

Term Premia in Affine Term Structure Models with Unspanned Macroeconomic Factors: the Case of Korea *

Jaeho Yun †

Abstract Using the yield data for Korean government bonds, I examine several discrete-time affine term structure models with unspanned macro factors, such as output and inflation, and compares term premia implied from alternative models with different combinations of output and inflation variables. Empirical analysis shows that, except for 1-year maturity ones, there is little difference among the medium- to long-term term premia across alternative models. The model-implied term premium estimates do not show a significant pro- or counter-cyclicity in relation to output variables, but show a highly positive correlation with inflation variables. In addition, I test the traditional expectation hypothesis by fitting Campbell-Shiller long-rate regressions to the Korean bond data, the expectation hypothesis is strongly rejected as in the case of the US, due to time-varying term premia, and an additional Monte Carlo simulation study indicates that the term structure models considered in this paper show a success in matching the regression coefficients estimated from the sample.

Keywords Korean Government Bond, Affine Term Structure Model with Unspanned Macro Factors, Term Premia, Expectation Hypothesis

JEL Classification E4, G2

*This work received a financial support from the Bank of Korea. I am very grateful to the editor, Noh-Sun Kwark, the co-editor, Jin Seo Cho and two anonymous referees.

†Corresponding author, Department of Economics, Ewha Womans University(yunjaeho@ewha.ac.kr)

비생성 거시금융 기간구조 모형을 이용한 한국의 이자율 기간프리미엄 분석 *

윤재호[†]

Abstract 본 연구는 한국의 국고채 이자율 데이터를 이용하여 여러 가지 산출 및 인플레이션 변수 조합을 비생성 거시경제 요인으로 설정한 거시금융 기간구조 모형을 추정하고, 이들 모형으로부터 추출한 기간프리미엄을 모형 간 비교 분석하였다. 기간프리미엄 추정치를 만기별로 모형 간 비교한 결과, 1년 만기를 제외하고는 3년 이상의 중장기 기간프리미엄들은 거시경제 변수 포함 여부에 관계 없이 모형 간 차이가 거의 나타나지 않았다. 기간프리미엄은 산출변수와의 관계에 있어 뚜렷한 상관관계를 보이지 않았으나, 인플레이션 변수들과는 매우 높은 양(+)의 상관관계를 보였다. 이는 인플레이션 불확실성이 기간프리미엄의 가장 중요한 결정요인이라는 선행연구와 부합한다. 또한 한국 데이터를 대상으로 Campbell-Shiller 장기이자율 회귀분석을 통하여 전통적인 기대가설을 검정한 결과, 미국의 사례와 마찬가지로 시변하는 기간프리미엄의 영향으로 기대가설이 기각되었다. 본 연구에서 고려한 비생성 기간구조 모형들은 이러한 기대가설 검정과 관련하여 데이터 적합성이 양호한 것으로 나타났다.

Keywords 국고채 이자율, 비생성 거시금융 기간구조 모형, 기간프리미엄, 기대가설

JEL Classification E4, G2

*이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성된 것입니다. 본 논문의 게재를 위해 도와주신 광노선 편집장님, 조진서 공동편집장님 그리고 유익한 논평을 주신 익명의 심사위원들에게 감사드립니다.

[†]교신저자, 이화여자대학교 경제학과 부교수 (yunjaeho@ewha.ac.kr)

1. 머리말

이자율 기간구조 이론에 따르면 채권 이자율은 시장참가자의 향후 단기 이자율(혹은 중앙은행 정책금리) 예상을 나타내는 “기대(expectation)”부분과 인플레이션 혹은 유동성 리스크에 대한 보상을 나타내는 “리스크 프리미엄(risk premium)”부분으로 분해할 수 있다. 채권의 리스크 프리미엄을 표현하는 여러 방식 중 하나인 기간프리미엄(term premium)은 $i_t^{(n)}$ 이 t 시점에서 n기 만기 무이표채(zero-coupon bond) 이자율이라면 다음과 같이 정의한다.

$$TP_t^{(n)} = i_t^{(n)} - \frac{1}{n} E_t \left(i_t^{(1)} + i_{t+1}^{(1)} + \dots + i_{t+n-1}^{(1)} \right)$$

전통적인 기대가설(expectation hypothesis)의 가정에서는 기간프리미엄이 불변하기 때문에 장기 이자율은 중앙은행이 결정하는 미래 정책금리 기대에 의해서만 변동한다. 그러나 Fama and Bliss(1987), Campbell and Shiller(1991) 등에서 시작된 여러 실증분석에 따르면 리스크 프리미엄, 즉 기간프리미엄은 시변하는 것으로 나타나 전통적인 기대가설이 맞지 않는 것으로 나타났다. 따라서 장기 이자율의 변동이 기대 부분 변동에 의한 것인지, 혹은 기간프리미엄 변동에 의한 것인지를 식별하는 지가 중요한 연구 주제로 등장하였다.

장기 이자율 변동 원인의 식별은 중앙은행의 통화정책에 있어서도 매우 중요하다. Bernanke 미 연준 의장은 2006년 미국 뉴욕의 Economic Club 연설에서 장기 이자율이 미래 단기 이자율에 의한 기대에 의해 변동하는 것인지, 혹은 기간프리미엄에 의해 변동하는지에 따라 통화정책에 대한 시사점이 매우 다르다고 하였다. 만일 장기금리가 기간프리미엄의 하락에 의한 것이라면 긴축적 통화정책이 필요하며, 반대로 미래의 경기부진 기대에 따른 기대 부분의 하락에 의한 것이라면 완화적 통화정책이 필요할 것이라고 주장하였다. 따라서 이자율 기간구조로부터의 정확한 정보 추출을 위해서는 기대부분과 기간프리미엄 부분으로의 적절한 분해가 중요한데, 이와 관련된 선행 실증연구로는 Hamilton and Kim (2002), Favero *et al.* (2005), Wright (2006), Ang *et al.* (2006), Rudebusch *et al.* (2007), Dewatchter *et al.* (2014) 등을 들 수 있다. Gürkaynak and Wright (2012)의 서베이 등에 의하면 지금까지 많은 거시 금융(macro-finance) 문헌들은 인플레이션 불확실성을 채권 리스크 프리미엄 변동의 중요 원인으로 보고 인플레이션 불확실성과 리스크 프리미엄 간의 관계를 주요 주제로 연구하였다.

중앙은행 등 정책당국이 기간프리미엄의 정보를 이용하고자 할 때에는 기

간프리미엄을 적정한 이자율 기간구조 모형을 이용하여 추정할 필요가 있다. 여기에서 어떠한 기간구조 모형을 선택하는 지가 기간프리미엄의 추정치에 큰 영향을 미칠 수 있는데, 예를 들어 Swanson (2007)과 Rudebusch *et al.* (2007)은 모형에 따라 4%포인트 이상 차이가 날 수도 있다고 하였다.

본 연구에서는 기간프리미엄의 추정을 포함한 한국의 이자율 기간구조 분석을 위하여 비생성(unspanned) 거시경제 요인을 포함한 어파인(affine) 거시금융 이자율 기간구조 모형을 사용하였다. 어파인 모형은 무재정(no arbitrage) 조건을 가정하기 때문에 이론적 적합성이 뛰어난 데다 닫힌 형태(closed-form)의 채권가격 결정식을 제공하는 장점이 있다. 여기에 거시경제 변수까지 기간구조 모형의 추가적인 요인으로 감안하면 미래 이자율 변동에 대한 예측력을 크게 증대시킬 수 있다.

한편 거시금융 기간구조 모형에 있어서 산출, 인플레이션 등 거시경제변수가 미래 이자율 예측에는 중요하지만, 현재 시점의 이자율 기간구조의 횡단면을 생성(span)하는 데에는 추가적인 기여가 미미하다는 사실이 여러 문헌(Duffee, 2011; Joslin *et al.*, 2014; Ludvigson and Ng, 2009 등)에서 제기되어 왔다. 이러한 요인을 문헌에서는 비생성 요인(unspanned factor)라고 부른다. Yun (2019)에 따르면 한국의 경우에도 거시경제 및 글로벌 유동성 변수가 이러한 비생성 요인의 역할을 하는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 Jordan 분해를 이용한 요인 전환을 통하여 추정 효율성을 크게 향상시킨 Joslin *et al.* (2014)의 방법론을 따라 비생성 요인을 포함시킨 거시금융 기간구조 모형을 추정하기로 한다.

비생성 거시금융 기간구조 모형을 기간프리미엄 분석에 적용시킨 대표적인 연구로는 Wright (2011)를 들 수 있다. 그는 미국 등 9개국의 패널 데이터 분석에서 인플레이션 불확실성 감소가 기간프리미엄을 하락시키는 가장 중요한 요소인 것을 발견하였으며, 이와 같은 채권 기간프리미엄의 시변성이 단기 및 장기 이자율 간의 연결통로인 통화정책 파급경로를 복잡하게 한다고 주장하였다.

한편 한국 데이터를 이용한 거시금융 기간구조 모형을 분석한 연구로는 먼저 장덕진 (2012)을 들 수 있는데 그는 한국의 국고채 수익률에 인플레이션, 산업생산지수 등의 거시경제 변수로 구성된 어파인 기간구조 모형을 이용하여 이자율과 거시경제변수 간의 동태적 상호관계를 VAR 모형의 충격반응 함수를 통하여 분석하였다. 기간구조 모형 추정에는 계산비용이 효율적인 것으로 알려진 Hamilton and Wu (2012)가 제안한 최소카이제곱추정법이 사용되었다. 본 연구가 기간프리미엄 분석에 초점을 맞춘 반면, 장덕진 (2012)은 이자율 자체에 분석의 초점을 맞춘다는 점에서 연구 주제 측면에서 차이가 있다. 또한

장덕진 (2012)은 비생성 요인에 대한 가정 없이 거시경제변수를 직접 채권가격 결정식에 감안하고 있어 본 연구와는 모형 설정 상의 차이가 있다.

강규호 (2012)의 연구도 우리나라 국채수익률 기간구조를 어파인 기간구조모형을 통하여 분석한 연구이다. 다만 강규호 (2012)는 거시경제변수들을 모형의 상태변수로 포함시키고 있지는 않으며, 주된 연구관심도 기간구조의 구조변화 시점추정과 원인을 베이지언 방법론으로 분석했다는 점에서 다른 연구와는 차이가 있다.

국내 선행연구 중에서 비생성 거시금융 기간구조 모형을 분석한 연구로는 김기식 외 (2014), 장운욱·한재훈 (2014) 등을 들 수 있다. 이들도 JPS 방법론을 적용하여 비생성 거시경제 변수들을 포함한 한국의 거시금융 기간구조 모형을 분석한 바 있다. 이중 김기식 외 (2014)에서는 본 연구와 유사하게 최적 비생성 거시금융 기간구조 모형의 선정 과정이 포함되어 있다. 다만 본 연구에서는 좀 더 다양한 만기의 이자율을 고려하고 연장된 표본기간을 이용한다는 점에서 김기식 외 (2014)과 차이가 있다. 김기식 외 (2014)는 2002.1월~2012.12월 중 8개 만기의 이자율 데이터를 사용한 반면, 본고는 2001.1월~2018.12월 중 12개 만기의 이자율 데이터를 사용하였다. 다만 본고는 기간프리미엄의 모형 간 비교가 주된 목적이기 때문에 김기식 외 (2014)만큼 많은 수의 모형을 고려하지는 않았다.

본 연구에서는 이들 선행연구들을 참조하여 한국의 이자율 기간구조 데이터(2001.1월~2018.12월 중 12개 만기 이자율)를 대상으로 비생성 요인을 포함시킨 거시금융 기간구조 모형을 분석한다. 기존 연구들을 참조하여 비생성 거시경제 변수로는 산출 및 인플레이션 부문 각각에서 하나씩의 변수를 고려한다. 총 여섯 가지의 모형을 분석하게 되는데, 먼저 Kim and Wright (2005)의 3요인 모형과 유사하게 이자율의 세 가지 주성분만을 기간구조 요인으로 설정한 모형(MTSM1으로 지칭)을 분석한다. 다음으로 산출 및 인플레이션 부문에서 하나씩의 변수를 고려한 MTSM2(산출 갭 및 소비자물가 증가율), MTSM3(산출 갭 및 근원 소비자물가 증가율), MTSM4(산업생산증가율 및 소비자물가 증가율), MTSM5(산업생산증가율 및 근원 소비자물가 증가율)을 분석한다. 마지막으로 MTSM6는 Ang and Piazzesi (2003)와 유사하게 산출 및 물가 패널데이터 각각에서 하나씩의 주성분을 산출하여 이를 비생성 요인으로 설정한 모형이다. 이들 여섯 개 모형들을 대상으로 로그 우도(log-likelihood), AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion) 등의 정보 기준과 이자율 추정오차 등을 이용하여 모형간의 성과를 비교한다.

다음으로 이들 모형으로부터 산출한 기간프리미엄의 비교 분석을 수행하여, 만기 별로 기간프리미엄 추정치가 모형 간 얼마나 차이가 있는지 상관계수

분석을 수행한다. 또한 예측오차 분산분해 분석을 통하여 기간프리미엄의 변동요인을 분석하기로 한다.

그 밖에 비생성 거시금융 기간구조 모형이나 이로부터 추정된 기간프리미엄의 경제적 함의를 분석하기 위하여 기간프리미엄과 모형 내 거시경제변수 혹은 중앙은행 정책금리 대응변수 간의 동태적 상호작용 관계를 파악할 수 있는 시차상관계수 분석을 수행한다. 이 분석을 통하여 기간프리미엄의 경기역행성(혹은 경기순응성)에 관한 시사점을 얻을 수 있을 것으로 기대된다. 이 분석에 있어서 실제 데이터를 이용한 표본 상관계수와 함께 몬테칼로 시뮬레이션을 통한 모형 상관계수도 산출하여 동태적 상호관계 분석뿐만 아니라 기간구조 모형의 모형 적정성(혹은 데이터 적합성)도 판단할 수 있도록 하였다.

마지막으로 앞서 설명한 금융경제학의 오랜 주제인 “기대가설(expectation hypothesis)”과 관련한 비생성 거시금융 기간구조 모형의 시사점을 분석한다. 구체적으로 Dai and Singleton (2002)의 연구를 따라 전통적인 기대가설(expectation hypothesis)을 검증하는 Campbell-Shiller 장기이자율 회귀분석(LTY (i) 검정)의 계수를 실제 데이터 기준 및 모형 기준 각각을 통하여 산출하여 한국 데이터의 기대가설 이탈 정도 및 기간구조 모형의 데이터 적합성을 판단할 것이다. 아울러 위험조정(risk-adjusted) Campbell-Shiller 장기이자율 회귀분석(LTY (ii) 검정)을 통하여 거시금융 기간구조 모형의 리스크프리미엄 설정이 기대가설과의 괴리를 얼마나 설명하는 지도 살펴 본다.

2. 모형

2.1. 가우시언 동태적 기간구조 모형

이번 절은 본고에서 기간프리미엄을 추정하는 데 사용하는 거시금융 이자율 기간구조 모형을 설명한다. 이는 구체적으로 어파인(affine) 모형의 일종인 가우시언 동태적 기간구조 모형(Gaussian dynamic term structure models, 혹은 GDTSM)으로서, 이산시간(discrete-time) 모형이며 오차항에 대한 등분산(homoskedastic) 가정을 특징으로 한다. 이 모형은 Ang and Piazzesi (2003), Cochrane and Piazzesi (2008), Wright (2011), Dewachter *et al.* (2014) 등이 중앙은행 통화정책과 이자율 기간구조 관계 분석 등을 포함하여 많은 기간구조 연구에서 사용하였다.

먼저 $P_t^{(n)}$ 을 n 기 만기 무이표채(zero-coupon bond)의 t 시점 가격이라고 하고, $i_t^{(n)} = -\ln(P_t^{(n)})/n$ 을 이에 해당하는 이자율로 정의하자. 여기에 M_{t+1} 을 확률적 할인인자, 즉 SDF(stochastic discount factor)로 정의하면, 이를 이용한 n

기 만기 무이표채의 가격은 다음과 같이 결정된다.

$$P_t^{(n)} = E_t \left(\prod_{j=1}^n M_{t+j} \right) \quad (1)$$

식 (1)의 가격 결정식에 다음의 식 (2)~(4)를 추가하면 가우시언 어파인 기간구조 모형을 구성할 수 있다. 먼저 m 요인 벡터 X_t 가 다음과 같은 1계 VAR(vector autoregression) 과정을 따른다고 하자.

$$X_{t+1} = \mu + \Phi X_t + \Sigma \varepsilon_{t+1} \quad (\varepsilon_{t+1} \sim \text{i.i.d.} N(0, I)) \quad (2)$$

둘째, 단기 이자율 r_t 은 다음과 같이 요인벡터 X_t 의 어파인 함수(affine function)로 가정한다.

$$r_t = \delta_0 + \delta_1' X_t \quad (3)$$

셋째, SDF는 다음과 같이 조건부 로그 정규분포(conditionally lognormal)를 따르는 형태를 가진 것으로 가정한다.

$$M_{t+1} = \exp(-r_t - \frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \lambda_t' \varepsilon_{t+1}) \quad (4)$$

여기에서 위험의 시장가격(market price of risks) λ_t 는 $\lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t$ (λ_0 및 λ_1 은 각각 $m \times 1$ 및 $m \times m$ 행렬)와 같이 요인벡터 X_t 의 어파인 함수로 가정한다.

이와 같은 (2)~(4)의 기본 방정식 하에서 채권 가격은 식 (5)의 지수 어파인 형태(exponential affine form)로 결정된다. 이와 같이 채권 가격 결정식이 닫힌 형태(closed-form)로 존재하는 것은 어파인 모형의 장점 중 하나이다.

$$P_t^{(n)} = \exp(A_n + B_n' X_t) \quad (5)$$

여기에서 A_n 은 스칼라. B_n 은 $m \times 1$ 벡터이다.

한편 A_n 및 B_n 은 다음과 같은 차분방정식(recursion)을 만족하게 된다.

$$\begin{aligned} A_{n+1} &= -\delta_0 + A_n + B_n' (\mu - \Sigma \lambda_0) + \frac{1}{2} B_n' \Sigma \Sigma' B_n, \\ B_{n+1} &= (\Phi - \Sigma \lambda_1)' B_n - \delta_1 \end{aligned} \quad (6)$$

여기에서 초기값은 $A_1 = -\delta_0$ 및 $B_1 = -\delta_1$ 이 된다.

식 (5)를 다음과 같은 n 기 만기 무이표채 이자율 식으로 나타낼 수 있다.

$$i_t^{(n)} = -\frac{A_n}{n} - \frac{B_n'}{n} X_t \quad (7)$$

한편 요인벡터 X_t 가 실제와 다르게 다음 식 (8)의 왜곡된 VAR 과정을 따르고 투자주체가 위험중립적, 즉 $\lambda_0 = 0(m \times 1)$ 및 $\lambda_1 = 0(m \times m)$ 으로 가정하자.

$$X_{t+1} = \mu^* + \Phi^* X_t + \Sigma \varepsilon_{t+1} \quad (8)$$

여기에서 $\mu^* = \mu - \Sigma \lambda_0$ 및 $\Phi^* = \Phi - \Sigma \lambda_1$ 로 설정한다.

이러한 왜곡된 상황 하에서 식 (1)을 적용하여 구한 채권가격이 실제 채권가격과 동일하다는 것이 잘 알려져 있다. 식 (2) 및 (8)의 VAR 모형은 각각 실제 및 위험중립 확률 하에서의 VAR 과정이라고 부른다. 실제 및 위험중립 확률분포를 관련 문헌에서는 각각 P 및 Q 확률분포라고 부르기도 한다.

위험중립 확률을 간단히 설명하자면 투자주체의 한계효용이 높은 상태(예를 들어 경기침체 등의 요인으로 투자주체의 소비가 감소한 상태)의 확률을 인위적으로 실제 확률보다 높여서 실제 확률을 왜곡한 확률이다. 금융이론에 따르면 무재정조건(no arbitrage)이 만족하면 이러한 위험중립확률 하에서 금융자산의 가격은 미래 수입(pay-off)의 기댓값을 무위험 이자율로 할인한 값으로 결정되는 위험중립확률이 반드시 존재한다.

2.2. 기간구조 요인의 설정

본 절에서는 기간구조 모형의 요인벡터인 X_t 의 설정에 관한 문제를 논의한다. 과거 많이 사용되었던 방식은 현 시점의 이자율 횡단면 데이터로부터 칼만 필터(Kalman filter)를 통하여 현 시점의 X_t 를 추정하는 것이다. 또 다른 방식으로 이자율 데이터에 대한 주성분 분석을 통하여 추정하는 방식이다. 보통 최초 세 개의 주성분이 채권이자율의 횡단면 변동의 대부분을 설명하는 것으로 알려져 있다. 이들 주성분들은 기간구조의 "수준(level)", "기울기(slope)", "곡률(curvature)" 요인으로 부르기도 하며, Cochrane and Piazzesi (2008), Joslin *et al.*(2014), Adrian *et al.*(2014) 등이 이들 주성분을 직접 이자율 기간구조 요인으로 설정한 바 있다.

이들 세 이자율 주성분들에 대한 경제적 해석에 관하여는 과거부터 많은 논의가 있었다. 먼저 Mishkin (1990a and b), Barr and Campbell (1997), Dewachter and Lyrio (2006), Rudebusch and Wu (2007) 등에 따르면 수준 요인은 장기 인플레이션에 대한 기대로 해석될 수 있다. 기울기 요인은 경기 순환과 관련이 있으며(Estrella and Mishkin, 1996; Hamilton and Kim, 2002; Ang *et al.*, 2006, Rudebusch and Wu, 2008) 등) 특히 통화정책과 관계가 있다. 예를 들어 Rudebusch and Wu (2007, 2008)에 따르면 중앙은행이 긴축적인 통화정책을 펴면, 기울기 요인이 상승(이자율 스프레드의 축소)하여 미래 경기의 둔화를

예측하게 된다. 마지막으로 곡률 요인의 경제적인 해석에 대해서는 아직 충분한 공감대가 형성되어 있지 않다. 다만 Dewachter and Lyrío (2006)는 곡률 요인은 중앙은행이 통화정책 기초를 반영한다고 해석한 바 있다.

2.3. 비생성 거시경제 요인

이자율 기간구조의 요인 설정에 있어서 이자율 데이터만을 이용하게 되면 기간구조에 영향을 미치는 경제 요인의 분석이 어려워진다. 이를 감안하여 거시경제 변수를 기간구조 모형의 추가적인 변수로 고려하는 거시금융 기간구조 모형(macro-finance term structure models, 이하 MTSM로 지칭)이 학계, 중앙은행 등에서 활발히 연구되고 있다.

백인석 외 (2010)에 따르면 거시금융 기간구조 모형은 통화정책, 실질경제 활동, 인플레이션 등 주요 거시경제 요인들이 이자율 기간구조에 미치는 영향이나 이자율 기간구조 모형에서 얻은 비관측 요인과 거시경제 요인과의 관계를 고찰하기 위해 연구되고 있다. 주요 선행 연구로는 Ang and Piazzesi (2003), Ang *et al.* (2006), Diebold *et al.* (2006), Dewachter and Lyrío (2006), Joslin *et al.* (2014) 등을 들 수 있다. 그 밖에도 거시금융 기간구조 모형의 하나로 VAR 모형보다는 구조적(structural) 특징을 좀 더 가미한 New Keynesian 모형도 연구되고 있는데 이와 관련된 연구로는 Hördahl *et al.* (2006), Wu (2006), Bekaert *et al.* (2010) 등을 들 수 있다.

최근 들어 거시금융 기간구조 모형의 연구에 있어서 산출, 인플레이션 등 일부 거시경제변수가 미래의 이자율을 예측하는 데 중요하지만, 현재 시점의 이자율 기간구조를 생성(span)하는 데에는 기여가 미미하다는 사실이 여러 연구에서 주장되었다(Duffee, 2011; Joslin *et al.*, 2014; Ludvigson and Ng, 2009). 이러한 기간구조 요인들을 관련 문헌에서 “비생성(unspanned)”요인으로 지칭한다.

비생성 요인의 존재는 기존의 어파인 이자율 기간구조 모형의 핵심적인 설정과 모순된다는 문제를 발생시킨다. 예를 들어 전체 기간구조 요인의 갯수 (m)와 동일한 숫자의 채권 이자율로 구성된 Y_t^a 벡터를 고려하자(편의상 가격 결정 오차는 없다고 가정). 그렇다면 이 벡터의 각 요소 해당 만기에 해당하는 A^n 및 B^n 을 이용하여 A^a ($m \times 1$) 및 B^a ($m \times m$) 행렬을 구성하면 다음과 같은 Y_t^a 의 식을 구축할 수 있다.

$$Y_t^a = A^a + B^a X_t \quad (9)$$

B^a 의 역행렬이 존재하면 다음과 같은 X_t 의 식을 얻을 수 있다.

$$(B^a)^{-1}(Y_t^a - A^a) = X_t \quad (10)$$

즉 거시금융 기간구조 모형의 설정이 적절하다면 이자율 횡단면(식 (10)에서 Y_t^a)은 기간구조 요인으로 고려되고 있는 모든 거시경제 변수(식 (10)에서 X_t)에 대한 완전한 정보를 가지고 있어야 한다. 즉 모든 기간구조 요인 X_t 가 동일 시점의 이자율 횡단면에 의해 생성(spanned)될 수 있어야 한다.

Yun (2019)은 비생성 요인에 관한 논의를 한국의 국고채 데이터에 적용한 바 있는데, 이 논문의 Table 2에서 일부 만기(1, 3, 5, 10년)의 국고채 현물이자율 각각을 3개의 이자율 주성분("수준", "기울기", "곡률"), CP 요인(Cochrane-Piazzesi (2005)의 수익률예측 요인), MF 요인(한국의 거시경제 변수들의 주성분으로 구성된 변수), GLF(글로벌 유동성 변수들의 주성분으로 구성된 변수)에 회귀분석한 결과를 보여주고 있다. 예상대로 각 회귀방정식의 조정결정계수는 거의 1에 가까워 기존의 이자율 주성분들이 이자율 횡단면을 매우 잘 설명하는 것으로 나타났다. 주목할 만한 것은 각 회귀방정식에서 MF 및 GLF 요인 계수가 유의하지 않게 나타난 것이다. Yun (2019)의 분석에 따르면 거시경제 및 글로벌 유동성 요인이 미래 이자율 변동의 예측에서는 매우 중요하지만 특정 시점의 이자율 횡단면의 설명에는 거의 기여하지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 이 결과는 한국의 이자율 기간구조에서도 비생성 거시경제 요인이 존재하며 이를 감안한 기간구조 모형화가 중요함을 시사한다고 하겠다.

이제 비생성 요인을 어떻게 모형화할 것인지에 관하여 논의하기로 한다. 기간구조 요인 벡터 X_t 를 분할하여 (X_{1t}', X_{2t}') 로 나타내어 보자. X_{1t} 및 X_{2t} 는 각각 $m_1 \times 1$ 및 $m_2 \times 1$ 벡터이며 $m = m_1 + m_2$ 를 만족한다. 여기에서 X_{2t} 는 비생성 요인 벡터를 나타낸다. 이제 단기이자율 방정식 (3)의 δ_1 벡터에서 마지막 m_2 요소를 0으로 하고, 위험중립확률 하에서의 VAR 과정을 나타내는 식 (8)의 Φ^* 의 위상방 $m_1 \times m_2$ 블록은 0 행렬으로 설정하자. 반면 실제 확률 하에서의 VAR 과정인 식 (2)의 Φ 에는 아무런 제약도 부여하지 않는다. 이러한 설정 하에서 채권가격 및 이자율 결정식인 식 (5) 및 (7)에서 B_n 의 마지막 m_2 요소는 0이 되며 B_{1n} 을 B_n 의 최초 m_1 요소로 정의한다면 채권 가격은 다음과 같이 결정된다.

$$P_t^{(n)} = \exp(A_n + B_{1n}' X_{1t}) \tag{11}$$

이 같은 거시금융 기간구조 모형에서는 비생성 요인벡터 X_{2t} 는 미래 이자율 예측에는 중요하지만, 현재 시점 t 의 채권 이자율에는 영향을 미치지 않는다. 즉 X_{2t} 의 변동은 기대 부분과 기간프리미엄에 대해 반대 방향의 동일한 크기의 영향을 미치기 때문에 두 효과가 정확히 상쇄되어 현재 기간구조에 영향을 미치지 않는 것이다.

2.4. 계량경제 방법론

지금까지 기간구조 모형 추정에 있어서는 추정비용이 높은 칼만필터를 통한 최우추정(maximum likelihood estimation) 기법 등이 많이 사용되었다. Joslin *et al.* (2014, 이하 JPS)은 비생성 거시금융 기간구조 모형에 적용할 수 있는 매우 효율적인 추정방법을 제안한 바 있다. JPS의 방법론은 행렬의 Jordan 분해를 이용한 기간구조 요인 변수의 재설정(reparametrization) 과정을 도입하면서 모형의 추정비용을 크게 낮추었다. Wright (2011)는 JPS의 방법론을 사용하여 10개 선진국의 기간구조 모형을 추정하여 기간프리미엄의 결정요인을 분석한 바 있다. 따라서 본 절에서는 본 연구에서 비생성 거시금융 기간구조 모형 추정에 사용한 JPS (2014)의 방법론을 간단히 설명하기로 한다.

먼저 기간구조 요인벡터인 X_t 를 (1) 무이표채 이자율의 최초 세 개의 주성분으로 구성된 벡터 PC_t ¹와 (2) 실물경제활동 및 인플레이션을 나타내는 변수²로 구성된 거시경제 벡터 M_t 로 구성한다. 즉 본 연구에서의 설정과 같이 $m_1 = 3$ 및 $m_2 = 2$ 로 가정하고 이후 논의를 진행하고자 한다. 여기에서 M_t 는 비생성요인으로 설정한다. 따라서 이들 기간구조 요인벡터의 구성요소는 모두 관찰 가능한 특징이 있다. 전절의 논의와 연결시키자면 $X_{1t} = PC_t$ 및 $X_{2t} = M_t$ 이 된다.

JPS는 추정 효율성 향상을 목적으로 위험중립확률 하에서 요인변수 X_t 를 Joslin *et al.*(2011)에서 처음 제안한 표준(canonical) 모형의 요인변수 벡터인 $Z_t(m_1 \times 1)$ 로 재설정하는 변환 방법을 제안하였다. 이 표준 모형은 추정계수 숫자가 적지만 “maximally flexible”한 특징을 가지고 있다. 표준모형 하에서 요인변수 Z_t 는 위험중립확률 하에서 0의 상수항을 갖고 Λ^* 를 계수행렬로 하는 1계 VAR 과정을 따른다. 여기에서 Λ^* 는 식 (8)의 Φ_{11}^* (Φ 의 좌상방 3×3 행렬)의 고유치(eigenvalue)인 $\lambda_1^*, \lambda_2^*, \lambda_3^*$ 을 대각원소로 하는 대각행렬(diagonal matrix)로 정의된다. 이 때 단기금리는 $r_t = r_\infty^* + t'Z_t$ ($t \equiv (1, 1, 1)'$)가 되며 여기에서 r_∞^* 는 단기이자율의 장기평균으로 해석된다.

JPS는 표준모형 기준의 위험중립확률 관련 계수인 $\{r_\infty^*, \Lambda^*, \Sigma\}$ 를 원래 모형(X_t 벡터로 나타낸 모형) 기준의 위험중립 계수들로 일대일 전환하는 방법을 제안하였다. 이 변환 방법을 사용하면 로그우도함수를 위험중립 확률 부분과 실제 확률 부분으로 분해할 수 있고 이들 각각의 별도 추정이 가능하기 때문에

¹기간구조 요인벡터가 반드시 이자율 주성분일 필요는 없으며, 이자율의 선형결합이면 무엇이든 가능하다.

²JPS는 실물경제활동 변수로 Chicago Fed National Activity index (CFNAI)의 3개월 이동평균을 사용하였고, 인플레이션 변수로 Blue Chip Financial Forecasts에서 발표하는 전문가 집단 서베이를로부터 구한 향후 1년의 기대 인플레이션을 사용하였다.

우도 함수의 비선형성으로 인한 추정의 비효율성을 크게 개선시킬 수 있다.

추정방법론을 구체적으로 살펴보면, JPS는 표준 모형의 로그우도함수에서 실제 확률 및 위험중립 확률과 관련된 각 부분이 분리 가능한 성질을 이용하여 2단계의 효율적인 추정방법을 제시하였다. 첫 번째 단계에서는 모형 상태변수 X_t 가 직접 관찰 가능하다는 사실을 이용하여 식 (2)의 실제 확률분포의 VAR 과정과 관련된 계수 μ, Φ, Σ 를 OLS(ordinary least squares)로 추정한다. 이 단계에서 μ, Φ 는 최종 추정치가 되고 Σ 추정치는 두 번째 단계의 최적화를 위한 최초 값(initial value)의 기능을 하게 된다. 다음으로 두 번째 단계에서는 표준모형 기준 위험중립 확률과 관련된 계수인 $\{r_{\infty}^*, \Lambda^*, \Sigma\}$ 에 관하여 로그우도를 극대화하게 된다. 마지막으로 상기한 JPS의 변환과정을 통하여 식 (8)의 위험중립확률 하의 VAR 모형 계수인 $\mu^*, \Phi_{11}^*, \delta_0, \delta_1$ 을 얻을 수 있다.

본 연구에서는 지금까지 소개한 JPS의 방법론을 이용하여 비생성 기간구조 모형의 계수들을 추정하였다. 추정 계수의 표준오차 및 t-통계량 계산을 위해서는 수치적 헤시안(numerical Hessian) 및 델타(delta) 방식을 사용하였다.

3. 실증분석 결과

3.1. 데이터

본 연구에서 사용한 한국 국고채 이자율 데이터는 한국자산평가로부터 입수하였으며, 표본 기간은 2001.1월~2018.12월을 사용하였다. 한국에서는 장기채권의 경우 무이표채가 발행되지 않지만, 한국자산평가에서는 Fama and Bliss (1987) 방법론을 적용하여 시장에서 거래되는 이표채 가격 데이터에 붓스트랩(bootstrap) 방식을 적용하여 연속 복리의 무이표채 수익률 곡선을 추정하였다. 본 연구에서 사용될 무이표채 이자율의 만기는 3, 6, 9, 12, 18, 24, 30, 36, 48, 60, 84, 120개월 등 12개 만기이다.

뒤에 나오는 Figure 4에서는 표본 기간 중 1, 3, 5, 10년 만기의 무이표채 이자율 추이가 나타나 있다. 이들 그림을 보면 특히 중장기 만기를 중심으로 이자율이 전반적으로 하락하는 모습이 나타난다. 특히 2008년 말 글로벌 금융위기 발생 이후 한국은행의 위기 대응을 위한 정책금리 인하로 단기 이자율이 급격히 하락하였다.

Table 1에는 본 연구에서 사용한 국고채 이자율 데이터와 관련된 기초통계가 수록되어 있다. 통상적인 이자율 기간구조의 경우와 마찬가지로 수익률곡선이 평균적으로 우상향(즉 양(+))의 장단기 이자율 스프레드)함을 알 수 있다. 예를 들어 Table 1에 나타난 3개월 만기 이자율의 평균은 3.2%이고 10년 만기 이자율은 평균 4.3%를 기록하여 두 만기의 이자율의 차이는 평균 1.1%p였다.

Table 1: Descriptive Statistics

Maturity	Mean(%)	Standard deviation (%p)	Max.	Min.	Autocorrelation (1st order)	Autocorrelation (12th order)
3 months	3.152	1.294	5.800	1.225	0.978	0.673
5 years	3.992	1.516	7.710	1.235	0.974	0.746
10 years	4.267	1.503	7.850	1.382	0.975	0.747

한편 장단기 이자율 각각의 표준편차는 만기별로 큰 차이가 나지 않았다. 예를 들어 3개월 만기 및 10년 만기 이자율 각각 1.29%p 및 1.50%p를 나타내었다. 또한 모든 만기의 이자율은 매우 높은 자기상관을 보여주는데, 3개월 만기의 경우 1계 자기상관계수가 0.98에 달하였고, 12계 자기상관계수도 0.67로 여전히 높았다. 이는 장기 이자율의 경우에도 유사하게 나타나 10년 만기의 경우 1계 및 12계 자기상관계수가 각각 0.98 및 0.75로 나타났다.

3.2. 모형 설정

본 연구는 앞서 설명한 JPS의 방법론을 적용하여 여러 비생성 거시금융 기간구조 모형(이후 MTSM(macro term structure model)로 지칭)들을 추정하였다. 기간구조 요인(식 (2)의 X_t 벡터)으로 JPS, Wright (2011) 등을 참조하여 생성 요인(spanned factor)로는 무이표채 이자율의 최초 세 개의 주성분으로 구성된 3변수 벡터 PC_t 를, 비생성 요인으로는 산출 및 인플레이션을 두 요소로 하는 거시경제 벡터 M_t 를 감안하였다. Ang and Piazzesi (2003)이나 Hördahl *et al.* (2006)에서도 기간구조 모형에서 고려하는 거시경제 변수는 산출 및 인플레이션 각각을 대표할 수 있도록 설정한 바 있다. 결과적으로 본고에서 고려하는 기간구조 요인은 $X_t = (PC_t', M_t')'$ 의 5×1 의 벡터가 된다. 본고의 기간구조 요인은 모두 관찰 가능한 특징이 있으며, 이는 추정 비용을 낮추는 장점으로 작용한다.

한편 거시경제 벡터(M_t)를 구성하는 산출 및 인플레이션 변수로 여러 가지 조합이 가능한데 본 연구는 다음 여섯 개 모형(MTSM1~MTSM6)을 고려하고 로그우도(log-likelihood), AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion) 등의 모형 정보기준(information criterion) 값들³을 기준

³모형 m 의 AIC 및 BIC는 $AIC(m) = -2LL(m) + 2p(m)$ 및 $BIC(m) = -2LL(m) + p(m) \ln T$ 이 된다. 여기에서 $LL(m)$, $p(m)$ 은 각각 모형 m 의 로그우도 및 추정계수 갯수를, T 는 표본크기를 의미한다. 사실 비생성 기간구조 모형인 MTSM2~MTSM6의 경우 추정계수의 숫자가 같기 때

으로 최적 모형을 선정하고자 하였다.

- MTSM1: 3 PCs.
- MTSM2: 3 PCs + 산출 갭 + 소비자물가 증가율.
- MTSM3: 3 PCs + 산출 갭 + 근원 소비자물가 증가율.
- MTSM4: 3 PCs + 산업생산증가율 + 소비자물가 증가율.
- MTSM5: 3 PCs + 산업생산증가율 + 근원 소비자물가 증가율.
- MTSM6: 3 PCs + 실물경기 PC + 물가 PC.

여기에서 산출 갭은 표본기간(2001.1~2018.12월)을 대상으로 로그 산업생산지수에 Hodrick-Prescott (1997) 필터링(평활화 계수 144,000)을 적용하여 산출하였으며, 산업생산 및 소비자물가 증가율은 기존의 기간구조 문헌들과 마찬가지로 모두 전년동기대비 증가율이다. 근원 소비자물가는 계절적인 요인이나 일시적인 공급충격 등으로 변동성이 큰 품목을 제외한 지수로 보고해서는 이중 농산물(곡물 제외)과 석유류가 제외된 지수를 사용하였다.

위 모형 중 MTSM1은 벤치마크 모형의 역할을 하는데, 비생성 요인인 거시경제변수를 사용하지 않고 이자율 주성분들만을 기간구조 요인으로 사용한 3요인 기간구조 요인이다. MTSM1은 기간구조 문헌들에서 기간프리미엄 추정을 위한 대표적인 기간구조 모형으로 널리 사용되어 왔기 때문에 벤치마크 모형으로 설정하였다. 특히 영향력이 높은 연구인 Kim and Wright (2005)⁴의 3요인 모형과 매우 유사한 형태를 가지고 있다.

다음으로 MTSM2~MTSM5 모형들은 여러 산출 및 인플레이션 변수의 조합을 비생성 요인으로 하는 기간구조 모형이다. 마지막으로 MTSM6는 산출 PC와 물가 PC를 비생성 요인으로 하는 기간구조 모형이다. 이 모형은 Ang and Piazzesi (2003)에서 나온 기간구조 모형의 설정과 매우 유사한데, 구체적

문에 로그우도, AIC, BIC를 따로 고려하는 것이 의미가 없다. 다만 이들 모형들과 추정계수의 숫자가 작은 MTSM1과의 비교에서는 이들 정보기준 간에 다른 결과가 나타날 수 있다.

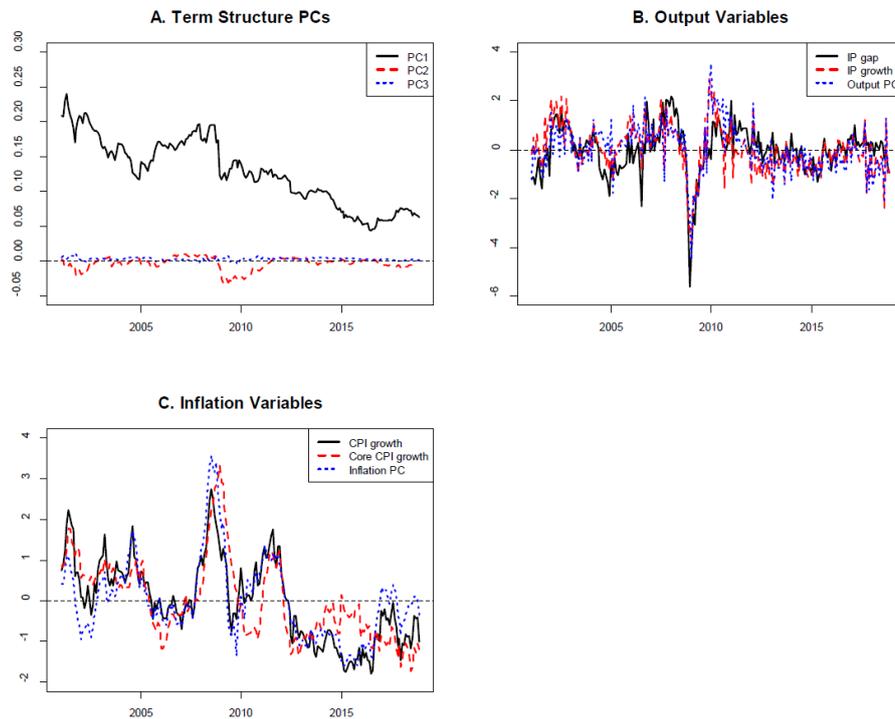
⁴Bernanke 미 연준 의장은 2006년 미국 뉴욕의 Economic Club 연설에서 기간프리미엄의 추정과 관련하여 Kim and Wright(2005)의 기간구조 모형을 언급하였다. 이는 미 연준 의장이 공식석상에서 무재정 3요인 금리기간구조 모형을 언급한 최초의 사례이기도 하다.

84 비생성 거시금융 기간구조 모형을 이용한 한국의 이자율 기간프리미엄 분석

으로 27개 실물경기 변수들⁵ 및 10개 물가변수들⁶로부터 각각 산출한 첫 번째 주성분을 비생성 거시경제 요인으로 사용한 기간구조 모형이 되겠다.

따라서 본고의 기간프리미엄은 비생성 기간구조 모형의 체계 하에서 Kim and Wright (2005) 방식, Ang and Piazzesi (2003) 방식까지 포함하는 등 비교적 다양한 방식으로 산출한 기간프리미엄을 포괄하고 있는 것으로 생각된다.

Figure 1: Term Structure Principal Components, Output and Inflation Variables



한편 Figure 1에서는 본고에서 사용할 기간구조 요인인 (a) PC1, PC2, PC3

⁵ 전산업 생산·출하·재고 지수, 제조업 생산·출하·재고 지수, 자본재 생산·출하·재고·내수출하 지수, 중간재 생산·출하·재고·내수출하 지수, 내구소비재 생산·출하·재고·내수출하 지수, 비내구소비재 생산·출하·재고·내수출하 지수, 기계설비류 생산지수, 선박제외 기계설비류 생산지수, 설비투자지수, 제조업 평균가동률, 제조업 재고율지수 등이 포함된다. 제조업 평균가동률, 제조업 재고율지수를 제외하고는 전년동기대비 증가율을 사용하였다.

⁶ 소비자물가지수 중 전체·상품·서비스·농산물및석유류제의 지수, 국내공급물가지수 중 전체·원재료·중간재·최종재, 수출 및 수입 물가지수 등이 포함된다. 이들 변수들 모두 전년 동기대비 증가율을 사용하였다.

등 이자율 주성분, (b) 산출갭, 산업생산 증가율, 산출 PC 등 산출 변수, (c) 소비자물가 상승률, 근원 소비자물가 상승률, 인플레이션 PC 등 인플레이션 변수들의 추이를 보여주고 있다. 산출 및 인플레이션 변수 각각에 나타난 변수들은 변수 간 비교를 용이하게 하기 위하여 평균 0, 표준편차 1로 표준화하였다.

3.3. 모형 비교

Table 2는 JPS 방법론을 이용하여 여섯 개의 비생성 기간구조 모형들을 추정하여 산출한 로그우도, AIC, BIC 등의 모형 정보기준 값들, 이자율 적합도(실제 이자율과 모형 이자율의 차이)의 제곱근 평균제곱오차(root mean squared errors, RMSE), 그리고 이자율 주성분과 거시경제변수 간 상호작용의 통계적 유의성을 검정하는 Wald 검정 통계량 등을 보여주고 있다. 여기에서 Wald 검정 통계량은 식 (2)에 나타난 실제 확률 하의 VAR 계수인 행렬에서 이자율 주성분들(PC1, PC2, PC3)과 거시경제 변수와의 상호작용을 나타내는 계수를 모두 0으로 설정한 귀무가설을 검정하는 통계량이다. 구체적으로 식 (2)의 실제확률의 VAR 모형의 Φ 행렬에서 이자율 주성분과 거시경제변수 간 상호작용과 관련된 $\Phi_{(1,4)}$, $\Phi_{(1,5)}$, $\Phi_{(2,4)}$, $\Phi_{(2,5)}$, $\Phi_{(4,1)}$, $\Phi_{(4,2)}$, $\Phi_{(4,3)}$, $\Phi_{(5,1)}$, $\Phi_{(5,2)}$, $\Phi_{(5,3)}$ 요소가 동시에 영(0)이라는 귀무가설 하의 검정통계량이며 귀무가설 하에서 카이제곱 분포를 따르게 된다. 동일한 분석은 전체 표본(패널 A) 이외에도 최적모형 선택의 강건성을 확보하기 위하여 글로벌 금융위기 이전 시기인 2001~2007년의 하위 표본(패널 B)을 대상으로도 수행되었다.

먼저 전체표본을 대상으로 한 분석 결과(패널 A)를 보면 로그우도, AIC, BIC 모두를 기준으로 할 때, MTSM3(산출 갭과 근원 소비자물가 증가율 조합)이 가장 우수한 것으로 나타났다. 다음으로 MTSM5(산업생산 증가율과 근원 소비자물가 증가율 조합)이 우수하였다. 물론 이러한 분석은 표본 선택의 영향을 받는다는 점을 감안해야 하지만, 최소한 본고의 표본에서는 소비자물가 상승률보다는 근원 소비자물가 상승률이 기간구조 요인으로 보다 적합한 것으로 보인다. 한편 벤치마크 모형인 MTSM1 모형의 경우 로그우도, AIC, BIC 모두에서 고려 대상 모형 중 가장 낮은 모형 적합성을 보였다. 이는 모형 적합성 측면에서 거시경제 변수를 기간구조 요인에 포함시키는 것이 중요하다는 점을 시사한다.

한편 이자율 적합도 측면에서는 모든 모형에서 5.4bp 정도의 매우 낮은 제곱근 평균제곱오차가 나타나 모형 간에 거의 차이가 없는 것으로 나타났다. 모형 간의 차이가 거의 없는 것은 모든 모형에서 이자율 기간구조 데이터에서 추출한 세 개의 주성분이 위험중립확률 하에서의 요인인 데 기인한다. 또한 이 결과는 이자율 데이터의 횡단면을 설명하는 데에는 이자율 주성분들만으로

Table 2: Model Evaluations

A. Overall sample (2001:1-2018:12)

Model	MTSM1	MTSM2	MTSM3	MTSM4	MTSM5	MTSM6
Log-likelihood	14,324.0 (6)	14,474.0 (3)	14,525.0 (1)	14,428.0 (5)	14,486.0 (2)	14,459.0 (4)
AIC	-28,602.0 (6)	-28,890.0 (3)	-28,992.0 (1)	-28,798.0 (5)	-28,914.0 (2)	-28,860.0 (4)
BIC	-28,524.5 (6)	-28,792.3 (3)	-28,894.3 (1)	-28,700.3 (5)	-28,816.3 (2)	-28,762.3 (4)
Root mean square fitting error (bp)	5.42	5.42	5.42	5.42	5.42	5.42
Relevance of macro variable blocks under P-measure	-	1,200.10 ***	2,077.80 ***	1,036.80 ***	1,929.10 ***	2,646.40 ***

B. Subsample (before Global Financial Crisis: 2001:01-2007:12)

Model	MTSM1	MTSM2	MTSM3	MTSM4	MTSM5	MTSM6
Log-likelihood	5,572.7 (6)	5,590.0 (3)	5,625.9 (1)	5,580.1 (5)	5,612.8 (2)	5,580.5 (4)
AIC	-11,099.4 (6)	-11,122.0 (3)	-11,193.8 (1)	-11,102.2 (5)	-11,167.6 (2)	-11,103.0 (4)
BIC	-11,043.5 (4)	-11,051.5 (3)	-11,123.3 (1)	-11,031.7 (6)	-11,097.1 (2)	-11,032.5 (5)
Root mean square fitting error (bp)	4.71	4.72	4.72	4.71	4.71	4.72
Relevance of macro variable blocks under P-measure	-	287.83 ***	512.46 ***	251.65 ***	475.24 ***	481.45 ***

Note: The first three rows in each table shows the log-likelihood, AIC, and BIC criterion values for the corresponding models. The fourth row in each table shows the square root of the average squared difference between actual yields and the fitted yields from the estimated model in annualized percentage points. The last row in each table shows the Wald statistic testing the hypothesis that all elements of the matrix Φ that represents the interactions between macroeconomic variables and yield factors are jointly zero. *, **, and *** indicate the significance at the 10, 5, and 1 percent level, respectively. The numbers in parentheses indicate ranking in each of log-likelihood, AIC, and BIC criteria. Bold letters indicate the best models in the corresponding categories.

충분하다는 기존 연구 결과에 부합한다.

이자율 주성분과 거시경제변수 간 상호작용의 통계적 유의성을 검정하는 Wald 검정 통계량 통계량은 Table 2의 마지막 행에서 나타나듯이 거시경제 블록이 없는 MTSM1을 제외한 모든 모형에서 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 이자율 변동에 대한 시계열적 특징을 설명하는 데에는 이자율 주성분들만으로는 불충분한 것으로 나타났다.

한편 Table 2의 글로벌 금융위기 이전 기간을 대상으로 한 동일 분석도 전체 표본과 매우 유사한 결과를 얻을 수 있었다. 여기에서도 MTSM3 모형이 최적 모형으로 나타났다. 모형 간 순위 비교에서 패널 A와 B 간의 유일한 차이는 이자율 주성분만을 모형 상태변수로 설정한 MTSM1 모형이 BIC 기준으로 4위로 나타난 것이다. 이는 BIC 기준이 추정계수의 숫자 측면에서 로그우도나 AIC 기준에 비해 좀 더 절약적인(parsimonious)인 모형을 선호하는 데 따른 것이다.

3.4. 최적 모형(MTSM3)의 추정결과 분석

여기에서는 전절 모형평가의 모든 정보기준에서 가장 우수한 것으로 나타난 MTSM3(산출 갭과 근원 소비자물가 증가율 조합) 모형의 추정결과를 분석하기로 한다.

먼저 Figure 2는 위험중립 확률 하에서의 MTSM3 모형의 추정계수로부터 산출한(식 (7)에 나오는 벡터를 이용하게 됨) PC1, PC2, PC3 각각의 요인 부하량(factor loading)을 보여준다. 예를 들어 Figure 2의 PC1 실선은 x 축의 만기에 해당하는 PC1의 요인 부하를 의미한다. 이 그림은 해당 요인이 한 단위 증가하였을 때 채권 이자율의 즉시적인 반응을 만기별로 나타낸 것으로도 해석될 수 있다.

Figure 2에서는 수준, 기울기, 곡률에 해당하는 기간구조 요인의 전형적인 특징을 잘 보여준다. 예를 들어 PC1의 요인 부하는 모든 만기에 대해 비슷한 크기의 양(+)의 값이 나타난다. 즉 PC1이 커지면 모든 만기의 이자율이 유사한 크기로 증가한다. 다음으로 PC2의 요인 부하는 만기가 짧은 경우 양(+)의 값을, 만기가 긴 경우 음(-)의 값을 갖는 전형적인 기울기 요인의 특징을 보여준다. 이 경우 PC2의 상승은 단기 이자율의 상승과 장기 이자율의 하락을 통하여 장단기 스프레드의 하락을 가져온다. 마지막으로 PC3의 요인 부하도 만기 2년에서 최소값을 가지면서 단기 및 장기에서 양(+)의 값을 갖고, 중기에서 음(-)의 값을 갖는 전형적인 곡률 요인의 특징을 나타내고 있다.

다음으로 Table 3은 MTSM3의 추정계수와 이에 해당하는 t-통계량을 보여준다. 여기에는 식 (4)에 나타난 위험의 시장가격과 관련된 조정된 위험 시

Table 3: Parameter Estimates for MTSM3

A. Q-parameter

r_{∞}^*	λ_1^*	λ_2^*	λ_3^*
0.089 (14.245)	0.9973 (3415.3)	0.9388 (41.6)	0.9238 (36.6)

B. P-parameter

X_t	μ	Φ				
		PC1	PC2	PC3	Output	Inflation
PC1	-0.003 (-1.194)	0.998 (71.059)	-0.073 (-1.282)	0.865 (3.189)	0.001 (1.439)	-0.001 (-1.833)
PC2	-0.001 (-1.594)	0.008 (1.405)	0.914 (41.705)	0.010 (0.096)	0.001 (3.308)	-0.001 (-2.682)
PC3	0.001 (2.750)	0.000 (-0.017)	0.018 (1.544)	0.620 (11.395)	0.000 (-1.245)	0.000 (1.165)
Output	-0.401 (-2.063)	3.432 (2.651)	-4.275 (-0.820)	-18.211 (-0.729)	0.638 (11.756)	-0.212 (-3.250)
Inflation	-0.158 (-2.229)	1.022 (2.170)	4.360 (2.300)	14.549 (1.601)	0.031 (1.552)	0.948 (40.018)

C. Variance-covariance matrix for VAR innovations ($\Sigma\Sigma' \times 10^3$)>

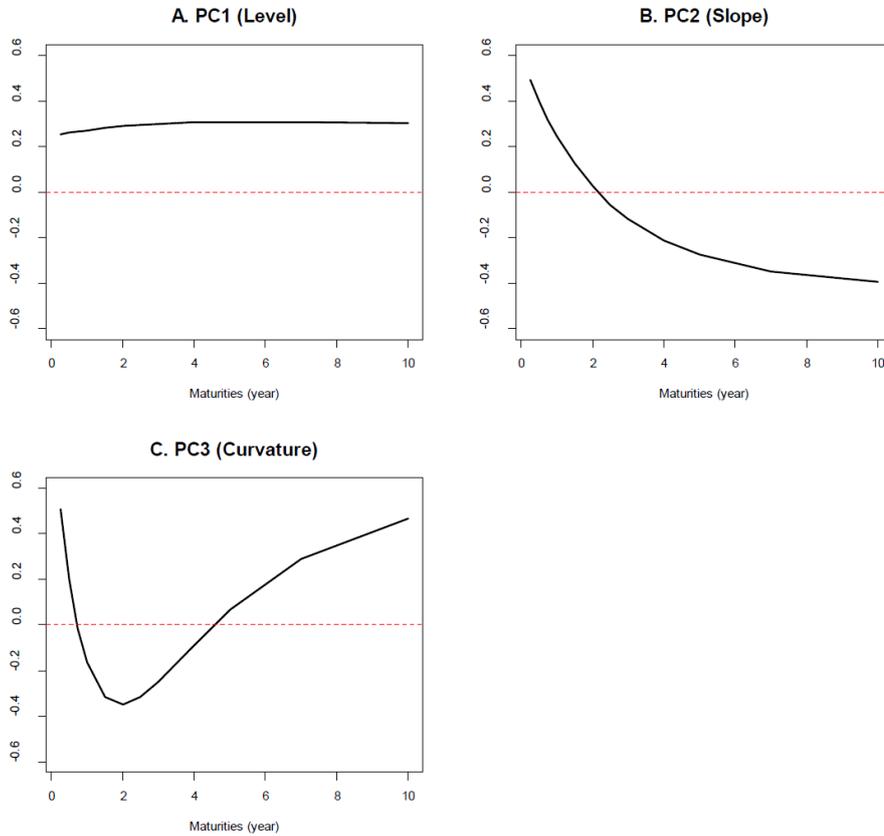
	PC1	PC2	PC3	Output	Inflation
PC1	0.060 (8.788)				
PC2	-0.009 (-3.888)	0.010 (8.320)			
PC3	-0.004 (-4.745)	-0.001 (-1.538)	0.002 (10.365)		
Output	1.089 (2.773)	0.063 (0.404)	-0.065 (-0.971)	453.360 (10.358)	
Inflation	-0.101 (-0.721)	0.076 (1.310)	-0.013 (-0.549)	-16.210 (-1.429)	60.039 (10.329)

D. Adjusted market price of risks ($\times 10^2$)>

	$\Sigma\lambda_0$	$\Sigma\lambda_1$				
		PC1	PC2	PC3	Output	Inflation
PC1	-0.294 (-1.393)	-1.040 (-0.740)	4.808 (0.850)	109.460 (4.036)	0.085 (1.439)	-0.130 (-1.833)
PC2	-0.174 (-2.127)	0.216 (0.396)	-1.655 (-0.753)	28.914 (2.743)	0.075 (3.308)	-0.073 (-2.682)
PC3	0.082 (1.929)	0.049 (0.173)	1.621 (1.425)	-29.578 (-5.415)	-0.015 (-1.245)	0.017 (1.165)

Note: The numbers in parentheses indicate t-statistics.

Figure 2: Implied Yield Loadings (MTSM3)



장가격(scaled market price of risks)인 계수의 추정결과⁷(편의상 10^3 을 곱함)

⁷ 위험 시장가격 계수인 λ_0 및 λ_1 는 데이터로부터 직접 추정할 수 있는 값이 아니라, Σ 의 형태를 어떻게 가정하느냐에 따라 영향을 받는 값이다. 예를 들어 일부 연구(본 연구 포함)에서는 Cholesky 분해를 통하여 구할 수 있는 하삼각 형태의 Σ 를 가정하기도 한다. 따라서 본고에서는 이러한 Σ 에 대한 가정이 위험 시장가격에 영향을 주는 상황을 피하기 위해 데이터로부터 직접 식별될 수 있는 조정된 위험 시장가격인 $\Sigma\lambda_r$ 를 보고하였다. 이는 JPS(2014) 등에서도 모형 추정결과 보고를 위하여 사용하는 방법이기도 하며, 관련 문헌들에서는 보통 모형 추정결과 보고 시 위험의 시장가격 λ_r 를 직접 보고하기 보다는 조정 위험시장가격(scaled market price of risks)인 $\Sigma\lambda_r$ 를 보고하는 경우가 많다. 또한 조정 위험 시장가격은 식 (8)에서와 같이 $\Sigma\lambda_0 = \mu - \mu^*$ 및 $\Sigma\lambda_1 = \Phi - \Phi^*$ 의 관계를 가지기 때문에 요인벡터의 VAR 모형 계수의 실제 확률 및 위험중립확률 간 차이로 직접 해석될 수 있는 장점이 있다.

도 나타나 있다. 앞서 언급하였듯이 각 추정계수의 t-통계량은 수치적 헤시안(numerical Hessian) 및 델타(delta) 방식으로 구한 표준오차로부터 산출한 것이다.

Table 3의 추정 결과를 살펴보면, 먼저 위험중립확률 추정계수에서 위험중립 확률분포에서의 장기 평균(long-run mean) 단기이자율을 나타내는 r_{∞}^* 가 0.089로 추정되었고, 식 (8)에 나타난 위험중립 VAR의 계수행렬인 Φ^* 의 최대 eigenvalue인 λ_1^* 의 값이 0.9973으로 1에 매우 가까운 것으로 나타났다. 이는 위험중립확률의 VAR 모형의 지속성(persistence)이 매우 높은 것을 의미하며, 이 경우 일부 기간구조 충격이 모든 만기의 이자율에 대해 거의 같은 크기로 반영된다는 것을 의미한다. 즉 Figure 2에서 나타난 바와 같이 PC1의 요인부가 모든 만기에서 거의 동일하게 나타난 것은 이 같은 위험중립확률의 VAR 모형의 높은 지속성을 반영한다고 할 수 있다. 참고로 식 (2)의 실제 확률분포 VAR의 계수행렬 Φ 의 최대 eigenvalue는 0.9839로 λ_1^* 의 값보다 작다. 이와 같이 위험중립 확률보다 실제 확률분포의 VAR 모형의 지속성이 작으면 장기 이자율 변동에서 기대 부분 변동이 기여하는 정도가 작아진다. 이에 따라 장기 이자율의 변동에서 기간프리미엄의 변동이 기여하는 부분이 지나치게 높다는 주장도 일부 연구에서 제기된 바 있다.

다음으로 채권 리스크 프리미엄의 결정에 있어서 중요한 조정된 위험 시장 가격(Table 3에서 네 번째 표)에 대해 살펴보기로 한다. 주목할 만한 것은 $\Sigma\lambda_1$ 행렬 중 다수가 통계적으로 유의하게 추정되었다는 것이다. 이는 리스크 프리미엄의 시변성을 지지하는 통계적 증거가 된다. 좀 더 자세히 살펴보면, “수준(PC1)” 위험에 대해서는 PC3가 유의하게 나타났고, “기울기(PC2)” 위험에 대해서는 PC3, 산출, 인플레이션 등이 유의하게 나타났고, “곡률(PC3)” 위험에 대해서는 PC3가 유의하게 나타났다. 즉, 이들 결과를 보면 한국의 경우 채권가격 결정에 있어서 수준, 기울기, 곡률 위험이 모두 유의한 위험요인이며, 이중 다수의 계수가 유의한 테다 상수항($\Sigma\lambda_0$)까지 유의하게 나타난 기울기 위험이 특히 중요한 위험 요인인 것으로 보인다. 산출, 인플레이션 등 거시경제변수들은 주로 기울기 위험을 통하여 리스크 프리미엄의 시변성에 유의미한 기여를 하는 것으로 나타났다. 또한 이자율 횡단면에 대한 설명력의 기여가 높지 않았던 PC3가 모든 위험에 있어서 위험 시장가격의 통계적으로 유의한 계수라는 것도 주목할 만하다.

이러한 결과는 미국을 대상으로 한 선행연구들과는 다소 차이가 있다. 예를 들어 Cochrane and Piazzesi (2008)은 미국 기간구조의 경우 “수준” 위험이 유일하게 중요한 위험요인이며, “수준” 위험의 시장가격은 이자율 주성분이 아니라 그들이 제안한 “위험예측요인(return forecasting factor)”에 유의하게

영향을 받는다고 하였다. 이에 반해 한국의 경우에는 “수준” 위험보다는 “기울기” 위험이 리스크 프리미엄의 시변성에 더욱 큰 영향을 미치는 것으로 보인다. 또한 동 위험의 시장가격 결정에는 산출, 인플레이션 등 거시경제변수가 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다. Cochrane and Piazzesi (2008)에 따르면 기울기 요인은 결국 중앙은행의 통화정책 충격에 의해 결정된다고 볼 수 있는데, 이에 따르면 한국의 경우 미국과 달리 중앙은행의 통화정책 충격이 중요한 위험요인으로 작동하는 것으로 볼 수 있다.

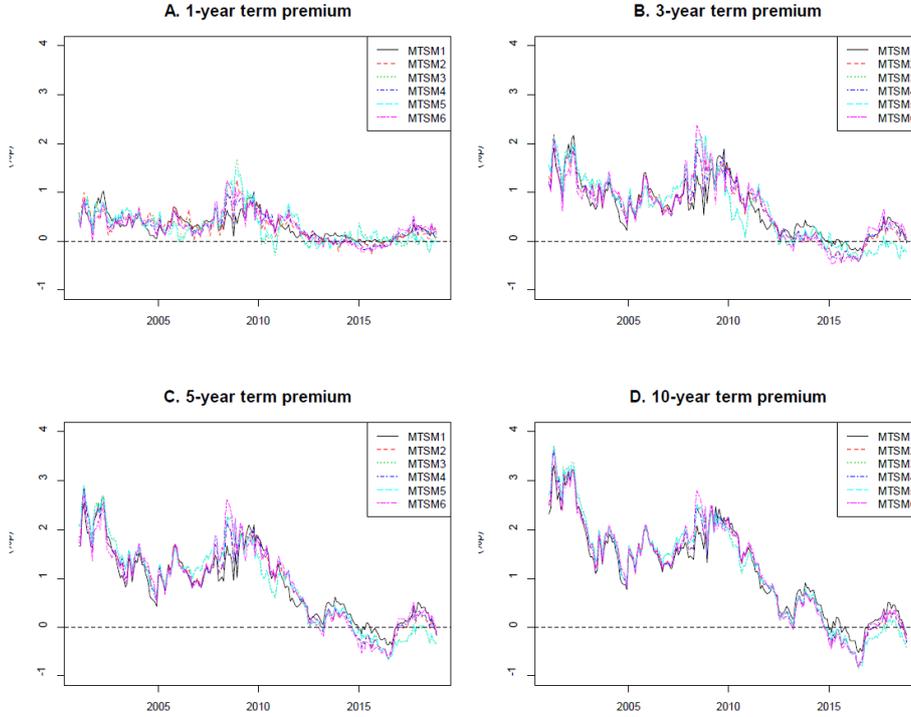
3.5. 기간프리미엄의 모형 간 비교

이제 앞서 분석한 6개 MTSM들로부터 추정한 기간프리미엄에 대해 모형 간 차이를 비교하여 본다. 미국을 대상으로 한 선행연구에 따르면 기간프리미엄은 모형의 선택에 따라 추정 결과가 크게 달라지는 것으로 알려져 있는데, 예를 들어 Swanson (2007)과 Rudebusch *et al.* (2007)은 모형에 따라 4%포인트 이상 차이가 날 수도 있다고 하였다.

Figure 3은 6개의 MTSM 각각에서 추정한 1, 3, 5, 10년 만기의 기간프리미엄의 추이를 보여준다. 이들 그림을 보면 모든 모형에서 기간프리미엄은 시변성이 높은 것으로 나타나는 등 예상대로 기대가설에 반하는 결과가 나타났다. 또한 중장기 기간프리미엄의 경우 모형에 관계없이 글로벌 금융위기 이후 대체로 하락하는 모습이 뚜렷이 나타나고 있다. 이는 물가안정이 이어지면서 인플레이션에 대한 위험이 감소한 데 주로 기인한 것으로 보인다. 다만 2016년 이후를 보면 기간프리미엄이 하락세를 멈추고 상승하였다가, 2018년 이후 다시 하락하는 모습을 보였다. 이와 같은 중장기 채권의 기간프리미엄 하락 추세에 힘입어 표본기간 초반에는 장기 기간프리미엄이 단기에 비해 크게 높았으나, 표본기간 후반에 들어 기간프리미엄 크기가 만기에 따라 별 차이를 보이지 않고 있다.

Figure 3을 보면 특히 표본 후반에 들어서 음(-)의 기간프리미엄이 관찰되고 있다. 이에 대한 설명에는 몇 가지 가능성이 있는데, 먼저 측정오차 혹은 모형설정 상의 문제로 실제로 0에 가까운 양(+)의 기간프리미엄이 음으로 추정되었을 가능성이 있다. 다른 가능성으로는 인플레이션에 대한 경제주체의 위험기피도 변화를 생각해 볼 수 있다. 고물가 시기에는 경제주체들의 인플레이션에 대한 위험기피도가 높기 때문에 장기채권을 중심으로 인플레이션 위험에 대한 추가보상이 요구되면서 기간프리미엄이 큰 경향이 있다. 그러나 최근과 같은 저물가 기간이 장기간 지속되고 경기부진에 대한 우려가 커지면 오히려 디플레이션 위험에 대한 경제주체의 위험기피도가 높아질 가능성이 있다. 이러한 상황에서 채권은 디플레이션에 대한 헤징 수단이 되기 때문에

Figure 3: Term Premium Estimates across Different Models



기간프리미엄이 음(-)의 값을 가질 가능성이 있다.

한편 미국의 경우와는 달리 모형 설정의 차이에도 불구하고 여섯 개의 MTSM 모형에서 추정된 기간프리미엄은 대체로 유사한 추이를 보이고 있다. 특히 이자율 주성분만을 기간구조 요인으로 고려하는 MTSM1은 거시경제 요인을 포함시킨 다른 모형들과 유사한 기간프리미엄의 추이를 보여주고 있다.

Table 4는 MTSM 모형들로부터 산출한 만기별 기간프리미엄 간 상관계수를 보여주고 있는데 모형 상호간 매우 높은 상관관계가 나타나고 있다. 예를 들어 10년 만기의 경우 가장 작은 상관계수(MTSM1과 MTSM6 간)도 0.98을 상회할 정도였다. 다만 1년 만기의 단기 기간프리미엄의 경우 상관계수가 다른 만기보다 상대적으로 작았다. 특히 MTSM1과 여타 모형들과의 상관계수가 특히 작은 것으로 나타나, 단기 기간프리미엄의 추정에는 거시경제변수의 포함 여부가 어느 정도 영향을 미치는 것으로 보인다.

Figure 4에서는 최적 모형으로 선정된 MTSM3 모형을 대상으로 만기별

Table 4: Correlations among Term Premiums Estimated from Different Models

A. 1-year Maturity

	MTSM1	MTSM2	MTSM3	MTSM4	MTSM5	MTSM6
MTSM1	1.000					
MTSM2	0.779	1.000				
MTSM3	0.610	0.860	1.000			
MTSM4	0.861	0.944	0.794	1.000		
MTSM5	0.636	0.841	0.990	0.822	1.000	
MTSM6	0.782	0.903	0.775	0.959	0.804	1.000

B. 3-year Maturity

	MTSM1	MTSM2	MTSM3	MTSM4	MTSM5	MTSM6
MTSM1	1.000					
MTSM2	0.943	1.000				
MTSM3	0.862	0.941	1.000			
MTSM4	0.953	0.996	0.928	1.000		
MTSM5	0.859	0.940	1.000	0.926	1.000	
MTSM6	0.885	0.967	0.905	0.970	0.903	1.000

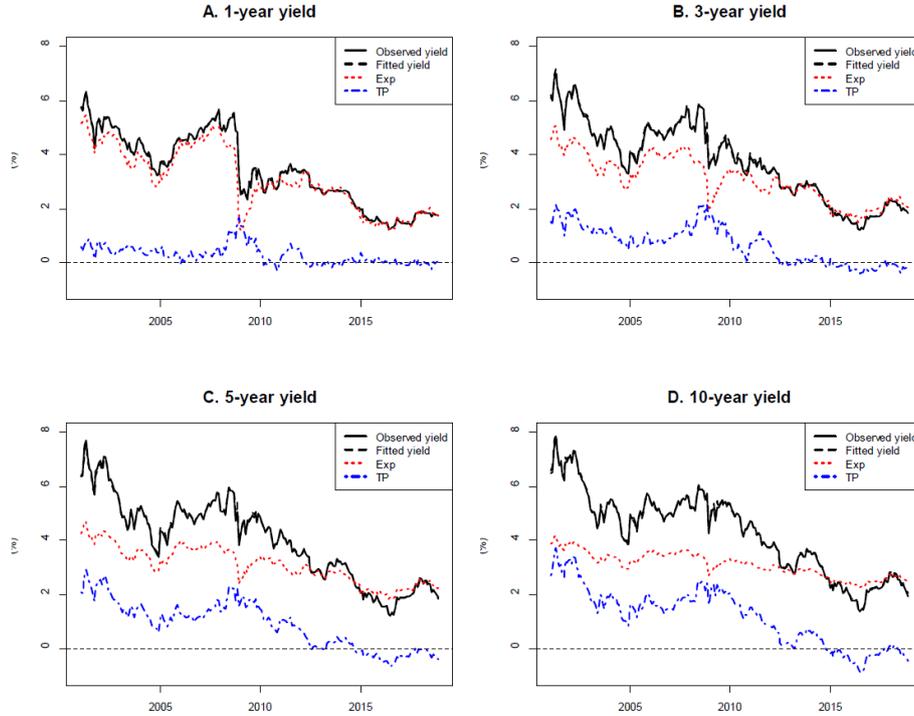
C. 5-year Maturity

	MTSM1	MTSM2	MTSM3	MTSM4	MTSM5	MTSM6
MTSM1	1.000					
MTSM2	0.976	1.000				
MTSM3	0.949	0.980	1.000			
MTSM4	0.979	0.999	0.976	1.000		
MTSM5	0.947	0.979	1.000	0.975	1.000	
MTSM6	0.942	0.984	0.961	0.984	0.960	1.000

D. 10-year Maturity

	MTSM1	MTSM2	MTSM3	MTSM4	MTSM5	MTSM6
MTSM1	1.000					
MTSM2	0.993	1.000				
MTSM3	0.986	0.995	1.000			
MTSM4	0.993	1.000	0.995	1.000		
MTSM5	0.985	0.995	1.000	0.995	1.000	
MTSM6	0.982	0.995	0.990	0.995	0.990	1.000

Figure 4: Yields, Expectation Components, and Term Premium Estimates (MTSM3)



로 이자율을 기대부분과 기간프리미엄으로 분해한 결과를 보여준다. 아울러 MTSM3의 모형 추정 이자율도 보여주고 있다. 다만 Table 2에서도 나타나듯이 MTSM3 모형의 이자율 측정오차가 작기 때문에 그림상으로는 실제 이자율과 모형 추정 이자율이 잘 구분되지는 않는다. 먼저 1년 만기의 경우 이자율의 변동은 주로 기대 부분 변동에 주로 영향을 받는 것으로 보인다. 다만 2008년 글로벌 금융위기나 2011년 유럽 재정위기 등의 중요 위기 기간 중에는 기간프리미엄도 일시적으로 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

만기가 길어질수록 이자율 변동에 대한 기간프리미엄의 중요성이 더욱 증대되는데, 특히 10년 만기의 경우 이자율 변동에 대해 기간프리미엄 부분이 더욱 크게 기여하는 것으로 보인다. 2009년 이후 이자율의 하락 추세는 기대부분과 기간프리미엄이 모두 영향을 미친 것으로 생각된다. 이는 장기 이자율의 경우 기간프리미엄의 영향력이 더 높고 단기 이자율일수록 기대 부분의 영향

Table 5: Forecasting Error Variance Decomposition of Term Premia (MTSM3)

Bond maturity (years)	Forecasting horizon (months)	PC1	PC2	PC3	Output	Inflation
1	12	48.7%	1.2%	10.4%	23.5%	16.3%
	24	59.1%	2.9%	11.5%	14.2%	12.3%
3	12	74.9%	3.4%	14.0%	5.4%	2.2%
	24	72.7%	6.8%	13.2%	3.0%	4.2%
5	12	75.4%	6.4%	14.1%	2.2%	2.0%
	24	73.0%	8.9%	13.4%	1.3%	3.4%
10	12	74.8%	8.1%	14.0%	1.0%	2.1%
	24	72.5%	10.1%	13.4%	0.6%	3.3%

력이 더 높은 것으로 나타난 많은 기존 문헌의 연구결과와 부합하는 것이다.

3.6. 기간프리미엄 변동요인의 기여도 분석

앞선 4절의 분석 결과에서는 산출, 인플레이션 등 거시경제변수들이 “기울기” 위험의 시장 위험가격 추정에 있어서 유의한 것으로 나타났다. 이는 거시경제변수가 채권 리스크 프리미엄 결정에 통계적으로 유의한 역할을 한다는 것을 의미한다. 5절의 분석에서는 중장기 기간프리미엄 추정에 있어서 모형 간 차이가 거의 없다는 결과가 나왔는데, 특히 거시경제요인을 포함하지 않은 MTSM1과 거시경제요인을 포함한 MTSM2~MTSM6 등의 여타 모형 간에도 중장기 기간프리미엄 추정에 있어서 거의 차이가 없었다. 이와 같은 5절의 결과는 언뜻 보기에 4절의 분석결과와 모순된 것으로 보인다.

이제 MTSM3의 추정 계수를 이용하여 기간프리미엄에 대해 예측오차 분산분해를 수행하고 이러한 모순점의 원인을 분석하기로 한다. 예측오차 분산분해는 선행연구 중 Dewachter *et al.* (2014)에서 기간프리미엄 등의 결정 요인을 분석하기 위하여 사용한 바 있다.

예측오차 분산분해 분석에 있어서 앞서와 마찬가지로 PC1, PC2, PC3, 산출 갭, 근원인플레이션의 순서로 VAR 모형 내 내생변수들의 순서를 설정하고, 오차항의 공분산 행렬에 콜레스키(Cholesky) 분해를 적용하여 각 요인의 직교 충격을 식별한다. 이렇게 3개 이차원 주성분들 거시경제 요인보다 먼저 배치한 것은 기간프리미엄 결정에 있어서 거시경제 요인의 추가적인 기여를 분석하기 위한 것이다.

VAR 모형에서 직교 충격에 대한 t 시점의 벡터 이동평균 형태(vector mov-

ing average representation)의 j 번째 계수는 다음과 같다. 여기에서 Φ 는 VAR 모형 계수, P 는 Σ 의 콜레스키 분해에 따른 하삼각 행렬, ε_t 는 t 시점의 구조적 충격을 나타낸다.

$$VMA_t^{(jth)} = \Phi^{j-1} P \varepsilon_{t-j} \quad (12)$$

한편 위 식에 대해 식 (7)을 결합시키면 다음과 같이 n 개월 만기 이자율의 벡터 이동평균 형태를 구할 수 있다.

$$VMA_t^{(jth)}(Yield) = -\frac{1}{n} B_n' \Phi^{j-1} P \varepsilon_{t-j} \quad (13)$$

또한 식 (12)에 기대부분이 미래 단기이자율의 평균임을 이용하여 식 (3)을 고려하면 기대부분의 벡터 이동평균 형태의 j 번째 항의 관계식을 얻는다.

$$VMA_t^{(jth)}(EXP) = -\frac{1}{n} \delta_1' (I - \Phi)^{-1} (I - \Phi^n) \Phi^{j-1} P \varepsilon_{t-j} \quad (14)$$

마지막으로 최종적인 기간프리미엄의 벡터 이동평균 형태는 이자율과 기대부분의 벡터 이동평균 형태를 차감하여 구할 수 있다.

$$VMA_t^{(jth)}(TP) = VMA_t^{(jth)}(Yield) - VMA_t^{(jth)}(EXP) \quad (15)$$

이제 식 (15)에서 나타난 기간프리미엄의 벡터 이동평균 형태를 통하여 예측오차 분산분해를 수행한다. 본고에서는 1, 3, 5, 10년 만기 각각에 대해서 12개월 및 24개월의 예측시계에 대해 분산분해 분석을 수행하였다.

Table 5에 나타난 분석 결과를 보면, 3, 5, 10년 등 중장기 만기에 있어서 PC1, PC2, PC3 등 이자율 주성분의 직교 충격이 기간프리미엄 변동에 대부분의 기여를 하고 있는 것으로 나타났다. 예를 들어 10년 만기 기간프리미엄에서는 24개월 기준으로 산출 및 인플레이션 충격의 비중이 각각 0.6% 및 3.3%에 불과하였다.

이에 반해 단기인 1년 기간프리미엄 결정에 있어서는 거시경제 변수의 추가적인 기여가 유의미하게 나타났다. 예를 들어 Table 6에서는 1년 기간프리미엄에 대한 산출 및 인플레이션의 기여도가 24개월 기준으로 각 14.2% 및 12.3%로 비교적 높았다. 여기에서 산출 갭 및 근원인플레이션의 직교 충격은 거시경제의 구조적 충격이라기보다는 PC1, PC2, PC3의 충격이 설명하지 못하는 잔여의 거시경제 충격으로 해석해야 한다. 즉 기간구조 요인의 직교 충격에 거시경제 충격이 이미 어느 정도 반영되어 있음에 유의할 필요가 있다. 이러한 결과를 감안하였을 때 거시경제변수들이 “기울기” 위험의 시장 위험가격

추정에 있어서 유의한 것으로 나타난 4절의 결과는 주로 단기 기간프리미엄에 적용되는 것으로 판단된다.

이와 같이 기간프리미엄이 만기에 따라 거시경제 변수로부터 받는 영향력이 다른 것은 장기 기간프리미엄이 단기 기간프리미엄에 비해 거시경제 상황의 일시적인 변동보다는 지속적이고 장기적인 변동에 주로 영향을 받기 때문인 것으로 볼 수 있을 것 같다. 앞에서 보았듯이 거시경제변수들은 위험의 시장가격 결정에 있어 비교적 일시적인 변동을 보이는 “기울기” 요인을 통하여 리스크 프리미엄에 영향을 미치게 된다. 과거 연구들을 보면 장기 인플레이션에 관한 기대가 중장기 기간프리미엄에 가장 큰 영향을 주는데, 이는 기간구조 요인 중 지속성이 가장 높은 “수준” 변수에 이미 잘 반영되어 있는 것으로 보인다. 따라서 기간구조 모형에 인플레이션 변수를 추가적인 거시경제요인으로 고려하였을 때 이들의 추가적인 기여는 별로 없는 것으로 보인다.

3.7. 기간프리미엄과 거시경제변수 간의 관계

본 절에서는 최적 모형으로 선정된 MTSM3 모형의 기간프리미엄과 거시경제와의 동태적 상호관계를 분석하기 위하여 시차상관계수 분석을 수행하기로 한다. 이러한 분석을 통하여 기간프리미엄의 경기역행성(혹은 경기순응성)에 관한 실증 분석이 가능하다. 이러한 분석에 있어서 실제 데이터를 이용한 표본 상관계수와 함께 몬테칼로 시뮬레이션을 통한 MTSM3의 모형 기준(MTSM3-implied) 상관계수도 산출하여 동태적 상호관계 분석뿐만 아니라 모형 적정성(혹은 데이터 적합성)도 분석할 수 있도록 하였다. 거시경제를 나타내는 변수로는 MTSM3 모형 내의 상태변수인 산출갭 및 근원 소비자물가 상승률을 고려하였다. 이와 함께 기간프리미엄과 통화정책과의 관계를 분석하기 위하여 중앙은행 정책금리를 대용하는 변수로 1개월 이자율도 고려하였다.

MTSM3 모형 기준 시차상관계수 산출에 있어서 기간프리미엄은 기간구조 모형 내 포함된 모든 상태변수들의 복잡한 함수이기 때문에 해석적인(analytic) 방법으로 시차상관계수를 산출하는 것에는 어려움이 있다. 이에 대한 대안으로 본고에서는 Table 3에서 나온 MTSM3 모형의 최우추정치를 이용하여 실제 데이터와 동일한 크기(즉 216개)의 상태변수 시계열(즉 3개 이자율 주성분, 산출갭, 근원 소비자물가 상승률 등 5개 변수)에 대한 가상표본을 몬테칼로(Monte Carlo) 시뮬레이션을 통하여 500개 생성한 후, 각 가상표본에 대해 산출한 기간프리미엄과 해당 거시경제변수와의 시차상관계수를 구하였다. 이 결과 각 거시경제 변수 및 시차 조합에 대해 500개 시차상관계수가 산출되는데, 이를 이용하여 평균 및 95% 신뢰구간의 상한 및 하한을 산출하여 MTSM3 모형 기준 기간프리미엄과 거시경제변수 간의 시차상관계수를 산출한다.

Figure 5: Cross Correlations between Term Premiums and Macroeconomic variables (5-year maturity)

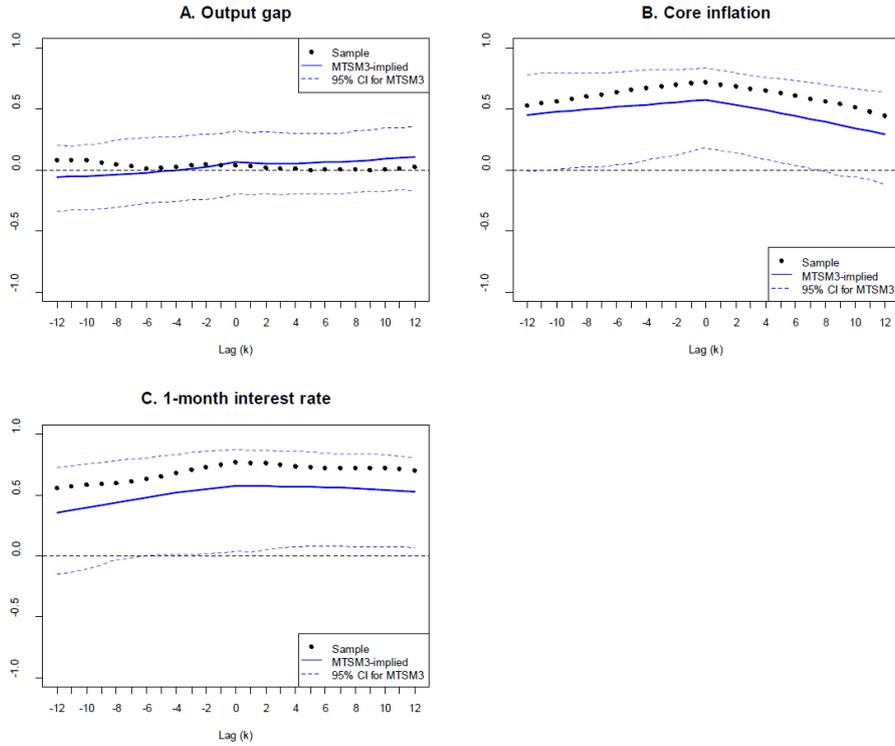


Figure 5에서는 5년 만기 기간프리미엄에 대해 산출갭, 근원 소비자물가 상승률, 1개월 이자율과의 시차상관계수를 보여주고 있다. 다른 만기의 기간프리미엄도 유사한 결과가 나와 보고를 생략하기로 한다. 각 그림의 x-축에 나타난 시차는 기간프리미엄의 시차를 나타낸다. 예를 들어 $k=2$ 에 해당하는 시차상관계수는 $t+2$ 기의 기간프리미엄과 t 기의 거시경제변수 간의 상관계수이다. 또한 각 그림에서 굵은 점은 실제 데이터로 산출한 표본 시차상관계수를 의미하며, 실선 및 점선은 몬테칼로 시뮬레이션으로 산출한 MTSM3 모형 기준 시차상관계수의 평균 및 95% 신뢰구간을 각각 의미한다. Figure 5의 그림들을 보면 MTSM3 모형의 95% 신뢰구간이 표본 시차상관계수를 모두 포함하고 있어 동 모형이 시차상관계수와 관련된 실제 데이터 특징을 적절하게 반영하는 것을 알 수 있다.

먼저 Figure 5 패널 A에 나타난 기간프리미엄과 산출갭 간의 시차상관계수를 보면 모든 시차에서 표본 및 모형 기준 모두 영에 근접한 상관계수가 나타나고 있다. 이러한 결과는 Rudebusch *et al.* (2007), Ludvigson and Ng (2009) 등 미국 데이터를 대상으로 한 실증분석에서 나타난 기간프리미엄의 경기역행성(counter-cyclicality)이 한국의 경우에는 나타나지 않는다고 할 수 있다.

한편 패널 B에서 나타난 기간프리미엄과 근원 소비자물가상승률 간의 시차상관계수를 보면 산출갭의 경우와 달리 유의한 양(+)¹의 상관계수가 나타나며 상관계수의 절대값도 컸다. 특히 긴 시차의 경우에도 여전히 높은 시차상관계수가 나타났다. 기간프리미엄과 인플레이션 변수와의 높은 상관관계는 미국을 대상으로 한 기존 연구들의 결과와 유사하다. 특히 Gürkaynak and Wright (2012)의 서베이에 의하면 지금까지 많은 거시금융(macro-finance) 문헌들의 주요 주제가 인플레이션 불확실성과 리스크 프리미엄 간의 관계라고 하였다. 또한 Wright (2011)는 미국 이외에 9개국을 더 포함시킨 패널 데이터 분석에서 인플레이션 불확실성 감소가 기간프리미엄을 하락시키는 가장 중요한 요소인 것을 발견한 바 있다. 인플레이션 수준과 불확실성 간의 매우 높은 양(+)²의 관계를 감안한다면 미국을 대상으로 한 이들 선행연구 결과가 한국의 경우에도 유의하게 적용된다고 할 수 있다.

Figure 5 패널 C에서는 기간프리미엄과 정책금리를 대용하는 변수인 1개월 이자율 간의 시차상관계수를 보여준다. 대체로 기간프리미엄과 1개월 이자율 간에는 유의한 양(+)³의 동시 상관계수가 나타나는 것으로 보인다. 이는 이자율을 Fisher 방정식에 의해 실질이자율과 기대인플레이션으로 분해하였을 때, 패널 (b)의 근원 소비자물가 상승률 결과에서 유추할 수 있듯이 기대인플레이션 요소가 기간프리미엄과 양(+)⁴의 관계를 갖기 때문에 나타난 결과로 생각된다. 기간프리미엄 및 1개월 이자율은 모두 지속성(persistence)⁵이 높은 변수이기 때문에 장기의 시차에서도 비교적 높은 시차상관계수가 나타남을 알 수 있다.

이상과 같은 기간프리미엄과 거시경제변수들(1개월 이자율 포함)과의 시차상관계수 분석 결과를 인과관계로 해석하는 데에는 주의해야 할 필요가 있다. 기간프리미엄은 모형 내의 상태변수들의 함수이기 때문에 현재까지의 다양한 구조적 충격이 실현된 결과이다. 따라서 본 절의 분석은 인과관계를 분석하는 구조적(structural) 분석이 아니라 축약형(reduced-form) 분석 정도의 해석이 가능할 것으로 보인다. 다만 이러한 축약형 분석 결과는 구조적 분석이 아닌 단순 예측 분석에 있어서는 유용한 시사점을 제공할 것으로 생각된다.

다음으로 표본 상관계수 분석을 MTSM3 모형 내에서 사용한 경제변수 이외의 경기변수들까지 확장하여 보았다. 이하의 분석에서는 모형 내에 포함된

Table 6: Correlations among Term Premiums and Output/Inflation Variables

A. MTSM3

	Output gap	IP growth	Output PC	CPI growth	Core CPI growth	Inflation PC
TP (1 year)	-0.315	-0.110	-0.158	0.685	0.913	0.584
(3 year)	-0.004	0.230	0.146	0.770	0.815	0.559
(5 year)	0.040	0.319	0.225	0.734	0.722	0.489
(10 year)	0.042	0.346	0.253	0.706	0.670	0.445

B MTSM1

	Output gap	IP growth	Output PC	CPI growth	Core CPI growth	Inflation PC
TP (1 year)	0.106	0.377	0.251	0.448	0.402	0.243
(3 year)	0.075	0.383	0.265	0.552	0.505	0.312
(5 year)	0.050	0.375	0.265	0.600	0.555	0.345
(10 year)	0.036	0.366	0.265	0.638	0.592	0.374

변수 이외의 경우에는 모형 기준 상관계수 산출이 불가능하기 때문에 표본 기준 상관계수만을 분석한다. 또한 앞에서 보았듯이 분석대상 변수들의 지속성(persistence)이 높기 때문에 시차가 커져도 시차 상관계수 감소폭이 크지 않은 경향이 나타났다. 따라서 시차 상관계수가 동시 상관계수에 대해 추가적으로 제공하는 정보가 크지 않은 점을 감안하여 이 분석에서는 동시 상관계수만을 감안하기로 한다.

Table 6에서는 MTSM3의 기간프리미엄과 주요 거시경제변수들과의 표본 상관계수를 보여준다. 거시경제변수로는 본고의 실증분석에서 사용한 산출 변수들(산출갭, 산업생산 증가율, 산출 PC)과 인플레이션 변수들(소비자물가 상승률, 근원소비자물가 상승률, 인플레이션 PC)을 사용하였다. 아울러 모형 내 비생성 거시경제변수의 모형 포함 여부가 결과에 미치는 영향을 보기 위하여 MTSM1의 기간프리미엄에 대한 분석결과도 함께 수록하였다.

먼저 3년 이상의 중장기 기간프리미엄과 산출 관련 변수들 간의 표본 상관계수를 살펴보면, 앞서 본 바와 같이 산출갭의 경우에는 중장기 기간프리미엄이 모두 0에 가까운 상관계수가 나타난다. 그러나 산업생산 증가율 및 산출 PC와는 MTSM3 및 MTSM1 모형 모두 (3년 이상의) 중장기 기간프리미엄에 대해 산업생산 증가율과 산출 PC가 유의한 양(+)의 상관계수를 보였다. 한편 표에서 따로 보고하지는 않았지만 추가적으로 경기동행지수 및 경기선행지수 순환변동치와 중장기 기간프리미엄의 상관계수를 시산한 결과 경기역행성을

시사하는 유의한 음(-)의 상관계수가 나타났다. 이와 같이 경기 관련 변수와는 변수에 따라 상이한 결과가 나타나 기간프리미엄의 경기순응성 혹은 경기역행성 등의 명확한 결론을 도출하기는 어려울 것 같다.

한편 이상에서 설명한 중장기 기간프리미엄과 관련된 결과는 MTSM3 및 MTSM1 모형 모두에게서 동일하게 나타난 결과이다. 즉 거시경제 변수의 모형내 포함 여부는 중장기 기간프리미엄 분석 결과에 영향을 미치지 않았다. 그러나 1년 만기의 단기 기간프리미엄의 경우에는 산출변수들과의 상관계수 분석 결과가 모형 간 상이하게 나타났다. 일단 산출변수와의 상관계수 모두에서 MTSM3과 MTSM1의 상관계수 부호가 반대로 나타났다. 이는 비생성 거시경제요인의 포함 여부가 단기 기간프리미엄 추정에 중요한 영향을 미친다는 전절의 결과와 유사하다.

이제 기간프리미엄과 인플레이션 변수들 간의 표본 상관계수의 경우를 보면, 산출 변수의 경우와는 다르게 모형과 관계없이 모든 만기의 기간프리미엄과 인플레이션 변수 간에 매우 높은 양(+)의 상관관계가 나타났다. 특히 모든 만기에 있어서 소비자물가 상승률 및 근원소비자물가 상승률과는 0.6을 상회하는 매우 높은 상관계수가 산출되었다. 따라서 기간프리미엄의 인플레이션 변수와의 상관계수에 있어서 비생성 거시경제 요인의 포함 여부가 미치는 영향은 산출 변수의 경우만큼 크지는 않은 것으로 보인다. 다만 1년 기간프리미엄의 경우에는 MTSM3 및 MTSM1 간에 어느 정도의 차이가 관찰되었다.

3.8. 기대가설 검정

전통적인 기대가설(expectation hypothesis) 하에서는 리스크 프리미엄(혹은 기간프리미엄)이 불변하기 때문에 장기 이자율은 미래 단기이자율의 평균에 대한 기대에 의해서만 변동한다. Campbell and Shiller (1991)는 기대가설 검정을 위하여 아래 식 (16)과 같이 n기 만기 이자율의 변동을 현 시점의 장단기 이자율 스프레드에 회귀하는 Campbell-Shiller 장기이자율(long-rate) 회귀 분석(이를 LPY (i) 방정식으로 지칭)을 고려하였다.

$$LPY(i) : i_{t+1}^{(n-1)} - i_t^{(n)} = const. + \beta_n \left(i_t^{(n)} - i_t^{(1)} \right) / (n - 1) + residual \quad (16)$$

만일 기대가설이 맞다면 식 (16)에서 $\beta_n = 1$ 을 만족해야 한다. 귀무가설 $\beta_n = 1$ 에 대한 검정을 Dai and Singleton (2002)은 LPY (i) 검정으로 불렀다. 동 검정에 대한 Campbell and Shiller (1991), Dai and Singleton(2002), Hördahl *et al.* (2006), Rudebusch and Wu (2007) 등의 실증분석에 따르면 기대가설의 예측과는 달리 값은 음(-)의 값을 가지는 데다 만기 n이 길어질수록 계수의

절대값이 커지는 것으로 나타났다. 예를 들어 10년 만기 미국 국채 이자율을 대상으로 한 월별 OLS 회귀분석에서 Campbell and Shiller (1991), Dai and Singleton (2002), Rudebusch and Wu (2007)의 추정치는 각각 -5.0, -4.2, -4.0으로 나타났다. 이와 같은 기대가설의 기각은 물론 리스크프리미엄(즉 기간프리미엄)이 시변하는 데 따른 것이다.

Dai and Singleton (2002)을 시작으로 Hördahl *et al.* (2006)을 비롯한 많은 후속 연구에서 LPY (i) 검정을 이자율 기간구조 모형의 현실 적합성을 검증하는 수단으로 활용하여 왔다. 예를 들어 LPY (i) 방정식에 대해 주어진 기간구조 모형 기준 계수 추정치들이 실제 이자율 데이터를 이용한 표본 기준 계수추정치들과 유사해야 해당 모형을 현실에 적합한 기간구조 모형이라고 할 수 있는 것이다.

한편 Dai and Singleton (2002)는 LPY (i) 검정 이외에도 위험이 조정된 이자율 변동을 현재 장단기 이자율 스프레드에 회귀분석하는 위험조정(risk-adjusted) Campbell-Shiller 장기이자율 회귀분석(이를 LPY (ii)로 지칭) 검정(식 (17))도 제시하였다.

$$LPY(ii) : i_{t+1}^{(n-1)} - i_t^{(n)} + e_{n,t}/(n-1) = const. + \beta_n^* \left(i_t^{(n)} - i_t^{(1)} \right) / (n-1) + residual \quad (17)$$

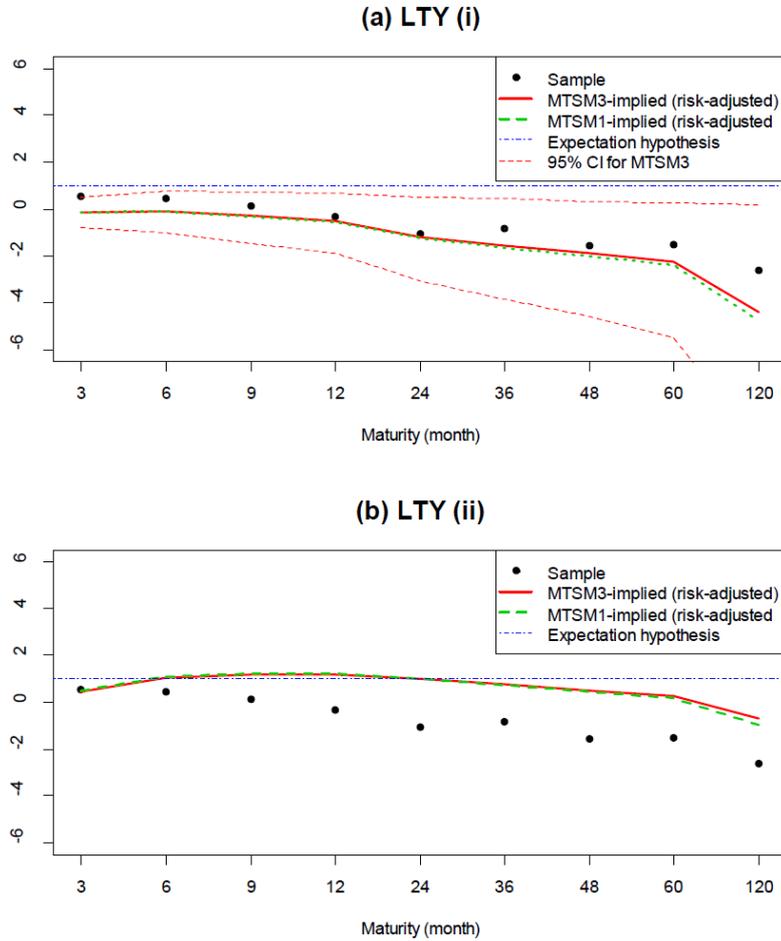
여기에서 $e_{n,t} = E_t \left[\ln \left(P_{t+1}^{(n-1)} / P_t^{(n)} \right) - i_t^{(1)} \right]$ 은 주어진 기간구조 모형에서 산출한 해당 채권의 초과 보유수익률(excess holding period return)을 나타낸다.⁸ 주어진 기간구조 모형이 리스크프리미엄의 특징을 제대로 잘 반영한다면 식 (17)에서 $\beta_n^* = 1$ 를 만족하여야 한다. 따라서 LPY (ii) 검정에서 주어진 기간구조 모형의 $\beta_n^* = 1$ 의 여부 또한 모형의 현실 적합성을 판단하는 데 활용될 수 있다.

본 연구에서는 Dai and Singleton (2002)의 방식을 따라 LPY (i) 및 (ii) 검정을 통하여 비생성 기간구조 모형이 기간프리미엄을 실제 데이터에 부합하게 적절히 반영하고 있는지 분석해보기로 한다.⁹ 본 연구의 대체적인 분석절차는 Hördahl *et al.* (2006)을 따랐다.

⁸본고 모형의 경우, $e_{n,t} = E_t \left[\ln \left(P_{t+1}^{(n-1)} / P_t^{(n)} \right) - i_t^{(1)} \right] = E_t \left[-i_{t+1}^{(n-1)}(n-1) + i_t^{(n)}n - i_t^{(1)} \right]$ 의 관계식에 식 (2) 및 (7)을 이용하면 $e_{n,t} = (A_{n-1} - A_n + A_1 + B'_{n-1}\mu) + (B'_{n-1}\Phi - B'_n + B'_1)X_t$ 의 관계식을 쉽게 얻을 수 있다.

⁹LPY (i) 및 (ii)은 초과 보유수익률에 대한 직접적인 분석이다. 이는 기간프리미엄에 대한 간접적인 분석이라고도 할 수 있는데, 이는 Ludvigson and Ng (2009)의 식 (9) 및 (10)에서 나타내듯이 기간프리미엄을 미래 초과 기대 보유수익률의 평균으로 나타낼 수 있기 때문이다.

Figure 6: Model-implied Campbell-Shiller Long-Rate Regression Coefficients



먼저 Figure 6의 패널 A는 LPY (i) 검정에서 실제 이자율 데이터를 이용하여 추정한 표본 기준 β_n (검은 점) 값들을 보여준다. 앞서 설명한 미국 데이터의 경우와 마찬가지로 β_n 가 음수일뿐만 아니라 만기가 길어질수록 β_n 가 우하향하는 모습을 나타낸다. 하지만 10년 만기 이자율의 경우 β_n 이 -2.63 으로 추정되어 기대가설로부터의 이탈 정도가 미국의 경우(β_n 계수가 보통 -4.0 을 하회) 만큼 심하지는 않은 것으로 보인다.

다음으로 같은 그림에서 실선으로 나타낸 것은 MTSM3 모형 기준 β_n 계수들이다. 이는 전 절의 분석과 같이 Table 3의 모형 추정치를 이용하여 실제

데이터와 동일한 크기의 가상 표본(즉 216개)을 몬테칼로(Monte Carlo) 시뮬레이션을 통하여 500개 생성한 후 각각의 가상 표본으로부터 추정된 β_n 값들의 평균이다. 이와 함께 그려진 두 점선은 각 만기의 500개 β_n 값들로부터 구한 95% 신뢰구간의 상한 및 하한을 나타낸다. 일단 MTSM3 모형 기준 계수들은 실제 데이터로부터 추정된 표본 기준 β_n 계수들과 매우 유사한 데다 MTSM3 기준 95% 신뢰구간도 실제 데이터의 계수들을 포함하고 있는 것으로 나타나 MTSM3 모형이 기대가설과 관련하여 현실 적합성이 양호한 것으로 생각된다.

한편 Figure 6의 패널 B에서는 MTSM3 모형 기준 LPY (ii) 검정(식 (17))의 β_n^* 계수를 보여준다. 동 계수들도 앞서와 마찬가지로 500개의 가상 표본을 생성하는 몬테칼로 시뮬레이션에 의해 구한 것이다. 패널 B에서 점으로 나타난 것들은 패널 A(LPY (i))에서 나타난 실제 데이터로 추정된 표본 기준 β_n 와 동일한 것을 유의하라. LPY (ii)에서 위험조정치는 기간구조 모형이 특정되어야 산출 가능하기 때문에 표본 기준 β_n^* 는 정의되지 않는다.

Figure 6의 패널 B를 보면 위험조정치가 이자율 변동에 감안된 이후 모든 만기에 걸쳐서 기대가설로부터의 이탈이 크게 완화되는 것을 볼 수 있다. 특히 만기 6, 9, 12, 24, 36개월의 경우 β_n^* 이 1과 매우 유사하게 나타났다. 다만 장기 채권의 경우에는 위험조정치 반영 이후에도 아직 기대가설로부터의 이탈이 여전히 남아 있었다. 특히 10년 만기 장기 채권의 경우 β_n^* 계수가 -0.70으로 여전히 음(-)의 값을 나타내었다.

한편 Figure 6의 각 패널에서는 비교분석을 위하여 MTSM3 이외에도 이자율 주성분만을 상태변수로 고려하는 MTSM1 모형 기준 β_n 및 β_n^* 계수들(연두색 점선)도 보여주고 있다. 이들 계수들은 각 패널에서 MTSM3의 β_n 및 β_n^* 계수들과 거의 차이가 나지 않는다. 이는 LTY (i) 및 (ii) 검정에 있어서 기간구조 모형에 거시경제 변수 포함 여부가 그다지 중요하지 않은 것을 시사한다. 이는 기간프리미엄 추정치가 모형 간 유사하게 나타난 전 절의 결과와 유사한 것으로 생각된다.

4. 결론 및 시사점

본 연구에서는 한국의 국고채 이자율 데이터를 이용하여 여러 가지 산출 및 인플레이션 변수 조합을 비생성 거시경제 요인으로 포함시킨 비생성 거시금융 기간구조 모형을 추정하고, 이들 모형을 이용하여 추정한 기간프리미엄을 모형 간 비교 분석하였다.

아울러 비생성 거시금융 기간구조 모형이나 이로부터 추정한 기간프리미엄의 경제적 함의를 분석하기 위하여 기간프리미엄과 모형 내 거시경제변수

혹은 중앙은행 정책금리 대응변수 간의 동태적 상호작용 관계를 파악할 수 있는 시차상관계수 분석을 수행하여 기간프리미엄의 경기역행성(혹은 경기순응성)에 관한 시사점을 얻고자 하였다. 또한 전통적인 기대가설과 관련한 비생성 거시금융 기간구조 모형의 시사점을 Campbell-Shiller 장기이자율 회귀분석(LTY (i) 및 (ii) 검정)을 통하여 분석하고, 한국 데이터의 기대가설 성립 여부 및 기간구조 모형의 데이터 적합성을 판단하였다.

본 연구의 실증분석 결과는 다음과 같다. 먼저 한국의 이자율 데이터에 비생성 거시금융 기간구조 모형들을 추정한 결과, 여러 산출 및 인플레이션 변수 조합 중 산출 갭과 근원 소비자물가 상승률 조합(MTSM3)의 모형 적합성(로그 우도, AIC, BIC 기준)이 가장 우수하였다. 실제 확률 하의 VAR 모형의 거시경제 변수 블럭에 대한 Wald 검정 결과에서도 이자율의 시계열적 변동을 설명하는 데 비생성 거시경제 변수의 포함 여부가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

다음으로 만기별 기간프리미엄 추정치의 모형 간 차이를 분석한 결과, 1년 기간프리미엄에서는 거시경제 변수 포함 여부에 따른 모형 간 차이가 나타났으나 3년 이상의 중장기 기간프리미엄들은 모형 간 차이가 거의 없는 것으로 나타났다. 따라서 이자율의 시계열적 변동에 있어서 비생성 거시경제 변수가 유의한 설명력을 가졌지만, 중장기 기간프리미엄의 산출에는 이들 변수의 포함 여부가 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

만기별 기간프리미엄의 결정요인을 분석하기 위하여 예측오차 분산분해를 수행한 결과, 위의 결과와 일치하게 산출갭 및 인플레이션 등 거시경제변수의 직교 충격은 단기 기간프리미엄에 대해서만 유의한 비중을 차지하고, 중장기 기간프리미엄의 변동에 대한 설명력은 미미한 것으로 나타났다.

다음으로 본고의 최적모형인 MTSM3으로부터 추정한 기간프리미엄과 모형 내 거시경제변수(산출갭 및 근원 소비자물가상승률) 간의 시차 상관관계수 분석을 수행한 결과, 기간프리미엄은 표본 및 모형 기준 모두에서 단기를 제외하고는 산출갭과의 상관관계수가 0에 근접하여 기간프리미엄의 경기역행성(혹은 경기순응성)에 관한 증거를 찾을 수 없었다. 그렇지만 기간프리미엄은 근원 소비자물가상승률과는 표본 및 모형 기준 모두에서 매우 유의한 양(+)의 상관관계를 보여 인플레이션 불확실성을 기간프리미엄의 가장 중요한 결정요소로 주장하는 기존 선행연구들과 일치하는 결과를 얻을 수 있었다.

마지막으로 Dai and Singleton (2002)의 연구를 따라 Campbell-Shiller 장기이자율 회귀분석(LTY (i) 및 (ii) 검정)을 실제 데이터 및 MTSM3 모형 각각을 통하여 몬테칼로 시뮬레이션을 통하여 분석하였다. 한국 데이터를 대상으로 Campbell-Shiller 장기이자율 회귀분석을 통하여 전통적인 기대가설을

검정한 결과, 미국의 사례와 마찬가지로 시변하는 기간프리미엄의 영향으로 기대가설이 기각되었다. 본 연구에서 고려한 비생성 기간구조 모형들은 이러한 기대가설 검정과 관련하여 데이터 적합성이 양호한 것으로 나타났다. 특히 위험조정(risk-adjusted) Campbell-Shiller 장기이자율 회귀분석(LTY (ii) 검정)을 수행한 결과 MTSM3 모형이 기대가설로부터의 이탈 정도를 잘 설명하는 것으로 나타났다.

한편 본고의 분석을 확장하여 여러 가지 후속연구가 가능할 것으로 보인다. 본고에서 분석한 기간프리미엄은 비생성 기간구조 모형 체계 하에서 특별한 제약을 부여하지 않고 추정되었다. 다만 미국을 대상으로 한 일부 연구에서는 실제 확률 하의 VAR 모형의 지속성이 하향 편향의 추정되었다는 분석도 제시된 바 있다. 앞에서 언급하였듯이 위험중립 확률보다 실제 확률의 VAR 모형의 지속성이 상대적으로 작으면 장기 이자율에서 기대 부분의 변동성이 작아지면서 장기 이자율의 변동에서 기간프리미엄이 기여하는 부분이 지나치게 높아지는 결과가 나타난다. 이에 따라 JPS (2004), Bauer *et al.* (2014), Bauer (2018) 등은 여러 가지 제약 부여 혹은 추정방법의 개선을 통하여 실제 확률 VAR 모형의 지속성을 높이는 방법을 강구한 바 있다. 이와 같은 실제 확률의 VAR 모형에 대한 제약의 부여가 기간프리미엄 추정에 어떠한 영향을 미치는지에 대해서 아직 한국 데이터를 대상으로 수행된 연구는 없는 것으로 보인다.

또한 기간프리미엄 추정을 본고의 분석에서와 같은 어파인 기간구조가 아니라 다른 대안을 이용할 수도 있다. 예를 들어 Ludvigson and Ng (2009), Yun (2019) 등은 채권의 초과 보유수익률을 직접 이용한 VAR 모형을 통하여 기간프리미엄을 추정한 바 있다. 또한 Yun (2012)은 동태적 Nelson-Siegel 모형을 이용하여 기간프리미엄에 대한 분석을 수행한 바 있다. 이와 같은 다른 방식으로 추정한 기간프리미엄과 어파인 기간구조 모형으로부터 추정한 기간프리미엄의 비교 분석도 유용한 후속 연구과제로 생각된다.

아울러 앞서 설명한대로 Hamilton and Kim (2002)을 시작으로 Favero *et al.* (2005), Wright (2006), Ang *et al.* (2006), Rudebusch *et al.* (2007), Dewatchter *et al.* (2014) 등의 연구와 같이 장단기 이자율 스프레드를 기대 부분과 리스크 프리미엄 부분으로 분해하여 각 요소의 경기 예측력에 관한 연구가 활발히 이루어지고 있다. 따라서 본고에서 산출한 기간프리미엄 추정을 이용하여 한국경제를 대상으로 한 장단기 이자율 스프레드의 분해가 경기예측에 기여하는 정도를 분석하는 것도 유용한 후속연구가 될 수 있을 것으로 생각된다.

REFERENCES

- 강규호 (2012). “우리나라 국채수익률 기간구조의 구조변화 시점추정과 원인 분석,” *경제분석* 18(2), 29-52.
- 김기식, 엄영호, 장운욱 (2014). “한국의 거시경제 요인과 이자율 기간구조 분석,” *재무연구* 27(2), 213-255.
- 백인석, 안동현, 오성환, 윤선중 (2010). “Asset Pricing 분야의 최근 연구동향,” *금융연구* 24(3), 65-116.
- 장덕진 (2012). “한국 거시 경제 변수를 이용한 어파인 이자율기간구조모형의 실증 분석,” *서울대학교 경제논집* 51(1), 67-105.
- 장운욱, 한재훈 (2014). “거시-금융 이자율 기간구조 모형을 통한 한국의 통화정책 분석,” *선물연구* 22 (2), 161-192.
- Adrian, T., Moench, E., and R. Crump (2014). “Pricing the Term Structure with Linear Regressions,” *Journal of Financial Economics* 110(1), 110-138.
- Ang, A. and M. Piazzesi (2003). “A No-arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables,” *Journal of Monetary Economics* 50(4), 745-87.
- Ang, A, Piazzesi, M., and M. Wei (2006). “What Does the Yield Curve Tell Us about GDP Growth?” *Journal of Econometrics* 131(1-2), 359-403.
- Barr, D.G. and J.Y. Campbell (1997). “Inflation, Real Interest Rates, and the Bond Market: A Study of UK Nominal and Index-Linked Government Bond Prices,” *Journal of Monetary Economics* 39, 361-383.
- Bauer, M.D. (2018). “Restrictions on Risk Prices in Dynamic Term structure Models,” *Journal of Business and Economics Statistics* 36(2), 196-211.
- Bauer, M.D., Rudebusch, G.D., and J.C. Wu (2014). “Term Premia and Inflation Uncertainty: Empirical Evidence From an International Panel Dataset: Comment,” *American Economic Review* 104, 1-16.
- Bekaert, G., Cho, S., and A. Moreno (2010). “New-Keynesian Macroeconomics and the Term Structure,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 42, 33-62.

- Campbell, J.Y. and R.J. Shiller (1991). "Yield Spreads and Interest Rates: A Bird's Eye View," *Review of Economic Studies* 58, 495-514.
- Cochrane, J.H. and M. Piazzesi (2005). "Bond Risk Premia," *American Economic Review* 95(1), 138-60.
- Cochrane, J.H. and M. Piazzesi (2008). "Decomposing the Yield Curve," Working paper.
- Dai, Q. and K.J. Singleton (2002). "Expectation Puzzles, Time-varying Risk Premia, and Affine Models of the Term Structure," *Journal of Financial Economics* 63, 415-441.
- Dewachter, H. and M. Lyrio (2006). "Macro Factors and the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Money, Credit and Banking* 38(1), 119-140.
- Dewachter, H., Iania, L., and M. Lyrio (2014). "Information in the Yield Curve: a Macro-finance Approach," *Journal of Applied Econometrics* 29(1), 42-64.
- Diebold, F.X., Rudebusch, G.D., and S.B. Aruoba (2006). "The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach," *Journal of Econometrics* 131(1-2), 309-338.
- Duffee, G. (2011). "Information in (and not in) the Term Structure," *Review of Financial Studies* 24, 2895-2934.
- Estrella, A. and F.S. Mishkin (1998). "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators," *The Review of Economics and Statistics* 80, 45-61.
- Fama, E.F. and R.R. Bliss (1987). "The Information in Long-maturity Forward Rates," *American Economic Review* 77 (4), 680-92.
- Favero, C.A., Kaminska, I., and U. Soderstrom (2005). "The Predictive Power of the Yield Spread: Further Evidence and a Structural Interpretation," CEPR Discussion Papers 4910.
- Gürkaynak, R.S. and J.H. Wright (2012). "Macroeconomics and the Term Structure," *Journal of Economic Literature* 50(2), 331-367.

- Hamilton, J.D. and D.H. Kim (2002). "A Reexamination of the Predictability of Economic Activity Using the Yield Spread," *Journal of Money, Credit and Banking* 34(2), 340-360.
- Hamilton, J.D. and J.C. Wu (2012). "Identification and Estimation of Gaussian Affine Term Structure Models," *Journal of Econometrics* 168(2), 315-331.
- Hodrick, R. and E.C. Prescott (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit, and Banking* 29(1), 1-16.
- Hördahl, P., Tristani, O., and D. Vestin (2006). "A Joint Econometric Model of Macroeconomic and Term Structure Dynamics," *Journal of Econometrics* 131, 405-444.
- Kim, D.H. and J.H. Wright (2005). "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.
- Joslin, S., Singleton, K.J., and H. Zhu (2011). "A New Perspective on Gaussian Dynamic Term Structure Models," *Review of Financial Studies* 24, 926-970.
- Joslin, S., Priebsch, M., and K.J. Singleton (2014). "Risk Premiums in Dynamic Term Structure Models with Unspanned Macro Risks," *Journal of Finance* 69(3), 1197-1233.
- Ludvigson, S. and S. Ng (2009). "Macro Factors in Bond Risk Premia," *Review of Financial Studies* 22, 5027-5067.
- Mishkin, F.S. (1990a). "The Information in the Longer Maturity Term Structure about Future Inflation," *The Quarterly Journal of Economics* CV:442, 815-828.
- Mishkin, F.S. (1990b). "What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation," *Journal of Monetary Economics* 25, 77-95.
- Rudebusch, G.D., Sack, B.P., and E.T. Swanson (2007). "Macroeconomic Implications of Changes in the Term Premium," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 84(4), 241-269.

- Rudebusch, G.D. and T. Wu (2007). "Accounting for a Shift in Term Structure Behavior with No-Arbitrage and Macro-Finance Models," *Journal of Money, Credit and Banking* 39, 395-422.
- Rudebusch, G.D. and T. Wu (2008). "A Macro-finance Model of the Term Structure, Monetary Policy, and the Economy," *Economic Journal* 118(530), 906-26.
- Swanson, E. (2007). "What We Do and Don't Know about the Term Premium," FRBSF Economic Letter 21, 1-3.
- Wright, J.H. (2006). "The Yield Curve and Predicting Recessions," Finance and Economics Discussion Series 2006-7, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Wright, J.H. (2011). "Term Premia and Inflation Uncertainty: Empirical Evidence from an International Panel Dataset," *American Economic Review* 101(4), 1514-34.
- Wu, T. (2006). "Macro Factors and the Affine Term Structure of Interest Rates," *Journal of Money, Credit, and Banking* 38(7) 1847-75.
- Yun, J. (2012). "Macro-Finance Term Structure Analysis Using Structural Vector Autoregression," *Journal of Economic Theory and Econometrics* 23, 278-311.
- Yun, J. (2019). "Bond Risk Premia in a Small Open Economy with Volatile Capital Flows: the Case of Korea," *Journal of International Money and Finance* 93, 223-243.