급측 충격에 의해 인플레이션이 상승할 때는 기간프리미엄이 확대되는 반면 수요측 요인으로 경기가 부진할 경우에는 기간프리미엄이 축소되면서 마이너스를 보일 수 있다고 분석하였다. 이 밖에도 Wright(2011)가 기간프리미엄의 움직임을 인플레이션 불확실성[20]에 의해 설명하였으며 Rudebusch et al.(2006)은 1990년대 기간프리미엄이 추세적으로 하락한 원인으로 인플레이션 불확실성 감소를 들었다.

4. 기간구조모형에서의 불확실성

기간구조모형에서의 불확실성에 대한 관심은 Cochrane and Piazzesi(2005)에 의해 본격화되었다. 이들은 1년 차입/1년 장기채권투자로 구해지는 초과수익과 선도금리간의 상대적으로 높은 R^2를 근거로 수익률모형에는 수준/기울기/곡률 이외의 수익예측요인[21]이 포함되어야 한다고 주장하였다. Leippold and Matthys(2015)는 경제정책 불확실성을 Baker et al.(2015)의 '재정정책 불확실성지수'(GPU)와 '통화정책 불확실성지수'(MPU)로 나누어 초과수익에 미치는 영향을 분석하였다. Tillmann(2020)은 Husted et al.(2020)의 '통화정책 불확실성지수'를 이용하여 불확실성이 수익률곡선에 미치는 영향을 분석하고 단기적 성격의 통화정책 불확실성은 장기채권에 대한 수요를 늘려 기간프리미엄을 줄이는 요인으로 작용한다고 주장하였다. Gospodinov(2020)는 채권가격과 수익률간의 Jensen's inequality에 주목하면서 불확실성이 커질수록 볼록성으로 인한 감소효과가 리스크프리미엄 상승분을 웃돌면서 기간프리미엄이 축소되는 것으로 보았다.[22]

불확실성을 장단기금리 측면에서 접근한 연구로는 Lansing(2017), Haavio et al.(2017), Neri and Gerali(2019) 등이 대표적이며 선형기간구조모형에 기초하여 불확실성과 기대단기금리를 명시적으로 다룬 연구결과는 찾아보기 어려웠다. Lansing(2017)은 자연이자율이 불확실성지수(Jurado et al., 2015)와 역의 관계에 있음을 보였으며 Haavio et al.(2017)과 Neri and Gerali(2019)는 DSGE모형을 통해 리스크프리미엄[23] 충격이 자연이자율 분산의

---

20) 인플레이션 확률적 추세치의 표준편차 및 서베이 전망치의 분산, 서베이 전망치 변동성 등을 사용하였다(Wright, 2011).

21) 수익예측요인은 선도금리의 선형결합으로 작성하였다(Cochrane and Piazzesi, 2005).

22) $\lambda\sigma\tau/2$(리스크프리미엄) $-\sigma^2\tau^2/6(convexity)$에 의해 설명하였다(Gospodinov, 2020).
λ: 리스크가격 σ: 변동성(불확실성) τ: 만기

23) 오일러 방정식에 할인요인(θ_t)으로 포함하였다(Neri and Gerali, 2019).
$r_t^n = \frac{\tilde{\lambda}_t}{\beta E_t(\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\gamma_{t+1}^c})\theta_t} r_t^n$: 자연이자율 $\tilde{\lambda}_t$: 라그랑지승수 γ_t^c: 실질소비증가율

주요한 부분으로 작용하면서 가계의 무위험채권에 대한 할인율의 수정을 가져온다고 설명하고 안전성과 유동성을 갖춘 채권에 대한 수요 충격으로 해석하였다. 이 밖에 Castelnuovo (2019)는 금융시장 불확실성 충격에 장단기금리 모두 마이너스(-) 방향으로 반응하지만 중기적으로 실물경제가 회복될 것이라는 기대를 배경으로 장기금리가 단기금리보다 하락폭이 제한되면서 수익률곡선이 가팔라진다고 분석하였다.

Ⅲ. 불확실성을 포함한 기간구조모형

본 연구에서는 정책금리 결정에 불확실성이 주요 변수로 작용(Lansing, 2017; 이상우, 주동헌, 2021)하고 있음에 주목하여 기간구조모형의 수익률 결정요인에 불확실성을 추가하여 불확실성이 기대단기금리 및 기간프리미엄에 미치는 영향을 분석하였다. 이상우, 주동헌 (2021)은 {불확실성, 산업생산, 소비자물가, 콜금리}로 구성되는 VAR모형의 예측오차분산 분해를 통해 36개월 후 기준으로 '통화정책 환경 불확실성지수'가 콜금리 예측오차의 25.7%를 차지하고 있음을 보인 바 있다. 이를 감안하여 불확실성(Un_t)과 수익률곡선의 내재적 결정요인인 수준/기울기/곡률($PC1_t$, $PC2_t$, $PC3_t$)의 충격반응함수를 VAR모형 {Un_t, $PC1_t$, $PC2_t$, $PC3_t$}을 통해 구해보면 [그림 3]에서와 같이 불확실성 충격이 수준과 기울기를 모두 낮추는 것으로 나타났다.[24] 충격반응함수 분석에서 수익률 결정요인은 한국자산평가의 13개 만기(3개월, 6개월, 9개월, 1년, 1년 6개월, 2년, 2년 6개월, 3년, 4년, 5년, 7년, 10년, 20년) 무이표채 수익률을 대상으로 주성분분석을 통해 구하였다. 불확실성지표는 이상우, 주동헌(2021)의 '통화정책 환경 불확실성지수'를 사용하였다.

이상우, 주동헌(2021)은 한국은행의 주된 정책보고서인 『통화신용정책보고서』에서 불확실(성)을 설명하는 어휘를 대상으로 '구글 트렌드'의 검색 데이터를 이용하여 정책금리 결정과정에서 통화당국이 인식하는 정책환경의 불확실성을 지수화하였다. '통화정책 환경 불확실성지수'는 환율/금리/주가 등 시장가격변수를 기반으로 코로나19와 같은 episode형 어휘를 추가하여 작성되며 이상우, 주동헌(2021)에서는 시장가격변수가 전체 검색빈도의 60% 이상을 차지하는 것으로 보고하고 있다. 본 연구에서는 이상우, 주동헌(2021)에서 2020.11월까지로 작성된 '통화정책 환경 불확실성지수'를 『통화신용정책보고서』 2020년 12월, 2021년 6월 및 12월에서 미 대선, 미 정책금리 인상 및 글로벌 공급망 등을 검색 어휘로 추가 선정하여 2021년 12월까지로 연장하고 분석대상 기간을 무이표채 수익률의 이용이

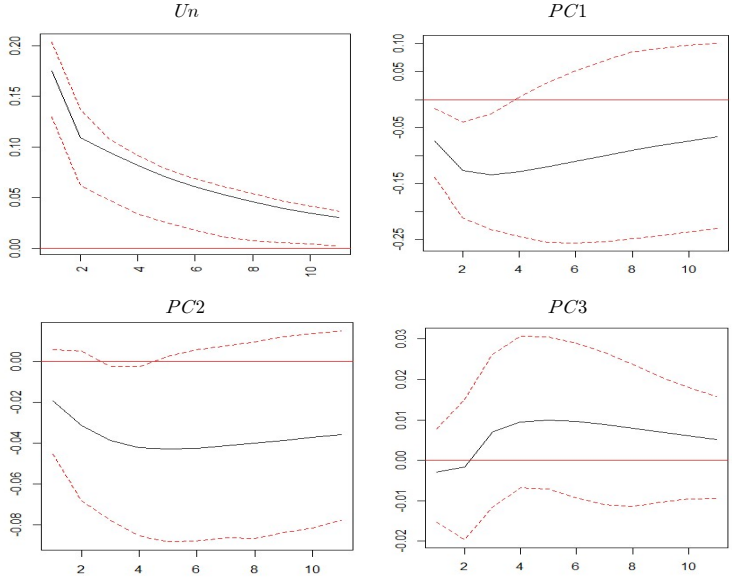
24) VAR의 충격반응을 통해 수익률 결정요인과 거시경제변수와의 관계를 분석한 사례로는 Afonso and Martins(2012)이 있다.

가능한 2009년 1월부터 2021년 12월까지로 하였다.

기존연구 중 기대단기금리에 주안점을 두고 기간구조모형을 수정한 연구로는 자연이자율 하락에 입각하여 단기금리의 추세적 움직임을 수익률곡선 결정요인에 반영한 Bauer and Rudebusch(2020)를 들 수 있다. 본 연구에서는 거시-금융 기간구조모형 기반을 확충하는 데 주안점을 두고 Bauer and Rudebusch(2020)보다는 Cochrane and Piazzesi(2009)에 시각을 맞추어 불확실성을 추가적인 수익률 결정요인으로 모형에 포함하였다. Bauer and Rudebusch(2020)는 단기금리의 추세치를 새로운 결정요인이 아닌 내재적 결정요인인 수준/기울기/곡률의 조정요인으로 처리하여 거시적 의미가 제한되고 수준요인에 반영된 추세성향과 중첩될 소지도 내포하고 있다. Cochrane and Piazzesi(2005)는 초과수익에 대한 설명력을 높이기 위해 수준/기울기/곡률에 더해 선도금리의 선형결합으로 구해지는 수익예측요인(return-forecasting factor)을 추가하였다.[25] Kim and Orphanides(2012)도 단기금리의 지속성에 비해 짧은 표본기간으로 인한 상향편의 문제점에 대응하기 위해 새로운 변수가 필요하다고 지적한 바 있다.

[그림 3] 불확실성 충격에 대한 수익률곡선 결정요인 반응함수 추정결과

이 그림은 '통화정책 환경 불확실성지수'(Un_t)와 수익률곡선의 수준/기울기/곡률($PC1_t, PC2_t, PC3_t$)의 충격반응함수를 VAR모형 $\{Un_t, PC1_t, PC2_t, PC3_t\}$을 통해 추정한 결과를 보여주고 있다. 점선은 추정치에 대한 95% 신뢰구간을 나타낸다.



25) Fama and Bliss 선도금리를 이용하여 $x_t = q_r'(\alpha + \beta \widetilde{f_t^{FB}})$ $\widetilde{f_t^{FB}} = f_t^{FB} - y_t^{(1)}$ 의 형태로 구하였다(Cochrane and Piazzesi, 2009).

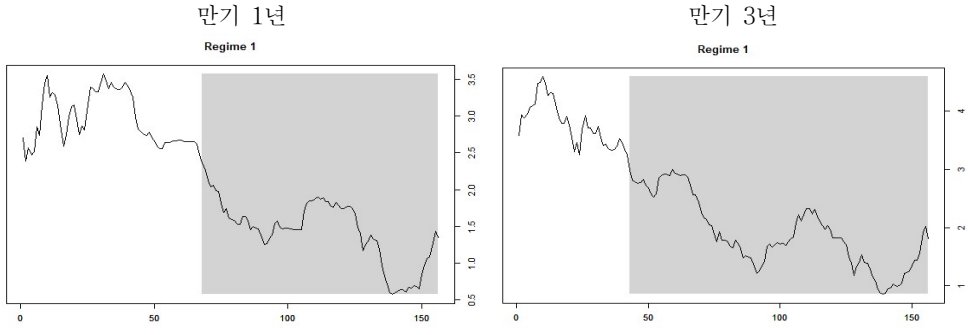
1. 모형의 설정

본 연구는 수치적 최적화가 요구되는 Joslin et al.(2014) 등과 달리 선형회귀를 기반으로 모형의 확장이 용이한 Adrian et al.(2013)(이하 ACM모형)의 5요인 주성분 모형을 기본 모형으로 선정하고, 전통적인 3요인 주성분 모형을 3요인 주성분 + 수익예측요인의 4요인 모형으로 확장한 Cochrane and Piazzesi(2009)를 참고하여 5요인 주성분 + 불확실성의 6요인 모형으로 변형하였다. 즉 Adrian et al.(2013)이 요구하는 가격결정요인들간의 상호독립적인 관계를 담보하기 위해 Cochrane and Piazzesi(2009)가 선도금리를 종속변수로 수익예측요인을 설명변수로 하는 선형회귀의 잔차로 주성분을 생성한 것과 같이 만기별 무이표채 수익률을 종속변수로 '통화정책 환경 불확실성지수'(Un_t)를 설명변수로 선형회귀를 실시한 후 잔차를 대상으로 주성분분석을 통해 제1/제2/제3/제4/제5주성분($PC1_t$, $PC2_t$, $PC3_t$, $PC4_t$, $PC5_t$)을 추출하였다. 이는 거시-금융모형 차원에서 비생성 기간구조모형을 선도하고 있는 Joslin et al.(2014)과 근본적인 차이를 가지고 있다. Joslin et al.(2014)은 초과수익에 대한 설명력을 높이는 데 주안점을 두고 위험의 시장가격 결정에만 거시경제 변수를 포함하고 거시-금융모형의 근간인 단기금리는 수익률 자체요인에 의해 결정되도록 하였으나 본 연구에서는 위험의 시장가격뿐만 아니라 단기금리에도 불확실성이 결정요인으로 작용하도록 하였다.

분석대상 기간과 관련하여 이상우(2021)가 불확실성에 대한 통화정책 반응이 비선형이라고 밝힌 바 있어 만기별 수익률과 '통화정책 환경 불확실성지수'에 마코프 국면전환모형을 적용해 본 결과 [그림 4]와 같이 2012년 중 또는 2014년 중에 불확실성지수의 모수에 구조적

[그림 4] 무이표채 수익률과 '통화정책 환경 불확실성지수'간 마코프 국면전환

이 그림은 만기별 무이표채 수익률과 '통화정책 환경 불확실성지수'에 마코프 국면전환모형을 적용한 결과를 보여주고 있다. 음영부분은 국면전환 이후의 기간을 표시한다. 국면전환은 1년물은 2014년 9월, 3년물은 2012년 8월에 발생한 것으로 추정되었다.



변화가 발생한 것으로 분석되었다.[26] 본 연구에서는 불확실성과 만기별 수익률이 공통적으로 마이너스(-) 관계를 나타낸 2015.1월부터 2021년 12월까지의 84개월을 대상으로 기간프리미엄과 미래 기대단기금리를 추정하였다.[27]

준거 모형인 ACM모형은 초과수익률을 통해 위험의 시장가격을 추정하며 수익률 결정요인의 VAR(식 (1)), 무위험 단기금리(식 (2)), Pricing kernel(식 (3)), 위험의 시장가격(식 (4)), 채권가격(식 (5)), 채권수익률(식 (6)), 초과수익률(식 (7))으로 구성된다.

[ACM모형의 기본구조]

$$X_{t+1} = \mu + \Phi X_t + \upsilon_{t+1} \tag{1}$$

여기에서 $X_t = [PC1_t, PC2_t, PC3_t, PC4_t, PC5_t, Un_t]^{'}$, $\upsilon_{t+1} \sim N(0, \Sigma)$

$$r_t = \delta_0 + \delta_1^{'} X_t + \epsilon_t \tag{2}$$

$$m_{t+1} = \exp(-\frac{1}{2}\lambda_t^{'}\lambda_t - \delta_0 - \delta_1^{'} X_t - \epsilon_t - \lambda_t^{'}\Sigma^{-1/2}\upsilon_{t+1})$$

$$= \exp(-\frac{1}{2}\lambda_t^{'}\lambda_t - \lambda_t^{'}\Sigma^{-1/2}\upsilon_{t+1} - r_t) \tag{3}$$

$$\lambda_t = \Sigma^{-1/2}(\lambda_0 + \lambda_1 X_t) \tag{4}$$

$$p_t^n = E_t(m_{t+1} p_{t+1}^{n-1})$$

$$= \exp(\overline{A}_n + \overline{B}_n^{'} X_t + u_t^n) \tag{5}$$

$$y_t^n = -\frac{1}{n}\ln p_t^n = -\frac{1}{n}(\overline{A_n} + \overline{B_n}^{'} X_t + u_t^n) \tag{6}$$

$$rx_{t+1}^{n-1} = \ln p_{t+1}^{n-1} - \ln p_t^n - r_t$$

$$= \overline{A}_{n-1} + \overline{B}_{n-1}^{'} X_{t+1} + u_{t+1}^{n-1} - \overline{A}_n - \overline{B}_n^{'} X_t - u_t^n - r_t \tag{7}$$

2. 모형의 추정

모형은 Adrian et al.(2013)과 같이 Nelson-Siegel-Svensson모형에 의한 초과수익을 기초로 위험의 시장가격을 구하는 데 초점을 맞추어 3단계로 추정하였다. 1단계로 식 (1)에서 μ, Φ 및 Σ의 추정치($\hat{\Sigma} = \hat{V}\hat{V}^{'}/T$, $\hat{V}$: 잔차행렬)를 구하였다. 2단계로 초과수익률은 식 (8)와

26) 만기별 국면전환 시점은 1년물 2014년 9월, 2년물/3년물/5년물/7년물/10년물 2012년 8월, 20년물 2014년 8월로 나타났다. 한편 3개월물/6개월물/9개월물의 경우에는 2014년 6월~2019년 4월 및 2020년 6월~2021년 12월과 2019년 5월~2020년 5월간 국면이 상이한 것으로 분석되었다.

27) 만기 3년물의 경우 전기 국면의 경우 $\hat{Y}_t^{36m} = 3.21 + 0.60\,MEU_t$ p값: 0.00 R^2: 0.05이었으며 후기 국면은 $\hat{Y}_t^{36m} = 3.21 - 1.11\,MEU_t$ p값: 0.00 R^2: 0.55로 나타났다.

같이 1단계에서의 $\hat{V}$와 전기 수익률 결정요인(X_{-})에 의해 결정되는 것으로 보았다. 3단계로 식 (1)에서의 $\hat{\Sigma}$, 식 (8)에서의 $\hat{a}$, $\hat{\beta}$, $\hat{c}$와 분산 $\hat{\sigma}^2 (= trace(\hat{E}\hat{E}')/NT$, N: 만기수)에 의한 $\hat{\lambda}_0, \hat{\lambda}_1$[28]와 무위험 단기금리식 (2)에서의 $\hat{\delta}_0$, $\hat{\delta}_1$를 식 (9) 및 식 (10)에 적용하여 $\overline{A}_n, \overline{B}_n$를 산출하였다. 최종적으로 기간프리미엄은 $\lambda_0 = 0$, $\lambda_1 = 0$ 를 전제로 한 $(A_n^{RF}\ B_n^{RF})$에 의해 구해지는 t시점에서의 위험중립적 수익률과 $(\overline{A}_n\ \overline{B}_n)$에 의한 y_t^n과의 격차로 산출(Adrian et al., 2013; Jennison, 2017)되며 기간프리미엄에는 수익률과 채권가격간의 비선형성(convexity)을 나타내는 Jensen's inequality(convexity premium) $\frac{1}{2}(\overline{B}_n' \Sigma \overline{B}_n + \sigma^2)$ 가 포함된다.

$$rx = a\iota_T' + \beta' \hat{V} + cX_{-} + E \tag{8}$$

$$\overline{A}_{n+1} = \overline{A}_n + \overline{B}_n'(\mu - \lambda_0) + \frac{1}{2}(\overline{B}_n' \Sigma \overline{B}_n + \sigma^2) - \delta_0 \tag{9}$$

$$\overline{B}_{n+1}' = \overline{B}_n'(\phi - \lambda_1) - \delta_1' \tag{10}$$

$$\overline{A}_0 = 0 \quad \overline{B}_0' = 0 \quad \overline{A}_1 = -\delta_0 \quad \overline{B}_1' = -\delta_1'$$

ACM모형에 의한 수익률 추정치[29]와 무이표채 수익률을 기초로 구해지는 Nelson-Siegel-Svensson모형 추정치간 차이는 [그림 5]에서와 같이 제한적인 것으로 나타났다. 절대값 기준으로 1년물, 3년물 및 5년물 모두 평균 4bp 정도에 그쳤다. 다만 10년물의 경우에는 16bp로 격차가 확대되었다.

다음으로 불확실성요인과 기대단기금리와 기간프리미엄간의 상관계수를 구해보면 앞서 충격반응함수와 같이 모두 역(-)의 상관관계를 나타내었다. 3년물 기준으로 기대단기금리는 -0.71, 기간프리미엄은 -0.41을 각각 기록하였다.[30] 이러한 결과는 초단기물에 대한 정책금리 결정시 불확실성이 주된 고려요인으로 작용하면서 기대단기금리에 파급됨과 아울러 불확실성이 증가하면 안전자산 선호 성향 등을 반영하여 기간프리미엄이 축소됨을 보여주고

---

28) $\hat{\lambda}_0 = (\hat{\beta}\hat{\beta}')^{-1}\hat{\beta}(\hat{a} + \frac{1}{2}(\hat{B}\,\mathrm{vec}(\hat{\Sigma}) + \hat{\sigma}^2 \iota_N))$, $\hat{\lambda}_1 = (\hat{\beta}\hat{\beta}')^{-1}\hat{\beta}\hat{c}$로 주어지며 $\dot{B} = [\,\mathrm{vec}(\beta^{(1)}\beta^{(1)'}) \ldots\ldots \mathrm{vec}(\beta^{(N)}\beta^{(N)'})]'$, ι_N는 1로 구성되는 벡터를 각각 나타낸다(Adrian et al., 2013).

29) GitHub에서의 Michael Abrahams의 파이선 코드(Pricing the Term Structure with Linear Regressions)를 활용하였다(https://github.com/miabrahams/PricingTermStructure).

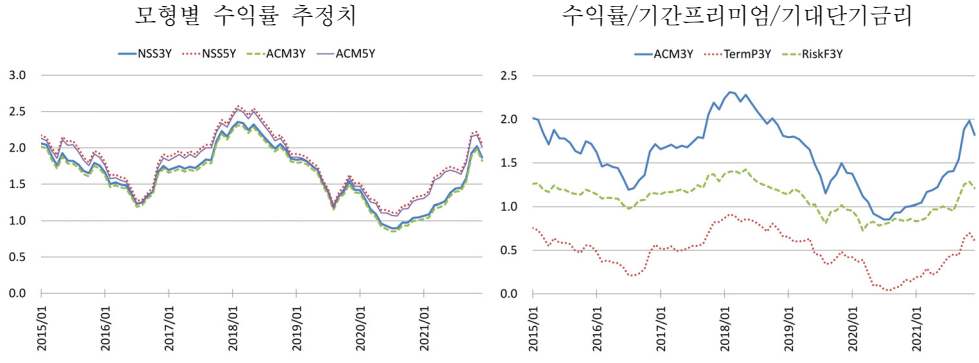
30) 만기별로 '통화정책 환경 불확실성지수'와의 상관계수는 다음과 같다.

	1년	3년	5년	10년
미래 기대단기금리	-0.76	-0.71	-0.73	-0.73
기간프리미엄	0.51	-0.41	-0.42	-0.45

있다. 만기별 기간프리미엄과 미래 기대단기금리의 움직임을 보면 [그림 6]에서와 같이 만기 5년 이후에는 기대단기금리의 변동폭이 제한되고 기간프리미엄이 전체 수익률 변동을 좌우하면서 수익률곡선의 평탄화를 주도한 것으로 나타났다. 이에 비추어 볼 때 만기 5년 이후에는 정책금리의 영향이 줄어들면서 수급요인이 수익률 등락의 주된 결정요인으로 작용하는 것으로 평가된다.

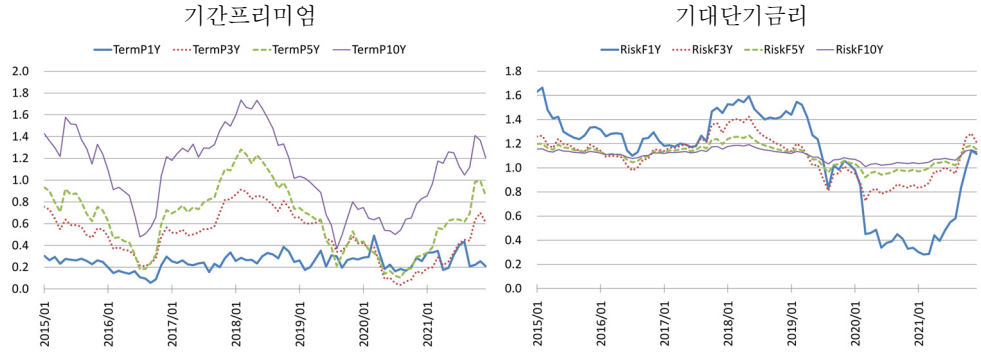
[그림 5] 수익률/기간프리미엄/기대단기금리 추정결과

이 그림은 수익률, 기간프리미엄, 그리고 기대단기금리의 추정결과를 보여주고 있다. 수익률의 경우는 ACM모형에 의한 수익률 추정치와 무이표채 수익률을 기초로 구해지는 Nelson-Siegel-Svensson모형 추정치를 보고하고 있으며, ACM3Y, ACM5Y는 ACM모형에 의한 3년 및 5년 만기 수익률을, 그리고 NSS3Y, NSS5Y는 Nelson-Siegel-Svensson모형에 의한 3년 및 5년 만기 수익률을 의미한다. TermP3Y는 3년 만기 수익률의 기간프리미엄을, RiskF3Y는 3년 만기 수익률의 기대단기금리를 의미한다.



[그림 6] 만기별 기간프리미엄 및 기대단기금리

이 그림은 만기별 기간프리미엄과 기대단기금리의 추정결과를 보여주고 있다. TermP1Y, TermP3Y, TermP5Y, TermP10Y는 1년, 3년, 5년 및 10년 만기 수익률의 기간프리미엄을, RiskF1Y, RiskF3Y, RiskF5Y, RiskF10Y는 1년, 3년, 5년 및 10년 만기 수익률의 기대단기금리를 의미한다.



3. 모형의 평가

ACM모형에 불확실성변수를 추가한 '준거 모형'의 유효성을 확인하기 위해 2가지 평가 모형을 설정하였다. '평가 모형 Ⅰ'은 불확실성을 고려하지 않고 내재적 결정요인인 제1/제2/제3/제4/제5주성분에 의해 기간프리미엄 및 기대단기금리를 추정하였으며 '평가 모형 Ⅱ'는 '평가 모형 Ⅰ'의 제1/제2/제3/제4/제5주성분에 불확실성변수를 추가하였다. 먼저 '평가 모형 Ⅰ'과 '준거 모형'을 비교[31]해 보면 [그림 7]에서와 같이 기간프리미엄은 불확실성을 포함한 '준거 모형' 추정치가 낮은 수준을 보였으며 역으로 기대단기금리는 '평가 모형 Ⅰ'의 추정치가 낮게 나타났다. 그 격차는 만기 1년의 경우 최대 22.6bp, 만기 3년의 경우 최대 17.0bp에 달하였다.[32] 통화정책의 주된 시계가 3년 이내[33]인 점에 비추어 불확실성요인을 명시적으로 고려하지 않을 경우 시장참가자의 기대단기금리를 과소평가할 가능성이 있다고 하겠다. 다음으로 기대단기금리와 기간프리미엄의 변동성을 '평가 모형 Ⅰ'과 비교해 보면 기대단기금리의 변동성이 줄어든 반면 기간프리미엄의 변동성은 확대된 것으로 나타나 '준거 모형'의 기대단기금리가 통화정책 목표변수인 콜금리의 움직임을 보다 잘 반영하는 것으로 평가된다. 3년물과 5년물을 대상으로 기대단기금리와 콜금리간 상관계수를 구해 보면 '준거 모형'이 0.59 및 0.63으로 '평가 모형 Ⅰ'의 0.53 및 0.52를 웃돌아 이러한 평가를 뒷받침하였다.

한편 내재적 결정요인인 제1/제2/제3/제4/제5주성분에 불확실성지수를 포함한 '평가 모형 Ⅱ'와 비교해 보면 기간프리미엄과 기대단기금리 모두 최대 4bp에 미치지 못하는 격차[34]를 보였으나 '통화정책 환경 불확실성지수'와 만기별 수익률과의 추정계수는 크게 상이한 것으로

31) 수익률곡선 추정오차의 영향을 배제하기 위해 '준거 모형'과 '평가 모형 Ⅰ/Ⅱ를 Nelson-Siegel-Svensson 추정치 기준으로 조정하였다.

32) 주요 만기별로는 다음 표와 같다. 단위는 bp이며 괄호 내는 코로나19 팬데믹의 영향으로 기준금리가 50bp 인하된 2020년 3월을 제외한 경우의 수치이다.

만 기	격 차	평 균
1년물	22.6 ~ -23.7(-7.7)	6.3(6.7)
2년물	17.6 ~ -21.7(-11.1)	1.5(1.7)
3년물	17.0 ~ -10.1(-5.9)	4.4(4.5)
5년물	9.4 ~ -5.5(-2.8)	2.5(2.6)

33) 미 연준의 경제전망치(Summary of Economic Projections)는 최대 3년의 시계로 발표되며 장기 전망치는 균형 수준을 표시한다.

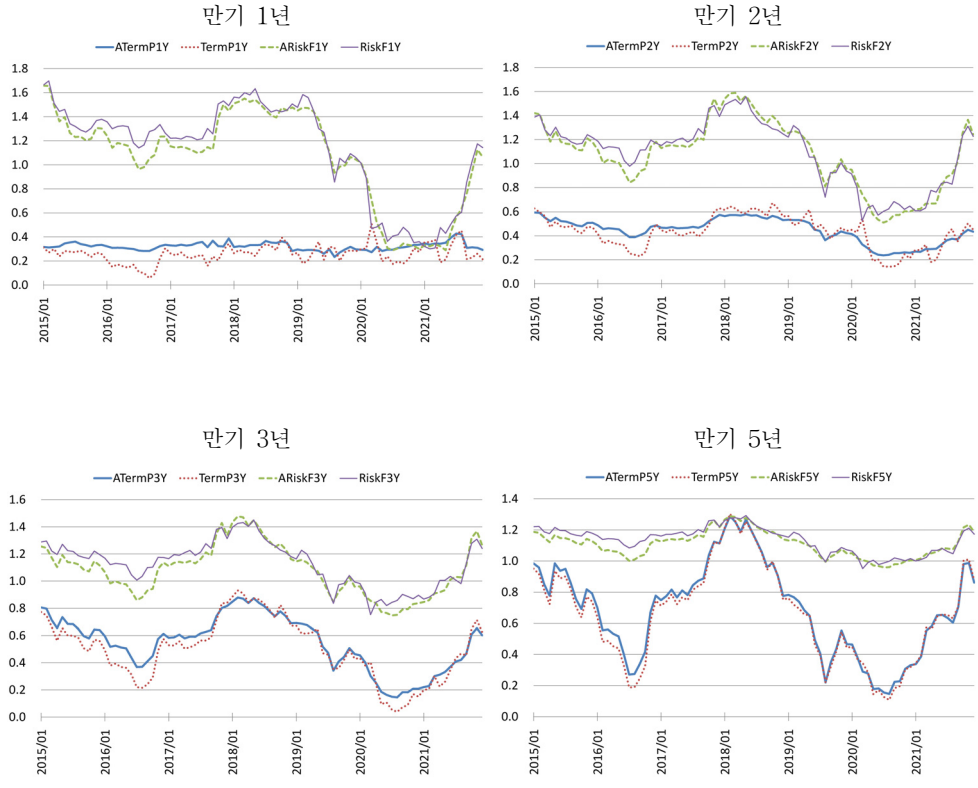
34) 주요 만기별로는 다음 표와 같다. 단위는 bp이며 괄호 내는 2020년 3월을 제외한 경우의 수치이다.

만 기	격 차	평균
1년물	0.0 ~ -0.5(-0.5)	-0.3(-0.3)
2년물	1.8 ~ 0.2(0.2)	1.0(1.0)
3년물	3.7 ~ 1.1(1.1)	2.5(2.6)
5년물	0.9 ~ -1.1(-1.1)	-0.2(-0.2)

나타났다. 만기별 수익률을 종속변수로 제1~제5 주성분과 함께 '통화정책 환경 불확실성 지수'를 설명변수로 회귀식을 추정해 보면 <표 2>에서와 같이 '평가 모형 Ⅱ'에서는 만기에 관계없이 불확실성과 수익률간의 유의적인 관계를 찾을 수 없었다. ACM모형에서 수익률 결정요인과 채권가격과의 관계를 나타내는 $\overline{B}$ 추정치도 <표 3>에서와 같이 만기 장기화에 따른 방향성을 제시하지 못한 채 미미한 수준에 그치고 있어 Joslin et al.(2014)이 주의를 요구하는 overfitting의 사례라고 할 수 있다. 이러한 결과에 비추어 불확실성과 내재적 결정요인 간에 상호 독립적(orthogonal) 관계를 전제로 하는 '준거 모형'이 기간프리미엄과 미래 기대단기금리의 파악에 적합하다고 하겠다.

[그림 7] '준거 모형' 및 '평가 모형 Ⅰ'의 기간프리미엄 및 기대단기금리

이 그림은 '준거 모형' 및 '평가 모형 Ⅰ'을 사용한 만기별 기간프리미엄과 기대단기금리의 추정결과를 보여주고 있다. TermP1Y, TermP2Y, TermP3Y, TermP5Y는 '준거 모형'을 사용하여 추정한 1년, 2년, 3년 및 5년 만기 수익률의 기간프리미엄을, ATermP1Y, ATermP2Y, ATermP3Y, ATermP5Y는 '평가 모형 Ⅰ'을 사용하여 추정한 1년, 2년, 3년 및 5년 만기 수익률의 기간프리미엄을 의미한다. RiskF1Y, RiskF2Y, RiskF3Y, RiskF5Y는 '준거 모형'을 사용하여 추정한 1년, 2년, 3년 및 5년 만기 수익률의 기대단기금리를, ARiskF1Y, ARiskF2Y, ARiskF3Y, ARiskF5Y는 '평가 모형 Ⅰ'을 사용하여 추정한 1년, 2년, 3년 및 5년 만기 수익률의 기대단기금리를 의미한다.



<표 2> 만기별 수익률 회귀식에서의 불확실성지수 추정계수

이 표는 만기별 수익률을 종속변수로 제1~제5 주성분과 함께 '통화정책 환경 불확실성지수'를 설명변수로 회귀식을 추정한 결과를 보여주고 있다. 제1~제5 주성분은 '준거 모형'의 경우 잔차 기준이며 '평가 모형 Ⅱ'는 수익률 기준이다. 괄호 내는 불확실성지수 계수추정치의 t값을 표시하며, ***는 추정계수가 0.1%에서 유의함을 의미한다.

	1개월	1년	2년	3년	5년
준거 모형	-0.7805***	-0.6817***	-0.5999***	-0.5404***	-0.4861***
	(-2739.9)	(-864.3)	(-982.8)	(-917.7)	(-623.5)
평가 모형 Ⅱ	-0.0031	-0.0013	0.0001	0.0008	-0.0003
	(-0.8)	(-0.8)	(0.4)	(0.9)	(-0.8)

<표 3> 만기별 수익률에 대한 불확실성지수 $\overline{B}$ 추정치

이 표는 ACM모형에서 수익률 결정요인과 채권가격과의 관계를 나타내는 $\overline{B}$ 추정치를 보여주고 있다.

	1개월	1년	2년	3년	5년
준거 모형	0.0634	0.6793	1.2007	1.6227	2.4145
평가 모형 Ⅱ	0.0003	-0.0028	0.0006	0.0033	-0.0011

Ⅳ. 결 론

글로벌 금융위기 이후 높은 불확실성이 일상화되면서 주요국 중앙은행이 통화정책 운영의 어려움을 강조하는 가운데 수익률곡선의 평탄화가 주요 관심사항이 되고 있다. 본 연구에서는 수익률곡선의 평탄화가 불확실성 증가에 상당부분 기인하는 것으로 전제하고 기대가설에 입각하고 있는 비재정거래 선형기간구조모형에 따라 미래 기대단기금리와 기간프리미엄으로 나누어 분석하였다. 이상우, 주동헌(2021)에서 콜금리가 불확실성에 크게 영향을 받는 것으로 나타남에 따라 수익률곡선의 결정요인에 불확실성을 추가하고 불확실성지표로는 이상우, 주동헌(2021)의 '통화정책 환경 불확실성지수'를 사용하였다. 아울러 비재정거래 선형기간구조모형에 물가, 성장 등 거시경제변수를 추가하는 방식이 내재적 결정요인의 높은 설명력으로 유의적 결과를 기대하기 어려운 점을 고려하여 내재적 결정요인 추출방식을 수정하였다. 내재적 결정요인은 만기별 무이표채 수익률에 대한 불확실성지수의 선형회귀 잔차를 대상으로 주성분분석을 통해 2차적으로 추출하였다. 수익률곡선이 통화정책변수인 불확실성과 내재적 결정요인에 의해 설명되면서 새로운 거시-금융 기간구조모형이 가능하게 되었다. 또한 기존 연구에서 불확실성이 수익률곡선에 미치는 영향을 안전자산 등 대리변수를 통해 분석하였던 것과 달리 불확실성지수에 의해 분석하고 그 대상도 기대단기금리와 기간프리미엄으로 확대하여 기간구조모형의 유용성을 높일 수 있었다.

본 연구에서 Adrian et al.(2013)에 기초하여 추정한 기간프리미엄과 기대단기금리는

모두 불확실성지수와 부(-)의 상관관계를 나타내었는데 이는 불확실성이 정책금리 결정에 주된 고려요인으로 작용하면서 금리경로를 통해 미래 기대단기금리에 영향을 미치는 한편 불확실성의 증가는 안전자산에 대한 수요를 자극하여 기간프리미엄의 하락을 가져온 것으로 설명할 수 있다. 만기별로 보면 기대단기금리가 5년물을 경계로 변동성이 제한되면서 수익률곡선의 평탄화를 기간프리미엄이 주도한 것으로 나타났다. 불확실성을 포함한 '준거모형'의 추정치를 내재적 결정요인에 의한 추정치와 비교해 보면 '준거 모형'의 기대단기금리가 만기 1년의 경우 최대 22.6bp, 만기 3년의 경우 최대 17.0bp 높게 추정되었다. 이러한 결과는 통화정책 운영에 상당한 의미를 지닌다고 할 수 있다. 중앙은행이 시장친화적으로 통화정책을 운영하면서 시장참가자들의 정책금리기대를 전통적인 기간구조모형에 따라 파악하게 되면, 시장참가자들의 입장에서는 통화정책의 완화기조가 기대보다 장기화되는 것으로 받아들이게 되고 이는 금융안정 측면에서 금융불균형의 해소를 어렵게 할 소지가 있기 때문이다.

본 연구가 불확실성에 대한 통화정책 대응이 비선형적으로 이루어지고 있음을 감안하여 불확실성 충격에 대응하는 정책금리 운영국면을 대상으로 하고 있어 앞으로 불확실성이 완화되면서 정책금리가 균형수준을 회복하는 과정에 대한 연구가 추가적으로 이루어질 필요가 있다. 아울러 장기적 관점에서 기간프리미엄과 기대단기금리의 추세적 하락 여부에 대한 분석도 연구과제가 될 것이다. 이 밖에 거시-금융모형과 관련하여 불확실성 이외의 내재적 결정요인의 거시경제적 의미를 물가/성장에 초점을 맞추어 찾아보는 것도 연구대상이라고 하겠다. 금융시장 측면에서는 내재적 결정요인에서 불확실성 부분을 제거하게 되면 수준/기울기/곡률에 어떠한 영향을 미치는지 파악해 볼 여지가 있다.

참 고 문 헌

강규호, “우리나라 국채수익률 기간구조의 구조변화 시점 추정과 원인분석”, 한국은행 경제연구원 경제분석, 제18권 제2호, 2012, 29-52.

강규호, 오형석, “미국 장기시장금리 변동이 우리나라 금리기간구조에 미치는 영향 분석 및 정책적 시사점”, BOK 경제연구 2015-2, 2015.

김기식, 엄영호, 장운욱, “한국의 거시경제 요인과 이자율 기간구조 분석”, 재무연구, 제27권 제2호, 2014, 213-255.

배광일, 이순희, “거시경제에 대한 이질적 기대가 채권초과수익률에 미치는 영향”, 재무관리연구, 제37권 제1호, 2020, 1-23.

성병묵, 원지환, 이지혜, 정성환, “국내외 장기금리의 동조화 원인 및 시사점”, 한국은행 조사통계월보, 2018년 12월호, 2018, 16-37.

송준혁, “이자율 기간구조를 이용한 정책금리 변경의 효과 분석”, 한국개발연구, 제31권 제2호, 2009, 15-45.

오형석, “우리나라 장기금리 기간프리미엄 분석 및 정책적 시사점”, 금융연구, 제34권 제4호, 2020, 27-59.

원승연, 심명화, “기간프리미엄의 변동과 장단기 금리의 괴리”, 재무관리연구, 제39권 제2호, 2022, 91-117.

윤재호, “비생성 거시금융 기간구조모형을 이용한 한국의 이자율 기간프리미엄 분석”, 계량경제학보, 제31권 제2호, 2020, 70-110.

이상우, “불확실성과 통화정책”, 박사학위논문, 한양대학교, 2021.

이상우, 주동헌, “검색트렌드를 활용한 통화정책 환경 불확실성지수 구축”, 금융연구, 제35권 제4호, 2021, 53-85.

한국은행, 한국의 통화정책, 2017.

Adrian, T., R. K. Crump, and E. Moench, “Pricing the Term Structure with Linear Regressions,” *Journal of Financial Economics*, 110, (2013), 110-138.

Afonso, A. and M. M. F. Martins, “Level, Slope, Curvature of the Sovereign Yield Curve, and Fiscal Behaviour,” *Journal of Banking & Finance*, 36, (2012), 1789-1807.

Ang, A. and M. Piazzesi, “A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables,” *Journal of Monetary Economics*, 50, (2003), 745-787.

Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, “Measuring Economic Policy Uncertainty,” *Quarterly Journal of Economics*, 131, (2015), 1593-1636.

Bank for International Settlements, Zero-coupon Yield Curves: Technical Documentation, BIS Papers No 25, 2005.

Bauer, M. D. and G. D. Rudebusch, “Resolving the Spanning Puzzle in Macro-Finance Term Structure Models,” *Review of Finance*, 21, (2017), 511-553.

Bauer, M. D. and G. D. Rudebusch, “Interest Rates Under Falling Stars,” *American Economic Review*, 110, (2020), 1316-1354.

Bauer, M. D., G. D. Rudebusch, and J. C. Wu, “Correcting Estimation Bias in Dynamic Term Structure Models,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 30, (2012), 454-467.

Bauer, M. D., G. D. Rudebusch, and J. C. Wu, “Term Premia and Inflation Uncertainty: Empirical Evidence from an International Panel Dataset: Comment,” *American Economic Review*, 104, (2014), 1-16.

Bernanke, B. S., V. R. Reinhart, and B. P. Sack, “Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment,” *Brookings Papers on Economic Activity*, (2004, No. 2), 1-78.

Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, “Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird’s Eye View,” *Review of Economic Studies*, 58, (1991), 495-514.

Campbell, J. Y., A. Sunderam, and L. M. Viceira, “Inflation Bets or Deflation Hedges? The Changing Risks of Nominal Bonds,” *Critical Finance Review*, 6, (2017), 263-301.

Carlstrom, C. and T. S. Fuerst, The Natural Rate of Interest in Taylor Rules, Economic Commentary, 2016-01, Federal Reserve Bank of Cleveland, 2016.

Castelnuovo, E., “Yield Curve and Financial Uncertainty: Evidence Based on US Data,” *Australian Economic Review*, 52, (2019), 323-335.

Christensen, J. H. E., F. X. Dieboldb, and G. D. Rudebusch, “The Affine Arbitrage-Free Class of Nelson-Siegel Term Structure Models,” *Journal of Econometrics*, 164, (2011), 4-20.

Cieslak, A. and P. Povala, “Expected Returns in Treasury Bonds,” *Review of Financial Studies*, 28, (2015), 2859-2901.

Cochrane, J. H. and M. Piazzesi, “Bond Risk Premia,” *American Economic Review*, 95,

(2005), 138-160.

Cochrane, J. H. and M. Piazzesi, Decomposing the Yield Curve, AFA 2010 Atlanta Meetings Paper, 2009.

Crump, R., S. Eusepi, and E. Moench, The Term Structure of Expectations and Bond Yields, Staff Reports 775, Federal Reserve Bank of New York, 2018.

Dai, Q. and K. Singleton, "Expectation Puzzles, Time-varying Risk Premia, and Dynamic Models of the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, 63, (2002), 415-441.

D'Amico, S. and T. B. King, "Flow and Stock Effects of Large-Scale Treasury Purchases: Evidence on the Importance of Local Supply," *Journal of Financial Economics*, 108, (2013), 425-448.

Del Negro, M., D. Giannone, M. P. Giannoni, and A. Tambalotti, "Safety, Liquidity, and the Natural Rate of Interest," *Brookings Papers on Economic Activity*, (Spring 2017), 235-316.

Diebold, F. X., G. D. Rudebusch, and B. S. Aruoba, "The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach," *Journal of Econometrics*, 131, (2006), 309-338.

Duffee, G., "Term Premia and Interest Rate Forecasts in Affine Models," *The Journal of Finance*, 57, (2002), 405-443.

Fama, E. F. and R. R. Bliss, "The Information in Long-Maturity Forward Rates," *American Economic Review*, 77, (1987), 680-692.

Gagnon, J. E., M. Raskin, J. Remanche, and B. P. Sack, "Large-Scale Asset Purchuses by the Federal Reserve: Did They Work?," *Economic Policy Review*, 17, (2011), 41-59.

Gospodinov, N., Effects of Uncertainty on the Yield Curve, Notes, Federal Reserve Bank of Atlanta, 2020.

Haavio, M., M. Juillard, and J. Matheron, Natural rate of interest in the euro area, A DSGE framework with financial frictions, Banque de France, 2017.

Haubrich, J., G. Pennacchi, and P. Ritchken, "Inflation Expectations, Real Rates, and Risk Premia: Evidence from Inflation Swaps," *Review of Financial Studies*, 25, (2012), 1588-1629.

Husted, L., J. Rogers, and B. Sun, "Monetary policy uncertainty," *Journal of Monetary*

Economics, 115, (2020), 20-36.

Jennison, F., Estimation of the Term Premium within Australian Treasury Bonds, Working Paper 2017-01, Australian Office of Financial Management, 2017.

Joslin, S., M. Priebsch, and K. J. Singleton, "Risk Premiums in Dynamic Term Structure Models with Unspanned Macro Risks," *Journal of Finance*, 69, (2014), 1197-1233.

Jurado, K., S.C. Ludvigson, and S. Ng, "Measuring Uncertainty," *American Economic Review*, 105, (2015), 177-1216.

Kim, D. H. and A. Orphanides, "The bond market term premium: what is it, and how can we measure it?," *BIS Quarterly Review*, (June 2007), 27-40,

Kim, D. H. and A. Orphanides, "Term Structure Estimation with Survey Data on Interest Rate Forecasts," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47, (2012), 241-272.

Kim, D.H. and J.H. Wright, An Arbitrage-Free Three-Factor Term Structure Model and the Recent Behavior of Long-Term Yields and Distant-Horizon Forward Rates, Finance and Economics Discussion Series 2005-33, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2005.

Kopp, E. and P. D. Williams, A Macroeconomic Approach to the Term Premium, IMF Working Papers 2018/140, International Monetary Fund, 2018.

Lansing, K. J., R-star, Uncertainty, and Monetary Policy, FRBSF Economic Letter, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2017.

Laubach, T. and J. C. Williams, "Measuring the Natural Rate of Interest," *Review of Economics and Statistics*, 85, (2003), 1063-1070.

Laubach, T. and J. C. Williams, "Measuring the Natural Rate of Interest Redux," *Business Economics*, 51, (2016), 57-67.

Leippold, M. and F. Matthys, Economic Policy Uncertainty and the Yield Curve, SSRN Working paper, 2015.

Li, C., A. C. Meldrum, and M. G. Rodriguez, Robustness of long-maturity term premium estimates, FEDS Notes 2017-04-03, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2017.

Michael Abrahams, Pricing the Term Structure with Linear Regressions, GitHub, 2018. (https://github.com/miabrahams/PricingTermStructure).

Neri, S. and A. Gerali, "Natural rates across the Atlantic," *Journal of Macroeconomics*,

62, (2019), 2-15.

Piazzesi, M., "Affine Term Structure Models," in Y. Aït-Sahalia and L. P. Hansen(Eds.), Handbook of Financial Econometrics: Volume 1, Tools And Techniques, Elsevier North-Holland, Amsterdam, 2009.

Piazzesi, M., J. Salomao, and M. Schneider, Trend and Cycle in Bond Premia, Unpublished manuscript, 2015.

Piazzesi, M. and M. Schneider, Equilibrium Yield Curves, NBER Working Papers 12609, National Bureau of Economic Research, 2007.

Rudebusch, G. D. and E. T. Swanson, "The Bond Premium in a DSGE Model with Long-Run Real and Nominal Risks," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4, (2012), 105-143.

Rudebusch, G. D., E. T. Swanson, and T. Wu, The Bond Yield "Conundrum" from a Macro-Finance Perspective, FRBSF Working Papers 2006-16, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2006.

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

Smith, J. M. and J. B. Taylor, "The Term Structure of Policy Rules," *Journal of Monetary Economics*, 56, (2009), 907-917.

Tillmann, P., "Monetary Policy Uncertainty and the Response of the Yield Curve to Policy Shocks," *Journal of Money, Credit and Banking*, 52, (2020), 803-833.

Watchter, J. A., "A Consumption-Based Model of the Term Structure of Interest Rate," *Journal of Financial Economics*, 79, (2006), 365-399.

Wright, J. H., "Term Premia and Inflation Uncertainty: Empirical Evidence from an International Panel Dataset," *American Economic Review*, 101, (2011), 1514-1534.

<부록 1> Nelson-Siegel 방식 및 Svensson 방식

Nelson-Siegel 방식에 의한 수익률곡선 및 순간선도금리는 아래와 같이 모수(β_0, β_1, β_2 및 τ_1)의 추정을 통해 구해지며 t시점에서의 spot rate가 만기(T)까지의 순간선도금리의 연평균이기 때문에 선도금리를 기대금리로 전제하면 기간프리미엄은 0으로 귀착된다.

① 순간선도금리(instantaneous forward rate):

$$f(t, T) = \beta_0 + \beta_1 e^{-\frac{T-t}{\tau_1}} + \beta_2 \frac{T-t}{\tau_1} e^{-\frac{T-t}{\tau_1}}$$

② zero-coupon 현물금리(spot rate): ①을 적분하여

$$R(t, T) = \beta_0 + \beta_1 \frac{1-e^{-\frac{T-t}{\tau_1}}}{\frac{T-t}{\tau_1}} + \beta_2 \left[\frac{1-e^{-\frac{T-t}{\tau_1}}}{\frac{T-t}{\tau_1}} - e^{-\frac{T-t}{\tau_1}} \right]$$

Svensson 방식은 추정 모수(τ_2)를 추가하여 Nelson-Siegel 방식의 데이터 적합도를 높인 것으로 Nelson-Siegel—Svensson 방식으로도 표시된다.

$$f(t, T) = \beta_0 + \beta_1 e^{-\frac{T-t}{\tau_1}} + \beta_2 \frac{T-t}{\tau_1} e^{-\frac{T-t}{\tau_1}} + \beta_3 \frac{T-t}{\tau_2} e^{-\frac{T-t}{\tau_2}}$$

<부록 2> 기간프리미엄의 종류

기간프리미엄은 ① 수익프리미엄(return premium): $\phi^r_{nt} = E_t(R_{n,t+1}) - r_t$, ② 선도금리 프리미엄(forward premium): $\phi^f_{nt} = f_{nt} - E_t(r_{t+n-1})$ 및 ③ 수익률 프리미엄(yield premium): $\phi^y_{nt} = y_{nt} - (1/n)\sum_{i=0}^{n-1} E_t(r_{t+i})$으로 나누어지며 여기에서 $R_{n,t+1} = \ln(P^{n-1}_{t+1}) - \ln(P^n_t)$, r_t는 단기금리, f_{nt}는 (n-1)에서 n까지의 선도금리 그리고 $y_{nt} = -\frac{1}{n} ln(P^n_t)$를 각각 나타내며 P^n_t는 t시점에서 만기 n인 채권가격을 의미한다(Kim and Orphanides, 2007).

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 39, Number 3, June 2022

The Effect of Uncertainty on the Yield Curve Flattening*

Sang Woo Lee** · Donghun Joo*** · Noolee Kim****

〈Abstract〉

From the global financial crisis to the recent COVID-19 pandemic, high uncertainty in economic conditions has prevailed. And a flattening of the yield curve has become significant in the financial market. Considering these developments, this study analyzes the relationship between uncertainty and the yield curve based on the no-arbitrage affine term structure model. When adding uncertainty to the term structure model, it has acted as a downside factor for both the future average expected short-term interest rate and the term premium. The effects on the expected short-term interest rate reflect the relationship between uncertainty and the policy interest rate, and the term premium exhibits the increase in demand for safe assets. Regarding the flattening of the yield curve, as the expected short-term interest rate stabilizes beyond five years of maturity, the term premium plays a leading role in the movements of long-term interest rates. When estimating the expected short-term interest rate only through intrinsic determinants such as level/slope/curvature, it has shown a fairly low level compared to the model including uncertainty, requiring considerable attention in the operation of monetary policy. If monetary policy is more relaxed than the expectations of market participants, they will adjust expectations in the direction of prolonged low interest rates which results in deepening the financial imbalance.

Keywords : Yield Curve, Flattening, Uncertainty, Term Structure Model, Term Premium

* This paper is based on the Ph.D. dissertation of the first author. We are grateful to the anonymous referees for their helpful comments and suggestions.

** First Author, Former Standing Audit Committee Member, Woori Card, E-mail: woolee0404@gmail.com

*** Co-corresponding Author, Associate Professor, College of Business and Economics, Hanyang University, E-mail: ramiboo@hanyang.ac.kr

**** Co-corresponding Author, Associate Professor, College of Business and Economics, Hanyang University, E-mail: nooleekim@hanyang.ac.kr