

한국 채권 초과수익률 예측요인에 관한 연구

강장구 KAIST 경영대학 교수
강한길* KAIST 경영대학 박사과정
이순희 KAIST 경영대학 박사과정
이은미 KAIST 경영대학 박사과정

요약 본 연구는 미국 시장에서 채권 초과수익률 예측요인으로 제시된 여러 요인들이 한국 시장에서도 초과수익률을 잘 예측하는지에 대하여 실증적으로 분석한다. 대표적으로 알려진 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도이자율 요인과, 채권 수익률에 영향을 미칠 것으로 여겨지는 인플레이션과 실질생산 충격에 대한 거시변수들인 Cieslak and Povala(2014)의 인플레이션 순환요인, Cooper and Priestley(2009)의 산업생산갭 요인을 주요 예측 변수로 사용한다. 실증분석 결과로, Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도이자율 요인은 조정결정계수 50% 정도의 강한 예측력을 가졌다. 선도이자율 요인은 미국 선도이자율 요인이나 스왑금리와 같은 국제 요인이나 이자율 기간구조 3요인(수준, 기울기, 곡도) 이외의 설명력을 가졌으며, 금융위기 이후로는 설명력이 약간 감소하였다. 그러나, 인플레이션 순환요인이나 산업생산갭 요인과 같이 단일 거시경제 변수로부터 얻어진 요인은 선도이자율 요인에 비해 추가적인 설명력을 가지지 못하였다. 따라서, 한국 시장에서는 수익률곡선의 정보가 초과수익률 예측에 효과적이며, 단일 거시경제 변수로부터 얻어진 요인들의 설명력은 상대적으로 미약함을 실증적으로 확인하였다.

주요단어 채권 초과수익률, 예측회귀분석, 선도이자율 요인, 인플레이션 순환요인, 산업생산갭

투고일 2014년 01월 29일
수정일 2014년 08월 07일
계재확정일 2014년 10월 06일

* 교신저자. 주소: 130-722, 서울시 동대문구 회기로 87, KAIST; E-mail: feelsal@business.kaist.ac.kr ;
전화: 02-958-3693.

Predicting Bond Excess Returns in the Korean Market

Jangkoo Kang Professor, College of Business, KAIST
Hankil Kang* Ph.D. Candidate, College of Business, KAIST
Soon Hee Lee Ph.D. Candidate, College of Business, KAIST
Eunmee Lee Ph.D. Candidate, College of Business, KAIST

Received 29 Jan. 2014
Revised 07 Aug. 2014
Accepted 06 Oct. 2014

Abstract

The analysis of long-term bond excess returns is an important issue in portfolio management and risk dynamics. Under the classical expectation hypothesis, which assumes that long-term yield represents future short-term rate expectations, the excess return on a long-term maturity bond is constant over time. However, it is well known that this assumption does not hold empirically. In the U.S. and other international markets, the forward rate factor suggested by Cochrane and Piazzesi (2005) strongly predicts bond excess returns. Thus, the bond excess return is time-varying and the current yield curve contains information on bond risk premia.

Given that the bond price reflects the market participants' expectations regarding future economic states, it should be closely related to macroeconomic variables, such as inflation and real growth. There is a growing area of research called "macro-finance" that tries to explain the term structure of interest rates and bond risk premia with macroeconomic variables.

In this paper, we empirically investigate the predictability of bond excess returns in the Korean market. We use information from the current yield curve, inflation shock, and real production shock. Specifically, we use the forward rate factor from Cochrane and Piazzesi (2005),

* Corresponding Author. Address: KAIST, 87 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-722, Korea;
E-mail: feelsal@business.kaist.ac.kr; Tel: 82-2-958-3693.

the inflation cycle factor from Cieslak and Povala (2014) and the output gap factor from Cooper and Priestley (2009) as candidate variables to predict bond excess returns.

First, we construct the three candidate factors: forward rate, inflation cycle and output gap. The forward rate factor is defined as the fitted value from the regression of the mean excess return on the forward rates. Under the Fisher hypothesis, a long-term yield can be decomposed into an expectation hypothesis term, a long-term inflation expectation term, and a cycle term. The inflation cycle factor summarizes information in the residuals from the regressions of the yields on the long-term inflation expectation. The output gap factor is generated by removing the time trend from the industrial production index.

The empirical result shows that the forward rate factor strongly predicts the excess returns of all maturities, with an adjusted R^2 higher than 50%. Consistent with the other markets' results, the information in the yield curve is important in predicting bond excess returns. Compared to the forward rate factor, the inflation cycle and output gap factors, which are individual macroeconomic variables, have weak or no predictive ability. Although the cycle factor has comparable forecasting ability in relation to the forward rate factor, it does not have any additional predictive power when the forward rate factor is taken into account. Even worse, the output gap factor does not have any explanatory power alone. Overall, the results indicate that the macroeconomic variables in our analysis do not have information above the yield curve.

We also conduct further analyses of the forward rate factor, which exhibits strong predictive power. The explanatory power of the forward rate factor is beyond the conventional yield curve factors (level, slope and curvature). It does not come from the multicollinearity of forward rates. In addition, the forward rate factor survives after controlling for the effect of international variables; specifically, the U.S. forward rate factor and the currency swap rate. As with the results from the international market data in Sekkel (2011), the explanatory power of the forward rate factor decreased after the financial crisis. Finally, the forward rate factor effectively explains the longer maturity bonds with maturities longer than five years.

Focusing on the failure of the inflation cycle factor, which theoretically contains refined information about bond risk premia, we find that the long-term inflation expectation does not have explanatory power in addition to bond yields. Cieslak and Povala (2014) argue that the forward rate factor is a restricted version of the cycle factor, and they remove the long-term inflation term from the bond yields. In contrast, the inflation cycle factor becomes a noisier measure of bond risk premia in the Korean market and the predictive power of the forward rate factor is very strong in our sample period in the global market.

The empirical results in this study imply the possibility that bond prices in the Korean market can be expressed as an affine model of yield curve factors, as in Cochrane and Piazzesi (2005). Although the macroeconomic factors do not seem to contain information about bond risk premia above the yield curve, we do not strongly reject the macro-finance models from our empirical results, as the macroeconomic factors in this paper are from a small subset of macroeconomic variables. We remain open to the possibility of more explanatory macroeconomic variables of bond risk premia.

Keywords Bond Excess Returns, Predictive Regression, Forward Rate Factor, Inflation Cycle Factor, Output Gap

I. 서론

신용위험을 반영하지 않는 무위험 채권인 국고채권은 그 자체의 시장 규모도 크며, 국고채 수익률은 무위험 이자율 벤치마크로 사용되어 위험채권, 주식, 파생상품의 가격결정에도 이용된다. 따라서, 국고채권의 수익률은 자산가격 결정의 근간이 되는 중요한 지표라고 할 수 있다. 또한, 이 수익률들은 미래 경기변동에 대한 기대를 반영한다는 점에서 그 중요성이 더욱 부각된다. 단기이자율과 장기이자율, 또는 기간스프레드(term spread)는 이와 같이 거시경제 변수로서 경기의 좋고 나쁨을 보여 주는 지표가 되지만, 이와 별개로 장기채권의 보유기간수익률(holding period return), 또는 장기채권의 보유기간수익률에서 단기채권의 보유기간수익률을 뺀 초과수익률(excess return)의 움직임에 대해 알아보는 것은 실제로 장기 국고채와 단기 국고채가 포트폴리오 관리에 있어서 주요 자산이 될 수 있다는 점에서 중요한 시사점을 가지고 있다.

고전적 가설인 기대가설(expectation hypothesis) 하에서는 장기채권의 만기수익률(yield to maturity, YTM)은 미래 단기이자율의 변화를 예측하며, 장기채권의 위험프리미엄은 상수이다. 그러나, Fama and Bliss(1987), Campbell and Shiller(1991)에 의하면 미국 시장에서는 기대가설이 성립하지 않으며 장기채권과 단기채권의 보유기간수익률 차이로 표현되는 채권 초과수익률은 시변변수임이 알려졌다. 국고채 초과수익률을 예측하는 것으로 알려진 가장 대표적인 변수는 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도이자율 요인(forward rate factor)이다.¹⁾ 이 연구에서는 다양한 만기의 선도이자율의 선형결합이 모든 만기 채권의 미래 초과수익률을 잘 예측함을 실증적으로 보였다. 이러한 현상은 미국뿐만 아니라 다른 여러 나라에서 확인할 수 있으며, 현재의 수익률곡선이 미래 채권 위험프리미엄에 대한 정보를 가지고 있다는 것을 의미한다.

국고채권의 가격에는 미래의 생산량 및 소비량, 인플레이션 등 미래 경제상황에 대한 기대가 반영되어 있을 것이므로, 채권의 만기수익률 및 초과수익률은 거시경제와 밀접한 관계를 가지고 있을 것이다. 채권 가격의 움직임과 거시경제 간의 관계를 규명하는 주제는 거시-재무(macro-finance) 분야라고 불리며, 단일 거시경제 변수, 혹은 복합 거시경제 변수들과 채권

1) Cochrane and Piazzesi(2005)에서 언급된 요인은 Cochrane-Piazzesi 요인, 혹은 CP 요인이라고도 불린다. 본 논문에서는 이 요인을 '선도이자율 요인'이라 칭한다.

수익률의 관계를 연구하는 다양한 이론적, 실증적 연구가 활발히 진행되고 있다.

본 논문에서는 기존에 미국 혹은 여러 나라의 시장에서 채권 초과수익률 예측요인으로 밝혀진 다양한 요인들의 한국 시장에서의 성과를 실증적으로 살펴보았다. 먼저, Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도이자율 요인을 이용하여 장기채권의 초과수익률을 예측할 수 있는지를 확인하였다. 또한, 채권의 명목이자율을 결정하는 대표적인 두 가지 거시경제 요인인 인플레이션 충격(inflation shock)과 실물 생산충격(real production shock)이 초과수익률을 얼마나 잘 예측할 수 있는지를 알아보았다. 각각의 요인의 대표치로는 Cieslak and Povala(2014)의 인플레이션 순환요인과 Cooper and Priestley(2009)의 산업생산갭 요인을 사용했다.

주요 실증분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째로, 한국 시장에서 기대가설은 기각되며, 선도이자율의 선형결합으로 이루어지는 선도이자율 요인이 채권의 초과수익률을 예측하는 요인임을 확인하였다. 이 단일요인의 조정결정계수(adjusted R^2)는 50% 정도이거나 그 이상이며 만기가 커질수록 더 커졌다. 둘째로, 선도이자율 요인의 설명력은 다른 국가들과 비슷하게 금융위기 이후에 더 낮아지며, 기존의 이자율 기간구조 3요인인 수준, 기울기, 곡도가 가진 설명력에 비해 약간의 추가적인 정보를 가지고 있으며, 선도이자율 요인을 통제하면 기존의 3요인인 수준, 기울기, 곡도는 추가적인 설명력을 갖지 못한다. 셋째로, Cieslak and Povala(2014)의 인플레이션 순환요인은 선도이자율 요인과 비슷한 설명력을 보이나, 만기 수익률과 인플레이션의 정보를 종합해서 구성된 순환요인이 선도이자율 요인에 비해서 추가적인 설명력을 가지지는 못하는 것으로 나타났으며, Cooper and Priestley(2009)의 산업생산갭 요인은 단일요인으로 쓰였을 때와 선도이자율 요인과 함께 쓰였을 때 모두 유의한 예측력을 가지지 못하였다. 종합하면, 한국 채권시장의 장기채권 초과수익률에 대한 정보는 수익률곡선 내에 많이 담겨 있으며, 본 연구에서 실험한 단일 거시경제 변수의 초과수익률 예측력은 선도이자율 단일요인의 존재 하에서는 미미한 것으로 나타났다. 이와 같은 연구 결과는 한국 채권시장의 채권의 가격을 어파인모형(affine model)로 설명할 수 있는 가능성을 시사한다.

한국 채권시장에서의 수익률곡선의 추정 및 예측, 이자율 기간구조 모형, 거시-금융 모형의 적용에 대해서는 다양한 연구가 있으나, 채권의 초과수익률에 초점을 맞춘 연구는 적은 편이었다. 본 논문은 한국 채권 시장의 초과수익률에 대한 다양한 실증분석을 수행했다는

데 의의가 있다. 구체적으로, 선도이자율 요인의 설명력은 선도이자율 간의 다중공선성에 의한 것이 아니며, 기존의 기간구조 요인이나 국제 요인 이외의 추가적인 설명력을 가지고 있고, 금융위기 이후에는 설명력이 감소함으로써 채권 시장에도 구조변화가 이루어졌음을 시사한다. 본 논문은 선도이자율 요인과 단일 거시경제 변수를 이용하여 채권 초과수익률 예측을 시도하였으며, 기존의 연구에서 주목하지 않았던 선도이자율 요인의 다양한 행태에 대한 분석을 하였다. 또한, 초과수익률 예측에 있어서 거시경제 변수와 수익률곡선이 각각 가지고 있는 정보량(information content)을 비교했다는 점에서 실증적인 측면과 이자율 기간구조 모형에 대한 시사점을 가지고 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 II장에서는 본 연구와 관련된 선행 연구들을 살펴본다. 제 III장에서는 논문에 사용된 자료와 분석 방법론을 제시하며 제 IV장에서는 논문에서 수행한 실증 분석의 결과를 보고한다. 마지막으로 제 V장에서는 본 논문의 결론과 한계점을 제시한다.

II. 관련 문헌 연구

Fama and Bliss(1987)는 미국 채권시장에서 기대가설이 성립하는지를 확인하기 위해 선도이자율 스프레드(forward spread)를 이용하였다. 선도이자율 스프레드는 기대가설이 성립한다면 미래 단기채권 수익률의 변화만을 예측해야 하며 미래에 실현되는 장-단기 채권의 초과수익률을 설명할 수 없다. 그러나, 실증분석 결과로 선도이자율 스프레드는 미래 장-단기 채권 초과수익률을 예측하며, 이에 따라 기대가설을 기각하는 결론을 얻어냈다. Campbell and Shiller(1991)는 이와 비슷하게 장기채권의 만기수익률에 대하여 유사한 항등식을 유도하고 실증분석을 하였으며, 역시 미국 채권시장에서 기대가설이 성립하지 않음을 보였다.

Cochrane and Piazzesi(2005)는 Fama and Bliss(1987)의 실증연구를 확장하여, 현재 관측 가능한 다양한 만기의 선도이자율이 미래 초과수익률을 잘 예측함을 보였다. 여러 만기의 초과수익률을 선도이자율에 회귀하여 나온 계수들이 텐트 모양(tent-shaped)임을

확인하고, 다양한 만기 선도이자율의 선형결합(linear combination)이 마치 하나의 요인처럼 모든 만기의 초과수익률을 잘 예측함을 보였다. 이 선도이자율 요인은 주가지수 수익률도 예측하며 경기변동(business cycle)과도 밀접한 관계가 있다는 것을 확인하였다.

Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도이자율 요인의 초과수익률 예측력은 미국 시장 외의 다른 시장에서도 검증된 바 있다. Kessler and Scherer(2009)는 단일요인 제약이 없는 경우 선도이자율들이 초과수익률을 잘 예측하나 선도이자율 요인이 모든 만기 채권의 수익률을 예측하지는 않는 것으로 보인다는 결론을 내렸고, Sekkel(2011)은 10개 국가에서 Cochrane-Piazzesi 요인이 단일 요인처럼 초과수익률을 잘 예측하며 2008년 경제위기 이후로 이 요인의 예측력이 줄어든다는 것을 언급하였다.

Duffee(2011)는 현재의 만기수익률 기간구조는 설명하지 못하지만 보유기간 초과수익률(holding-period excess return)을 설명할 수 있는 요인이 존재할 수 있음을 밝혔고, 이를 숨은 요인(hidden factor)이라고 명명하였다. 채권의 위험프리미엄을 설명하는 데 있어서 현재의 수익률곡선 정보와 수직(orthogonal)인 요인이 존재할 수 있음을 이론적 및 실증적으로 보였다.

이자율 기간구조 모형(term structure model)의 잠재요인(latent factor)으로 거시경제 변수들을 이용하는 연구가 활발히 이루어지고 있으며, 이 분야의 연구를 거시-금융(macro-finance)분야라고 한다. Ang and Piazzesi(2003)와 Piazzesi and Schneider(2007)는 실질생산과 인플레이션을 잠재요인으로 하는 벡터자기회귀분석을 통해 만기수익률을 설명하려 하였고, Buraschi and Jiltsov(2005)와 Wright(2011)는 채권의 위험프리미엄을 설명함에 있어서 인플레이션에 대한 불확실성이 중요함을 주장하였다. 이 연구들에서는 어파인 기간구조 모형(affine term structure)하에서 위험의 시장가격(market price of risk)를 잠재요인의 선형함수로 두었다. Joslin, Priebsch, and Singleton(2014)은 비생성 거시-금융 기간구조 모형(unspanned macro-finance term structure model)을 이용하여, 이자율 기간구조가 설명하지 못하는 부분의 거시경제 위험이 존재함을 기간구조 모형에 적용시켰다.

Ludvigson and Ng(2009)은 많은 수의 거시경제 변수를 주성분 분석(principal component analysis, PCA)하여 얻어낸 거시경제 요인들이 채권 초과수익률을 잘 예측하며, 이 요인들은 Cochrane and Piazzesi(2005)에서 제시된 선도이자율 요인이 있을 때에도 추가적인 설명력을

가짐을 보였다. 따라서 경기순환과 관련된 거시경제 변수들이 수익률곡선 외에도 추가적인 정보를 가질 수 있다는 설명을 하였다. 이 거시경제요인은 주성분분석을 통하여 얻어진 복합 요인(composite factor)이기 때문에, 각종 거시경제 변수에 있는 정보를 종합해서 가지고 있기는 하지만 이 요인 하나하나의 의미는 명확하지 않다.

거시경제 변수의 도입에 주로 어파인 기간구조 모형을 사용하는 거시-금융 분야와는 달리, 단일 거시경제 변수가 모형을 장기 채권의 추가수익률을 실증적으로 예측할 수 있음을 보이는 것은 좀 더 직관적으로 채권의 위험프리미엄과 인플레이션, 또는 실질생산과의 관계를 규명 한다는 의미가 있으며, 대표적으로 Cieslak and Povala(2014)와 Cooper and Priestley (2009)가 있다. Cieslak and Povala(2014)는 미국 국고채 수익률을 인플레이션 장기 추세(long-term inflation trend)와 각각의 만기와 관련된 순환 요인(cycle factor)로 분해하였다. 이렇게 인플레이션 변수를 이용하여 얻어낸 순환 요인은 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도이자율 요인에 비해 위험프리미엄에 대한 정보를 더 정제하여 담고 있으며 선도이자율 요인보다 채권 초과수익률에 대한 예측력이 더 강했다. Cooper and Priestley(2009)는 산업생산지수로부터 얻어낸 산업생산갭(output gap)이 미래 주식수익률을 설명할 뿐 아니라, 채권의 초과수익률도 예측하며, 선도이자율 요인과 함께 예측요인으로 쓰였을 때에도 추가적인 예측력을 가짐을 보였다. 다른 기간구조 모형에 대한 연구와는 달리 이 두 연구에서는 채권의 만기수익률이 아닌 초과수익률을 설명하려고 하였으며, 설문데이터 등 한국시장에서 적용하기 힘든 데이터를 쓰지 않는 실증요인을 사용했다는 점에서 한국 시장에서의 적용이 용이하다.

한국 채권시장의 다양한 만기의 국고채 수익률곡선에 대한 대부분의 문헌은 수익률곡선의 추정 및 예측에 중점을 두었다. 이러한 연구로는 이준행(2004), 송준혁(2011), 박윤선, 조담(2011) 등이 있으며, 주로 균형 모형(equilibrium model) 또는 통계적 모형(statistical model)을 이용하여 만기수익률 기간구조를 설명하고 예측하는 것에 초점을 맞추었다.

한국 국고 채권의 보유기간 초과수익률과 위험프리미엄에 대한 연구로는 송준혁, 최영수(2008)가 있다. 이 논문에서는 한국 시장에서의 기대가설 성립 여부와 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도이자율 요인의 예측력을 실험하였고, 선도이자율 요인이 채권 위험프리미엄을 잘 잡아내며, 이렇게 구해진 수익률예측요인이 미래 경기변동에 대해서도 높은 예측력을 가지고 있으며 불황예고지표로도 사용될 수 있음을 보였다.

한국 시장에서의 거시-금융 기간구조 연구로는 조성훈(2009), 박하일, 김화균(2011), 김기식,

업영호, 장운욱(2014) 등이 있다. 이들 논문에서는 생산갭, 스왑금리, 인플레이션 등 다양한 거시변수를 거시-금융 모형 하에서 이자율 기간구조 요인에 잠재요인으로 추가하여 각각의 거시경제 변수들의 모형 내에서의 성과를 알아보았다.

본 논문은 한국 시장의 국채 초과수익률의 예측변수에 대한 다양한 실증분석을 한다. 선도이자율 요인의 미래 거시경제 예측력이 아닌 현재 거시경제 변수의 미래 초과수익률 예측에 초점을 맞추었으며, 선도이자율 요인과 거시경제 요인의 예측력을 비교했다. 더불어, 선도이자율 요인을 기존 이자율 기간구조 요인과 비교하였고, 금융위기와 해외 요인에 따른 영향을 살펴봄과 5년 이상의 장기채권에 대한 영향력도 살펴보는 등 다양한 추가 분석을 했다는 점에서 송준혁, 최영수(2008)의 연구와 차별성을 가지고 있다.

또한, 단일 거시경제 변수로 대표적인 인플레이션과 생산 변수를 거시-금융 기간구조 모형을 사용하지 않고 실증적으로 초과수익률 예측 측면에서 좀 더 직관적인 방법으로 알아보았다는 점에서 기존 문헌과의 차별성이 있다. 실증적으로는 거시변수와 수익률곡선 중에 초과수익률 예측에 있어 어떤 변수의 움직임이 더 중요한지를 비교해 보고, 상대적인 중요성을 살펴보았다는 것에 의의가 있다. 이는 기존의 채권가격 모형에 관한 연구에도 시사점이 있다. 만일, 채권가격이 기존에 흔히 사용되는 무제약 어파인 모형에 의하여 결정된다면, 수익률곡선이 채권의 가격결정, 혹은 채권의 수익률의 움직임에 대한 모든 정보를 생성(span)한다. 반면, 거시-금융 모형은 수익률곡선 외에 거시경제 변수들의 중요성을 강조하며, Duffee (2011)의 제약 어파인 모형의 숨겨진 요인(hidden factor)은 수익률곡선 외의 요인이 있을 수 있음을 제시한다. 따라서, 선도이자율 요인 외에 거시경제 요인이 채권의 수익률에 영향을 줄 수 있는지에 대해 본 논문에서 수행한 분석은 기존의 채권가격모형에도 많은 시사점을 줄 수 있다.

Ⅲ. 연구의 자료 및 분석 방법론

1. 연구의 자료

본 논문에서는 2001년 1월부터 2012년 6월까지의 월별 국고채 수익률 데이터를 분석의

대상으로 사용하였다. 국고채 수익률 데이터는 한국 자산평가(KAP)에서 Fama-Bliss 방법을 통해 만들어진 주요 만기에 대한 현물이자율(spot rate)이다.²⁾ 논문의 주가 되는 분석에 사용된 가상 할인채권의 만기는 1, 2, 3, 4, 5년을 사용하였고, 장기 채권에 대한 분석에는 이에 6, 7, 9, 10년 만기 채권들을 추가하였다. 1년부터 5년까지의 채권을 중점적으로 연구하는 것은 기존 미국 시장의 연구 문헌들을 따르는 동시에 한국 시장에서 가장 활발하게 거래되고 투자자들이 관심을 가지는 중장기 국고채가 3년물과 5년물이라는 점에서도 의미가 있다.

본 연구에서 사용된 수익률곡선 외 요인에 대한 분석을 위해 필요한 거시경제 변수로는 근원인플레이션율(core CPI inflation), 산업생산지수(광업, 제조업, 전기 및 가스업)가 있으며 이 자료들은 한국은행 경제통계 시스템³⁾을 이용하였다. 근원인플레이션율은 장기 인플레이션 트렌드 생성을 위해 1991년 1월부터 2012년 6월까지의 데이터를, 산업생산값은 장기 트렌드 제거를 위해 1975년 1월부터 2012년 6월까지의 데이터를 사용하였다.

국제 요인의 영향을 알아보기 위한 분석에 사용된 미국 수익률 데이터는 CRSP(Center for Research of Security Price)의 Fama-Bliss 데이터를 1964년 1월부터 2012년 6월까지 사용했고, 블룸버그(Bloomberg)의 1년 만기 원/달러 스왑금리를 사용하였다.

2. 분석방법론

2.1 주요 변수 정의

t 시점에서 만기 n 년 후에 1을 주는 무이표 할인채권(zero-coupon discount bond)의 가격을 $P_t^{(n)}$, 그것의 로그를 $p_t^{(n)}$ 라고 한다. n 년 만기의 연속복리 만기수익률(yield to maturity, YTM)은 $y_t^{(n)} = -\frac{1}{n}p_t^{(n)}$ 로 정의한다. t 시점에 정해지는 $t+n-1$ 기부터 $t+n$ 기까지의 1년짜리 선도이자율(forward rate)은 $f_t^{(n)} = p_t^{(n-1)} - p_t^{(n)}$ 이며, 선도이자율 스프레드(forward spread)는 $f_t^{(n)} - y_t^{(1)}$ 이다.

t 시점에서 $t+1$ 시점까지 n 년 만기 채권을 1년 동안 가지고 있을 때의 보유기간수익률

2) 연구에 필요한 자료를 제공한 한국자산평가에 감사드린다.

3) ecos.bok.or.kr.

(holding period return)은 $r_{t+1}^{(n)} = p_{t+1}^{(n-1)} - p_t^{(n)}$ 이며, 1년짜리 현물이자율(spot rate, $y_t^{(1)}$)에 대한 초과수익률은 $rx_{t+1}^{(n)} = p_{t+1}^{(n-1)} - p_t^{(n)} - y_t^{(1)}$ 로 정의한다. 이 논문에서 분석 대상으로 삼는 채권의 초과수익률은 $rx_{t+1}^{(n)}$ 를 뜻하며, 초과수익률을 만기에 대해 평균한 평균 초과수익률을 \overline{rx}_{t+1} 이라고 한다.

<표 1>은 초과수익률에 대한 기초통계량을 나타낸다. Panel A에서 확인할 수 있듯이, 평균 초과수익률은 만기가 길어질수록 커지며, 초과수익률의 변동성은 채권의 만기가 길어질수록 더 커진다. 따라서, 평균 초과수익률 \overline{rx}_{t+1} 은 만기가 긴 채권의 변동을 더 크게 반영하게 된다. Panel B에서는 각각의 초과수익률을 자신의 만기로 나눈 값, 즉, $rx_{t+1}^{(n)}/n$ 값에 대한 기초통계량을 보고하였으며, 이 경우 서로 다른 만기에 대한 초과수익률 변동성이 비슷한 수준으로 됨을 확인할 수 있다.

<표 1> 요약통계량

Panel A는 각 만기 채권 초과수익률의 평균 및 표준편차, 1차 자기상관계수를 보고한다. Panel B는 각각의 초과수익률을 만기로 나눈 것들의 평균 및 표준편차이다. Panel C는 초과수익률의 상관계수 행렬이다.

Panel A : Bond Excess Returns							
Maturity	2	3	4	5	6	7	10
Mean	0.8125	1.1902	2.1509	2.2610	3.0614	3.1645	3.6014
Stdev	1.0257	1.9139	2.7490	3.6341	4.3543	4.9929	6.4145
AR(1)	0.8885	0.8807	0.8876	0.8832	0.8793	0.8751	0.8653
Panel B : Duration Standardized Excess Returns							
	2	3	4	5	6	7	10
Mean	0.4063	0.3967	0.5377	0.4522	0.5102	0.4521	0.3601
Stdev	0.5128	0.6380	0.6872	0.7268	0.7257	0.7133	0.6415
Panel C : Correlation Matrix of Excess Returns							
	1.0000						
	0.9434	1.0000					
	0.9001	0.9729	1.0000				
	0.8139	0.9382	0.9695	1.0000			
	0.8039	0.9193	0.9665	0.9844	1.0000		
	0.7587	0.8894	0.9374	0.9767	0.9892	1.0000	
	0.6787	0.8338	0.8933	0.9524	0.9626	0.9828	1.0000

t 시점에서 실현된 연간 근원인플레이션율은 π_t 이며, $\pi_t = \frac{core\ CPI_t}{core\ CPI_{t-1}} - 1$ 이다(우변의 $t-1$ 은 t 시점부터 1개월 전이 아닌 1년 전이다).⁴⁾ Cieslak and Povala(2014)를 따라, 인플레이션의 장기 추세(long-term trend)를 다음과 같이 정의한다.

$$\tau_t^{CPI} = \frac{\sum_{i=0}^{N-1} v^i \pi_{t-i}}{\sum_{i=0}^{N-1} v^i} \quad (1)$$

즉, 현재 시점의 인플레이션 장기 추세를 과거 실현된 인플레이션에 대한 가중이동평균(weighted moving average)으로 정의한다. 이동평균의 가중치(weight)는 v , 과거 인플레이션을 참고하는 구간 너비(bandwidth)는 N 이다. 식 (1)은 N 이 커지면 근사적으로 $\tau_t^{CPI} = v\tau_{t-1}^{CPI} + (1-v)\pi_t$ 과 같은 식이 되며, 이는 경제 주체가 적응적 학습(adaptive learning)을 함으로써 장기 인플레이션을 예측한다는 가정과 일맥상통한다. Cieslak and Povala(2014)에서는 각각 $v = 0.987$, $N = 120\ months$ 를 사용하였으며, 본 논문에서도 이에 따라 벤치마크 실증분석을 수행할 때 이 값을 사용한다.

Cooper and Priestley(2009)는 산업생산지수(Industrial Production Index)에서 트렌드를 제거한 산업생산갭(output gap)이 미래 증가 및 채권 초과수익률을 예측한다고 하였고, 본 논문에서는 이를 따라 3가지 방법으로 생성된 산업생산갭 변수를 사용한다. 다음과 같은 3가지 회귀분석에서 나온 오차항을 산업생산갭으로 사용한다.

$$\begin{aligned} IP_t &= a + bt + ct^2 + \eta_t \\ \begin{cases} IP_t = a + bt + \eta_t & \text{for } t \leq t_1 \\ IP_t = a + bt + c(t - t_1) + \eta_t & \text{for } t > t_1 \end{cases} \\ IP_t &= a + bt + \eta_t \end{aligned} \quad (2)$$

즉, 시계열 트렌드를 이차 트렌드, 구조 변화를 가진 일차 트렌드, 일차 트렌드의 세 가지

4) 미국 인플레이션 데이터에서는 소비자물가등락률에 비해 근원인플레이션율이 변동성이 큰 항목을 제거함으로써 좀 더 나은 인플레이션 측정지침을 논하고 있으나, 한국 데이터에서는 두 시계열의 변동성 차이는 크지 않고, 이 논문에서 사용되는 장기 인플레이션 예측치 시계열도 서로 다른 두 인플레이션 데이터를 사용했을 때 상관계수가 93%였다. 두 시계열 중 어느 시계열을 사용해도 결과에 큰 차이는 없으나, 기존 논문을 따라 본 논문에서는 근원인플레이션을 사용하였다.

방법으로 가정하며, 회귀식의 오차항인 η_t 를 산업생산갭 변수 gap_t 라고 명명한다. 여기서, 구조 변화(structural change)가 있는 때로 여겨지는 t_1 은 IMF 경제위기가 있었던 1997년 12월로 설정하였다.

2.2 주요 분석 방법론

Cochrane and Piazzesi(2005)에서는 다음과 같이 초과수익률을 모든 만기의 선도이자율을 이용해서 예측하였다.

$$rx_{t+1}^{(n)} = b' \mathbf{f}_t + u_t \text{ where } \mathbf{f}_t = [\mathbf{1} \ f_t^{(1)} \ f_t^{(2)} \ \dots \ f_t^{(5)}], \ n = 2, 3, \dots, m \quad (3)$$

Cochrane and Piazzesi(2005)는 이와 같은 회귀분석을 하였을 때 각 만기 별 회귀계수들이 텐트 모양의 일정한 패턴을 가지고 있음을 확인하고, 선도이자율의 선형결합으로 이루어지는 단일요인이 모든 만기의 초과수익률을 설명하는지를 알아보기 위해 다음 두 단계의 회귀 분석을 하였다.

$$\overline{rx}_{t+1} = \gamma' \mathbf{f}_t + u_t \quad (4)$$

$$rx_{t+1}^{(n)} = b^{(n)}(\gamma' \mathbf{f}_t) + \delta_t^{(n)} \text{ where } n = 2, 3, \dots, m \quad (5)$$

식 (4)는 첫 단계 회귀분석(first-stage regression)으로, 미래 평균 초과수익률을 선도이자율에 회귀한다. 이 식의 추정치(fitted value)인 $\gamma' \mathbf{f}_t$ 를 선도이자율 요인이라 하며, 앞으로 $CP_t = \gamma' \mathbf{f}_t$ 로 정의한다. 이렇게 얻어진 단일 선도이자율 요인을 이용하여 식 (5)와 같이 개별 만기의 초과수익률을 예측한다.

Cieslak and Povala(2014)는 n 년 만기 장기채권의 만기수익률(YTM)을 다음과 같이 기대가설 항과 위험프리미엄 항으로 분해한다.

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} E_t \sum_{i=0}^{n-1} y_{t+i}^{(1)} + rpy_t^{(n)} \quad (6)$$

첫 번째 항은 미래 단기 명목이자율에 대한 기대값을 나타내는 기대가설 항이며, 두 번째

항은 위험프리미엄을 나타내는 항이다. 그리고, 단기 명목이자율(short-term nominal interest rate)인 $y_{t+i}^{(1)}$ 들은 Fisher 가설에 의해 다음과 같이 단기 실질이자율(short-term real rate)과 기대인플레이션의 합으로 표현할 수 있다.

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} E_t \sum_{i=0}^{n-1} r y_{t+i} + \frac{1}{n} E_t \sum_{i=0}^{n-1} \pi_{t+i} + r p y_t^{(n)} \quad (7)$$

첫 번째 항의 $r y_{t+i}$ 는 미래 단기 실질이자율을, 두 번째 항의 π_{t+i} 는 미래 인플레이션을 뜻한다. 두 번째 항은 미래 기대인플레이션에 대한 평균 값으로, 이는 기대인플레이션에 대한 장기 추세(long-run trend)와 순환항(cycle term)으로 분해된다고 생각할 수 있다. 이 중에 장기 추세 항을 앞서 제 2.1절에서 정의한 $\tau_t^{CPI} = \frac{\sum_{i=0}^{N-1} v^i \pi_{t-i}}{\sum_{i=0}^{N-1} v^i}$ 로 대체하면, 다음 회귀분석을 생각할 수 있다.

$$y_t^{(n)} = b_0 + b_r^{(n)} \tau_t^{CPI} + c_t^{(n)} \text{ where } n = 1, 2, \dots, m \quad (8)$$

이 회귀분석들에서 얻어진 잔차항(residual)인 $c_t^{(n)}$ 을 만기수익률에서 인플레이션 장기 추세를 제거한 순환요인(cycle factor)이라 하고, 순환요인에 대한 식으로 쓰면 $c_t^{(n)} = y_t^{(n)} - b_0 - b_r^{(n)} \tau_t^{CPI}$ 이다. 식 (7)을 보면 이 순환요인은 미래 단기 실질이자율에 대한 기대치와 위험프리미엄에 대한 정보, 그리고 인플레이션의 장기추세를 제거한 순환항에 대한 정보를 동시에 가지고 있다.

Cieslak and Povala(2014)는 단기자율의 순환요인 $c_t^{(1)}$ 과 장기자율 순환요인의 평균인 $\bar{c}_t = \frac{1}{m-1} \sum_{i=2}^m c_t^{(i)}$ 만으로도 평균 초과수익률인 \overline{rx}_{t+1} 를 잘 설명할 수 있다고 주장하였고, 이에 따라 다음 식 (9)의 추정치(fitted value)를 \widehat{cf}_t 라고 하여 식 (10)과 같이 모든 만기의 초과수익률을 이 단일요인을 이용하여 예측한다.

$$\overline{rx}_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 c_t^{(1)} + \gamma_2 \bar{c}_t + \epsilon_{t+1}^{(n)} \quad (9)$$

$$rx_{t+1}^{(n)} = \alpha_0 + \alpha_1 \widehat{cf}_t + u_{t+1}, \text{ where } \widehat{cf}_t = \gamma_0 + \gamma_1 c_t^{(1)} + \gamma_2 \bar{c}_t, n = 2, 3, \dots, m \quad (10)$$

Cooper and Priestley(2009)의 산업생산갭 요인은 그 자체의 예측력이 높지는 않으나 계수가 유의하며 선도이자율 요인의 존재 하에서도 역시 유의하여 단일 거시경제 변수인 산업생산갭이 수익률곡선 외 요인으로서 초과수익률을 예측함을 보였다. 제 2.1절에서 소개된 산업생산갭 요인을 이용한 회귀분석 식은 다음과 같다.

$$rx_{t+1}^{(n)} = \alpha_0 + \alpha_1 gap_t + \epsilon_{t+1} \quad (11)$$

$$rx_{t+1}^{(n)} = \alpha_0 + \alpha_1 gap_t + \alpha_2 CP_t + \epsilon_{t+1} \quad (12)$$

IV. 실증분석 결과

분석에 사용되는 월별 데이터의 1년 보유기간수익률은 보유기간이 서로 중첩(overlapping) 되므로, 회귀식의 오차항이 자기상관이나 이분산에 노출될 가능성이 있다. 따라서, 앞으로의 모든 회귀분석에서 사용되는 추정치의 표준오차(standard error) 및 t-통계량은 Newey-West 수정표준오차를 이용하여 구하였으며 래그(lag)는 Cochrane and Piazzesi(2005)를 따라 18개월로 설정했다. 벤치마크 분석에 사용된 채권 초과수익률들의 만기는 2, 3, 4, 5년이며 보유기간(holding period)은 1년으로 Cochrane and Piazzesi(2005)를 따랐다.⁵⁾

1. 한국시장의 기대가설 성립 여부 및 선도이자율 요인의 예측력에 대한 분석

<표 2>는 Cochrane and Piazzesi(2005)의 회귀분석 결과를 보여 준다. Panel A는 초과 수익률을 모든 만기의 선도이자율에 회귀분석한 무제약 회귀분석(unrestricted regression)인 식 (3)의 결과를 보여 준다. 조정결정계수는 53%에서 57% 정도로 나타나며, 만기가 증가할수록

5) 송준혁, 최영수(2008)는 6개월 보유기간을 사용하였으며, Cieslak and Povala(2014)는 분석대상 채권으로 1년, 2년, 5년, 7년, 10년, 20년 만기 채권들을 사용하였다.

<표 2> Cochrane-Piazzesi 회귀분석 결과

Panel A는 Cochrane-Piazzesi의 무제약 회귀분석 (unrestricted regression)으로, 식 (3)의 결과이다. Panel B는 식 (4)의 Cochrane-Piazzesi의 첫 단계 제약 회귀분석(first-stage restricted regression)이고, Panel C는 식 (5)의 Cochrane-Piazzesi의 두 번째 단계 제약 회귀분석(second-stage restricted regression)이다.

Panel A : Unrestricted-Excess Returns on Forward Rates								
	maturity	const	$f_t^{(1)}$	$f_t^{(2)}$	$f_t^{(3)}$	$f_t^{(4)}$	$f_t^{(5)}$	$\overline{R^2}$
estimate	2	-0.025	-0.886	1.586	0.416	0.074	-0.596	0.539
t-stat		-4.153	-6.573	10.810	1.348	0.437	-1.701	
estimate	3	-0.046	-1.737	2.230	1.292	-0.116	-0.661	0.531
t-stat		-3.250	-5.378	6.500	3.074	-0.335	-1.263	
estimate	4	-0.062	-2.620	3.174	0.914	0.491	-0.620	0.555
t-stat		-2.780	-5.090	5.160	1.817	1.011	-0.986	
estimate	5	-0.089	-3.120	3.513	0.394	0.184	0.776	0.567
t-stat		-2.856	-3.792	3.312	0.677	0.265	1.121	

Panel B : Restricted Step 1-Mean Excess Return on Forward Rates							
	const	$f_t^{(1)}$	$f_t^{(2)}$	$f_t^{(3)}$	$f_t^{(4)}$	$f_t^{(5)}$	$\overline{R^2}$
estimate	-0.055	-2.091	2.626	0.754	0.158	-0.276	0.557
t-stat	-3.048	-4.849	5.116	1.759	0.377	-0.512	

Panel C : Restricted Step 2-Individual Excess Returns on the CP Factor				
	maturity	const	CP_t	$\overline{R^2}$
estimate	2	0.002	0.411	0.475
t-stat		0.689	6.908	
estimate	3	-0.001	0.811	0.531
t-stat		-0.271	7.205	
estimate	4	0.002	1.198	0.562
t-stat		0.371	6.614	
estimate	5	-0.003	1.580	0.560
t-stat		-0.345	6.398	

증가하는 경향을 보였다. 또한, 단기금리인 $f_t^{(1)} \equiv y_t^{(1)}$ 과 2년 선도이자율인 $f_t^{(2)}$ 만이 대체로 유의하였고, 3년 이후의 장기선도이자율에 대한 계수는 대체로 유의하지 않았다. 계수는 $f_t^{(2)}$ 에서 양으로 가장 크고 만기가 2년에서 멀어질수록 점점 줄어드는 경향이 있었으며, 미국 시장과는 조금 다르게 오른쪽으로 휜 텐트 모양(right-skewed tent-shaped)의 경향 성을 파악할 수 있었다. 송준혁, 최영수(2008)에서 밝힌 바와 같이, 한국 시장에서도 기대 가설은 성립하지 않으며, 채권 초과수익률은 상수가 아닌 시변변수임을 확인할 수 있었다.

<표 2>의 Panel B는 초과수익률을 모든 만기에 대해 평균한 평균 초과수익률을 선도이자율에 회귀분석하는 식 (4)의 첫 단계 제약회귀분석(first-stage restricted regression)의

결과를 보여 주며, 조정결정계수가 55% 정도로, Panel A에서 확인한 것과 같이 평균 초과수익률도 선도이자율로 잘 설명할 수 있음을 쉽게 확인할 수 있었다. 이 회귀분석에서 나온 추정치(fitted value)를 Cochrane-Piazzesi 선도이자율 요인으로 사용하였다.

<표 2>의 Panel C는 개별 만기의 초과수익률을 선도이자율 단일요인에 회귀분석한 식 (5)의 결과를 보여 주며, 이 두 번째 단계 제약회귀분석(second-stage restricted regression)에서도 Panel A의 무제약 회귀분석(unrestricted regression)에서도 같이 선도이자율 단일요인이 각각의 만기의 초과수익률을 조정결정계수 47%~56% 정도로 잘 예측함을 조정 결정계수와 계수의 유의성을 통해 쉽게 확인할 수 있다. 마찬가지로 만기가 증가할수록 단일요인의 예측력이 더 강하게 나타났다. 이러한 결과는 한국 시장의 국고채 초과수익률이 예측 가능한 시변변수(time-varying)이며, 따라서 기대가설이 기각됨을 나타낸다.

2. 선도이자율 요인의 대안 예측치에 대한 분석

이 절에서는 Cieslak and Povala(2014)와 Cooper and Priestley(2009)에서 주장하고 있는, 선도이자율 요인 외의 다른 초과수익률 예측요인에 대한 실증분석 결과를 보고한다.

먼저, 인플레이션 순환요인을 만기수익률에서 추출해 내고 이 순환요인이 평균 초과수익률을 잘 예측하는지를 <표 3>에서 알아보았다. Panel A에서는 만기수익률을 만기에 대해 평균한 값을 장기 인플레이션 요인인 τ_t^{CPI} 에 회귀분석하였다. 즉, 회귀식은 $\bar{y}_t = \alpha + \beta\tau_t^{CPI} + \epsilon_t$ 이다. 조정결정계수는 20% 정도로 미국 시장의 약 80%에 비해서 상당히 낮게 나타났다. 표에 보고하지 않았으나, 식 (8)과 같이 개별 만기수익률을 장기 인플레이션 요인에 회귀분석했을 때에는 조정결정계수가 약 5%부터 26%로, 장기로 갈수록 크게 나타났다. 각각의 만기수익률을 장기 인플레이션 요인에 회귀분석했을 때의 잔차를 이후의 분석에서 순환요인으로 사용하였다. Panel B에서는 평균 초과수익률을 모든 만기의 순환요인에 회귀분석하였다. 조정결정계수는 46%로 다소 높게 나타났으나, <표 3>의 Panel B와 같이 독립변수가 선도이자율일 때의 55%보다는 낮게 나타났으며, 선도이자율과 비슷한 패턴으로 1년 만기 순환요인과 2년 만기 순환요인만이 유의하였다. Panel C에서는 평균 초과수익률을 1년 순환요인 $c_t^{(1)}$ 와 나머지 2년에서 5년까지의 장기 순환요인을 평균한 \bar{c}_t 만을 가지고 식 (9)와 같이 회귀분석하였고, 조정결정계수가 약 46%로 Panel B의 회귀식과 같이

장기순환요인들을 개별적으로 사용하지 않고 그들의 평균값 하나만 사용하게 하는 제약조건을 주어도 예측력은 거의 같다는 Cieslak and Povala(2014)의 결과를 한국 시장에서도 확인할 수 있었다.

<표 3> 평균 만기수익률, 평균 초과수익률과 장기 인플레이션 및 순환요인과의 관계

본 표의 Panel A는 만기수익률의 평균을 장기인플레이션 요인인 τ_t 에 회귀한 $\bar{y}_t = \alpha + \beta \tau_t^{CPI} + \epsilon_t$ 의 결과이다. Panel B는 평균 초과수익률을 모든 만기의 개별 순환요인에 회귀한 결과이며, Panel C는 단기 순환요인인 $c_t^{(1)}$ 과 장기 순환요인의 평균인 $\bar{c}_t = \frac{1}{4} \sum_{i=2}^5 c_t^{(i)}$ 만을 평균 초과수익률을 예측하는 독립변수로 삼았다.

Panel A : Mean Yield on Long-Term Inflation Trend							
	const	τ_t^{CPI}					\bar{R}^2
estimate	0.0114	1.2317					0.2243
t-stat	0.7132	2.3877					
Panel B : Mean Excess Return on All Cycle Factors							
	const	$c_t^{(1)}$	$c_t^{(2)}$	$c_t^{(3)}$	$c_t^{(4)}$	$c_t^{(5)}$	\bar{R}^2
estimate	0.0139	-4.3469	3.2945	1.6972	0.6340	-0.0869	0.4658
t-stat	3.0049	-3.9476	2.8333	1.2497	0.1800	-0.0265	
Panel C : Mean Excess Return on Short and Long Cycle Factors							
	const	$c_t^{(1)}$	\bar{c}_t				\bar{R}^2
estimate	0.0139	-2.9383	4.2302				0.4639
t-stat	2.9726	-3.9893	5.5631				

<표 4>에서는 <표 3>의 Panel C에서 구해진 추정치(fitted value)를 \hat{c}_t 라 하고, 개별 순환변수들과 단일 순환변수, 그리고 Cochrane-Piazzesi 요인을 가지고 초과수익률을 예측하였다. Panel A에서는 개별 초과수익률을 개별 순환요인의 벡터인 $c_t = [c_t^{(1)} c_t^{(2)} c_t^{(3)} c_t^{(4)} c_t^{(5)}]$ 에 회귀분석하였다. 단기 순환요인에 대한 회귀계수가 유의하고 조정결정계수가 41%~52% 정도로 높으나, 개별 초과수익률을 개별 선도이자율에 회귀한 <표 2>의 Panel A와 비교해 보았을 때 조금씩 낮은 값들을 보였다. Panel B에서는 식 (10)과 같이 개별 초과수익률을 앞서 구한 단일순환요인 \hat{c}_t 에 회귀분석하였고, Panel A에 비해 제약이 가해진 모형인 만큼 조정결정계수가 조금씩 감소함을 확인할 수 있었으며 이 현상은 특히 단기에서 두드러졌다. Panel C에서는 단일순환요인인 \hat{c}_t 와 선도이자율 요인인 CP_t 를 함께 독립변수로 넣고 초과수익률을 예측했다. 선도이자율 요인이 있을 때는 순환요인에 대한 계수가 모두 유의하지

않게 나왔으며, <표 2>의 Panel C와 비교해 보아도 조정결정계수가 최대 2% 밖에 증가하지 않았다. 결론적으로, 장기 인플레이션 예측치를 통해 얻어낸 순환요인은 수익률요인에 비해 초과수익률에 대한 설명력이 좋지 않음을 확인할 수 있었다.

<표 4> 순환요인과 선도이자율 요인을 이용한 초과수익률 예측

Panel A는 개별 초과수익률을 개별 만기 순환요인에 회귀한 결과이고, Panel B는 개별 초과수익률을 단일 순환요인인 $\widehat{c}_t = \gamma_0 + \gamma_1 c_t^{(1)} + \gamma_2 \bar{c}_t$ 에 회귀한 결과이다. Panel C는 개별 초과수익률을 단일 순환요인 \widehat{c}_t 와 선도이자율 요인인 CP_t 에 회귀한 결과이다.

Panel A : Individual Excess Returns on All Cycle Factors								
	maturity	const	$c^{(1)}$	$c^{(2)}$	$c^{(3)}$	$c^{(4)}$	$c^{(5)}$	$\overline{R^2}$
estimate	2	0.0071	-2.3412	2.1816	0.9723	2.2432	-2.4403	0.5236
t-stat		3.8602	-6.0337	3.0803	1.5555	1.3582	-1.7051	
estimate	3	0.0101	-3.6581	1.5006	4.1326	1.2215	-2.1599	0.4672
t-stat		2.6988	-4.3166	1.5121	3.9484	0.3924	-0.7658	
estimate	4	0.0188	-5.2765	3.8927	1.0908	2.7962	-1.0997	0.4926
t-stat		3.5623	-4.0741	2.7010	0.6779	0.6903	-0.2912	
estimate	5	0.0194	-6.1116	5.6033	0.5932	-3.7247	5.3524	0.4109
t-stat		2.4526	-2.9838	2.5656	0.2342	-0.6776	1.0109	
Panel B : Individual Returns on the Single Cycle Factor								
	maturity	const	\widehat{c}_t					$\overline{R^2}$
estimate	2	0.0011	0.4400					0.4465
t-stat		0.4143	6.3691					
estimate	3	-0.0013	0.8226					0.4483
t-stat		-0.2400	5.8676					
estimate	4	0.0016	1.2419					0.4961
t-stat		0.2144	6.4097					
estimate	5	-0.0014	1.4955					0.4103
t-stat		-0.1340	4.6614					
Panel C : Individual Excess Returns on the Single Cycle Factor and the CP Factor								
	maturity	const	\widehat{c}_t	CP_t				$\overline{R^2}$
estimate	2	0.0009	0.1866	0.2642				0.4990
t-stat		0.4240	0.7987	1.3544				
estimate	3	-0.0017	0.1849	0.6648				0.5401
t-stat		-0.4035	0.4890	2.0277				
estimate	4	0.0010	0.3828	0.8956				0.5770
t-stat		0.1614	0.7889	1.9536				
estimate	5	-0.0024	-0.0835	1.6461				0.5636
t-stat		-0.3002	-0.1374	2.7966				

Cooper and Priestley(2009)의 산업생산갭 요인을 이용하여 초과수익률을 예측한 결과는

<표 5>에 정리되어 있다. 각각의 Panel은 트렌드를 제거하는 세 가지 방법에 의해 얻어진 산업생산갭 요인을 이용한 결과를 나타낸다. Cooper and Priestley(2009)에 따르면 미국 시장에서는 산업생산갭 요인이 단독으로 쓰였을 때에는 트렌드 제거 방법에 상관없이 모든 만기의 초과수익률을 음으로 유의하게 예측했으며, 조정결정계수는 1~4%였다. 미국 시장에서는 산업생산갭 요인이 선도이자율 요인과 함께 쓰였을 때에도 유의하게 모든 만기의 초과수익률을 예측했다. 한국 시장에서는 표에서 확인할 수 있듯이 산업생산갭 요인만을 넣은 회귀 분석의 조정결정계수는 음수이며, 계수 또한 유의하지 않고 조정결정계수가 음으로 나타난다. 선도이자율 요인이 있을 때도 산업생산갭의 계수는 대체로 유의하지 못하다. 따라서, 한국 시장에서 산업생산갭 요인은 초과수익률에 대한 예측력이 없는 것으로 나타났다.

<표 5> 산업생산갭 요인을 이용한 초과수익률 예측

본 표는 식 (2)에서 3가지 방법으로 정의된 산업생산갭 요인을 이용하여 식 (11)과 식 (12)처럼 개별 초과수익률을 산업생산갭 요인 또는 산업생산갭 요인과 선도이자율 요인에 회귀분석한 결과이다. Panel A, B, C는 각각 산업생산갭 요인 생성 시 트렌드를 이차, 구조변화가 있는 일차, 일차로 가정한 경우를 뜻한다.

	const	gap _t	CP _t	\overline{R}^2	const	gap _t	CP _t	\overline{R}^2	const	gap _t	CP _t	\overline{R}^2	const	gap _t	CP _t	\overline{R}^2
maturity	2				3				4				5			
Panel A : Gap from Quadratic Trend																
estimate	0.008	0.001		-0.008	0.012	0.002		-0.008	0.022	0.020		-0.006	0.023	0.018		-0.007
t-stat	3.032	0.086		2.467	0.088		3.037	0.718		2.468	0.453		2.468	0.453		
estimate	0.001	0.012	0.416	0.477	-0.001	0.024	0.820	0.534	0.002	0.053	1.217	0.574	-0.003	0.061	1.603	0.568
t-stat	0.660	1.096	7.022		-0.306	1.257	7.464		0.329	2.145	7.072		-0.395	1.688	6.913	
Panel B : Gap from Linear Trend with Structural Break																
estimate	0.008	-0.003		-0.007	0.012	0.002		-0.008	0.021	-0.005		-0.008	0.023	0.026		-0.001
t-stat	3.022	-0.226		2.382	0.089		2.952	-0.132		2.396	0.455		2.396	0.455		
estimate	0.001	-0.009	0.417	0.480	-0.001	-0.009	0.816	0.530	0.002	-0.022	1.211	0.567	-0.003	0.005	1.578	0.556
t-stat	0.588	-1.185	8.092		-0.317	-0.546	7.546		0.285	-0.859	7.105		-0.322	0.110	6.430	
Panel C : Gap from Linear Trend																
estimate	0.008	-0.004		-0.007	0.012	0.001		-0.008	0.021	-0.007		-0.008	0.024	0.027		-0.003
t-stat	2.759	-0.271		2.104	0.038		2.564	-0.147		2.131	0.428		2.131	0.428		
estimate	0.001	-0.008	0.414	0.476	-0.001	-0.007	0.813	0.528	0.001	-0.019	1.203	0.562	-0.002	0.011	1.577	0.557
t-stat	0.451	-1.004	7.726		-0.322	-0.379	7.414		0.191	-0.635	6.928		-0.244	0.242	6.385	

3. 선도이자율 요인에 대한 고찰

앞 절에서, Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도이자율 요인이 한국 시장에서도 초과수익률을 잘 예측함을 확인할 수 있었다. 먼저, 이 요인이 기존의 이자율 기간구조를 잘 설명한다고

알려진 수준, 기울기, 곡도(level, slope, curvature) 3개의 요인과 어떤 관계가 있는지를 알아보았다. <표 6>에서는 만기수익률을 주성분분석 해서 얻은 수준, 기울기, 곡도 3요인과 앞에서 얻은 선도이자율 요인을 가지고 평균 초과수익률을 예측하였다. 이자율 기간구조 요인 추출에는 표본에 있는 1년부터 최대 10년까지 모든 채권을 사용하였으며, 평균 초과수익률 또한 2년에서 5년까지가 아닌 모든 만기의 초과수익률의 평균을 사용했다. Cochrane and Piazzesi(2005, 2008)에 의하면 미국 시장에서는 텐트 모양의 계수로 이루어진 단일 요인이 기존의 3요인이 설명하지 못하는 초과수익률에 대한 추가적인 설명력을 가지고 있다. <표 6>에서 확인할 수 있는 결과로는 수준, 기울기 요인만 사용했을 때와 3요인을 모두 사용했을 때의 조정결정계수가 각각 46%와 52% 정도였다. 따라서, 한국 시장에서는 선도이자율 요인이 기존의 만기수익률을 설명하는 3요인에 비해 추가적인 설명력을 가지고 있으며, 기존 3요인과 함께 독립변수로 들어갔을 때도 이자율 기간구조 요인의 설명력을 흡수한다. 이자율 기간구조 3요인의 설명력과 단일 선도이자율 요인의 조정결정계수는 약 3% 정도의 차이를 보였으며, 이는 미국 시장에 비해 크다고는 볼 수 없었다.⁶⁾ 즉, 미국 시장에 비해서 선도이자율 요인은 이자율 기간구조 3요인과 더 밀접한 관계를 가지고 있으나, 약간의 추가적인 정보를 더 가지고 있었다.

<표 6> 이자율 기간구조 요인과 선도이자율 요인을 이용한 초과수익률 예측

본 표는 만기수익률을 주성분 분석해서 얻어낸 이자율 기간구조 요인(수준, 기울기, 곡도)과 선도이자율 요인을 이용하여 평균 만기수익률을 예측한 결과이다. 이자율 기간구조 요인을 구할 때 쓴 만기수익률의 만기는 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 10년이고, 예측의 대상인 평균 초과수익률도 이 채권들의 초과수익률의 평균이다.

6) Cochrane and Piazzesi(2008)에서는 평균 초과수익률을 예측하는 데 있어서 이자율 기간구조 3요인은 25%, 5번째 주성분까지 사용하면 34%, 선도이자율 요인은 46%의 결정계수를 보였다.

	const	Level	Slope	Curvature	CP_t	$\overline{R^2}$
estimate	-0.0773	0.6732				0.2270
t-stat	-1.6382	2.2765				
estimate	-0.1028	0.6732	-2.4927			0.4636
t-stat	-2.5506	2.5702	-4.3262			
estimate	-0.0667	0.6732	-2.4927	5.7489		0.5158
t-stat	-1.5994	3.0562	-4.0617	2.0804		
estimate	-0.0009				1.5018	0.5489
t-stat	-0.1218				6.1858	
estimate	-0.0053	0.0105	-0.4617	-0.0024	1.3850	0.5428
t-stat	-0.1107	0.0282	-0.4220	-0.0008	2.4528	

<표 7> 3개 선도이자율의 초과수익률 예측

본 표는 Cochrane-Piazzesi 회귀분석을 1년, 3년, 5년의 3개 선도이자율만으로 수행한 결과이다. Panel A는 Cochrane-Piazzesi의 무제약 회귀분석 (unrestricted regression)으로, 식 (3)의 결과이다. Panel B는 식 (4)의 Cochrane-Piazzesi의 첫 단계 제약 회귀분석(first-stage restricted regression)이고, Panel C는 식 (5)의 Cochrane-Piazzesi의 두 번째 단계 제약 회귀분석(second-stage restricted regression)이다.

Panel A : Unrestricted-Excess Returns on Forward Rates						
	maturity	const	$f_t^{(1)}$	$f_t^{(3)}$	$f_t^{(5)}$	$\overline{R^2}$
estimate	2	-0.0186	-0.1867	1.1340	-0.4118	0.3112
t-stat		-2.6700	-0.9875	2.4275	-0.9216	
estimate	3	-0.0403	-0.7402	2.1322	-0.4322	0.4233
t-stat		-2.6700	-2.2227	3.3274	-0.7162	
estimate	4	-0.0460	-1.2408	2.6150	-0.2033	0.4008
t-stat		-1.8311	-2.3240	2.7108	-0.2380	
estimate	5	-0.0752	-1.5720	2.0004	1.1874	0.4808
t-stat		-2.2550	-2.4367	1.8616	1.3653	
Panel B : Restricted Step 1-Mean Excess Return on Forward Rates						
	maturity	const	$f_t^{(1)}$	$f_t^{(3)}$	$f_t^{(5)}$	$\overline{R^2}$
estimate		-0.0450	-0.9349	1.9704	0.0350	0.4299
t-stat		-2.2640	-2.2442	2.5681	0.0511	
Panel C : Restricted Step 2-Individual Excess Returns on the CP Factor						
	maturity	const	CP_t			$\overline{R^2}$
estimate	2	0.0015	0.4114			0.2725
t-stat		0.6892	6.9075			
estimate	3	-0.0011	0.8107			0.4221
t-stat		-0.2706	7.2055			
estimate	4	0.0023	1.1977			0.4081
t-stat		0.3712	6.6138			
estimate	5	-0.0027	1.5802			0.4726
t-stat		-0.3449	6.3977			

수익률곡선 생성 방법이 삼차 스플라인(cubic spline) 방법이거나 Nelson-Siegel-Svensson 방법인 경우, 4개에서 5개 정도의 모수가 모든 만기의 수익률곡선을 생성하므로, 만기 수익률이나 선도이자율 사이의 다중공선성(multicollinearity) 문제가 발생할 수 있다. Cochrane and Piazzesi(2008)와 Sekkel(2011)은 Gürkaynak, Sack, and Wright(2007)에서 Nelson-Siegel-Svensson 방법론으로 생성한 수익률곡선 데이터를 사용할 때 독립변수 간의 다중공선성 문제를 염려하여 1년, 3년, 5년의 선도이자율만을 사용한 분석을 하였다. 본 논문에서 사용한 데이터는 Fama-Bliss 방법으로 생성되었으므로 수익률곡선 생성에 사용되는 모수가 매우 많기 때문에 이 문제에서 비교적 자유로운 편이나, 선도이자율 간의 강력한 요인구조가 있을 수 있으므로, 3개의 선도이자율만을 사용한 분석을 하였다. <표 7>은 이 3개의 선도이자율만을 이용한 초과수익률 예측 결과를 보여 준다. 미국 시장에서는 3개의 선도이자율만을 사용했을 때에도 평균 초과수익률에 대한 조정결정계수가 35%에서 33%로 거의 줄지 않았으나, 이와는 달리 한국 시장에서는 선도이자율의 개수를 줄였을 때 설명력의 감소 폭이 11%로 큰 편이었다. 또한, 이렇게 생성된 선도이자율 요인은 수익률곡선 전체의 정보를 사용하는 인플레이션 순환요인과 이자율 기간구조 3요인의 예측력을 흡수하지는 못한다. 그러나, <표 7>에서 확인할 수 있듯이 3개의 선도이자율만으로도 약 43%의 조정결정계수를 가지며 평균 초과수익률을 예측할 수 있고, 따라서 선도이자율 요인의 예측 회귀분석의 결과가 선도이자율 간의 다중공선성에 의해 생성되었다고 보기는 힘들다.

Sekkel(2011)의 연구에서는 국제적으로 Cochrane-Piazzesi 요인의 설명력이 금융위기를 기점으로 대체로 감소하였음을 보였다. <표 8>은 한국 시장에 영향을 크게 미쳤다고 생각되는 리먼브라더스 파산이 일어난 2008년 9월을 기점으로 그 전까지의 표본만 사용한 부표본 분석의 결과와 Chow 검정의 결과를 나타낸다. Panel A와 Panel B를 비교해 보면, 다른 나라들과 마찬가지로 금융위기 이후 표본까지 사용했을 때 금융위기 전까지의 표본을 사용했을 때에 비해서 선도이자율 요인의 설명력 약 5% 정도 감소하였고, Panel D의 Chow 검정에 의하면 이 차이는 통계적으로 유의하였다. Panel C의 금융위기 이후 표본만을 이용한 분석에서 특이한 점은 5년 만기 선도이자율의 계수가 음수가 아닌 양수로 나타난다는 점이고, 이는 금융위기 이후 구조적 변화가 생겨서 수익률곡선에 담긴 위험프리미엄에 대한 정보를 보는 관점이 바뀐 것으로 해석할 수 있다. 그러나, 금융위기 이후 분석에 쓰인 데이터가 34개월로 매우 적기 때문에 이 결과에 대한 해석에는 주의를 요한다. 한국 시장에서의 선도

<표 8> 금융위기 전후의 선도이자율 요인을 이용한 예측

본 표에서는 평균 초과수익률을 선도이자율로 예측하는 $\overline{rx}_{t+1} = \gamma' f_t + u_t$ 의 회귀분석을 표본을 달리하면서 수행하였다. 금융위기 시기는 2008년 9월 리만브라더스 파산으로 하였다. Panel A는 2001년 1월부터 2012년 6월까지의 모든 표본을 사용했고, Panel B는 금융위기 전, Panel C는 금융위기 후의 표본만을 사용했다. Panel D는 2008년 9월을 기점으로 구조변화(structural change)가 있는지를 검증하는 Chow 검정의 결과이다.

	const	$f_t^{(1)}$	$f_t^{(2)}$	$f_t^{(3)}$	$f_t^{(4)}$	$f_t^{(5)}$	$\overline{R^2}$
Panel A : Full Sample							
estimate	-0.0553	-2.0910	2.6259	0.7539	0.1579	-0.2755	0.5566
t-stat	-3.0477	-4.8491	5.1162	1.7592	0.3770	-0.5116	
Panel B : Before the Crisis							
estimate	-0.0660	-2.3912	3.1205	1.7198	-0.7789	-0.2630	0.6138
t-stat	-2.9131	-2.6521	5.3263	1.9010	-1.3543	-0.2650	
Panel C : After the Crisis							
estimate	-0.0571	-0.0838	0.9233	0.2463	-0.0611	0.7397	0.6170
t-stat	-3.7441	-0.4702	5.2271	0.7681	-0.4783	2.2231	
Panel D : Chow Test							
F-statistic	4.075803				P-value, F(6,114)		0.001

<표 9> 국제요인과 국내요인의 초과수익률 예측

본 표의 Panel A는 2년에서 5년 만기의 초과수익률을 한국의 선도이자율 요인(CP_{KOR}), 미국의 선도이자율 요인(CP_{US}), 그리고 1년 만기 원/달러 스왑금리로 예측하였다. Panel B는 평균 초과수익률을 앞의 요인들과 단일 인플레이션 순환요인($\widehat{c}f_t$), 이차 트렌드를 통해 생성한 산업생산갭 요인(gap_t)들로 예측하였다.

	maturity	const	CP_{KOR}	CP_{US}	swap	$\widehat{c}f_t$	gap_t	$\overline{R^2}$
Panel A : Excess Returns on International and Domestic Factors								
estimate	2	-0.007	0.336	0.082	0.216			0.506
t-stat		-1.125	5.182	0.729	1.237			
estimate	3	-0.010	0.615	0.335	0.222			0.578
t-stat		-0.887	5.658	2.266	0.794			
estimate	4	-0.001	0.995	0.408	0.062			0.590
t-stat		-0.028	6.388	2.163	0.149			
estimate	5	-0.007	1.171	0.833	0.101			0.635
t-stat		-0.333	5.051	4.262	0.221			
Panel B : Mean Excess Return on International and Macro Factors								
estimate		0.000		0.191	-0.024	0.219	0.008	0.648
t-stat		-0.029		4.878	-0.363	5.577	1.835	
estimate		-0.001		0.190		0.216	0.008	0.647
t-stat		-1.074		4.827		5.373	1.782	
estimate		0.000			-0.011	0.260	0.006	0.444
t-stat		0.073			-0.114	5.259	0.643	

이자율 요인의 강한 예측력은 다른 나라에서도 비슷하게 확인할 수 있으며, 금융위기 이후로 데이터가 쌓이면 시장의 구조변화로 인한 선도이자율 요인의 예측력 변화를 기대해 볼 수 있을 것이다.

미국의 국제 시장의 움직임이나 통화정책 변화는 한국 시장에 영향을 줄 수 있으며, 박하일, 김화균(2011)과 조성훈(2009)에서는 원/달러 스왑금리를 거시-금융 모형에서 이자율 기간 구조를 설명할 수 있는 요인으로 사용하였다. 본 연구에서 사용한 국내 요인을 이러한 국제 요인과 함께 사용했을 때의 결과를 <표 9>에서 확인하였다. 추가로 사용한 국제 요인은 미국 시장의 Cochrane-Piazzesi 요인과 원/달러 스왑금리이다. Panel A에서는 각각의 만기의 초과수익률을 한국의 선도이자율 요인, 미국의 선도이자율 요인, 그리고 스왑금리로 예측했고, 국내 선도이자율 요인은 국제 요인의 존재 하에서도 유의한 설명력을 가졌다. Panel B에서는 인플레이션 순환요인과 산업생산갭 요인을 국제 요인들과 함께 사용했고, 선도이자율 요인과 비슷한 행태를 가졌던 인플레이션 순환요인은 여전히 유의했으며 산업생산갭 요인은 그렇지 못하였다. 미국 국제 시장의 위험프리미엄은 한국 시장의 초과수익률을 설명하는 데 대체로 도움을 주며 그 효과는 장기 채권으로 갈수록 강하게 나타났으나, 원/달러 스왑금리는 국채의 초과수익률 예측에는 큰 도움을 주지 못하였다. 미국의 위험프리미엄 요인이 한국의 위험프리미엄 예측에 도움을 주지만, 본 논문에서 살펴본 국내 요인의 설명력은 국제 요인에 의해 발생하는 것이 아님을 확인할 수 있었다.

4. 단일 거시경제 요인의 성과와 그 의미

Cieslak and Povala(2014)의 식에 의하면, Fisher 가설 하에서는 특정 시점에서의 채권의 만기수익률은 장기인플레이션 예측치, 미래 단기 실질이자율 예측치, 그리고 위험프리미엄으로 분해되며, 순환요인은 이 중에 인플레이션 순환, 미래 단기 실질이자율과 위험프리미엄에 대한 항만을 포함한다. 따라서 순환요인은 만기수익률 또는 만기수익률의 선형결합인 선도이자율보다 수익률곡선에 내재되어 있는 위험프리미엄에 대한 정보를 더 정제된 형태로 가지고 있다.

한국시장에서는 순환요인이 선도이자율 요인에 비해 더 나은 설명력을 가지지 못하는 이유는 장기 인플레이션 요인이 선도이자율 요인에 비하여 초과수익률에 대한 설명력이 거의

없기 때문이다. 다음 두 식은 평균 초과수익률을 1년에서 5년까지의 만기수익률과, 이에 독립변수로 장기인플레이션 요인을 추가한 회귀식이다.

$$\overline{rx}_{t+1} = \beta' \mathbf{y}_t + \epsilon_t \quad (13)$$

$$\overline{rx}_{t+1} = \beta' \mathbf{y}_t + \gamma \tau_t + \epsilon_t \quad (14)$$

미국 시장에서는 두 회귀식의 조정결정계수가 각각 0.23과 0.53으로, 장기 인플레이션 요인이 선도이자율 요인이 설명하지 못하는 초과수익률을 상당 부분 설명한다. 그러나, 한국시장에서는 장기 인플레이션 기대치가 추가적인 설명력을 가지지 못한다. <표 10>의 Panel A는 식 (13), Panel B는 여기에 장기 인플레이션 기대치 τ_t 를 회귀식에 추가한 식 (14)의 회귀분석 결과를 보고하였다. Panel B에서 확인할 수 있듯이 두 번째 회귀식의 장기 인플레이션 요인의 계수인 γ 가 유의하지 않으며, 설명력에 거의 변화를 주지 못한다.

<표 10> 장기 인플레이션 요인의 추가 설명력

본 표의 Panel A는 평균 초과수익률 \overline{rx}_{t+1} 을 개별 만기수익률로 예측하는 회귀분석의 결과이고, Panel B는 Panel A에 장기 인플레이션 요인인 τ_t^{CPI} 를 독립변수로 추가한 회귀분석의 결과이다.

	const	$y^{(1)}$	$y^{(2)}$	$y^{(3)}$	$y^{(4)}$	$y^{(5)}$	τ_t^{CPI}	$\overline{R^2}$
Panel A : Mean Excess Returns on Yields								
estimate	-0.055	-4.717	3.744	1.788	1.734	-1.378		0.557
t-stat	-3.048	-5.541	3.005	1.116	0.555	-0.512		
Panel B : Mean Excess Returns on Yields and Long-Term Inflation Expectations								
estimate	-0.041	-4.433	3.400	1.612	0.660	0.023	-0.654	0.557
t-stat	-1.251	-4.448	2.622	1.084	0.209	0.009	-0.507	

먼저, 식 (13)과 같이 독립변수로 만기수익률을 사용하는 것은 선도이자율과 만기수익률이 $f_t^{(n)} = p_t^{(n-1)} - p_t^{(n)} = -(n-1)y_t^{(n-1)} + ny_t^{(n)}$ 와 같이 선형관계에 있으므로 앞선 식 (3)과 같은 의미를 갖는다. 또한, 순환요인은 $c_t^{(n)} = y_t^{(n)} - b_0 - b_r^{(n)}\tau_t$ 와 같이 만기이자율을 장기 인플레이션 기대치에 회귀분석했을 때의 잔차항으로 정의하였으므로, 평균 초과수익률을 순환요인에 회귀분석하는 것은 계수에 제약을 준 상태에서 평균 초과수익률을 만기수익률과 장기 인플레이션 기대치에 회귀분석하는 것과 같다. 즉, 주요 변수들의 벡터를

$\mathbf{c}_t = [c_t^{(1)} c_t^{(2)} \dots c_t^{(m)}]$, $\mathbf{y}_t = [y_t^{(1)} y_t^{(2)} \dots y_t^{(m)}]$ 과 같이 표현하면, $\mathbf{c}_t = \mathbf{y}_t - \mathbf{b}_0 - \mathbf{b}_r \tau_t$ 이므로, $\overline{rx}_{t+1} = \beta' \mathbf{c}_t + \epsilon_t$ 라는 회귀식은 $\overline{rx}_{t+1} = \beta' \mathbf{y}_t - \beta' \mathbf{b}_0 - \beta' \mathbf{b}_r \tau_t + \epsilon_t$ 로 표현된다. <표 7>과 같이 장기 인플레이션 기대치가 만기 수익률이 있을 때 추가적인 설명력이 거의 없는 상태라면, 계수가 제약되어 있는 상태에서의 회귀식은 설명력을 떨어뜨리며, 순환요인이 수익률요인에 비해 더 낮은 설명력을 가진다.

기존 문헌에서 확인한 단일 거시경제 요인들의 미국 시장에서 초과수익률 예측력에 반하여, 한국 시장에서는 단일 거시경제 변수들은 수익률곡선의 존재 하에서 채권 초과수익률을 잘 설명하지 못하였다. 본 논문의 표본 기간 내에서 선도이자율 요인은 근원인플레이션이나 산업생산값과의 상관계수의 절대값이 10% 정도로 낮았으며, 장기인플레이션 예측치인 τ_t^{CPI} 와는 40% 정도의 높지 않은 상관관계를 보였다. 즉, Estrella and Hardouvelis(1991), 송준혁, 최영수(2008)와 같이 채권 수익률곡선의 장단기 스프레드나 수익률곡선 예측요인은 경기와 함께 변동하며 미래 경기 변수를 예측하는 힘이 있으나, 본 논문에서 사용한 당기의 경기변수들은 미래 채권의 위험프리미엄을 설명하는 힘이 미약하거나 그 정보가 이미 수익률 곡선에 반영되어 있다고 해석할 수 있다.

한국 시장에서 이러한 결과가 나오게 된 잠재적인 이유로는 본 논문에서 사용한 표본기간 동안의 국제적인 추세를 들 수 있다. Kessler and Scherer(2009)의 표본 기간인 1997년부터 2007년까지는 선도이자율 단일요인의 결정계수가 대부분 50% 이상이었고, Sekkel(2011)의 1970년대부터 2009년까지의 장기 표본에서는 결정계수가 평균적으로 20%~30%였다. 본 논문의 표본기간 동안 국제적으로도 나타나는 선도이자율 요인의 매우 강한 설명력이 한국 시장에서 단일 거시경제 요인들의 설명력을 잠식했을 가능성이 있다.

본 논문의 결과를 어파인 기간구조 모형의 관점에서 살펴보면, 수익률곡선의 정보가 초과 수익률을 잘 예측하는 것은 어파인 모형의 상태변수(state variable)로 수익률곡선 요인(예를 들면, 수준, 기울기, 곡도)이 들어간다고 해석할 수 있다(Cochrane and Piazzesi(2005)). 그러나 본 논문에서 나타난 거시경제 변수의 비교적 낮은 예측 성과가 수익률곡선 요인 외의 거시경제 변수의 설명력을 강조하는 거시-금융 모형에 완전히 반하는 결과라고 볼 수는 없다. 본 논문에서 사용된 변수는 다양한 측정 방법 중에 거시-금융이나 어파인 기간구조 모형을 거치지 않은 순수 실증변수 중 일부일 뿐이다. 다만 본 논문에서 사용한 측정 방법으로

살펴보았을 때에는 그 변수들의 초과수익률 예측력이 이미 한국 시장의 수익률곡선에 반영된 부분일 수 있다. 경제적으로 인플레이션과 생산은 이자율의 움직임을 잡는 중요한 요소이며, 본 요인에서 제시되었던 변수보다 더 측정오차 없이 현재의 수익률곡선이 생성하지 못하는 채권의 위험프리미엄을 실증적으로 찾을 수 있다는 가능성은 열려 있다.

5. 장기 채권으로의 확장

미국 시장의 채권 현물이자율 데이터로 많이 사용되는 Fama-Bliss 데이터는 가상의 1, 2, 3, 4, 5년 무이표채 수익률이며, 이에 따라 기존 문헌들은 이 만기의 채권들을 주로 분석

<표 11> 장기 채권 초과수익률 예측

본 표의 Panel A는 평균 초과수익률 \overline{rx}_{t+1} 을, Panel B는 10년 만기 초과수익률 $rx_{t+1}^{(10)}$ 을 다양한 독립변수에 회귀분석한 결과이다. 여기서 평균 초과수익률은 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 10년 만기 채권들의 초과수익률의 평균이다. 순환요인들은 위 채권들을 모두 사용하여 만들어졌고, 산업생산갭 요인 gap_t 은 이차 트렌드 제거를 통해 만들어졌다. CP_t 는 선도이자율 요인으로, 1~5년의 선도이자율만을 통해서 만들어졌다. 단, gap_t 과 CP_t 가 함께 쓰일 때는 CP_t 를 gap_t 에 회귀한 잔차항을 CP_t 로 사용하였다.

Panel A : Regressions of the Mean Excess Return						
	$c^{(1)}$	\bar{c}	gap_t	\hat{c}_t	CP_t	$\overline{R^2}$
estimate					1.502	0.549
t-stat					5.925	
estimate	-4.627	6.293				0.424
t-stat	-3.434	4.451				
estimate				0.074	1.444	0.546
t-stat				0.128	2.382	
estimate			0.027			-0.006
t-stat			0.707			
estimate			0.027		1.527	0.561
t-stat			0.641		6.474	
Panel B : Regressions of the Excess Return of a 10-Year Bond						
estimate					2.611	0.489
t-stat					5.083	
estimate	-8.309	10.781				0.362
t-stat	-3.019	3.556				
estimate				-0.201	2.769	0.486
t-stat				-0.185	2.365	
estimate			0.094			0.001
t-stat			1.167			
estimate			0.027		1.527	0.561
t-stat			0.641		6.474	

대상으로 삼았으나, Cieslak and Povala(2014)는 5년보다 더 장기인 채권의 수익률로부터 순환요인을 추출하였다. 따라서 한국 시장에서 5년 이상의 만기 채권들의 수익률에 대해 알아보는 것도 중요한 의미를 가질 것이다. 여기서는 분석에 사용한 채권의 만기로 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 10년을 사용하였다. 단, 선도이자율 요인은 1, 2, 3, 4, 5년 만기 채권의 선도이자율로부터 구성하였다.

<표 11>은 이용 가능한 장기채권들의 평균 수익률과, 장기 수익률의 대표값으로 선택한 10년 만기 초과수익률에 대해 논문의 주요 회귀분석을 수행한 결과를 보고한다. 앞서 살펴 보았던 실증분석 결과들이 그대로 이어짐을 확인할 수 있으며, 만기가 5년보다 긴 장기 채권들에 대해서도 선도이자율 요인의 설명력이 두드러짐을 볼 수 있다. 종속변수로 사용되는 채권들의 만기를 늘려도 인플레이션 순환요인과 산업생산갭 요인은 선도이자율 요인에 비해 추가적인 설명력을 가지지 못하였다. 표에는 보고하지 않았으나, 모든 만기의 선도이자율을 사용한 선도이자율 요인은 조정결정계수를 거의 증가시키지 못하며, 이는 기존의 1년에서 5년까지의 선도이자율만으로 그보다 더 장기인 채권의 초과수익률까지 잘 예측할 수 있다는 증거이다. 이는 Cochrane and Piazzesi(2008)에서 미국 시장 데이터로 확인한 바와도 일치한다.

V. 결론 및 제언

본 연구에서는 한국 시장에서 장기 국고채 초과수익률을 예측하는 요인에 대해 알아보았다. 예측 요인의 후보들 중에, Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도이자율 요인은 미래 초과 수익률을 50% 이상의 조정결정계수를 가지며 강하게 예측하였다. 수익률곡선 외의 추가 요인의 후보였던 인플레이션 순환요인과 산업생산갭 요인은 선도이자율 요인이 있을 때 추가적인 설명력을 가지지 못하였다. 선도이자율 요인은 기존의 이자율 기간구조 3요인(수준, 기울기, 곡도)과 밀접한 관계를 가지고 있으나, 기존의 요인이 가지지 못한 위험프리미엄에 대한 정보를 미약하게나마 더 가지고 있었으며, 국제 요인과는 별도의 예측력을 가지고 있었다. 또한, 금융위기 이후에는 선도이자율 요인의 설명력이 비교적 약해져서, 금융위기가

채권 시장에도 구조 변화를 가져다 주었음을 확인할 수 있었다.

본 연구에서 실험한 단일 거시경제 변수로부터의 후보 요인들은 수익률곡선이 가지고 있는 정보 외의 추가적인 정보를 가지지 못했지만, 그렇다고 해서 수익률곡선의 정보가 채권 위험프리미엄에 대한 모든 정보를 담고 있다고는 할 수 없으며, 새로운 측정 방법이나 변수가 존재할 수 있다. Duffee(2011)에서 언급한, 만기수익률은 설명하지 못하나 초과수익률은 설명하는 숨겨진 요인(hidden factor)이 있을 수 있다. 또한, Ludvigson and Ng(2009)의 복합 거시경제 요인과 같이, 수익률곡선이 포함하고 있지 못한 정보를 담고 있는 새로운 요인이 한국 시장에 존재할 가능성이 있으며, 이러한 부분은 후속 연구로 큰 의미가 있을 것이다.

참고문헌

- 김기식, 엄영호, 장운욱, “한국의 거시경제 요인과 이자율 기간구조 분석,” *재무연구*, 제27권 제2호 (2014), pp. 213–255.
- (Translated in English) Kim, K., Y. H. Eom, and W. W. Jang, “Unspanned Macroeconomic Factors and Term Structure of Interest Rates in Korea,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 27, No. 2 (2014), pp. 213–255.
- 박윤선, 조 담, “이자율기간구조 추정에 관한 실증연구,” *금융공학연구*, 제10권 제2호 (2011), pp. 1–27.
- (Translated in English) Park, Y. S. and D. Cho, “An Empirical Study on Estimating the Term Structure of Interest Rate,” *The Korean Journal of Financial Engineering*, Vol. 10, No. 2 (2011), pp. 1–27.
- 박하일, 김화균, “개방경제의 금리기간구조 분석,” *국제경제연구*, 제17권 제1호 (2011), pp. 75–98.
- (Translated in English) Park, H. and H. Kim, “An Analysis of the Term Structure of Interest Rates in a Small Open Economy,” *Kukje Kyungje Yongu*, Vol. 17, No. 1 (2011), pp. 75–98.
- 송준혁, “상태-공간모형을 이용한 Nelson–Siegel 이자율 기간구조 추정과 예측,” *선물연구*, 제19권 제3호 (2011), pp. 309–334.
- (Translated in English) Song, J., “Estimating and Forecasting a Term Structure of Interest Rates with State–Space Nelson–Siegel Model,” *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 19, No. 3. (2011), pp. 309–334.
- 송준혁, 최영수, “채권 위험프리미엄과 경기변동,” *한국은행 금융경제연구원 경제분석*, 제14권 제4호 (2008), pp. 1–46.
- (Translated in English) Song, J. and Y. Choi, “Bond Risk Premia and Business Cycle,” *Economic Analysis, The Bank of Korea*, Vol. 14, No. 4 (2008), pp. 1–46.

- 이준행, “Nelson–Siegel 모형을 이용한 이자율기간구조의 추정 및 예측,” *선물연구*, 제12권 제2호 (2004), pp. 101–126.
- (Translated in English) Lee, J. H., “Estimating and Forecasting the Term Structure of Korea Markets Using the Nelson–Siegel Model,” *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 12, No. 2 (2004), pp. 101–126.
- 조성훈, “한국의 월별 거시–금융 모형 추정,” 한국은행 금융경제연구원 경제분석, 제5권 제2호 (2009), pp. 1–53.
- (Translated in English) Cho, S., “Estimating monthly Macro–Finance Model for Korea,” *Economic Analysis, The Bank of Korea*, Vol. 5, No. 2 (2009), pp. 1–53.
- Ang, A. and M. Piazzesi, “A No–Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 4 (2003), pp. 745–787.
- Buraschi, A. and A. Jiltsov, “Inflation Risk Premia and the Expectations Hypothesis,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 75, No. 2 (2005), pp. 429–490.
- Campbell, J. and R. Shiller, “Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird’s Eyes View,” *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 3 (1991), pp. 495–514.
- Cieslak, A. and P. Povala, Expected Returns in Treasury Bonds, *Working Paper*, Northwestern University (2014).
- Cochrane, J. and M. Piazzesi, “Bond Risk Premia,” *American Economic Review*, Vol. 95, No. 1 (2005), pp. 138–160.
- Cochrane, J. and M. Piazzesi, “Decomposing the Yield Curve,” *Working Paper* (2008).
- Cooper, I. and R. Priestley, “Time–Varying Risk Premiums and the Output Gap,” *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 7 (2009), pp. 2801–2833.
- Duffee, G., “Information in (and not in) the Term Structure,” *Review of Financial Studies*, Vol. 24, No. 9 (2011), pp. 2985–2934.
- Estrella, A. and G. A. Hardouvelis, “The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity,” *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2 (1991), pp. 555–576.
- Fama, E. F. and R. R. Bliss, “The Information in Long–Maturity Forward Rates,”

- American Economic Review*, Vol. 77, No. 4 (1987), pp. 680–692.
- Gürkaynak, R., B. Sack, and J. Wright, “The US Treasury Yield Curve: 1961 to the Present,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 8 (2007), pp. 2291–2304.
- Joslin, S., M. Priebsch, and K. J. Singleton, “Risk Premiums in Dynamic Models with Unspanned Macro Risks,” *Journal of Finance*, Vol. 69, No. 3 (2014), pp. 1197–1233.
- Kessler, S. and B. Scherer, “ Varying Risk Premia in International Bond Markets,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 33, No. 8 (2009), pp. 1361–1375.
- Ludvigson, S. C. and S. Ng, “Macro Factors in Bond Risk Premia,” *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 12 (2009), pp. 5027–5067.
- Piazzesi, M. and M. Schneider, “Equilibrium Yield Curves,” *NBER Macroeconomics Annual 2006*, Vol. 21 (2007), pp. 389–442.
- Sekkel, R., “International Evidence on Bond Risk Premia,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35, No. 1 (2011), pp. 174–181.
- Wright, J. H., “Term Premia and Inflation Uncertainty: Empirical Evidence from an International Panel Dataset,” *American Economic Review*, Vol. 101, No. 4 (2011), pp. 1514–1534.