

# 한국 채권 초과수익률 예측요인에 관한 연구

강 장 구\*  
강 한 길†  
이 순 희‡  
이 은 미§

## <요 약>

본 연구에서는 한국 채권시장에서 기대가설이 성립하는지를 확인하고, 미국 채권 초과수익률 예측요인으로 제시된 여러 요인들이 한국시장에서도 초과수익률을 잘 예측하는지를 알아보았다. 본 논문에서는 Cochrane and Piazzesi (2005)의 이자율곡선 요인, Cieslak and Povala (2013)의 인플레이션 순환요인, Cooper and Priestley (2008)의 산업생산갭 요인을 채권 초과수익률을 예측할 수 있는 요인으로 생각하여 테스트하였다. 실증분석 결과로, 한국 채권시장에서 기대가설은 성립하지 않으며 채권 초과수익률은 시변변수임을 확인할 수 있었고, Cochrane and Piazzesi (2005)의 수익률곡선 요인은 수정결정계수 50% 이상의 강한 예측력을 가졌다. 그러나, 순환요인이나 산업생산갭과 같이 단일 거시경제 변수로부터 얻어진 요인은 수익률곡선 요인의 존재 하에서 추가적인 설명력을 가지지 못하였다.

\* 카이스트 경영대학, jkkang@business.kaist.ac.kr

† 교신저자, 카이스트 경영대학, feelsal@business.kaist.ac.kr

‡ 카이스트 경영대학, soonhee@business.kaist.ac.kr

§ 카이스트 경영대학, emlee@business.kaist.ac.kr

## I. 서론

신용위험을 반영하지 않는 무위험 채권인 국고채 채권은 그 자체의 시장 규모도 크며, 국고채 수익률은 무위험 이자율 벤치마크로 사용되어 위험채권, 주식, 파생상품의 가격결정에도 이용된다. 따라서, 국고 채권의 수익률은 자산가격 결정의 근간이 되는 중요한 지표라고 할 수 있다. 또한, 이 수익률들이 미래 경기변동에 대한 기대를 반영한다는 점에서 그 중요성이 더욱 부각된다. 단기이자율과 장기이자율, 혹은 기간스프레드(term spread)는 이와 같이 거시경제 변수로 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 시사점을 가지고 있다.

채권 수익률에 관련된 연구는 주로 기간구조모형(Term-structure model)을 이용한 채권의 만기수익률 구조(yield to maturity, YTM)에 대한 연구가 대부분이었으나, 채권 보유기간수익률(holding period return)과 위험프리미엄(risk premium)에 대한 분석 또한 다양하게 이루어져 왔다. 고전적 가설인 기대가설(expectation hypothesis) 하에서는 장기채권의 만기수익률은 미래 단기이자율의 변화를 예측하며, 장기채권의 위험프리미엄은 상수이다. 그러나 미국 시장에서는 Fama and Bliss (1987), Campbell and Shiller (1991) 등의 연구에서 기대가설(expectation hypothesis)이 성립하지 않으며 장기채권과 단기채권의 보유기간수익률 차이로 표현되는 채권 초과수익률은 시변변수임이 알려졌다.

이후의 채권 초과수익률 및 위험프리미엄을 예측하려는 연구로는 대표적으로 Cochrane and Piazzesi (2005)가 있고, 선도이자율(forward rate)의 선형결합이 단일요인과 같이 모든 만기 채권의 미래 초과수익률을 잘 예측함을 실증적으로 보였다. Ludvigson and Ng (2009), Cooper and Priestley (2008)나 Duffee (2012)는 거시경제요인(macroeconomic factors) 및 수익률곡선 외 요인(factors above the yield curve)이 수익률곡선 요인 외에 추가적으로 초과수익률을 설명할 수 있음을 보였다.

Cieslak and Povala (2013)는 채권의 만기수익률(YTM)을 기대가설 항과 위험프리미엄 항으로 분리한 이후, 단기이자율에 대한 기대가설 항을 Fisher 가설에 의해 장기 인플레이션 예측 항과 단기 실질이자율 항으로 분해할 수 있음을 이용하여, 만기수익률을 장기 인플레이션 항에 회귀하여 얻은 잔차항을 순환요인(cycle factor)로 명명하고 이렇게 얻어진 순환요인이 Cochrane-Piazzesi 요인에 비해 더 좋은 설명력을 가지면서 수익률요인에 비해 위험프리미엄에 대한 정보를 더 많이 가지고 있음을 보였다.

한국 채권시장의 국고채권 수익률 시계열 자료는 단기금리인 CD 금리의 경우 1991년 3월, 3년물과 5년물의 경우에는 1995년 5월부터 이용이 가능하나, 본격적으로 채권 시가평가가 도입되고 충분한 만기의 데이터가 이용 가능하며, 시장 참여자들이 채권의 수익률곡선에 관심을

가지고 이에 관련된 다양한 분석이 이루어진 것은 2000년대 초반 이후부터이다. 아직 채권시장의 역사가 그리 길지 않고 정제된 형태의 데이터가 부족했기 때문에, 채권 초과수익률과 위험프리미엄에 대한 연구가 깊게 이루어지지 않았다.

본 논문에서는 먼저 한국시장에서의 기대가설 성립 여부를 확인하기 위해 Fama and Bliss (1987)와 Cochrane and Piazzesi (2005)에서 언급된 수익률곡선 요인을 이용하여 장기채권의 초과수익률을 예측할 수 있는지를 확인하고, Cieslak and Povala (2013)와 Cooper and Priestly (2008)에서 언급된 대체 요인이 초과수익률을 얼마나 잘 예측할 수 있는지를 알아보았다.

주요 실증분석 결과는 다음과 같이 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째로, Fama and Bliss (1987)와 Cochrane and Piazzesi (2005)의 미국 채권시장에서의 결과와 같이, 한국시장에서 기대가설은 기각되며, 선도이자율의 선형결합으로 이루어지는 이자율곡선 단일요인(Cochrane-Piazzesi 요인)이 채권의 초과수익률을 예측하는 요인으로 확인되었다. 이 단일요인의 예측력은 만기가 커질수록 강하게 나타남을 확인할 수 있었다. 둘째로, Cieslak and Povala (2013)의 인플레이션 순환요인은 Cochrane-Piazzesi 단일요인과 비슷한 설명력을 보이나, 만기수익률과 인플레이션의 정보를 종합해서 구성한 순환요인이 Cochrane-Piazzesi 요인의 존재 하에서 추가적인 설명력을 가지지는 못하는 것으로 나타났으며, Cooper and Priestley (2008)의 산업생산갭 요인은 단일요인으로 쓰였을 때와 Cochrane-Piazzesi 요인과 함께 쓰였을 때 모두 유의한 예측력을 가지지 못하였다.

따라서 본 논문에서 테스트된 대안 요인 중에는 한국시장에서는 선도이자율의 선형결합으로 표현되는 수익률곡선 단일요인 외의 추가적인 예측력을 가지는 것이 없었다. 대안 요인들은 단일 거시경제 변수 자체(산업생산갭 요인)이거나 단일 거시경제 변수로부터 파생된 요인(장기인플레이션 기대치로부터 얻어진 순환요인)으로, 단일 거시경제 요인들이 채권수익률 예측에 효과적이지 않다는 기존의 문헌들의 결과가 한국시장에서도 그대로 나타나며, Cooper and Priestley (2008)나 Cieslak and Povala (2013)에서 발견된 단일 거시경제 변수 요인의 예측력은 한국시장에서 나타나지 않았다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 II 장에서는 채권 초과수익률 예측에 관련된 선행 연구들을 살펴본다. 제 III 장에서는 논문에 사용된 자료와 분석 방법론을 제시하며 제 IV 장에서는 논문에서 수행한 실증 분석의 결과를 보고한다. 마지막으로 제 V 장에서는 본 논문의 결론과 한계점을 제시한다.

## II. 관련문헌연구

Fama and Bliss (1987)는 미국 채권시장에서 기대가설이 성립하는지를 확인하기 위해, 채권의 선도이자율 스프레드 (forward spread)를 이용하였다. 선도이자율 스프레드는 기대가설이 성립한다면 미래 장기채권 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 수익률에 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. 뿐만 아니라, 평균 초과수익률을 선도이자율에 회귀분석하여 나온 계수들로 이루어지는 다양한 만기 선도이자율의 선형결합(linear combination)이 마치 하나의 요인처럼 모든 만기의 초과수익률을 잘 예측함을 보였다. 이를 Cochrane-Piazzesi 요인(또는 CP 요인) 라 하며, 이 요인은 주가지수 수익률도 예측하며 경기변동(business cycle)과도 밀접한 관계가 있음을 보였다.

Cochrane-Piazzesi 요인의 초과수익률 예측력은 미국 시장 외의 다른 시장에서도 검증된 바 있다. Kessler and Sherer (2009)는 단일요인 제약이 없는 경우 선도이자율들이 초과수익률을 잘 예측하나 Cochrane-Piazzesi 단일요인이 모든 만기 수익률을 예측하지는 않는 것으로 보인다는 결론을 내렸고, Sekkel (2011)은 10 개 국가에서 Cochrane-Piazzesi 요인이 단일요인처럼 초과수익률을 잘 예측하며 2008 년 경제위기 이후로 이 요인의 예측력에 변화가 있음을 언급하였다.

위와 같이 현재의 수익률곡선에서 얻어낼 수 있는 정보만을 가지고 미래 초과수익률을 설명할 수 있다는 연구가 있으나, Duffee (2012)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.

Ludvigson and Ng (2009)은 많은 수의 거시경제 변수를 주성분분석(principal component analysis, PCA)하여 얻어낸 거시경제 요인들이 채권 초과수익률을 잘 예측하며, 이 요인들은 Cochrane and Piazzesi (2005)에서 제시된 수익률곡선 요인의 존재 하에서도 추가적인 설명력을 가짐을 보였다. 따라서 경기순환과 관련된 거시경제 변수들이 수익률곡선 외에도 추가적인 정보를 가질 수 있다는 설명을 하였다.

Cooper and Priestley (2008)는 산업생산지수로부터 얻어낸 산업생산갭(output gap)이 주식수익률을 예측하는 요인으로 쓰일 수 있으며, 채권시장에서도 Cochrane-Piazzesi 요인과 함께 예측요인으로 쓰였을 때 추가적인 예측력을 가짐을 보였다. 이는 Ludvigson and Ng (2009)의 거시경제요인이 주성분분석을 통하여 얻어진 복합요인(composite factor)인 반면, 단일 거시경제 변수가 장기 채권의 추가수익률을 예측할 수 있음을 보였다는 데에서 의미가 있다.

Cieslak and Povala (2013) 는 미국 국고채 수익률을 장기 인플레이션 기대치와 각각의 만기와 관련된 순환 요인 (cycle factor)로 분해하였다. 이렇게 만기수익률로부터 장기인플레이션

기대치를 통해 분해되어 나온 순환 요인은 Cochrane and Piazzesi (2005)의 수익률곡선 요인에 비해 위험프리미엄에 대한 정보를 더 정제하여 담고 있으며 수익률곡선 요인보다 더 좋은 설명력을 가지고 있음을 보였다.

한국 채권시장의 다양한 만기의 국고채에 대한 수익률곡선을 연구한 문헌들은 여럿 있어 왔으나, 대부분의 문헌은 수익률곡선의 추정 및 예측에 중점을 두었다. 이러한 연구로는 이준행 (2004), 송준혁 (2011), 박윤선, 조담 (2011) 등이 있으며, 주로 균형모형 (equilibrium model) 또는 통계적 모형 (statistical model)을 이용하여 만기수익률 기간구조를 설명하고 예측하는 것에 초점을 맞추었다.

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

### 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 한국자산평가(KAP)에서 Fama-Bliss 방법을 통해 만들어졌으며, 여기서 얻어진 주요 만기에 대한 현물이자율(Spot Rate)로부터 가상 만기의 할인채 가격을 얻어내고 이로부터 수익률곡선 관련 정보들을 계산하였다.<sup>5</sup> 분석에 사용된 가상 할인채권의 만기는 Fama and Bliss (1987)를 따라 1, 2, 3, 4, 5년을 사용하였다. 1년부터 5년까지의 채권을 중점적으로 연구하는 것은 한국 시장에서 가장 활발하게 거래되고 투자자들이 관심을 가지는 중장기 국고채의 만기가 3년물과 5년물이라는 점에서도 의미가 있다.

본 연구에서 사용된 수익률곡선 외 요인에 대한 분석을 위해 필요한 거시경제 변수로는 근원물가지수(core CPI), 산업생산지수(광업, 제조업, 전기및가스업)가 있으며 이 자료들은 한국은행 경제통계시스템<sup>6</sup>을 이용하였다.

#### 2. 분석방법론

##### 2.1 주요 변수 정의

Fama-Bliss 방법으로 생성된  $t$ 시점의 만기  $n$ 년인 가상 할인채권 가격을  $P_t^{(n)}$ , 그것의 로그를

<sup>5</sup> 연구에 필요한 자료를 제공한 한국자산평가에 감사드립니다.

<sup>6</sup> ecos.bok.or.kr

$p_t^{(n)}$  라고 한다.  $n$ 년 만기의 연속복리 만기수익률(yields to maturity, YTM)은  $y_t^{(n)} = -\frac{1}{n}p_t^{(n)}$  로 정의된다.  $t$ 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-spot spread)는  $f_t^{(n)} - y_t^{(1)}$  이다.

$t$ 시점에서  $t+1$ 시점까지  $n$ 년 만기 채권을 1년 동안 가지고 있을 때의 보유기간수익률 (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 정의된다. 이 논문에서 분석 대상으로 삼는 채권의 초과수익률은 이  $rx_{t+1}^{(n)}$  를 뜻하며, 이 초과수익률을 만기에 대해 평균한 평균 초과수익률을  $\bar{rx}_{t+1}$ 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  $\bar{rx}_{t+1}$ 은 만기가 긴 채권의 변동을 더 크게 반영하게 된다. 따라서, 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.

$t$ 시점에서 실현된 연간 근원인플레이션율은  $\pi_t$ 이며,  $\pi_t = \frac{coreCPI_t}{coreCPI_{t-1}} - 1$  이다 (우변의  $t-1$ 은  $t$ 시점부터 1개월 전이 아닌 1년 전이다).<sup>7</sup> Cieslak and Povala (2013)을 따라, 장기 인플레이션에 대한 예측치를 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 장기 인플레이션 기대치를 과거 실현된 인플레이션에 대한 가중이동평균(weighted moving average)으로 정의한다. 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 (2013)에서는 이동평균의 가중치(weight)와 과거 인플레이션을 참고하는 구간 너비(bandwidth)로 각각  $v = 0.987, N = 120$  months 를 사용하였으며, 본 논문에서도 이에 따라 벤치마크 실증분석을 수행할 때 이 값을 사용한다.

Cooper and Priestley (2008)는 산업생산지수(Industrial Production Index)에서 트렌드를 제거한 산업생산갭(output gap)이 미래 주가 및 채권 초과수익률을 예측한다고 하였고, 본 논문에서는 이를 따라 3가지 방법으로 생성된 산업생산갭 변수를 사용한다. 다음과 같은 3가지 회귀분석에서 나온 오차항을 산업생산갭으로 사용한다.

<sup>7</sup> 미국 인플레이션 데이터에서는 소비자물가등락률에 비해 근원인플레이션율이 변동성이 큰 항목을 제거함으로써 좀 더 나은 인플레이션 측정치임을 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 근원인플레이션에 중점을 둔다.

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

즉, 시계열 트렌드를 이차 트렌드, 구조 변화를 가진 일차 트렌드, 일차 트렌드의 세 가지 방법으로 가정하며, 회귀식의 오차항인  $v_t$ 를 산업생산값 변수  $gap_t$ 라고 명명한다. 여기서, 구조 변화(structural change)가 있는 때로 여겨지는  $t_1$ 은 IMF 경제위기가 있는 1997년 12월로 가정하였고, 1975년 1월부터 2012년 6월까지의 데이터를 사용하였다.

## 2.2 주요 분석 방법론

Fama and Bliss (1987)는 다음과 같은 두 가지 항등식에 주목하였다.

$$f_t^{(n)} - y_t^{(1)} = E_t(y_{t+n-1}^{(1)} - y_t^{(1)}) + E_t[r_{t \rightarrow t+n-1}^{(n)} - y_t^{(1)}] \quad (3)$$

$$f_t^{(n)} - y_t^{(1)} = E_t(r_{t+1}^{(n)} - y_t^{(1)}) + E_t[y_{t+1}^{n-1} - y_t^{(n-1)}] \quad (4)$$

이 두 가지 항등식으로부터, 다음과 같은 두 가지 회귀분석을 수행할 수 있다.

$$y_{t+n-1}^{(1)} - y_t^{(1)} = a_1 + b_1(f_t^{(n)} - y_t^{(1)}) + u_t \quad (5)$$

$$r_{t+1}^{(n)} - y_t^{(1)} = a_2 + b_2(f_t^{(n)} - y_t^{(1)}) + u_t \quad (6)$$

현재의 이자율이 미래 단기이자율의 변화만을 설명하고, 위험프리미엄이 존재하지 않거나 상수임을 가정하는 기대시장가설 하에서는, 첫 번째 회귀분석의 계수  $b_1$ 은 1, 두 번째 회귀분석의 계수  $b_2$ 는 0 이어야 하며, 모형적합도를 나타내는  $R^2$ 는 첫 회귀분석에서 1에 가깝고 두 번째 회귀분석에서는 0에 가까워야 한다.

Cochrane and Piazzesi (2005)에서는 초과수익률을 모든 만기의 선도이자율에 회귀분석하였다.

$$rx_{t+1}^{(n)} = b'f_t + \epsilon_t \text{ where } f_t = [1 \ f_t^{(1)} \ f_t^{(2)} \ \dots \ f_t^{(n)}] \quad (7)$$

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 회귀분석을 하였다.

$$\bar{rx}_{t+1} = \gamma'f_t + \epsilon_t \quad (8)$$

$$rx_{t+1}^{(n)} = b^{(n)}(\gamma'f_t) + v_t \quad (9)$$

식 (8)은 첫 단계 회귀분석 (first-stage regression) 으로, 미래 평균초과수익률을 선도이자율에 회귀하였다. 이 식의 추정치(fitted value)인  $\gamma'f_t$ 를 Cochrane-Piazzesi 요인이라 하며, 이렇게 얻어진 단일요인을 이용하여 식 (9)와 같이 개별 만기의 초과수익률을 예측하였다. 미국 시장에서 이 요인은 개별 만기 초과수익률도 잘 예측하였다.

Cieslak and Povala (2013)는 장기채권의 만기수익률(YTM)을 다음과 같이 기대가설 항과 위험프리미엄 항으로 분해한다.

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} E_t \sum_{i=0}^{n-1} y_{t+i}^{(1)} + rpy_t^{(n)} \quad (10)$$

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.

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} E_t \sum_{i=0}^{n-1} ry_{t+i} + \frac{1}{n} E_t \sum_{i=0}^{n-1} \pi_{t+i} + rpy_t^{(n)} \quad (11)$$

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

$$y_t^{(n)} = b_0 + b_\tau^{(n)} \tau_t^{CPI} + \epsilon_t^{(n)} \quad (12)$$

이 회귀분석들에서 얻어진 잔차항(residual)을 만기수익률에서 장기 인플레이션 추세(trend)를 제거한 순환요인(cycle factor)이라 하고, 식으로는  $c_t^{(n)} = y_t^{(n)} - b_0 - b_\tau^{(n)} \tau_t^{CPI}$ 이다. 식 (11)을 보면 이 순환요인은 미래 단기 실질이자율에 대한 기대치와 위험프리미엄에 대한 정보, 그리고 인플레이션의 장기예측치를 제거한 순환항에 대한 정보를 동시에 가지고 있다.

Cieslak and Povala (2013)는 단기이자율의 순환요인  $c_t^{(1)}$  과 장기이자율 순환요인의 평균인  $\bar{c}_t = \frac{1}{m-1} \sum_{i=2}^m c_t^{(i)}$  만으로도 평균 초과수익률인  $\bar{rx}_{t+1}$ 를 잘 설명할 수 있다고 주장하였고, 이에 따라 다음 회귀분석의 추정치(fitted value)를  $\widehat{cf}_t$ 라고 하여 모든 만기의 초과수익률을 이 단일요인에 회귀분석한다.

$$\bar{rx}_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 c_t^{(1)} + \gamma_2 \bar{c}_t + \epsilon_{t+1}^{(n)}, \quad (13)$$

$$rx_{t+1}^{(n)} = \alpha_0 + \alpha_1 \widehat{cf}_t + u_{t+1}, \text{ where } \widehat{cf}_t = \gamma_0 + \gamma_1 c_t^{(1)} + \gamma_2 \bar{c}_t \quad (14)$$

미국시장에서는 장기 순환요인들의 평균값과 단기 순환요인만으로 평균 초과수익률이 잘 설명되었고, 여기서 도출된 단일 순환요인이 모든 만기의 초과수익률을 Cochrane-Piazzesi의 수익률곡선 요인보다 더 강하게 예측함이 밝혀졌다.

Cooper and Priestley (2008)는 개별 초과수익률을 산업생산갭, 또는 산업생산갭과 Cochrane-Piazzesi 요인에 회귀분석하였고, 산업생산갭 요인 자체의 예측력이 높지는 않으나 계수가 유의하며 Cochrane-Piazzesi 요인의 존재 하에서도 역시 유의하여 단일 거시경제 변수인 산업생산갭이 수익률곡선 외 요인으로서 초과수익률을 예측함을 보였다. 회귀분석식은 다음과 같으며,  $CP_t$ 는  $t$ 시점의 Cochrane-Piazzesi 요인을 뜻한다.

$$rx_{t+1}^{(n)} = \alpha_0 + \alpha_1 gap_t + \epsilon_{t+1} \quad (15)$$

$$rx_{t+1}^{(n)} = \alpha_0 + \alpha_1 gap_t + \alpha_2 CP_t + \epsilon_{t+1} \quad (16)$$

#### IV. 실증분석 결과

분석에 사용되는 월별 데이터의 1년 보유기간수익률은 보유기간이 서로 중복(overlapping)되므로, 회귀식의 오차항이 자기상관이나 이분산에 도출될 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  $n = 2, 3, 4, 5$  years 이며 보유기간(holding period)은 1년으로 Cochrane and Piazzesi (2005)를 따랐다.<sup>8</sup>

##### 1. 한국시장의 기대가설 성립 여부에 대한 분석

먼저, Fama and Bliss (1987)의 선도이자율 스프레드를 이용한 기대가설 성립 여부에 대한 회귀분석을 하였다. <표 2>의 Panel A는 식 (5), Panel B는 식 (6)의 회귀분석 결과를 보고한다. 미래 초과수익률을 선도이자율 스프레드에 회귀한 Panel A에서는 수정  $R^2$ 가 약 25% 정도이며 선도이자율 스프레드의 계수도 통계적으로 유의하다. 따라서 선도이자율 스프레드가 미래 초과수익률을 예측한다고 볼 수 있다. Panel B에서는 선도이자율 스프레드가 미래 단기채권 수익률의 변화를 예측하는지에 대한 회귀분석을 하였으며, 수정  $R^2$ 가 0에 가깝고 계수 또한 모든 만기에 대해 유의하지 않음을 확인할 수 있었다. 종합적으로, 한국시장에서도 기대가설은 성립하지 않으며, 채권 초과수익률은 상수가 아닌 시변변수임을 확인할 수 있었다.

<표 3>은 Cochrane and Piazzesi (2005)의 회귀분석 결과를 보여 준다. Panel A는 초과수익률을 모든 만기의 선도이자율에 회귀분석한 무제약 회귀분석(unrestricted regression)인 식 (7)의 결과를 보여 준다. 수정  $R^2$ 는 53%에서 57%정도로 나타나며, 만기가 증가할수록 증가하는 경향을 보였다. 또한, 단기금리인  $f_t^{(1)} = y_t^{(1)}$  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, 미국시장과는 조금 다르게 오른쪽으로 휜 텐트 모양(right-skewed tent-shaped)의 경향성을 파악할 수 있었다.

<sup>8</sup> 송준혁, 최영수 (2008)는 6개월 보유기간을 사용하였으며, Cieslak and Povala (2013)는 분석대상 채권으로 1년, 2년, 5년, 7년, 10년, 20년 만기 채권들을 사용하였다.

<표 3>의 Panel B 는 초과수익률을 모든 만기에 대해 평균한 평균 초과수익률을 선도이자율에 회귀분석하는 식 (8)의 첫 단계 제약회귀분석(first-stage restricted regression)의 결과를 보여 주며, 수정  $R^2$ 가 55%정도로, Panel A 에서 확인한 것과 같이 평균 초과수익률도 선도이자율로 잘 설명할 수 있음을 쉽게 확인할 수 있었다. 이 회귀분석에서 나온 추정치(fitted value)를 Cochrane-Piazzesi 요인으로 사용하였다.

<표 3>의 Panel C 는 개별 만기의 초과수익률을 Cochrane-Piazzesi 단일요인에 회귀분석한 식 (8)의 결과를 보여 주며, 이 두 번째 단계 제약회귀분석(second-stage restricted regression)에서도 Panel A 의 무제약 회귀분석(unrestricted regression)에서와 같이 Cochrane-Piazzesi 단일요인이 각각의 만기의 초과수익률을 잘 예측함을 조정결정계수와 계수의 유의성을 통해 쉽게 확인할 수 있다. 마찬가지로 만기가 증가할수록 Cochrane-Piazzesi 단일요인의 예측력이 더 강하게 나타났다.

## 2. 수익률곡선 요인의 대안 예측치에 대한 분석

이 절에서는 Cieslak and Povala (2013)와 Cooper and Priestley (2008)에서 주장하고 있는, 수익률곡선 요인 외의 다른 초과수익률 예측요인에 대한 실증분석 결과를 보고한다.

먼저, 인플레이션 순환요인을 만기수익률에서 추출해 내고 이 순환요인이 평균 초과수익률을 잘 예측하는지를 <표 4>에서 알아보았다. Panel A 에서는 만기수익률을 만기에 대해 평균한 값을 장기 인플레이션 요인인  $\tau_t^{CPI}$  에 회귀분석하였다. 즉, 회귀식은  $\bar{y}_t = \alpha + \beta\tau_t + \epsilon_t$  이다. 조정결정계수는 20%정도로 미국시장의 약 80%에 비해서 상당히 낮게 나타났다. 표에 보고하지 않았으나, 식 (12)와 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 앞으로의 순환요인으로 사용하였다. Panel B 에서는 평균초과수익률을 모든 만기의 순환요인에 회귀분석하였다. 조정결정계수는 46%로 다소 높게 나타났으나, <표 3>의 Panel B 와 같이 독립변수가 선도이자율일 때의 55%보다는 낮게 나타났으며, 선도이자율과 비슷한 패턴으로 1 년 만기 순환요인과 2 년 만기 순환요인만이 유의하였다. Panel C 에서는 평균초과수익률을 1 년 순환요인  $c_t^{(1)}$ 와 나머지 장기 순환요인을 평균한  $\bar{c}_t$ 만을 가지고 식 (13)과 같이 회귀분석하였고, 조정결정계수가 약 46%로 Panel B 의 회귀식과 같이 장기순환요인들을 개별적으로 사용하지 않고 그들의 평균값 하나만 사용하게 하는 제약조건을 주어도 예측력은 거의 같다는 Cieslak and Povala (2013)의 결과를 한국시장에서도 확인할 수 있었다.

<표 5> 에서는 <표 4>의 Panel C 에서 구해진 추정치(fitted value)를  $\widehat{c}_t$ 라 하고, 개별 순환변수들과 단일 순환변수, 그리고 Cochrane-Piazzesi 요인을 가지고 초과수익률을 예측하였다. Panel A 에서는 개별 초과수익률을 개별 순환요인의 벡터인  $\mathbf{c}_t =$

$[c_t^{(1)} c_t^{(2)} c_t^{(3)} c_t^{(4)} c_t^{(5)}]$  에 회귀분석하였다. 단기 순환요인에 대한 회귀계수가 유의하고 조정결정계수가 41%~52%정도로 높으나, 개별 초과수익률을 개별 선도이자율에 회귀한 <표 3>의 Panel A 와 비교해 보았을 때 조금씩 낮은 값들을 보였다. Panel B 에서는 식 (14)와 같이 개별 초과수익률을 앞서 구한 단일순환요인  $\widehat{c}_t$  에 회귀분석하였고, Panel A 에 비해 제약이 가해진 모형인 만큼 조정결정계수가 조금씩 감소함을 확인할 수 있었으며 이 현상은 특히 단기에서 두드러졌다. Panel C 에서는 단일순환요인  $\widehat{c}_t$  과 Cochrane-Piazzesi 요인을 함께 독립변수로 넣고 초과수익률을 예측했는데, 지금까지 순환요인이 선도이자율에 비해 약간씩 예측력이 떨어졌던 결과와 같이, Cochrane-Piazzesi 요인이 있을 때는 순환요인에 대한 계수가 모두 유의하지 않게 나왔으며, <표 3>의 Panel C 와 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.

Cooper and Priestley (2008)의 산업생산갭 요인을 이용하여 초과수익률을 예측한 결과는 <표 6>에 정리되어 있다. 각각의 Panel 은 트렌드를 제거하는 세 가지 방법 별 산업생산갭을 이용한 결과를 나타낸다. 표에서 확인할 수 있듯이, 산업생산갭만을 넣은 회귀분석의 조정결정계수는 음수이며, 계수 또한 유의하지 않다. Cochrane-Piazzesi 요인이 있을 때도 산업생산갭의 계수는 유의하지 못하다. 따라서, 산업생산갭은 초과수익률에 대한 예측력이 없는 것으로 나타났다.

### 3. 결과 해석 및 의미

Cieslak and Povala (2013)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.

왜 한국시장에서는 순환요인이 수익률곡선 요인에 비해 더 나은 설명력을 가지지 못할까? 그것은 한국 시장에서 장기 인플레이션 요인이 수익률곡선 요인에 비하여 초과수익률에 대한 설명력이 거의 없기 때문이다. 다음 두 회귀분석을 살펴보자.

$$\overline{r}x_{t+1} = \beta'y_t + \epsilon_t \quad (17)$$

$$\overline{r}x_{t+1} = \beta'y_t + \gamma\tau_t + \epsilon_t \quad (18)$$

미국시장에서는 두 회귀분석 식의 조정결정계수가 각각 0.23과 0.53으로, 장기 인플레이션 요인이 수익률곡선 요인이 설명하지 못하는 초과수익률을 상당 부분 설명한다. 그러나, 한국시장에서는 장기 인플레이션 기대치가 추가적인 설명력을 가지지 못한다. <표 7>의 Panel A는 식 (17), Panel B는 여기에 장기 인플레이션 기대치  $\tau$ 를 회귀식에 추가한 식 (18)의 회귀분석 결과를 보고하였다. Panel B에서 확인할 수 있듯이 두 번째 회귀식의 장기 인플레이션

요인의 계수인  $\gamma$ 가 유의하지 않으며, 설명력에 거의 변화를 주지 못한다.

앞에서 순환요인은 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.<sup>9</sup> <표 7>과 같이 장기 인플레이션 기대치가 만기수익률이 있을 때 추가적인 설명력이 거의 없는 상태라면, 계수가 제약되어 있는 상태에서의 회귀식은 설명력을 떨어뜨리며, 순환요인이 수익률요인에 비해 더 낮은 설명력을 가진다.

## V. 결론 및 제언

본 연구에서는 한국 시장에서 장기 국고채의 초과수익률 예측 요인에 대해 알아보았다. 예측 요인의 후보로 꼽혔던 요인들 중에, Cochrane and Piazzesi (2005)의 수익률곡선 요인은 미래 초과수익률을 50% 이상의 수정  $R^2$ 를 가지며 강하게 예측하였다. 수익률곡선 외의 추가 요인의 후보였던 인플레이션 순환요인과 산업생산값 요인은 수익률곡선 요인이 있을 때 추가적인 설명력을 가지지 못하였다.

본 연구에서 테스트한 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 없다. Duffee (2012)의 숨겨진 요인(hidden factor)나 Ludvigson and Ng (2009)의 복합 거시경제 요인과 같이, 수익률곡선이 포함하고 있지 못한 정보를 담고 있는 새로운 요인이 한국시장에 존재할 가능성이 있으며, 이러한 부분은 후속 연구로 큰 의미가 있을 것이다.

---

<sup>9</sup>  $\mathbf{c}_t = \mathbf{y}_t - \mathbf{b}_0 - \mathbf{b}_1\tau_t$ 이므로,  $\overline{r\mathbf{x}}_{t+1} = \beta' \mathbf{c}_t + v_t$ 라는 회귀식은  $\overline{r\mathbf{x}}_{t+1} = \beta' \mathbf{y}_t - \beta' \mathbf{b}_0 - \beta' \mathbf{b}_1\tau_t + v_t$ 로 표현된다.

## 참 고 문 헌

- 박윤선, 조담, 2011, “이자율기간구조 추정에 관한 실증연구”, 금융공학연구, 10, 2, 1-27.
- 이준행, 2004, “Nelson-Siegel 모형을 이용한 이자율기간구조의 추정 및 예측”, 선물연구, 12, 2, 101-126.
- 송준혁, 2011, “상태-공간모형을 이용한 Nelson-Siegel 이자율 기간구조 추정과 예측”, 선물연구, 19, 3, 309-334.
- 송준혁, 최영수, 2008, “채권위험프리미엄과 경기변동”, 경제분석, 14, 4, 1-46.
- Campbell, J., and R. Shiller, 1991, Yield spreads and interest rate movements: a bird's eyes view, *Review of Economic Studies*, 58, 495-514.
- Cieslak, A., and P. Povala, 2013, Expected returns in Treasury bonds, working paper.
- Cochrane, J. and M. Piazzesi, 2005, Bond Risk Premia, *American Economic Review*, 95, 138-160.
- Cooper, I., and R. Prestley, 2008, Time-Varying Risk Premiums and the Output Gap, *Review of Financial Studies* 22, 2801-2833.
- Duffee, G., 2012, Information in (and not in) the Term Structure, *Review of Financial Studies* 24(9), 2985-2934.
- Fama, E. F., and R. R. Bliss, 1987, The information in long-maturity forward rates, *American Economic Review*, 77, 680-692.
- Kessler, S., and B. Scherer, 2009. Varying risk premia in international bond markets. *Journal of Banking and Finance* 54, 1361-1375.
- Ludvigson, S. C., and S. Ng ,2009, “Macro Factors in Bond Risk Premia,” *Review of Financial Studies*, 22, 5027-5067.
- Sekkel, R., 2011, International evidence on bond risk premia, *Journal of Banking and Finance* 35, 174-181.

<표 1> 요약통계량

Panel A는 각 만기 채권 초과수익률의 평균 및 표준편차, 1차 자기상관계수를 보이고 있다. 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	9	10	15	17	20	30
Mean	0.8125	1.1902	2.1509	2.2610	3.0614	3.1645	3.5860	3.6014	4.4967	4.2741	4.5129	4.5510
Stdev	1.0257	1.9139	2.7490	3.6341	4.3543	4.9929	5.8120	6.4145	7.1236	7.6947	8.5389	9.2882
AR(1)	0.8885	0.8807	0.8876	0.8832	0.8793	0.8751	0.8737	0.8653	0.8717	0.8787	0.8848	0.8877
Panel B: Duration standardized excess returns												
Mean	0.4063	0.3967	0.5377	0.4522	0.5102	0.4521	0.4483	0.4002	0.4497	0.3886	0.3761	0.3501
Stdev	0.5128	0.6380	0.6872	0.7268	0.7257	0.7133	0.7265	0.7127	0.7124	0.6995	0.7116	0.7145
Panel C: Correlation 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						
	0.6996	0.8510	0.9093	0.9597	0.9709	0.9898	1.0000					
	0.6787	0.8338	0.8933	0.9524	0.9626	0.9828	0.9918	1.0000				
	0.6434	0.8018	0.8737	0.9296	0.9509	0.9729	0.9866	0.9894	1.0000			
	0.6187	0.7791	0.8498	0.9170	0.9362	0.9633	0.9754	0.9847	0.9929	1.0000		
	0.5966	0.7630	0.8359	0.9055	0.9227	0.9523	0.9690	0.9800	0.9896	0.9974	1.0000	
	0.5987	0.7665	0.8393	0.9082	0.9231	0.9490	0.9666	0.9789	0.9869	0.9946	0.9981	1.0000

<표 2> Fama-Bliss Regression 결과

본 표의 Panel A는 식 (5)의  $y_{t+n-1}^{(1)} - y_t^{(1)} = a_1 + b_1(f_t^{(n)} - y_t^{(1)}) + u_t$ 의 결과이며, Panel B는 식 (6)의  $r_{t+1}^{(n)} - y_t^{(1)} = a_2 + b_2(f_t^{(n)} - y_t^{(1)}) + u_t$ 의 결과이다. 사용된 데이터는 2001년 1월부터 2012년 6월까지의 월별 데이터이고, t-값은 래그(lag) 18개월인 Newey-West 표준오차를 통해 구하였다.

Panel A: Excess returns on forward spread				
	maturity	const	fs	$\overline{R^2}$
est	2	0.0020	0.9836	0.2484
tstat		0.5561	3.5392	
est	3	0.0028	1.2189	0.2373
tstat		0.4345	2.5529	
est	4	0.0018	1.4145	0.2496
tstat		0.1853	3.2496	
est	5	-0.0021	2.1707	0.3305
tstat		-0.1711	2.8978	
Panel B: Future Spot on forward spread				
	maturity	const	fs	$\overline{R^2}$
est	2	-0.0024	-0.0012	-0.0089
tstat		0.0039	0.2936	
est	3	-0.0071	0.3327	0.0270
tstat		0.0061	0.4148	
est	4	-0.0042	-0.2309	0.0058
tstat		0.0085	0.3919	
est	5	-0.0069	0.1261	-0.0051
tstat		0.0067	0.3114	

<표 3> Cochrane-Piazzesi Regression 결과

Panel A는 Cochrane-Piazzesi의 무제약 회귀분석 (unrestricted regression)으로,  $rx_{t+1}^{(n)} = b'f_t + \epsilon_t$  where  $f_t = [1 f_t^{(1)} f_t^{(2)} \dots f_t^{(n)}]$  의 결과이다. Panel B는 식 (8)의 Cochrane-Piazzesi의 첫 단계 제약 회귀분석(first-stage restricted regression)이고, Panel C는 식 (9)의 Cochrane-Piazzesi의 두 번째 단계 제약 회귀분석(second-stage restricted regression)이다.

Panel A: Unrestricted - excess returns on forward rates								
	maturity	const	$f_t^{(1)}$	$f_t^{(2)}$	$f_t^{(3)}$	$f_t^{(4)}$	$f_t^{(5)}$	$\overline{R^2}$
est	2	-0.0245	-0.8865	1.5864	0.4157	0.0738	-0.5964	0.5391
tstat		-4.1528	-6.5730	10.8104	1.3484	0.4368	-1.7007	
est	3	-0.0457	-1.7375	2.2303	1.2920	-0.1165	-0.6610	0.5313
tstat		-3.2501	-5.3784	6.5003	3.0736	-0.3353	-1.2627	
est	4	-0.0623	-2.6198	3.1741	0.9137	0.4907	-0.6205	0.5547
tstat		-2.7796	-5.0900	5.1604	1.8171	1.0112	-0.9860	
est	5	-0.0885	-3.1203	3.5128	0.3942	0.1837	0.7759	0.5666
tstat		-2.8561	-3.7923	3.3119	0.6768	0.2652	1.1208	
Panel B: Restricted Step 1 - mean excess return on forward rates								
		const	$f_t^{(1)}$	$f_t^{(2)}$	$f_t^{(3)}$	$f_t^{(4)}$	$f_t^{(5)}$	$\overline{R^2}$
est		-0.0553	-2.0910	2.6259	0.7539	0.1579	-0.2755	0.5566
tstat		-3.0477	-4.8491	5.1162	1.7592	0.3770	-0.5116	
Panel C: Restricted Step 2 - Individual excess returns on CP factor								
	maturity	const	CP					$\overline{R^2}$
est	2	0.0015	0.4114					0.4750
tstat		0.6892	6.9075					
est	3	-0.0011	0.8107					0.5307
tstat		-0.2706	7.2055					
est	4	0.0023	1.1977					0.5619
tstat		0.3712	6.6138					
est	5	-0.0027	1.5802					0.5597
tstat		-0.3449	6.3977					

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

Panel A: Mean Yield on Persistent inflation								
	const	$\tau$						$\bar{R}^2$
est	0.0114	1.2317						0.2243
tstat	0.7132	2.3877						
Panel B: Mean excess return on all cycle factors								
	const	$c^{(1)}$	$c^{(2)}$	$c^{(3)}$	$c^{(4)}$	$c^{(5)}$	$\bar{R}^2$	
est	0.0139	-4.3469	3.2945	1.6972	0.6340	-0.0869	0.4658	
tstat	3.0049	-3.9476	2.8333	1.2497	0.1800	-0.0265		
Panel C: Mean excess return on short and long cycle factors								
	const	$c^{(1)}$	$\bar{c}$					$\bar{R}^2$
est	0.0139	-2.9383	4.2302					0.4639
tstat	2.9726	-3.9893	5.5631					

<표 5> 순환요인과 Cochrane-Piazzesi 요인을 이용한 초과수익률 예측

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

Panel A: Individual excess returns on all cycle factors								
	n	const	$c^{(1)}$	$c^{(2)}$	$c^{(3)}$	$c^{(4)}$	$c^{(5)}$	$\bar{R}^2$
est	2	0.0071	-2.3412	2.1816	0.9723	2.2432	-2.4403	0.5236
tstat		3.8602	-6.0337	3.0803	1.5555	1.3582	-1.7051	
est	3	0.0101	-3.6581	1.5006	4.1326	1.2215	-2.1599	0.4672
tstat		2.6988	-4.3166	1.5121	3.9484	0.3924	-0.7658	
est	4	0.0188	-5.2765	3.8927	1.0908	2.7962	-1.0997	0.4926
tstat		3.5623	-4.0741	2.7010	0.6779	0.6903	-0.2912	
est	5	0.0194	-6.1116	5.6033	0.5932	-3.7247	5.3524	0.4109
tstat		2.4526	-2.9838	2.5656	0.2342	-0.6776	1.0109	

  

Panel B: Individual returns on the single cycle factor				
	n	const	$\widehat{cf}$	$\bar{R}^2$
est	2	0.0011	0.4400	0.4465
tstat		0.4143	6.3691	
est	3	-0.0013	0.8226	0.4483
tstat		-0.2400	5.8676	
est	4	0.0016	1.2419	0.4961
tstat		0.2144	6.4097	
est	5	-0.0014	1.4955	0.4103
tstat		-0.1340	4.6614	

  

Panel C: Individual excess returns on the single cycle factor and the CP factor					
	n	const	$\widehat{cf}$	CP	$\bar{R}^2$
est	2	0.0009	0.1866	0.2642	0.4990
tstat		0.4240	0.7987	1.3544	
est	3	-0.0017	0.1849	0.6648	0.5401
tstat		-0.4035	0.4890	2.0277	
est	4	0.0010	0.3828	0.8956	0.5770
tstat		0.1614	0.7889	1.9536	
est	5	-0.0024	-0.0835	1.6461	0.5636
tstat		-0.3002	-0.1374	2.7966	

<표 6> 산업생산갭 요인

본 표는 식 (2)에서 3가지 방법으로 정의된 산업생산갭 요인을 이용하여 식 (15)와 식 (16)처럼 개별 초과수익률을 산업생산갭 또는 산업생산갭과 Cochrane-Piazzesi 요인에 회귀분석한 결과이다. Panel A, B, C는 각각 산업생산갭 변수 생성 시 트렌드를 이차, 구조변화가 있는 일차, 일차로 가정한 경우를 뜻한다.

	const	gap	CP	$\overline{R^2}$	const	gap	CP	$\overline{R^2}$	const	gap	CP	$\overline{R^2}$	const	gap	CP	$\overline{R^2}$
	n=2				n=3				n=4				n=5			
Panel A: gap from quadratic trend																
est	0.008	0.001		-0.008	0.012	0.002		-0.008	0.022	0.020		-0.006	0.023	0.018		-0.007
tstat	3.032	0.086			2.467	0.088			3.037	0.718			2.468	0.453		
est	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
tstat	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 breaker																
est	0.008	-0.003		-0.007	0.012	0.002		-0.008	0.021	-0.005		-0.008	0.023	0.026		-0.001
tstat	3.022	-0.226			2.382	0.089			2.952	-0.132			2.396	0.455		
est	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
tstat	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																
est	0.008	-0.004		-0.007	0.012	0.001		-0.008	0.021	-0.007		-0.008	0.024	0.027		-0.003
tstat	2.759	-0.271			2.104	0.038			2.564	-0.147			2.131	0.428		
est	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
tstat	0.451	-1.004	7.726		-0.322	-0.379	7.414		0.191	-0.635	6.928		-0.244	0.242	6.385	

<표 7> 장기 인플레이션 요인의 추가 설명력

본 표의 Panel A 는 평균 초과수익률  $\overline{r\bar{x}}_{t+1}$  을 개별 만기수익률로 예측하는 회귀분석의 결과이고, Panel B 는 Panel A 에 장기 인플레이션 예측치인  $\tau$ 를 독립변수로 추가한 회귀분석의 결과이다.

const	$y^{(1)}$	$y^{(2)}$	$y^{(3)}$	$y^{(4)}$	$y^{(5)}$	$\tau$	$\overline{R^2}$
Panel A: mean excess returns on yields							
-0.0553	-4.7169	3.7440	1.7879	1.7337	-1.3775		0.5566
-3.0477	-5.5410	3.0053	1.1157	0.5554	-0.5116		
Panel B: mean excess returns on yields and long-term inflation expectations							
-0.0409	-4.4329	3.3995	1.6122	0.6600	0.0232	-0.6544	0.5574
-1.2508	-4.4476	2.6222	1.0841	0.2085	0.0086	-0.5075	

# Predicting Bond Excess Returns in the Korean Market

Jangkoo Kang

Hankil Kang

Soonhee Lee

Eunmee Lee

— <Abstract> —

In this paper, we examine whether the expectation hypothesis holds in the Korean bond market, and test a number of factors that are known to predict bond excess returns in the U.S. market. In particular, we test the yield curve factor suggested by Cochrane and Piazzesi (2005), the inflation cycle factor in Cieslak and Povala (2013), and the output gap factor in Cooper and Priestley (2008). The empirical result shows that the expectation hypothesis does not hold in the Korean market, and the yield curve factor strongly predicts the excess returns, with the adjusted  $R^2$  higher than 50%. The cycle factor and the output gap factor, which are from the individual macroeconomic variable, do not have any additional prediction power after taking the yield curve factor into account.

Keywords: bond excess returns, yield curve factor, long-run inflation, output gap