

# 거시경제변수를 이용한 한국 국채 초과수익률 분석\*

강한길\*\* · 이순희\*\*\*

## — 국문초록 —

본 연구는 한국 국채시장에서 초과수익률을 결정하는 요인을 실증적으로 분석한다. 분석에는 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도금리요인과 거시경제변수를 사용하였다. 세부적으로 거시경제변수는 현재 경제상황을 수치화해서 나타내는 통계자료와 미래 경제상황에 대한 서베이자료, 경제전문가의 경제전망자료를 포함한다. 실증분석 결과, 선도금리요인은 초과수익률에 대해 예측력을 가지지만 Cochrane and Piazzesi와 달리 채권초과수익률을 설명하는 단일요소는 아니며, 장기채권의 초과수익률에 대한 예측력이 단기채권 초과수익률에 비해 낮게 나타났다. 거시경제변수 중에서는, 현재 경제상태를 나타내는 경제지표와 경제전문가의 경제전망지표는 초과수익률에 대한 예측력을 가지고 있지 않았으나, 소비자 및 생산자가 미래 경제환경에 대해 가지는 예측정보를 포함하는 서베이자료는 중장기채권 초과수익률에 대해 유의한 설명력을 가지고 있었다. 따라서 한국국채시장의 초과수익률에 대한 정보는 이자율 곡선 내 상당히 포함되어 있으나, 이 외에도 이자율 곡선에 포함되어 있지 않으면서 초과수익률에 대한 예측력을 가지는 요소가 있음을 실증적으로 확인하였다.

핵심단어 : 채권초과수익률, 거시경제변수, 선도금리요인  
JEL 분류기호 : G12

투고일 2019년 11월 17일; 수정일 2019년 12월 16일; 게재확정일 2019년 12월 26일

\* 이 논문은 2018학년도 신임교수정착연구비에 의하여 연구되었음.

\*\* 한국거래소 증권·파생상품연구센터 부연구위원(Tel: 051-662-2852, E-mail: hkangfree@gmail.com)

\*\*\* 교신저자, 경북대학교 경영대학 조교수(Tel: 053-950-5436, E-mail: soonhee@knu.ac.kr)

## I. 서론

국채는 신용위험이 없는 자산으로, 단기 국채수익률은 투자성과를 비교분석 하는데 기준수익률로 사용되며 기타 금융상품의 가격을 계산하는데 중요한 정보로 사용되고 있다. 그리고 장기채권의 수익률은 채권시장참여자들의 만기까지의 경제환경에 대한 정보를 포함하고 있기 때문에, 수익률 곡선은 경제참여자들이 미래 경제환경에 대한 정보를 얻을 수 있는 중요한 수단이 된다. 이에 많은 연구자들은 이자율 곡선으로부터 정보를 유추하고, 이자율의 움직임을 설명하기 위해 많은 노력을 경주하였다. 이와 달리, 투자자의 입장에서 국채는 서로 다른 만기를 가지는 투자자산으로서 각각의 위험과 그에 대한 기대수익률을 가지고 있으며, 투자자는 이러한 정보에 따라 최적의 투자를 결정한다. 이러한 측면에서, 연구자들은 투자자산으로서 국채가격움직임을 이해하기 위해서 이자율 움직임뿐 아니라 초과수익률과 그 초과수익률의 결정요인을 밝히고자 노력하였다. 이처럼 국채시장에 관한 연구는 크게 이자율 곡선과 초과수익률에 대한 연구로 구분할 수 있다.

그러나 각각의 분석 대상이 다르다고 하더라도 동일한 자산의 가격에 대한 연구로서 서로 밀접하게 관련되어 있을 수밖에 없고, 이는 어파인 이자율모형(affine term structure model, 이하 어파인 모형)을 통해 쉽게 설명할 수 있다. 어파인 모형에서는 단기이자율(instantaneous interest rate)이 어파인 확산(affine diffusion) 형태를 가지는 상태변수의 선형결합으로 이루어진다고 가정하고, 이 가정하에서 현물이자율과 기대초과수익률은 모두 상태변수의 값에 대한 선형함수임을 보였다. 즉, 이자율 기간구조를 결정하는 요인과 요인의 동적형태를 알면 기대초과수익률 역시 동시에 결정된다. 따라서 어파인 모형에서 초과수익률을 설명하는 요인은 이자율 곡선으로부터 유추할 수 있다. Cochrane and Piazzesi(2005)는 채권초과수익률이 선도금리의 선형결합으로 이루어진 단일요인에 의해 예측됨을 보임으로써 어파인 모형이 성립될 수 있음을 실증적으로 보였다. 그러나 이후 Duffee(2011), Ludvigson and Ng(2009), Joslin, Priebsche, and Singleton(2014)이 이자율 곡선에 포함되어있지 않은 정보가 초과수익률을 유의하게 설명할 수 있음을 이론적·실증적으로 보였고, 이자율 곡선 정보 이외 채권초과수익률 결정 요소를 찾고자 하는 노력이 현재까지 이어지고 있다.

본 연구에서는 한국 국채초과수익률의 결정요인에 대해 살펴보았다. 먼저 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도이자율 요인이 채권초과수익률을 예측하는지 확인하였다.

다음으로, 거시경제지표가 채권초과수익률에 대해 추가적인 예측력을 가지는지 살펴 보았다. 연구에 사용된 거시경제지표는 현재 거시경제환경을 나타내는 거시경제지표뿐 아니라 향후 경제환경에 대한 예상을 나타내는 생산자·소비자의 서베이자료(경제동향 지표)와 경제전문가의 경제전망을 포함하고 있다. 주요 실증분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 한국 국채시장에서 이자율 요인은 초과수익률에 대한 예측력을 가지고 있다. 그러나 Cochrane and Piazzesi(2005)와 달리, 평균초과수익률을 설명하는 이자율 요인과 만기 별 초과수익률을 설명하는 요인이 통계적으로 같다는 가설은 기각되었다. 이로써 한국 국채시장의 초과수익률이 이자율 단일요인(one factor)에 의해 결정되는 것은 아님을 보였다. 둘째, 현재 거시경제환경을 알려주는 경제지표는 초과수익률에 대해 예측력을 가지지 않았다. 셋째, 미래 경제환경과 관련된 지표 중에서, 경제동향지표는 중장기 채권초과수익률에 대해 예측력을 가지고 있지만 경제전문가들의 경제전망은 초과수익률에 대해 예측력을 가지지 않았다. 종합하면, 한국채권시장의 채권초과수익률에 대한 정보는 수익률 곡선 내 상당히 포함되어 있으나, 이 외에도 채권 이자율 곡선에 포함되어 있지 않으면서 초과수익률에 대한 예측력을 가지는 정보가 있음을 실증적으로 확인하였다.

한국 국채시장은 발행규모로 봤을 때 코스피 시장의 50% 이상으로, 경제적으로 상당히 중요한 투자자산이다.<sup>1)</sup> 그럼에도 불구하고 한국 국채시장에 대해서 발표된 연구는 그 규모에 비해 적은 편이며, 그 중에서도 채권 초과수익률에 대한 연구는 다른 연구주제에 비해 상대적으로 더욱 적었다. 채권 초과수익률에 대한 최근 연구를 요약하면, 옥기울, 안형호(2011)는 채권 초과수익률이 기간 스프레드, 배당수익률, 채무불이행 스프레드, 지수초과수익률, 기대 인플레이션과 같은 경제지표를 통해 설명되는지 살펴보았으며, 채권 지수수익률이 이자율 곡선 기울기, 주가지수수익률, 실질이자율에 의해 설명되는 것을 보였다. 강장구, 강한길, 이순희, 이은미(2015)는 채권 초과수익률이 이자율 곡선 정보와 함께 이자율을 결정하는 대표적인 요인인 인플레이션과 실물 생산의 장·단기 변화에 의해 설명되는지 살펴보았는데, 결과적으로 이자율 곡선 외 정보는 채권 초과수익률에 예측력이 없었다. 박도준, 엄영호, 한재훈(2019)은 일부의 채권지수 초과수익률이 소비관련 변수에 의해 유의하게 설명됨을 보였다. 이와 같이 몇몇의 연구들은 이자율 곡선 정보, 주가지수수익률, 기대 실질이자율, 인플레이션, 실물 생산, 소비 등과 같은

1) 2019년 8월 말 기준, 국고채권 발행잔액은 613.5조 원이고 코스피 상장주식의 시가총액은 1,378조 원이다.

다양한 지표를 이용하여 채권 초과수익률이 예측되는지 살펴보았으며, 그 중의 일부 변수들이 예측력을 가지고 있음을 보였다. 그러나 이러한 연구들은 회사채를 포함하는 지수수익률을 살펴봄으로써 무위험자산인 국채 초과수익률에 대한 정보를 온전히 포함하지 않으며, 채권초과수익을 예측함에 있어 주식수익률, 소비관련 변수, 인플레이션, 실물생산량과 같은 한정된 지표만을 사용하여 국채의 가격결정요소에 대해 충분히 고려하고 있다고 보기에는 어려움이 있다. 본 연구는 이자율 곡선 정보와 다양한 거시경제 지표를 통합적으로 이용하여 국채 초과수익률 결정요인을 살펴보았다는 점에서 기존 연구를 보완하였다. 이뿐 아니라 시장참여자와 경제전문가들의 미래 경제환경에 대한 예측정보를 분석에 사용함으로써 국채 가격결정 요인에 대한 연구를 확대하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 본 연구와 관련된 선행연구들을 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 사용된 자료와 분석 방법론에 대해 설명하고, 제Ⅳ장에서는 논문에서 수행한 분석의 결과를 설명한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 결론 및 제언을 제시한다.

## Ⅱ. 문헌연구

어파인 모형은 위험중립척도(risk-neutral measure) 하에서 단기 명목 이자율(instantaneous nominal interest rate)이 어파인 확산모형(affine diffusion process)을 따르는 상태변수(state variables)의 선형결합으로 결정된다고 가정하며, 이러한 가정하에서 로그 채권가격 혹은 현물이자율(spot rate)은 상태변수의 선형으로 표시된다(Duffie and Kan, 1996; Dai and Singleton, 2000; Duffee, 2002). 이렇게 결정된 채권가격은 채권만기에 받을 금액 1을 확률할인요소(stochastic discount factor)를 이용하여 구한 현재의 기댓값으로도 나타낼 수 있다. 즉, 장기채권의기대 초과수익률은 위험에 대한 보상, 상태변수의 변동성의 곱에 일정비율로 결정된다. 따라서 만약 위험에 대한 보상이 상태변수와 특정관계에 있다면 장기채의 초과수익률 역시 상태변수에 대한 함수로 나타낼 수 있으며, 결과적으로 어파인 모형 하에서는 이자율 기간구조와 채권초과수익률 모두 동일한 요소에 의해 설명될 수 있다.

이러한 이론적 발전에 기반하여, 많은 연구들은 어파인 모형에서 현물이자율 움직임을 설명하는 상태변수와 그 상태변수의 동적형태에 대해 살펴보았다. Dai and

Singleton(2000)은 3 요인 모형이 현물이자율 움직임을 잘 설명함을 보였으며, Duffee(2002)는 3 요인 모형 중에서도 위험에 대한 보상이 상태변수와 비선형결합의 형태를 띠는 경우에 보다 높은 설명력을 가지는 것을 보였다. 이러한 연구결과들은 만기 별 현물이자율의 움직임이 세요인(level, slope, curvature)에 의해 설명된다는 기존의 실증결과와도 일맥상통한다. 채권초과수익률에 대해 연구한 Cochrane and Piazzesi(2005) 역시 어파인 모형을 지지하는 실증결과를 보였다. Cochrane and Piazzesi는 만기 별 채권 초과수익률이 투자 시점의 선도금리에 의해 설명됨을 보이고 동시에 만기 별 선도금리의 계수가 평균 초과수익률을 설명하는 선도금리의 계수와 통계적으로 다르지 않음을 보였다. 이는 채권초과수익률이 이자율 곡선의 여러 점의 선형결합(이하 선도금리요인) 만으로도 잘 설명될 수 있다는 것을 의미하며, 어파인 모형이 의미하는 바와 같이 이자율 곡선과 초과수익률을 결정짓는 요인이 동일한 것으로 해석할 수 있다. 특히 이 결과는 기존의 연구결과와 달리 초과수익률이 선도금리의 결합으로 이루어진 단일 요인에 의해 잘 설명됨을 보이는 것으로, 채권 수익률 연구에 중요한 전환점이 되었다. 그러나 이후의 채권초과수익률에 대한 연구에서는 기존의 어파인 모형에 기반한 연구결과와 다소 다른 결과를 보여준다.

Kessler and Scherer(2009)는 7개 국가의 국채시장에 대해 선도금리요인의 예측력을 살펴보았다. 초과수익률이 단일 선도금리요인으로 설명된다는 제약이 없는 경우에는 선도금리가 채권초과수익률을 잘 설명하였으나, 단일 선도금리요인의 제약이 있는 경우에는 예측력이 현격히 감소하는 것을 보였다. 또한 각 국채시장에서 추정된 선도금리요인의 계수가 미국과 달리 텐트모양이 아닌 다양한 형태를 가지는 것을 발견하였다. 이 결과에 근거하여 선도금리요인이 모든 만기 채권의 수익률을 예측하는 것은 아니라는 결론을 내렸다. 또한 Ludvigson and Ng(2009)은 주성분분석(Principal Component Analysis)을 통하여 구한 거시경제변수의 요인들이 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도금리요인을 고려하고도 초과수익률에 대해 예측력을 가지고 있음을 보였다. Ludvigson and Ng(2009)은 거시경제정보가 이자율요인과 함께 채권초과수익에 대해 예측력을 가지는 것을 발견하였다. 이 결과를 바탕으로, 거시경제지표와 잠재된 상태변수가 이자율 기간구조를 설명한다고 본 Ang and Piazzesi(2003)의 연구와 달리, 채권초과수익률을 결정하는데 중요한 정보가 이자율 곡선에 모두 반영되어 있지 않을 가능성이 있음을 주장하였다. Duffee(2011)는 특정 요인이 초과수익률을 설명하더라도 이자율 곡선에는 영향을 미치지 않을 수 있음을 수리적으로 증명하였다. 동시에 국채가격자료를 이용하여 초과수익률은

설명하지만 이자율과 독립인 요인이 산업생산증가량, 인플레이션, Ludvigson and Ng(2009)의 실물경제활동 변수와 유의한 음의 관계에 있음을 보임으로써, 거시경제정보가 이자율 곡선에 포함되지 않는 요인일 수 있음을 실증적으로 보였다. Sekkel(2011)은 미국, 호주, 영국 등 10개국에서 선도금리요인이 초과수익률을 잘 예측하는 것을 보인다. 그러나 2008년 금융위기 이후 대부분의 국가에서 선도금리요인의 초과수익률에 대한 예측력이 하락하여, 채권초과수익률을 결정하는 모든 정보가 이자율 곡선에 내재되어 있지 않을 가능성이 있음을 주장하였다. EU 지역에 속한 10개국의 국채 수익률의 결정요인에 대해서 살펴본 Georgoutsos and Migiakis(2013) 역시 이와 유사한 결과를 보인다. 해당 국가들은 EU라는 단일 경제적 집단에 속하므로, 금융자산가격이 유사한 요인에 의해 결정될 가능성이 있다. 그러나 각국의 금리 정보, 주식변동성, 기대심리지수, 신용위험지표 등을 이용하여 초과수익률을 회귀분석한 결과, 각 국가에서 서로 다른 변수가 채권초과수익률에 대해 예측력을 가지는 것을 발견하였다. 뿐만 아니라 Sekkel(2011)과 유사하게, 고변동성과 저변동성의 경제환경에서 채권초과수익률을 설명하는 변수 역시 서로 다를 것을 보였다. Cooper and Priestley(2009), Cieslak and Povala(2015), Eriksen(2017)은 각각 산업생산갭, 인플레이션의 장기추세와 순환요인, 미래 경제 상황에 대한 예측지표가 초과수익률에 대한 예측력을 가진다는 것을 보여, 기존의 거시경제변수를 이용한 초과수익률에 대한 연구결과와 궤를 같이하고 있다.

이 외에도, 거시경제환경의 변동성이 초과수익률을 결정하는데 중요한 역할을 한다는 연구가 있다. 인플레이션에 대한 불확실성(Buraschi and Jiltsov, 2005; Wright, 2011), 경제예측에 대한 편차(Xiong and Yan, 2009), 정책 · 정치에 대한 불확실성(Chen, Jiang, and Tong, 2017; Julio and Yook, 2012; Pastor and Veronesi, 2013), 금융시장의 변동성(Mueller, Vedolin, and Yen, 2012)이 변동성을 나타내는 지표로 사용되었으며, 각 요소들이 초과수익률에 대해 예측력을 가진다고 분석되었다.

한국 국채의 초과수익률에 관한 연구 역시 유사한 결과를 보이고 있다. 옥기울, 안형호(2011)는 채권 초과수익률이 기간 스프레드, 배당수익률, 채무불이행스프레드, 지수 초과수익률, 실질단기금리와 같은 경제지표를 통해 설명되는지 살펴보았다. 평활전이회귀(Smooth Transition Regression) 모형을 이용함으로써 설명 변수가 경제 국면에 따라 서로 다른 영향을 미칠 수 있는, 즉 거시경제정보와 초과수익률이 비선형 관계를 가지는 일반적인 경우를 포함하여 살펴보았다. 분석 결과, 다양한 지표들이 초과수익률에 대해 예측력을 가지지만, Georgoutsos and Migiakis(2013)의 결과와 같이 경제 국면에 따라 서로 다른

지표가 초과수익률에 대해 예측력을 가짐을 보였다. 강장구 외(2015)는 이자율을 결정하는 대표적인 요인인 인플레이션과 실물 생산에 발생한 충격이 채권 초과수익률을 설명하는지 살펴보았다. 미국 채권시장에 대한 Cieslak and Povala(2015)와 Cooper and Priestley(2009)의 연구와 달리, 한국시장에서는 해당 거시변수에 발생한 충격이 초과수익률에 대해 유의한 설명력을 가지지 못함을 보였다. 박도준 외(2019)는 소비관련 지표들이 금융자산의 초과수익률을 설명하는지 살펴보았는데, 이는 소비지표, 잉여소비비율, 총자산대비 소비비율, 소비대비 소득비율이 투자자/소비자의 위험회피도와 인적자원과 위험자산의 구성효과를 설명한다는 연구결과를 바탕으로 하고 있다. 실증분석 결과, 주식초과수익률, 부동산지수 초과수익률과 일부의 채권지수 초과수익률은 소비관련 변수에 의해 유의하게 설명되었다. 그러나 이 연구에서 채권지수는 국채, 특수채 및 기타 우량등급의 회사채를 포함하고 있어, 국채 초과수익률이 소비관련 지표들에 의해 설명되는지는 불분명하다. 김명옥, 최명민(2013)은 다수의 거시경제지표가 국채수익률을 설명하는지 살펴보았다. 다만, 이 연구는 채권의 초과수익률에 대한 연구가 아니라 채권 수익률이 실현된 시점의 거시경제 변수에 의해 설명되는지에 대해서 살펴보았다. 즉, 현재의 채권가격이 현재 경제 상황에 영향을 받아 결정되는지를 살펴보는 것으로, 채권 초과수익률의 예측력에 관한 연구와는 차이가 있다.

### Ⅲ. 연구 자료 및 방법론

#### 1. 연구의 자료

본 연구에는 ㈜한국자산평가에서 제공하는 1년, 2년, 3년, 4년, 5년, 6년, 7년, 9년, 10년 만기의 월별 국채 현물이자율(spot rate)을 사용하였다. 분석기간은 2000년 12월부터 2019년 2월까지이다. 기존의 연구가 평균 3년 미만의 만기를 가지는 단기 채권포트폴리오, 5년 이하의 중단기 채권초과수익률을 살펴본 것과 달리, 본 연구는 중·장기채권을 모두 포함하여 분석함으로써 보다 포괄적인 국채시장에 대한 분석결과를 제시한다.

거시경제정보는 이자율 요인 외에 채권초과수익률에 대한 정보를 포함하는 지표로 언급되고 있다. 많은 기관들이 경제지표를 조사·발표하고 있는데, 이는 크게 현재 경제환경을 나타내는 지표와 미래 경제환경에 대한 예측지표로 나눌 수 있다. 현재 경제상태를

나타내는 경제지표로 블룸버그 내 주요경제지표의 월별자료를 사용하였으며, 기간은 2000년 12월부터 2019년 2월까지이다. 미래 경제환경에 대한 시장참여자의 예상을 나타내는 지표로는 경기동향지표와 경제전문가의 주요경제지표에 대한 경제전망을 사용하였다. 경기동향지표는 소비자자기대지수(CSI), 경기실사지수(BSI), 구매관리자지수(PMI)를 포함하며, 경제전문가의 경제전망은 전년대비 물가상승률, 실질 GDP 상승률과 실업률에 대한 예측 평균값을 사용하였다.<sup>2)</sup> 경제전망지표는 현물이자율, 거시경제지표와 달리 보다 최근예야 발표되기 시작되어, 분석에는 2009년 7월부터 2019년 2월까지 월별 자료가 사용되었다.<sup>3)</sup> 분석에 사용된 각 경제지표의 세부내용은 <Table 1>과 같다.

<Table 1> Macroeconomic Variables

<Table 1> lists the macro-economic variables used in this study. All data are obtained from Bloomberg.

	No	Title	Bloomberg ticker	Source
Macroeconomic variables	1	Index of Industry Production (s.a)	KOIPISA Index	KOSTAT
	2	Index of manufacturing production capacity (s.a)	KOIPMS Index	KOSTAT
	3	Index of producer's shipments (YoY %)	KOPSIY Index	KOSTAT
	4	Index of producer's inventory (YoY %)	KOPIIY Index	KOSTAT
	5	Index of operating ratio	KOIPMC Index	KOSTAT
	6	Manufacturing survival ratio (MoM %, s.a)	KOIPOPSM Index	KOSTAT
	7	Total equipment investment (YoY %)	KOIVCPEY Index	KOSTAT
	8	Construction Completed (YoY %)	KOIVCCY Index	KOSTAT
	9	Construction Orders Received (YoY %)	KOIVCONY Index	KOSTAT
	10	Retail Sales Total (YoY %)	KOCGCGY Index	KOSTAT
	11	Service Industrial Output Volume (YoY %)	KOSVTOTY Index	KOSTAT
	12	Permits Number of Buildings (YoY %)	KOBONTL Index	Bank of Korea
	13	House price index	KOHPTTL Index	Kookmin bank
	14	RP rate (%)	KORP7D Index	Bank of Korea
	15	CD rate (91 days) (%)	KWCDC Curncy	Bank of Korea
	16	KOSPI index	KOSPI Index	Korea Exchange
	17	KOSDAQ index	KOSDAQ Index	Korea Exchange
	18	KRW/USD	KRW Curncy	Bank of Korea

- 2) 구매관리자지수(PMI, Purchasing Management Index)는 제조업체의 구매담당자를 대상으로 한 기업의 신규 주문과 생산, 수주잔량, 고용, 재고 등에 대한 설문결과를 바탕으로 생성되며, 경기전망을 보여주는 직접적인 지표 중 하나이다.
- 3) 현재 경제전망자료는 보다 많은 지표에 대해 발표되고 있으나 발표시점과 각 지표 별 참여기관의 수가 다르다. 본 연구에서는 최소 5기관 이상의 전망자료를 포함하는 지표 중에서 장기간 발표된 전망자료를 분석에 사용하기로 하였다.



<Table 1> Macroeconomic Variables(Continued)

	No	Title	Bloomberg ticker	Source
Macroeconomic variables	19	Effective KRW/USD	ATWIKRW Index	Westpac group
	20	Unemployment ratio (% sa)	KOEAUERS Index	KOSTAT
	21	No. employees (YoY %)	KOEAEEMPY Index	Ministry of Employment and Labor
	22	Income for employees ((YoY %)	KOQEEYOY Index	Ministry of Employment and Labor
	23	Opening to application ratio	SKLIOTAR Index	KOSTAT
	24	Financial account(USD mil)	KOBPFIN Index	Bank of Korea
	25	Capital account (USD mil)	KOBPCA Index	Bank of Korea
	26	Direct investment index (USD mil)	KODIBAL Index	Bank of Korea
	27	Current Account (USD mil)	KOBPTB Index	Bank of Korea
	28	Trade balance (USD mil)	KOTRBAL Index	Ministry of Trade, Industry and Energy
	29	Export (YoY %)	KOEXTOTY Index	Ministry of Trade, Industry and Energy
	30	Import (YoY %)	KOIMTOTY Index	Ministry of Trade, Industry and Energy
	31	Export price index	KOEXPTI Index	Ministry of Trade, Industry and Energy
	32	Import price index	KOIMPTI Index	Ministry of Trade, Industry and Energy
	33	Produce price index (YoY %)	KOPPIYOY Index	Bank of Korea
	34	CPI (YoY %)	KOCPIYOY Index	KOSTAT
	35	CoreCPI (YoY %)	SKCIYOY Index	KOSTAT
	36	Government Budget Balance (KRW bil)	KOGFBAL Index	Bank of Korea
	37	M0 monetary supply (YoY %)	KOMSMBY Index	Bank of Korea
	38	M1 monetary supply (YoY %)	KOMSM1Y Index	Bank of Korea
	39	M2 monetary supply (YoY %)	KOMSM2Y Index	Bank of Korea
	40	LF (M3) monetary supply (YoY %)	KOMSM3Y Index	Bank of Korea
	41	L monetary supply (YoY %)	KOMSLY Index	Bank of Korea
Survey data		BSI for manufactors	KOBSMC Index	Bank of Korea
		BSI for non-manufactors	KOBSNMC Index	Bank of Korea
		BSI (sa)	SKBSICSA Index	The federation of korean industries
		ManufacturingPMI (sa)	MPMIKRMA Index	Markit
		CSI	KOCCCSI Index	Bank of Korea
Economists' forecasts		Real GDP (YoY %)	ECGDKR	
		CPI (YoY %)	ECPIKR	
		Unemployment rate (%)	ECUPKR	

## 2. 분석 방법론

### (1) 변수 정의

만기를  $n$ 년으로 하는 채권의 현물이자율( $r_t^{t+n}$ )은  $t$ 시점으로부터  $n$ 년 뒤에 1원을 지급받는 가상의 무이표국채의 현재가( $P_t^n$ )를 나타내는 지표로서

$$r_t^{t+n} = -\frac{1}{n} \ln(P_t^n) \quad (1)$$

로 나타낼 수 있으며, 현물이자율로부터 구해지는  $t$  시점에서  $n-1$ 년과  $n$ 년간의 선도이자율은 아래와 같이 정의한다.

$$f_t^{(n-1,n)} = r_t^n \times n - r_t^{n-1} \times (n-1) \quad (2)$$

$n$ 년 만기 채권을 1년간 보유한 경우의 초과수익률( $rx_t^n$ )은  $n$ 년 만기 채권의 1년 보유수익률과 1년 만기 채권의 수익률의 차이로 나타내며, 다음과 같이 정의한다.

$$rx_{t+1}^n = \ln(P_{t+1}^{n-1}) - \ln(P_t^n) - r_t^1 \quad (3)$$

<Table 2>는 채권의 현물이자율, 선도이자율, 초과수익률에 대한 기초통계량을 나타낸다. 평균적으로 만기가 길어질수록 현물이자율과 선도이자율이 증가하는 경향이 있음을 볼 수 있으며, 이자율의 표준편차는 만기가 길어질수록 증가하다가 다소 감소하는 움직임을 보인다. 1년 초과수익률의 평균과 표준편차는 모두 만기에 따라 증가하고 있다.

<Table 2> Descriptive Statistics

		1 yr	2 yr	3 yr	4 yr	5 yr	6 yr	7 yr	9 yr	10 yr
Spot rates (%)	Average	3.41	3.63	3.73	3.91	3.99	4.10	4.16	4.24	4.26
	S.D	1.35	1.42	1.45	1.51	1.53	1.54	1.54	1.51	1.52
Forward rates (%)	Average	3.41	3.84	3.95	4.45	4.30	4.67	4.52		4.46
	S.D	1.35	1.52	1.56	1.74	1.67	1.69	1.55		1.56
Excess returns (%)	Average		0.65	0.99	1.77	1.91	2.60	2.73		3.46
	S.D		0.87	1.63	2.43	3.23	3.97	4.62		6.72

경제환경은 추상적인 개념으로, 이를 파악하기 위해 <Table 1>에 정리된 것처럼 다양한 자료가 사용된다. 비록 각각의 지표를 생성하는 방법과 그 대상은 서로 다르지만, 상당수의 지표는 매우 유사한 정보를 포함하고 있거나 서로 관련이 깊다. 따라서 채권 초과수익률이 경제환경에 의해 결정되는지를 분석함에 있어 경제환경을 나타내는 모든 지표를 이용하는 것은 바람직하지 않다. 본 연구에서는 이러한 문제점을 해결하기 위해서 주성분분석(Principal Component Analysis, 이하 PCA)을 이용하여 다차원의 정보를 보다 낮은 차원의 정보로 변환한 후, 이를 이용하여 초과수익률을 분석하였다.

본 연구에서는 수집된 총 세 그룹의 지표(거시경제지표, 경기동향지표, 경제전망지표)에 대해 각각 주성분분석을 수행하여, 기존 자료가 가지는 정보를 포함하는 새로운 변수를 생성하였다.<sup>4)</sup> 주성분 분석은 주어진 자료들을 선형결합하여 기존 자료의 움직임(변동성)을 설명하면서도 서로 독립적인 새로운 변수를 만들어 내는 방법으로, 주성분 분석에 의해 생성된 변수의 개수는 기존의 자료와 동일하다. 따라서 생성된 변수 중에서 기존의 자료를 가장 많이 설명하는 일부의 요인을 선택함으로써 분석에 사용된 변수의 수를 줄일 수 있으며, 요인 선택의 기준은 기존 자료의 분산에 대한 설명력이다. 각 그룹에서 생성된 주성분 요인들이 분산을 설명하는 비중을 순서대로 나타내면 <Table 3>과 같다. 이 중에서, 경기동향지표와 경제전망지표는 총 분산의 80%이상을 설명하도록 각각 2개와 1개의 주성분 요인이 분석에 사용되었다. 그러나 거시경제지표는 원자료의 수가 많아 주성분 요인의 총 분산에 대한 설명력이 크지 않기 때문에 동일한 규칙에 따라 요인의 수를 결정하기에는 어려움이 있다. 이에 따라, 총 분산에 대해 높은 설명력을 가지는 2개의 요인을 이용하여 분석에 사용하였다.<sup>5)</sup> 거시경제지표의 주성분 요인에 대한 설명은 추후 분석결과에서 기술하도록 한다. 결과적으로 거시경제지표, 경기동향지표, 경제전망지표로 구성된 그룹별로 각각 2개, 2개, 1개의 변수가 분석에 사용되었다. 각 그룹에서 분산 설명력이 큰 변수를 기준으로  $i$ 번째 성분을 각각  $PCA\_M(i)$ ,  $PCA\_S(i)$ ,  $PCA\_E(i)$ 라고 표시한다.

4) 연구에 사용된 비정상시계열(nonstationary process) 거시경제변수는 차분하여 정상시계열(stationary process)로 변환 후 사용하였다.

5) 주성분 분석에서 적정 요인 개수를 선택함에 있어 원 자료의 변동성의 일정비율을 설명하도록 요인의 수를 정하는 것 외에도, Bai and Ng(2002)와 Onatski(2010)의 방법도 많이 사용되며, 각 방법에 따라 유의미한 주성분 요인의 수가 달라진다. 그러나 사용된 주성분 요인의 수에 따라 실증분석 결과가 유의미하게 달라지지 않아, 편의상 2개의 주성분 요인에 대해 기술하도록 한다.

<Table 3> The Fraction of Explained Variance over Total Variance

This table shows the percentage of the total variance explained by each principal component. Each column represents the PCA components from 41 indicators of macro-economic variables(PCA\_M), 5 indicators of survey data(PCA\_S) and 3 indicators of economists' forecasts(PCA\_E), respectively.

	Macroeconomic variables (PCA_M)	Survey data (PCA_S)	Economists forecasts (PCA_E)
1	19	60	91
2	13	24	6
3	8	9	4
4	7	5	
Total	45	97	100

## (2) 주요 분석방법

본 연구는 크게 두 부분으로 구성되어 있다. 첫 번째는 채권 초과수익률이 이자율 단일 정보에 의해서 예측되는지를 살펴보고, 두 번째는 거시경제 정보가 추가적으로 채권 초과수익률에 대해 예측력을 가지는지 살펴본다.

이자율 단일 정보의 초과수익률에 대한 예측력은 Cochrane and Piazzesi(2005)의 방법론을 따르기로 한다. 먼저 아래 식 (4)와 같이 만기가 5년 이하인 채권의 초과수익률을 선도금리에 대해 회귀분석하여, 각 만기의 초과수익률이 선도금리에 의해 설명되는지 그리고 선도금리의 계수가 모든 만기의 채권에 동일한 형태를 가지는지 살펴본다.

$$rx_{t+1}^n = b_n' f_t + u_{t+1}^n \text{ where } f_t = [1, f_t^{(0,1)}, f_t^{(1,2)}, f_t^{(2,3)}, f_t^{(3,4)}, f_t^{(4,5)}], n = 2, 3, 4, 5 \quad (4)$$

동시에 모든 만기의 초과수익률을 평균한 평균초과수익률을 선도금리에 대해 회귀분석하여 평균초과수익률이 이자율에 의해 예측되는 값을 추정하고( $c' f_t$ , 이하 선도금리요인 혹은 CP 요인),

$$\overline{rx_{t+1}^n} = c' f_t + \overline{u_{t+1}^n} \text{ where } f_t = [1, f_t^{(0,1)}, f_t^{(1,2)}, f_t^{(2,3)}, f_t^{(3,4)}, f_t^{(4,5)}] \quad (5)$$

추정된 값(fitted value)를 독립변수로 하여 만기 별 채권초과수익률을 회귀분석한다.

$$rx_{t+1}^n = \gamma_n (c' f_t) + \delta_{t+1}^n \text{ where } n = 2, 3, 4, 5 \quad (6)$$

마지막으로, 식 (4)에 의해 구해진 계수( $b'$ )와 식 (6)에서 구해진 선도금리 계수( $\gamma c'$ )가 같은지 분석한다.

이 분석에서는 채권 초과수익률이 이자율 정보에 의해 예측되는지, 그리고 그 이자율 요인이 모든 만기의 채권수익률을 설명하는 단일요인인지를 살펴볼 수 있다. 만약 채권초과수익률이 이자율 정보로 구성된 단일 요인에 의해 설명된다면 식 (4)의 계수와 식 (6)의 선도금리 계수가 통계적으로 같음은 기각되지 않을 것이다.

본 연구에서는 장기채권의 초과수익률이 위 선도금리요인에 의해 설명되는지 추가 분석하였다. 식 (5)에서 5년 이하 만기채권의 평균초과수익률을 1~5년 선도금리로 설명한 것과 같이 6, 7, 10년 만기 장기채권의 평균초과수익률을 장기선도금리로 추정하고, 아래의 식 (7)과 같이 장기채권 평균초과수익률 추정값과 앞서 구한 선도금리요인이 장기채권의 초과수익률을 설명하는지 살펴보았다.

$$rx_{t+1}^n = \gamma_n (c' f_t) + \phi_n (c_2' Lf_t) + \delta_{t+1}^n \quad (7)$$

$$\text{where } Lf_t = [f_t^{(5,6)}, f_t^{(6,7)}, f_t^{(9,10)}], n = 6, 7, 10$$

이 분석을 통해 장기채권의 초과수익률이 단기채권의 이자율 요인에 의해 설명되는지 살펴볼 수 있다. 만약 Cochrane and Piazzesi(2005)와 같이 채권초과수익률이 이자율 단일요인에 의해 설명된다면 초과수익률을 결정하는 모든 정보는 앞서 구한 선도금리요인에 포함되어 있을 것이며, 장기 이자율 요인은 유의한 예측력을 가지지 않을 것으로 예상할 수 있다

다음으로는 채권 초과수익률이 이자율요인 외 거시경제환경지표에 의해서 설명되는지 살펴본다. 앞서 자료 설명에서 서술한 바 대로, 현재 경제지표 주성분 요인( $PCA\_M$ ), 경제동향지표 주성분 요인( $PCA\_S$ ), 경제전문가의 경제전망 주성분 요인( $PCA\_E$ ) 이 채권초과수익률에 대해 예측력을 가지는지 식 (8)과 같이 회귀분석을 통해 살펴본다.

$$rx_{t+1}^n = \gamma_n (c' f_t) + \phi_n' PCA_t + \delta_{t+1}^n \quad (8)$$

$$\text{where } PCA_t = [PCA\_M, PCA\_S, PCA\_E],$$

$$n = 2, 3, 4, 5, 6, 7, 10$$

## IV. 분석 결과

### 1. 선도금리요인의 예측력에 대한 분석

<Table 4>는 채권초과수익률에 대한 이자율 요인의 예측력에 대한 회귀분석결과를 보여준다. Panel A는 2, 3, 4, 5년 만기의 채권초과수익률을 선도금리에 대해 회귀분석한 식 (4)의 결과를 보여준다. 이자율 요인은 Cochrane and Piazzesi(2005)와 같이 채권초과

<Table 4> Regression of Monthly Excess Returns on Forward Rates

This table shows the regression results of excess returns on forward rates. Panel A shows the regression result of excess returns on 1-to-5-year forward rates. Panel B shows the regression result of average excess returns on 1-to-5-year forward rates, and the fitted values in this regression is called CP factor. Panel C shows the regression result of excess returns on CP factor obtained in panel B. t-value is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

Panel A: regression of excess returns on forward rates								
	Maturity	Constant	$f_t^{0,1}$	$f_t^{1,2}$	$f_t^{2,3}$	$f_t^{3,4}$	$f_t^{4,5}$	$\overline{R^2}$
Coefficient	2	-0.29	-0.78	1.20	0.22	-0.09	-0.35	0.38
t-value		-1.14	-5.18	5.11	0.96	-0.69	-0.98	
Coefficient	3	-0.57	-1.48	1.43	0.92	-0.39	-0.20	0.34
t-value		-0.96	-3.65	3.01	4.47	-1.79	-0.37	
Coefficient	4	-0.87	-2.20	2.01	0.37	0.16	0.05	0.38
t-value		-0.93	-3.32	2.54	1.93	0.58	0.07	
Coefficient	5	-1.48	-2.60	1.98	-0.28	-0.28	1.62	0.36
t-value		-1.14	-2.44	1.65	-0.72	-0.67	2.08	
Panel B: regression of average excess returns on forward rates								
		Constant	$f_t^{0,1}$	$f_t^{1,2}$	$f_t^{2,3}$	$f_t^{3,4}$	$f_t^{4,5}$	$\overline{R^2}$
Coefficient		-0.80	-1.77	1.66	0.31	-0.15	0.28	0.36
t-value		-1.05	-3.15	2.55	1.44	-0.60	0.49	
Panel C: regression of excess returns on CP factor								
	Maturity	Constant	CP factor					
Coefficient	2	0.12	0.40					
t-value		0.60	10.56					
Coefficient	3	-0.04	0.78					
t-value		-0.10	5.72					
Coefficient	4	0.13	1.23					
t-value		0.20	5.80					
Coefficient	5	-0.21	1.59					
t-value		-0.23	4.11					

수익률에 대해 예측력을 가지고 있으며, 조정결정계수는 34%~38%에 이른다. 채권초과 수익률은 일반적으로 단기금리인 1년, 2년 선도금리,  $(f_t^{(0,1)}, f_t^{(1,2)})$ 에 의해 유의하게 설명되고, 일부 만기채권에 대해 3년 선도금리( $f_t^{(2,3)}$ )가 유의한 설명력을 가지고 있으며, 4년 이후의 장기선도금리는 유의한 설명력을 가지고 있지 않다. 계수 값은 1년 선도금리의 경우 음의 값을, 2년 선도금리의 경우 양의 값을 가지며 3년 선도금리는 2년 선도금리보다 줄어든 양의 값을 가져, Cochrane and Piazzesi(2005)의 결과에 비해 오른쪽으로 흰 텐트 모양의 계수 값을 보인다. Panel B는 평균 채권초과수익률을 선도금리에 대해서 회귀분석한 식 (5)의 결과이며, 이 식에서 추정된 값(fitted value)은 평균초과수익률을 설명하는 이자율 요인으로 선도금리요인이라 부른다. Panel A에서 보인 것과 같이, 1년과 2년의 선도금리가 평균초과수익률을 유의하게 설명하고 있다. Panel C는 Panel B에서 구해진 추정값을 독립변수로하여 만기 별 채권초과수익률을 회귀분석한 식 (6)의 결과이다. Panel B에서 구해진 선도금리요인은 모든 만기의 채권초과수익률에 대해 유의한 설명력을 가진다. 또한 <Table 2>에서 초과수익률의 평균이 만기에 따라 증가하는 것과 같이, 선도금리요인의 계수 역시 만기에 따라 증가하고 있다. 조정결정계수는 2년 채권초과수익률의 경우 다소 감소하였으나, 그 외 초과수익률의 경우 큰 차이가 발생하지 않았다.

<Table 4>의 결과는 채권의 초과수익률이 이자율 곡선 정보에 의해서 설명되는 것을 보여주고 있으며, 결과적으로 채권 초과수익률에 대한 기대는 채권 가격에 반영되어 있음을 알 수 있다. 그러나 Panel C에서 구해진 선도금리요인의 계수와 Panel B에서 구해진 계수를 곱한 값이 Panel A에서 구해진 계수와 동일한지 분석한 Wald-test에서는 두 식의 계수가 동일하다는 가설은 기각되었다. 따라서 채권초과수익률이 이자율 곡선에서 관측되는 단일 요인에 의해 설명된다는 가설은 기각되어, 채권 초과수익률 결정요인에 대한 추가적인 연구가 의미가 있을 수 있음을 보여준다. 다만, 이 결과는 채권초과수익률이 단일 요인에 의해 설명된다는 가설을 기각한 것으로 어파인 모형 자체에 대한 기각으로 해석할 수는 없다.

<Table 5>에서는 6년, 7년, 10년 만기인 장기채권의 초과수익률이 식 (4)에서 구한 선도금리요인에 의해 설명되는지 혹은 장기선도금리에 의해 설명되는지를 분석한 회귀분석 식 (7)의 결과이다. 만약 앞서 구한 선도금리요인이 채권초과수익률을 설명하는 이자율 요인을 모두 포함하고 있다면 장기채권의 초과수익에 대해서도 유의한 예측력을 가지고, 동시에 장기선도금리요인은 추가적인 설명력을 가지지 않을 것이다. 표에서 보면 앞서 구한 선도금리요인은 장기채권의 초과수익률에 대해서도 유의한 설명력을

가지고 있다. 그러나 만기가 길어질수록 조정결정계수 값은 점차 감소하였으며, 10년 만기 채권의 조정결정계수는 29%로 <Table 4>의 Panel B에 비해 7% 포인트나 감소하였다. 그러나 조정결정계수가 감소한 것과 별개로, 장기선도금리요인은 초과수익률에 대해 유의한 설명력을 가지지 못하였다.

이 결과에 따라, 채권초과수익률은 이자율 단일요인에 의해 설명되지만, 장기채권에 대한 설명력이 감소함에 따라 초과수익률을 결정하는 다른 요인이 존재할 수 있는 가능성이 있다. 그러나 그 요인이 장기선도금리에 포함되어 있는 정보는 아닌 것으로 보인다.

<Table 5> The Predictability of Forward Rate Factors on Long-Term Bond Excess Returns

This table shows the regression results of excess returns on forward rate factor (CP factor) and long-term forward rate factor. CP factor is the fitted values obtained in the equation (5). Long-term forward rate factor is fitted values from the regression of average excess returns of 6, 7 and 10-year maturity bonds on 6, 7 and 10-year forward rates, similar to the CP factor. t-value is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

Maturity		Constant	Forward rate factor (CP factor)	Long-term forward rate factor	$\overline{R^2}$
6	Coefficient	0.07	1.89		0.34
	t-value	0.07	4.05		
	Coefficient	0.07	1.89	0.38	0.35
	t-value	0.07	4.58	1.02	
7	Coefficient	-0.15	2.16		0.33
	t-value	-0.12	3.84		
	Coefficient	-0.15	2.16	0.36	0.33
	t-value	-0.12	4.21	0.88	
10	Coefficient	-0.52	2.98		0.29
	t-value	-0.27	3.33		
	Coefficient	-0.52	2.98	0.50	0.30
	t-value	-0.27	3.62	0.96	

## 2. 경제지표를 이용한 분석결과

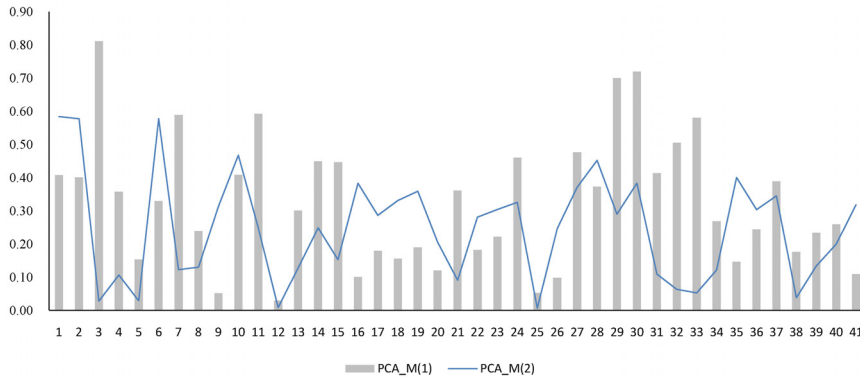
이 절에서는 거시경제정보가 초과수익률에 대해 이자율 요인을 고려하고도 추가적인 예측력을 가지는지 살펴본다. 세부적으로는 현재 경제상태를 나타내는 거시경제지표와 미래 경제환경에 대한 예측(경제동향지표와 경제전문가 경기예측)이 초과수익률을 설명하는지 각각 분석하였다.



경제지표의 초과수익률 예측력을 보기 위해서 41개 경제지표를 이용하여 구한 주성분 요인을 이용하였다. 주성분 분석 시 변수들의 분산 크기가 상이할 경우 분산이 큰 변수에 요인부하량이 크게 발생할 수 있기 때문에 이를 회피하기 위해서 상관계수 행렬을 이용하여 수행하였다.<sup>6)</sup> 주성분 분석에 의해 구해진 주성분 요인 중, 총 분산을 가장 많이 설명하는 2개의 요인을 선택하여 채권 초과수익률 분석에 사용하였다.

<Figure 1> Correlations between Principal Components and Raw Macro-Economic Variables

This graph shows correlations for the first five components of macro-economic variables on its original data. The x-axis represents the number of data series in <Table 1>.



분석에 앞서, 주성분 요인과 개별 경제지표 간 상관계수를 살펴봄으로써 각 요인의 경제적 의미를 살펴보았다. <Figure 1>에서 볼 수 있듯이 경제지표의 주성분 요인들은 다양한 경제지표와 상당한 상관계수를 보인다. 세부적으로, 첫 번째 요인(PCA\_M(1))은 수입, 수출, 생산자 출하지수, 설비투자, 서비스업 총산출량뿐 아니라 수입물가, 생산자 물가지수와 같은 물가지수와도 0.5 이상의 높은 상관계수를 보이고 있어, 실물환경과 인플레이션 환경 모두에 대한 정보를 포함하고 있는 것으로 볼 수 있다. 두 번째 요인(PCA\_M(2))은 산업생산지수, 제조업 생산지수, 제조업 영업비율과 0.5 이상의 높은 상관계수를 보여, 첫 번째 요인에 비해 실물환경에 대한 정보를 보다 많이 포함하고 있다고 볼 수 있다. 이와 같은 주성분 요인들과 원자료 간의 상관계수 값은 Ludvigson

6) 각 변수에 대한 요인부하량(factor loadings)은 부록에서 확인할 수 있다.

and Ng(2009)의 주성분 요인들이 각각 실물경제, 금융, 인플레이션과 높은 관련을 보인 것과 다소 다른 결과이다. 한국 경제가 상대적으로 무역에 대한 의존도가 높고 인플레이션과 실물경제 간의 상관관계수가 미국에 비해 높기 때문일 가능성이 있기 때문으로 생각되지만, 분명히 살펴보기 위해서는 각 국의 거시경제자료를 이용한 세부적인 분석이 추가적으로 필요하다. 추가적으로, 분석에 사용되지는 않았지만 세 번째로 총변동성을 설명하는 요인은 상품수지, 무역수지, 소비자 재화 매출, 서비스업종 산출에 대해 0.4 이상의 높은 상관관계수를 보여, 인플레이션, 통화, 금융시장과는 밀접한 관련을 보이지 않았다.

<Table 6> The Predictability of Macro-Economic Variables on Excess Returns

This table shows the regression results of excess returns on two forward rate factors and the first and second principal components of the 41 macro-economic indicators. t-value is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

Maturity		constant	Forward rate factor (CP factor)	Long-term forward rate factor	PCA_M(1)	PCA_M(2)	$\overline{R^2}$
2	Coefficient	0.11	0.40		18.47	-86.20	0.35
	t-value	0.50	<b>7.68</b>		0.34	-1.10	
	Coefficient	0.11	0.41	0.02	16.88	-82.04	0.36
	t-value	0.60	<b>7.39</b>	0.27	0.36	-1.13	
3	Coefficient	-0.03	0.76		34.73	-54.06	0.33
	t-value	-0.07	<b>5.40</b>		0.35	-0.51	
	Coefficient	-0.03	0.76	0.03	32.51	-48.25	0.34
	t-value	-0.09	<b>5.93</b>	0.18	0.39	-0.44	
4	Coefficient	0.14	1.22		45.32	-75.67	0.38
	t-value	0.21	<b>5.50</b>		0.37	-0.52	
	Coefficient	0.14	1.22	0.14	34.73	-47.96	0.39
	t-value	0.26	<b>6.45</b>	0.60	0.34	-0.34	
5	Coefficient	-0.15	1.54		76.97	25.67	0.36
	t-value	-0.15	<b>3.87</b>		0.44	0.17	
	Coefficient	-0.15	1.55	0.24	58.43	74.22	0.37
	t-value	-0.19	<b>4.82</b>	0.75	0.39	0.45	
6	Coefficient	0.12	1.86		65.48	-19.25	0.33
	t-value	0.10	<b>3.95</b>		0.39	-0.09	
	Coefficient	0.12	1.86	0.42	32.60	66.84	0.36
	t-value	0.13	<b>4.85</b>	1.11	0.22	0.33	
7	Coefficient	-0.09	2.12		54.80	72.58	0.32
	t-value	-0.07	<b>3.71</b>		0.26	0.31	
	Coefficient	-0.09	2.13	0.46	18.84	166.74	0.34
	t-value	-0.08	<b>4.46</b>	1.09	0.10	0.73	
10	Coefficient	-0.26	2.78		254.94	319.63	0.30
	t-value	-0.13	<b>3.04</b>		0.76	0.99	
	Coefficient	-0.26	2.79	0.73	198.03	468.63	0.32
	t-value	-0.15	<b>3.69</b>	1.24	0.64	1.41	

<Table 6>은 거시경제지표가 초과수익률을 예측할 수 있는지를 분석한 식 (8)의 추정결과이다. 모든 만기에서 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도금리요인은 유의한 예측력을 가지지만, 거시경제지표 요인은 Ludvigson and Ng(2009), Sekkel(2011)과 달리 모든 경우에서 유의한 예측력을 보이지 않고 있으며 조정결정계수 역시 유의미한 변화를 보이지 않는다. 따라서 이 결과에 의하면 초과수익률은 투자결정시점에 이자율 곡선에 반영되어 있는 정보에 의해서 설명되며, 동시에 이자율 곡선에 반영되어 있지 않는 거시경제정보가 초과수익률에 영향을 미칠 가능성은 크지 않은 것으로 보인다.

본문에 상세하게 기술하지는 않았지만, 특정 경제지표는 분기를 주기로 조사·발표되고 있어 중요한 지표임에도 분석에 사용하지 못하였다.<sup>7)</sup> 분기별로 발표되는 자료를 포함하여 분기별 초과수익률을 동일한 방법으로 추가분석한 결과 역시 기존의 연구결과와 큰 차이가 없었다.

다음으로 미래 경제환경에 대한 정보를 포함하는 지표가 채권초과수익률에 대한 예측력을 가지는지 살펴본다. 경기예측지표로는 경제활동 참여자로부터 경기동향지표(소비자심리지수(CSI), 경기실사지수(BSI), 구매관리자지수(PMI))를, 경제전문가로부터 주요 경제지표에 대한 경제전망(물가상승률, 실질GDP 상승률, 실업률) 자료를 이용하였다. 각 지표들은 모두 미래 거시경제환경에 대한 정보를 포함하지만 지표 생성시 참여하는 주체, 생성방법, 지표의 의미가 서로 달라 구분하여 분석하였다.

<Table 7> The Predictability of Survey Data on Excess Returns

This table shows the regression result of survey data(CSI, BSI, PMI) and economists' forecasts(CPI, real GDP, unemployment) on excess returns. The sample period in this regression is from July 2009 to February 2019. t-value is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

Maturity		constnat	Forward rate factor (CP factor)	PCA_S(1)	PCA_S(2)	PCA_E(1)	$\overline{R^2}$
2	Coefficient	0.20	0.36	-0.63	0.10	0.06	0.44
	t-value	1.63	<b>8.06</b>	-0.81	-0.11	0.50	
	Coefficient	0.20	0.36	-0.39	-0.24		0.44
	t-value	1.60	<b>8.17</b>	-0.35	-0.68		
	Coefficient	0.23	0.33			0.04	0.45
	t-value	2.03	<b>6.35</b>			0.29	
	Coefficient	0.23	0.34				0.45
	t-value	1.77	<b>5.34</b>				

7) 분기별로 발표되는 중요지표로 급여, 임금 근로자 도시 가계소득, 실질 GDP, 실질 민간소비, 실질 총 자본형성, 실질수출, 실질수입, 실질최종보시지출, 재고분기별변동, 명목 GNI, 명목 GDP, 대외채무, 경상계정수지를 들 수 있다.

<Table 7> The Predictability of Survey Data on Excess Returns(Continued)

Maturity		constnat	Forward rate factor (CP factor)	PCA_S(1)	PCA_S(2)	PCA_E(1)	$\overline{R^2}$
3	Coefficient	0.39	0.61	-0.37	0.22	0.19	0.39
	t-value	1.43	<b>14.29</b>	-0.32	-0.59	0.84	
	Coefficient	0.41	0.62	0.42	-0.91		0.38
	t-value	1.47	<b>8.10</b>	0.23	-0.41		
	Coefficient	0.41	0.59			0.18	0.40
	t-value	1.46	<b>6.45</b>			0.69	
	Coefficient	0.38	0.65				0.39
	t-value	1.13	<b>4.36</b>				
4	Coefficient	0.91	0.90	1.14	-2.97	0.50	0.50
	t-value	2.18	<b>7.24</b>	0.71	<b>3.98</b>	1.43	
	Coefficient	0.97	0.92	3.18	-5.90		0.47
	t-value	2.10	<b>4.57</b>	1.24	<b>-1.97</b>		
	Coefficient	0.84	0.97			0.57	0.50
	t-value	1.85	<b>6.12</b>			1.55	
	Coefficient	0.75	1.16				0.45
	t-value	1.29	<b>4.85</b>				
5	Coefficient	1.04	1.02	0.99	-4.47	0.62	0.37
	t-value	1.64	<b>4.84</b>	0.35	<b>-2.37</b>	1.19	
	Coefficient	1.11	1.04	3.52	-8.13		0.35
	t-value	1.65	<b>3.45</b>	0.97	-1.83		
	Coefficient	0.98	1.08			0.71	0.38
	t-value	1.40	<b>3.92</b>			1.34	
	Coefficient	0.85	1.33				0.34
	t-value	1.01	<b>3.52</b>				
6	Coefficient	1.61	1.19	2.98	-5.44	0.93	0.38
	t-value	1.99	<b>3.95</b>	0.82	<b>-3.27</b>	1.33	
	Coefficient	1.71	1.22	6.81	-10.96		0.35
	t-value	1.90	<b>2.80</b>	1.47	<b>-2.17</b>		
	Coefficient	1.42	1.37			1.09	0.39
	t-value	1.60	<b>3.55</b>			1.57	
	Coefficient	1.24	1.74				0.33
	t-value	1.12	<b>3.52</b>				
7	Coefficient	1.71	1.40	3.75	-7.28	0.92	0.33
	t-value	1.69	<b>3.55</b>	0.73	<b>-64.61</b>	1.03	
	Coefficient	1.81	1.43	7.53	-12.72		0.31
	t-value	1.66	<b>2.69</b>	1.30	<b>-2.43</b>		
	Coefficient	1.48	1.62			1.12	0.34
	t-value	1.32	<b>3.23</b>			1.30	
	Coefficient	1.29	2.01				0.30
	t-value	0.97	<b>3.29</b>				
10	Coefficient	2.27	2.03	5.57	-9.76	1.39	0.32
	t-value	1.41	<b>2.91</b>	0.69	<b>-2.49</b>	1.01	
	Coefficient	2.43	2.08	11.30	-18.01		0.30
	t-value	1.40	<b>2.35</b>	1.30	<b>-2.28</b>		
	Coefficient	1.94	2.36			1.68	0.32
	t-value	1.10	<b>2.89</b>			1.29	
	Coefficient	1.65	2.93				0.28
	t-value	0.81	<b>3.06</b>				

<Table 7>은 2009년 7월부터 2019년 2월까지의 채권초과수익률에 대해 경기동향 지표와 경제전망지표 주성분 요인으로 회귀분석한 결과이다. 분석에 따르면, 5년까지의 선도금리를 이용하여 구한 선도금리요인은 모든 만기에 대해 여전히 유의한 설명력을 가지며, 계수값 역시 만기에 따라 증가하는 모습을 보인다. 선도금리요인의 초과수익률에 대한 조정결정계수는 분석대상기간의 차이로 인하여 <Table 4>, <Table 5>의 조정결정계수와 다소 차이를 보이고 있다. 그러나 만기가 길어질수록 조정설명계수가 줄어드는 현상은 동일하게 발생하였다. 주성분 요인 중 경기동향지표의 첫 번째 요인과 경제전문가들의 경제전망지표는 선도금리요인의 결과와 달리 모든 경우에 대해 유의한 예측력을 보이지 않아, Ludvigson and Ng(2009)과 다른 결과를 보인다. 반면, 경기동향지표의 두 번째 요인은 4년 이상의 중장기 채권의 초과수익률에 대해 유의한 예측력을 보이며, 조정설명계수는 선도금리요인만 있는 경우에 비해 평균 2% 포인트 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 시장참여자들의 미래 실물생산 및 소비에 대한 경제환경 예측정보는 채권수익률에 영향을 미치지만, 평균초과수익률을 설명하는 이자율 단일요인에는 포함되어 있지 않다고 해석할 수 있다.<sup>8)</sup>

### 3. 경제동향지표 요인에 대한 고찰

본 절에서는 거시경제예측정보가 초과수익률에 대해 예측력을 가지는 이유에 대해서 살펴보기 위해 다음의 추가분석을 수행하였다. 첫 번째로, 앞서 설명한 대로 어파인 모형에서는 이자율 곡선에 포함된 정보가 초과수익률도 동시에 결정한다. 본 장의 1절에서, 선도금리요인의 계수와 개별 만기의 초과수익률을 예측하는 선도금리의 계수가 같다는 가설이 기각됨으로써 선도금리요인은 채권초과수익률을 설명하는 이자율 정보를 모두 포함하지는 않음을 보였다. 그럼에도 불구하고 분석의 편의를 위하여 선도금리요인을 채권초과수익률을 설명하는 이자율 요인으로 사용하였다. 따라서 앞서 거시경제예측지표가 초과수익률을 설명하는 것은 선도금리요인이 포함하지 못한 이자율 요인일 가능성이 있다. 이를 살펴보기 위해서, Cochrane and Piazzesi의 선도금리요인 대신 선도금리를 설명변수로 사용할 경우에도 경제동향지표가 초과수익률에 대해 유의한 예측력을 가지는지 살펴보았다. 만약 미래경제환경에 대한 정보가 개별 선도금리에

8) 서베이 경제지표의 주성분 요인들을 추가하여 분석하여도 결과에 유의미한 차이는 발생하지 않았다.

포함되어 있지 않다면 여전히 장기채권 초과수익률에 대해서 설명력을 유지할 것으로 예상할 수 있다. <Table 8>에 의하면, 3년 이상의 채권초과수익률에서 경기동향지표가 선도금리에 더하여 추가적인 예측력을 가지고 있는 것을 볼 수 있다. 따라서 경기동향지표가 초과수익률에 대해 가지는 예측력은 Cochrane and Piazzesi의 선도금리요인이이자율 요인을 모두 포함하지 않기 때문에 생긴 문제는 아닌 것으로 볼 수 있다. 즉, 주성분 요인이 가지는 정보는 이자율 곡선에 포함된 정보는 아닌 것으로 해석할 수 있다.

<Table 8> The Second Principal Component of Survey Data and Forward Rates

This table shows the regression result of excess returns on the second principal component of survey data that have predictability for excess returns and forward rates. t-value is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

	Maturity	constant	$f_t^{0,1}$	$f_t^{1,2}$	$f_t^{2,3}$	$f_t^{3,4}$	$f_t^{4,5}$	PCA_S(2)	$\overline{R^2}$
Coefficient	2	-0.27	-0.79	1.19	0.26	-0.08	-0.38	-0.46	0.40
t-value		-1.01	<b>-5.04</b>	<b>5.44</b>	1.04	-0.65	-1.03	-1.75	
Coefficient	3	-0.52	-1.49	1.37	1.03	-0.38	-0.25	-1.47	0.36
t-value		-0.86	<b>-3.60</b>	<b>3.05</b>	<b>4.55</b>	-1.70	-0.47	<b>-2.81</b>	
Coefficient	4	-0.81	-2.19	1.87	0.55	0.18	-0.04	-2.47	0.40
t-value		-0.86	<b>-3.31</b>	<b>2.47</b>	<b>2.51</b>	0.63	-0.06	<b>-2.82</b>	
Coefficient	5	-1.42	-2.56	1.77	-0.03	-0.26	1.51	-3.46	0.39
t-value		-1.09	<b>-2.44</b>	1.54	-0.06	-0.60	1.92	<b>-3.00</b>	
Coefficient	6	-1.37	-3.21	2.64	-0.62	0.17	1.49	-4.57	0.37
t-value		-0.80	<b>-2.27</b>	1.52	-1.00	0.24	1.43	<b>-2.79</b>	
Coefficient	7	-1.57	-3.75	2.81	-1.12	0.09	2.39	-5.17	0.37
t-value		-0.76	<b>-2.30</b>	1.39	-1.37	0.10	<b>2.11</b>	<b>-2.92</b>	
Coefficient	10	-2.32	-5.28	4.35	-2.76	-0.36	4.53	-7.90	0.35
t-value		-0.74	<b>-2.12</b>	1.44	-1.86	-0.35	<b>2.85</b>	<b>-2.70</b>	

두 번째로, 경제동향지표가 초과수익률을 설명하는 이유에 대해서 살펴보고자 한다. 초과수익률에 대해 유의한 예측력을 보인 경기동향지표의 두 번째 주성분 요인은 소비자대지수, 경기실사지수, 구매관리자지수의 선형결합으로 구성되는데, 사용된 각 지표는 인플레이션 정보보다는 실물환경과 관련된 정보를 포함하는 것으로 볼 수 있다. 이러한 자료의 특성을 고려한다면, <Table 7>과 <Table 8>에서 해당 요인이 초과수익률과 유의한 음의 관계에 있음을 보인다는 결과는 기대초과수익률은 경기가 좋을 때 낮고, 경기가 나쁠 때 높아진다고 해석할 수 있다. 이는 Ludvison and Ng(2009)에서 실물 생산과 관련된 요소가 초과수익률과 유의한 음의 관계를 보인 것과 유사한 결과이다. 이와

관련하여, Ludvigson and Ng은 실물지표와 관련이 있는 요소가 경기 역행적(countercyclical) 요소를 포함하고 있음을 의미한다고 해석하였다. 이를 보다 직관적으로 살펴보기 위해서, 본 절에서는 주성분 요인이 미래 실현된 실질 경제환경에 대해 유의한 예측력을 보이는지 분석하였다. <Table 9>의 결과에 의하면, 해당 주성분 요소가 향후 1년, 2년 간 실현된 누적 실질 GDP 성장률에 대해서 유의한 예측력을 보이고 있으며, 이는 해당 요소가 미래 경제환경에 대한 정보를 포함하고 있다는 것을 의미한다. Campbell and Cochrane(1999)과 Wachter(2006) 연구에 따르면 위험회피도는 경기가 좋을 때 낮아지고 경기가 나쁠 때 높아지는 특성을 가지는 시변변수이다. 따라서 경기동향지표의 주성분 요소가 초과 수익률에 대해서 유의한 음의 관계를 보이는 것은 해당 요소가 경기역행적 요소에 대한 정보를 포함하고 있기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

<Table 9> The Second Principal Component of Survey Data and Future Economic Conditions

This table shows the regression result of the second principal component of survey data on accumulated future real GDP growth. The sample period is from December 2000 to February 2019. t-value in panel B is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

	1 year	2 years	3 years	4 years
Coefficient	14.95	31.42	15.51	-12.89
t-value	1.96	2.45	0.51	-1.28

## V. 결 론

본 연구에서는 한국 국채시장에서 채권초과수익률을 예측하는 요인에 대해 살펴보았다. 현재 가장 많이 사용되는 선도금리요인 이 외에 거시경제에 대한 정보가 초과 수익률을 설명하는지에 대해 살펴보았으며, 세부적으로 거시경제변수는 현재경제환경을 나타내는 거시경제지표와 미래 경제환경을 나타내는 거시경제지표로 구분하여 분석하였다. 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 한국 국채시장에서 이자율 요인은 초과수익률에 대한 예측력을 가지고 있다. 그러나 Cochrane and Piazzesi(2009)과 달리 평균초과수익률을 설명하는 이자율 요인과 만기 별 초과수익률을 설명하는 요인이 통계적으로 같다는 가설은 기각되었다. 이로써

한국 국내시장의 초과수익률이 이자율 단일요인(one factor)에 의해 결정되는 것은 아니라는 것을 알 수 있다. 둘째, 현재 거시경제환경을 나타내는 지표에서 구한 정보는 초과수익률에 대해 예측력을 가지고 있지 않았다. 따라서 현재의 이용가능한 정보가 이자율 곡선에 반영되지 않았을 가능성 역시 높지 않다. 셋째, 경제참여자들의 미래 거시경제환경에 대한 예측을 나타내는 정보인 경제동향지표는 초과수익률에 대한 예측력을 가지고 있지만, 이와 다르게 경제전문가들의 경제전망은 초과수익률에 대해 예측력을 가지고 있지 않았다.

이 실증분석 결과에 따라, 현재의 거시경제환경에 대한 정보와 경제전문가들의 경제전망은 이자율 단일요인에 모두 포함되어 있으나, 경제동향지표의 정보는 이자율 단일요인에 반영되어 있지 않다고 해석할 수 있다. 그리고 초과수익률에 설명력을 가지는 요인은 미래 실질 GDP에 대해 예측력을 가져, 해당 요인이 초과수익률에 영향을 미치는 이유는 경기역행적 요소를 포함하기 때문인 것으로 생각된다.



## <참 고 문 헌>

1. 강장구, 강한길, 이순희, 이은미, “한국 채권초과수익률 예측요인에 관한 연구,” 『재무연구』, 제28권 제2호, 2015, 163-195.  
(Translated in English) Kang, J., H. Kang, E. Lee, and S. Lee, “Predicting Bond Excess Returns in the Korean Market,” *Asian Review of Financial Research* 28(2), 2015, 163-195.
2. 김명옥, 최명민, “APT 모형을 이용한 채권포트폴리오 수익률 분석: 거시경제요인을 중심으로,” 『금융연구』, 제27권 제2호, 2013, 43-79.  
(Translated in English) Jin, M. and Y. Choi, “Bond Portfolio Return Analysis Using the APT Model with Macro Factors,” *Journal of Money and Finance* 27(2), 2013, 43-79.
3. 박도준, 엄영호, 한재훈, “소비관련 거시변수를 통한 자산수익률의 예측,” 『금융연구』, 제33권 제1호, 2019, 105-149  
(Translated in English) Park, D., Y. H. Eom, and J. Hahn, “Forecasting Asset Returns Using Consumption-Based Measures,” *Journal of Money and Finance* 33(1), 2019, 105-149.
4. 옥기울, 안형호, “STR 모형을 이용한 채권수익률 분석,” 『금융공학연구』, 제10권 제3호, 2011, 1-23.  
(Translated in English) Ohk, K. Y. and H. H. An, “Analysis of Corporate Bond Index Returns: A Smooth Transition Regression Model,” *Korean Journal of Financial Engineering* 10(3), 2011, 1-23.
5. Ang, A. and M. Piazzesi, “A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables,” *Journal of Monetary Economics* 50(4), 2003, 745-787.
6. Bai, J. and S. Ng, “Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models,” *Econometrica* 70(1), 2002, 191-221
7. Buraschi, A. and A. Jiltsov, “Inflation risk premia and the expectations hypothesis,” *Journal of Financial Economics* 75(2), 2005, 429-490.
8. Campbell, J. Y. and J. H. Cochrane, “By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior,” *Journal of political Economy* 107(2), 1999, 205-251.
9. Chen, J., F. Jiang, and G. Tong, “Economic policy uncertainty in China and stock market expected returns,” *Accounting & Finance* 57(5), 2017, 1265-1286.

10. Cieslak, A. and P. Povala, "Expected returns in Treasury bonds," *The Review of Financial Studies* 28(10), 2015, 2859-2901.
11. Cochrane, J. H. and M. Piazzesi, "Bond risk premia," *American Economic Review* 95(1), 2005, 138-160.
12. Cooper, I. and R. Priestley, "Time-varying risk premiums and the output gap," *The Review of Financial Studies* 22(7), 2009, 2801-2833.
13. Dai, Q. and K. J. Singleton, "Specification analysis of affine term structure models," *The Journal of Finance* 55(5), 2000, 1943-1978.
14. Duffee, G. R., "Term Premia and Interest rate forecasts in affine models," *The Journal of Finance* 57(1), 2002, 405-443.
15. Duffee, G. R., "Information in (and not in) the term structure," *The Review of Financial Studies* 24(9), 2011, 2895-2934.
16. Duffie, D. and R. Kan, "A yield factor model of interest rates," *Mathematical Finance* 6(4), 1996, 379-406.
17. Eriksen, J. N., "Expected business conditions and bond risk premia," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 52(4), 2017, 1667-1703.
18. Georgoutsos, D. A. and P. M. Migiakis, "Heterogeneity of the determinants of euro-area sovereign bond spreads; what does it tell us about financial stability?," *Journal of Banking and Finance* 37(11), 2013, 4650-4664.
19. Joslin, S., M. Priebsche, and K. J. Singleton, "Risk premiums in dynamic models with unspanned macro risks," *Journal of Finance* 69(3), 2014, 1197-1233.
20. Julio, B. and Y. Yook, "Political uncertainty and corporate investment cycles," *Journal of Finance* 67(1), 2012, 45-83.
21. Kessler, S. and B. Scherer, "Varying risk premia in international bond markets," *Journal of Banking and Finance* 33(8), 2009, 1361-1375.
22. Ludvigson, S. C. and S. Ng, "Macro factors in bond risk premia," *The Review of Financial Studies* 22(12), 2009, 5027-5067.
23. Mueller, P., A. Vedolin, and Y. M. Yen, "Bond variance risk premia," *Financial Markets Group*, London School of Economics and Political Science, Working Paper, 2012.
24. Onatski, A., "Determining the Number of Factors from Empirical Distribution of

- Eigenvalues,” *The Review of Economics and Statistics* 92(4), 2010, 1004-1016.
25. Pástor, L. and P. Veronesi, “Political uncertainty and risk premia,” *Journal of Financial Economics* 110(3), 2013, 520-545.
  26. Sekkel, R., “International evidence on bond risk premia,” *Journal of Banking and Finance* 35(1), 2011, 174-181.
  27. Wachter, J. A., “A consumption-based model of the term structure of interest rates,” *Journal of Financial Economics*, 79(2), 2006, 365-399.
  28. Wright, J. H., “Term premia and inflation uncertainty: Empirical evidence from an international panel dataset,” *American Economic Review* 101(4), 2011, 1514-34.
  29. Xiong, W. and H. Yan, “Heterogeneous expectations and bond markets,” *The Review of Financial Studies* 23(4), 2009, 1433-1466.

## <부록 1> Factor Loadings for Principal Components

This table shows factor loadings for the first three principal components.

	Macro-economic variables	PCA_M(1)	PCA_M(2)	PCA_M(3)
1	Index of Industry Production (s.a)	0.17	0.31	0.13
2	Index of manufacturing production capacity (s.a)	0.17	0.31	0.13
3	Index of producer' s shipments (YoY %)	0.34	0.01	0.06
4	Index of producer's inventory (YoY %)	0.15	-0.06	0.14
5	Index of operating ratio	0.06	-0.02	-0.07
6	Manufacturing survival ratio (MoM %, s.a)	0.14	0.31	0.15
7	Total equipment investment (YoY %)	0.24	0.07	0.12
8	Construction Completed (YoY %)	0.10	0.07	0.08
9	Construction Orders Received (YoY %)	0.02	0.17	-0.16
10	Retail Sales Total (YoY %)	0.17	0.25	-0.24
11	Service Industrial Output Volume (YoY %)	0.25	0.13	-0.27
12	Permits Number of Buildings (YoY %)	-0.01	0.00	0.01
13	House price index	0.12	0.07	-0.19
14	RP rate (%)	0.19	0.13	0.05
15	CD rate (91 days) (%)	0.19	0.08	0.14
16	KOSPI index	-0.04	0.20	-0.07
17	KOSDAQ index	-0.07	0.15	-0.05
18	KRW/USD	0.06	-0.18	0.09
19	Effective KRW/USD	-0.08	0.19	-0.08
20	Unemployment ratio (% sa)	-0.05	0.11	0.10
21	No. employees (YoY %)	0.15	0.05	-0.23
22	Income for employees ((YoY %)	0.08	0.15	-0.14
23	Opening to application ratio	0.09	0.16	-0.05
24	Financial account(USD mil)	-0.19	0.17	0.27
25	Capital account (USD mil)	-0.02	0.00	0.03
26	Direct investment index (USD mil)	-0.04	0.13	0.22
27	Current Account (USD mil)	-0.20	0.20	0.31
28	Trade balance (USD mil)	-0.15	0.24	0.30
29	Export (YoY %)	0.29	-0.15	0.16
30	Import (YoY %)	0.30	-0.20	0.12
31	Export price index	0.17	-0.06	0.18
32	Import price index	0.21	-0.03	0.14
33	Produce price index (YoY %)	0.24	0.03	0.15
34	CPI (YoY %)	0.11	-0.06	0.12
35	Core CPI (YoY %)	0.06	-0.21	0.04
36	Government Budget Balance (KRW bil)	0.10	-0.16	-0.08
37	M0 monetary supply (YoY %)	-0.16	0.18	-0.11
38	M1 monetary supply (YoY %)	-0.07	0.02	-0.14
39	M2 monetary supply (YoY %)	0.10	0.07	-0.19
40	LF (M3) monetary supply (YoY %)	0.11	0.11	-0.18
41	L monetary supply (YoY %)	0.05	0.17	-0.14

< Abstract >

# An Analysis of Bond Excess Returns using Macro-economic Variables in the Korean Market

Hankil Kang<sup>\*</sup> · Soonhee Lee<sup>\*\*</sup>

It is well-known that the excess returns of bonds are time-varying. However, it is in debate what factors determine excess returns. In this study, we examine the predictability for excess returns using the forward rates and macro-economic variables. In detail, we use bond spot rates and three different types of macro-economic variables that are statistics representing current economic conditions and survey data from business participants and professional economists representing future expected economic conditions. We conduct principal component analysis for each group of macro-economic variables, and a few principal components are used to examine whether the macro-economic variables have predictability for excess returns.

The main findings of this study can be summarized as follows. First, the forward rate factor that can be obtained by a linear combination of forward rates representing the information on the yield curve has predictability for the excess returns. However, it is rejected that the forward rates are the only factor to explain excess returns and it means the information on the yield curve is not enough to explain future bond excess returns. Second, the macro-economic variables representing current economic conditions and survey data from economists have no predictability for bond excess returns. Third, the survey data from consumers and producers have predictability for long-term bond excess returns, different from the survey data from economists. Additionally, the survey data from consumers and producers have predictability for future real GDP growth. Based on these results, we conclude that excess returns can be predicted by not only the information reflected in the yield curve but also expectations for future market conditions.

Keywords : Bond Excess Returns, Macro-Economic Variables, Forward Rate Factor

*JEL Classification : G12*

---

\* Associate Research Fellow, Securities and Derivatives R&D center, Korea Exchange(Tel: +82-51-662-2852, E-mail: hkangfree@gmail.com)

\*\* Corresponding Author, Assistant Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University(Tel : +82-53-950-5436, E-mail: soonhee@knu.ac.kr)