財務管理硏究 第三十九券 第二號(2022. 4), 91~117

기간프리미엄의 변동과 장단기 금리의 괴리

원승연* · 심명화**

〈요 약〉

본 연구는 2010년부터 2021년 9월까지 국내 채권시장을 대상으로, 채권시장에서의 수급요인이 장기채 금리의 기간프리미엄에 미치는 영향을 실증 분석한다. 주요 발견은 다음과 같다. 첫째, 채권시장의 수급요인이 기간프리미엄에 영향을 미쳤다. 보험과 연기금으로 구성된 장기투자자의 순매수는 금리상승기와 하락기에 모두 기간프리미엄을 하락시켰다. 반대로 증권사 및 은행 등으로 구성된 단기투자자의 순매수는 기간프리미엄을 상승시켰다. 다만, 단기투자자의 경우 그 영향력은 금리상승기에만 유의하였다. 둘째, 장기투자자와 단기투자자의 상호작용으로 인해서 발생하는 기간프리미엄의 변동이 금리하락기에 단기금리와 기간프리미엄이 상반된 방향으로 움직이도록 한 원인이었으며, 이것이 해당 기간 장단기 금리간의 괴리를 유발하는 요인임을 확인하였다.

주제어 : 기간프리미엄, 국지적투자자, 통화정책, 이자율기간구조, 장기투자자

논문접수일 : 2022년 2월 27일 논문수정일 : 2022년 3월 13일 논문게재확정일 : 2022년 3월 13일

* 제1저자, 명지대학교 경영학과 교수, E-mail: sywon@mju.ac.kr

** 교신저자, 명지대학교 경영학과 부교수, E-mail: mhsim@mju.ac.kr

Ⅰ. 서 론

통상적으로 단기금리와 기간스프레드는 비례적 관계이다. 기대가설에 의하면 장기금리는 만기까지의 단기기대금리(expected short rate)의 시간가중평균으로 계산되므로, 단기금리 상승이 예상되면 장기금리가 단기금리보다 높아져 수익률 곡선은 가팔라진다. 그리고 이를 매개로 단기금리와 장기금리가 연계되어 동일한 방향으로 증가 또는 감소한다. 그러나 최근 들어서 단기금리와 기간스프레드간의 관계가 가변적이 되어, 장단기 금리의 연계성이 저하되는 현상이 곳곳에서 관찰되고 있다(오형석, 2020; Turner, 2013; Miyajima et al., 2014). 이러한 현상은 통화정책 측면에서 다음과 같은 두 가지 어려움을 야기한다. 첫째, 통화정책의 금리전달경로가 약화되어, 장단기 금리의 연관성을 전제로 한 전통적인 통화정책의 유효성이 저하된다. 둘째, 단기금리 상승과 기간스프레드의 하락이 미래 경기전망에 다른 상반된 신호를 보내어, 통화정책 방향 자체를 결정하는데 교란 요인으로 작용할 수 있다.

미국의 경우 2004~5년 연방준비은행이 기준금리를 인상했음에도 불구하고 장기금리가 그에 따라 상승하지 않은 이른바 “Greenspan Conundrum”이 발생했다. 반대로 글로벌 금융위기 이후 금융위험이 낮아졌음에도 불구하고 기준금리 인하가 장기금리를 하락시키지 않는 현상이 지속됨으로써, 비전통적 통화정책인 양적완화(Quantitative Easing; QE) 정책이 금융위기 요인이 사라진 2012~4년에도 경기부양 차원에서 시행되기도 했다.[1] 한국의 경우에도 2017년 이후 기간스프레드가 기준금리와 다른 방향으로 움직이는 모습이 두드러지게 나타나기 시작하여, 한국은행 통화정책의 금리 전달경로가 약화되었다는 우려가 있었다.

2000년대 중반 이후 일부 연구는 신흥국의 단기금리와 기간스프레드의 괴리, 그로 인한 장단기 금리 연계성 저하의 원인이 기간프리미엄의 변동 때문임을 지적하였다(Kim and Wright, 2005; Backus and Wright, 2007; 오형석, 2020). 기간스프레드는 기대가설에 의해 설명되는 기대단기금리차(=기대단리금리-현재단기금리)와 기간프리미엄으로 구분되는데, 이들은 이 중 기간프리미엄이 가변성이 크고 단기금리와의 연계성이 떨어져서 기간스프레드와 단기금리간의 괴리를 유발하였음을 주장하였다. 그리고 이러한 연구에 연관되어 기간프리미엄을 결정하는 요인이 무엇인지를 분석하는 연구도 진행되었다.[2]

---

1) 통상 QE로 지칭되는 미 연준의 대규모자산매입(Large-Scale Asset Purchases; LSAPs) 프로그램은 세 번 시행되었다. 1차(2008년 10월~2009년 3월) 및 2차(2010년 10월~2011년 6월) 프로그램은 금융안정을 위한 긴급자금지원 성격이 컸던 반면 3차(2012년 9월~2014년 10월) 프로그램은 정책금리 인하에도 불구하고 장기금리가 하락하지 않자, 금리정책 경로를 대신하여 경기부양의 목적으로 집행한 통화정책이었다.

2) 관련 선행연구는 제Ⅱ장을 참고한다.

통상 기간프리미엄은 장기채 투자로 인해 발생한 위험 요인에 의해서 결정된다고 이해된다. 그러나 실제 기간프리미엄의 값은 해당 만기의 장기채 금리에서 기대가설에 입각하여 추정된 기대단기금리를 뺀 나머지로 측정되기 때문에, 이 때 산출된 기간프리미엄이 이론적인 위험 요인 이외에도 다양한 요인에 의해서도 결정되는 것을 배제할 수 없다. 실제로 미국에서 비전통적인 통화정책이 실시된 배경에는 단기시장과 장기시장의 분리로 단기시장의 위험 감소가 장기시장으로 전이되지 않아 기간프리미엄이 축소되지 않음으로써, 정책금리 인하에도 장기금리가 하락하지 않는다는 인식이 존재한다(Gagnon et al., 2011; D'Amico and King, 2013; Li and Wei, 2013; Chen et al., 2016). 이러한 인식을 기초로 한 선호영역이론(preferred habitat theory)은 특정한 만기채권을 선호하는 국지적 투자자(habitat investor)가 존재하고, 이들로 인해 발생하는 장단기 금리의 괴리를 차익거래를 통해 해소할 수 없는 한계가 존재할 수 있음을 지적하였다(Modigliani and Sutch, 1996).

이 연구는 장단기시장의 분할과 국지적 투자자의 행태가 한국 채권시장에서도 존재한다는 인식을 배경으로 한다. 2000년대 이후 한국 채권시장의 주요한 특성 중 하나는 단기자금에서 장기자금으로 자금비중이 확대하는 자금순환구조 추세를 배경으로, 연기금과 보험의 채권시장에서의 비중이 확대되었다는 점이다.[3] 특히 이들은 채권시장에서 장기채 매수의 주된 주체로서 역할하고 있다. 이 연구는 이러한 장기투자자의 국지적 투자자로서의 행태와 그에 상응한 단기투자자들의 상호작용이 기간프리미엄에 영향을 주고 있음을 확인하였다. 금리상승기와 금리하락기에 이들 간의 상호작용이 다르게 나타났고, 이는 기간프리미엄이 금리추세에 따라 가변적으로 변동하는 요인으로 작용하였다. 특히 금리하락기에 기간프리미엄이 단기금리와 반대 방향으로 움직이는 현상을 심화시켜 장단기 금리간 괴리의 발생 원인이 되는 것을 확인하였다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 기간프리미엄에 대한 선행 연구를 중심으로 관련 문헌을 살펴보았다. 제Ⅲ장에서는 Adrian et al.(2013)의 방법론에 의거하여 국채금리 자료를 통하여 기간프리미엄을 산출하고, 단기금리와 기간프리미엄 및 기간스프레드 간의 관계를 분석하였다. 제Ⅳ장에서는 기간프리미엄의 결정요인을 분석하며, 채권시장의 수급 구조, 특히 단기투자자와 장기투자자의 투자성향과 상호작용이 기간프리미엄이 금리 추세에 따라 비대칭적으로 변동하는데 영향을 주었음을 확인하였다. 제Ⅴ장은 요약 및 결론이다.

3) 한국은행이 발표하는 금융자산부채잔액표에 의하면, 보험 및 연기금의 보유 금융자산은 전체 금융기관 보유액 대비하여 2008년 말 11.4%에서 2020년 말 18.0%로 증가했고, 이들이 보유한 채권은 25.8%에서 35.0%로 증가하였다.

Ⅱ. 선행연구

채권수익률에 내재된 위험프리미엄이 시간 가변적이고 채권시장 변동성을 유발하는 주요한 요인임이 여러 실증 연구에서 확인되고 있다. 이것은 기대가설만으로 채권의 기간별 수익률 구조를 설명하는 것이 충분하지 않음을 의미한다. Campbell and Shiller(1991)는 미국의 수익률 곡선 분석을 통해 장단기 금리차가 높을 때 장기금리가 하락하는 반면 단기금리가 상승하는, 기대가설에 반대되는 현상을 발견하였다. 이러한 관점에서 장단기 금리 수익률 격차인 기간스프레드를 해당 만기까지의 단기금리의 기대치를 평균화한 기대단기금리와 장기채 투자에 따른 위험을 반영한 기간프리미엄으로 구분하여 수익률 곡선의 움직임을 설명하고, 특히 기간프리미엄의 변동이 기간스프레드의 변동성을 유발하는 주요한 요인임을 지적한 연구들이 다수 발표되었다.

Cochrane and Piazzesi(2009)은 위험프리미엄을 포함한 선형이자율기간별구조 모형(affine interest rate term structure model; 어파인 모형)을 이용하여 수익률곡선을 기대미래이자율과 위험프리미엄으로 구분하였다. 이들은 수익률이 상태변수의 선형 결합되어 있는 것으로 가정하고, 통상적으로 VAR모형을 이용하여 미래의 단기금리를 예측하고 기간프리미엄을 산출하였다. Kim and Wright(2005)는 무차익거래 이자율 기간별구조 모형을 활용하여 기간프리미엄을 추정하였다. 한편, Adrian et al.(2013)은 채권가격과 수익률이 상태변수의 선형결합으로 나타나는 어파인 모형의 특성을 이용하여 수익률 곡선에 내재된 공통요인을 추출하고, 이를 이용하여 기대단기금리와 기간프리미엄을 산출하였다.

최근 미국 채권시장에 대한 실증 분석은 기간프리미엄이 실물경제와 금융시장의 위험성을 반영하는 것임을 확인하였다.[4] Gagnon et al.(2011)은 인플레이션 불확실성 및 시장변동성 증가가 기간스프레드 상승에 기여하는 것으로 추정하였다. Gurkaynak and Wright(2012)와 Li and Wei(2013)는 거시경제의 불확실성 등 거시경제 여건이 기간프리미엄에 영향을 준다는 결과를 보고하였다. 이들은 기간프리미엄이 실물경제나 금융시장의 위험에 큰 영향을 받기 때문에, 장기채권의 기간프리미엄이 단기금리 상승에도 불구하고 하락하여 장기금리가 거의 변동하지 않거나 심지어 하락하는 장단기 금리 간 괴리 현상이 발생할 수 있음을 지적하였다. 가령 Backus and Wright(2007)은 금융시장 위험성이 감소하여 기간프리미엄이 축소되었던 것이 Greenspan Conundrum의 이유였음을 주장하였다.

그런데 글로벌 금융위기를 경험한 이후 기간프리미엄이 단기금리의 변동과 괴리되어 움직이는 요인으로서 채권시장의 구조적인 특성을 지적하는 논의가 확산되었다. 그 이론적

4) 수익률 곡선이 경제 및 금융시장의 위험 정보를 반영하여 형성되는 것인가에 대해서는 논쟁이 있다. 가령, Ludvigson and Ng(2009)는 수익률 곡선이 경기순환 정보를 충분히 반영하고 있지 못함을 주장하였다.

기반은 Modigliani and Sutch(1966)에 의해 비롯된 선호영역이론이다. Modigliani and Sutch(1966)는 거래자별로 선호하는 채권만기가 다를 수 있다는 시장분할이론(market segmentation theory)의 사고를 받아들여, 장기채권 기간스프레드가 미래의 금리예상과 함께 각 만기별 채권수급 상황에 의해서도 영향받을 수 있음을 주장하였다. 다만 시장분할이론과의 차이점은 만기별 수급차이에도 불구하고 양 시장을 연결하는 차익거래자가 존재하여, 두 시장이 완전히 분리되는 것은 아니라는 점이다. Vayanos and Vila(2021)는 동 이론을 발전시켜 장단기 금리의 위험대비 수익에 반응하는 차익거래자와 특정 만기를 선호하는 국지적 투자자가 존재하는 시장에서, 장기채권의 기간프리미엄이 국지적 투자자의 수요에 영향을 미치는 충격에 의해 변화할 수 있음을 보여 주었다.

이처럼 한동안 논의되지 않았던 선호영역이론이 부각된 것은 글로벌 금융위기 이후 시장안정 및 경기진작을 위해 각국이 정책금리를 인하했음에도 불구하고 장기금리가 하락하지 않아 단기의 정책금리 조절을 통한 전통적 통화정책의 유효성이 의심되는 상황 때문이었다. 최근의 실증 연구들은 기간프리미엄이 만기별 시장수급 요인에 의하여 영향을 받으며, 그 결과 미연준의 대규모자산매입프로그램이 채권의 수급구조를 직접 변화시켜 투자자의 반응을 불러일으키고 장기금리를 하락시켰음을 주장하였다.[5] 이와 별개로 Backus and Wright(2007)는 연금기금 개혁에 힘입은 기금의 장기채 수요 증가가 2000년대 영국의 기금 프리미엄 하락에 기여했을 가능성을 제시하였으며, Greenwood and Vayanos(2014)는 GDP 대비 만기가중부채금액 비율이 높을수록 채권수익률이 높아지는 것으로 추정하였다.

기간프리미엄의 중요성은 최근 한국 채권시장의 연구에서도 부각되고 있다. 윤재호(2020)와 윤선중(2018)은 각각 Hamilton and Kim(2002)와 Adrian et al.(2013)의 방법론에 의거하여 한국채권시장에서의 기간프리미엄을 추출하고 기간스프레드의 경기 예측력을 분석하였다. 성병묵 외(2018)와 오형석(2020)도 Adrian et al.(2013)의 방법론을 차용하여 장기금리 기간프리미엄의 결정요인을 분석하였다. 특히 주목할 내용은 다수 연구가 기간프리미엄에 대한 외국인투자자의 영향력을 확인했다는 점이다. 성병묵 외(2018)는 정부, 중앙은행 등 공공부문의 안정적인 외국인 투자자금이 국내 채권시장으로 유입된 것이 국내외 기간프리미엄 동조화, 더 나아가 국내외 장기금리화의 동조화를 유발한 원인으로 해석하였다. 오형석(2020)도 외국인 국채보유비중이 기간프리미엄에 미치는 영향이 통계적으로 유의한 점을 확인하면서, 이것이 양적완화의 효과와 유사할 수 있다는 시사점을 제시하기도 했다.[6] 하지만 이들 분석은 외국인투자를 대외 요인의 전달통로로서 접근하였을 뿐이어서, 아직까지 한국채권

5) 영역선호이론 모델을 활용하여 대규모자산매입 프로그램의 효과를 실증 분석한 연구로는 Gagnon et al.(2011), Hamilton and Wu(2012), D'Amico and King(2013), Li and Wei(2013) 및 Chen et al.(2016) 등이 있다.

6) 이외에도 외국인투자가 기간스프레드에 미치는 영향을 분석한 연구로는 강태수, 이병주(2014), 강규호, 오형석(2015) 등이 있다.

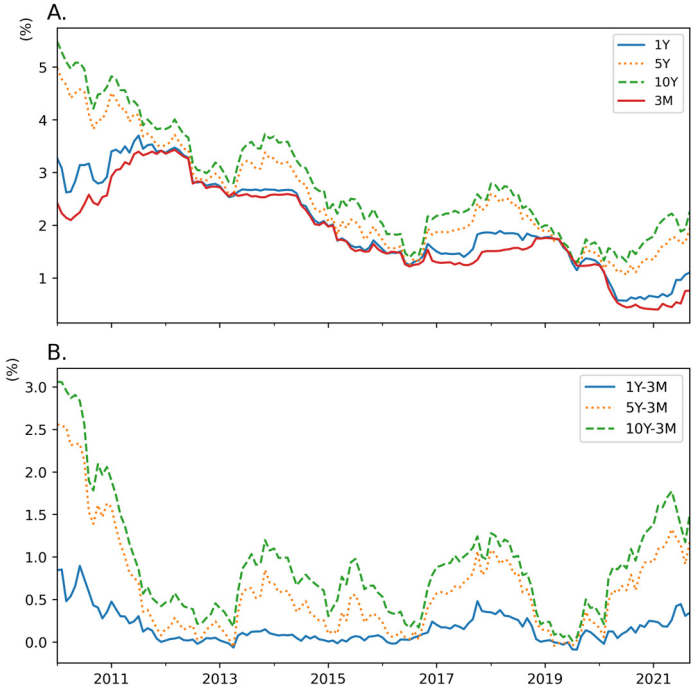
시장에서의 기간프리미엄의 결정 요인으로 채권시장 전체의 수급구조를 고려한 연구는 부족하다고 하겠다.[7] 다만, 임형석(2005)이 채권시장의 위험프리미엄이 채권수급에 크게 의존할 수 있음을 지적한 바 있으나, 위험프리미엄의 대리변수를 채권의 실제 거래가격이 아닌 서베이 전망치로부터 도출하였다는 점에서 한계가 있다. 우리 연구는 Adrian et al.(2013)의 방법에 따라 실제 채권의 수익률에서 단기기대금리와 기간프리미엄을 산출하여 채권수급과의 관계를 분석한다는 점에서 임형석(2005)과 차별화된다.

Ⅲ. 기간프리미엄과 장단기 금리의 괴리

분석기간인 2010년 1월 이후 2021년 9월까지 만기별 국채 금리는 기간별로 상승 및 하락이 반복되었으나 추세적으로는 하락하는 양상이었다([그림 1] 패널 A 참조). 주목되는 것은

[그림 1] 국채금리와 기간스프레드

2010년 1월부터 2021년 9월까지, 3개월, 1, 5, 10년물 국채금리(패널 A)와 3개월 대비 기간스프레드(패널 B)를 나타낸다.



7) 이외에도 송준혁, 최영수(2008)는 Cochrane and Piazzesi(2005)의 방법론에 의거하여 3개의 주성분요인을 도출하고 이를 기초로 기간프리미엄을 추출하였다. 다만, 이들의 연구는 기간프리미엄과 거시경제변수의 관계에 초점을 둔 것으로 채권시장의 구조요인을 분석한 것은 아니었다.

5년 및 10년의 장기금리와 3개월 단기금리의 관계가 일관되어 보이지 않았다는 점이다. 만기별 금리와 3개월 단기금리의 차를 기간스프레드로 정의하여 추세를 살펴보면, 기간스프레드가 금리의 상승·하락과 일관된 관계로 변화하지 않는 것으로 보인다([그림 1] 패널 B 참조). 이 장에서는 이러한 장단기 금리 관계의 가변성이 기간프리미엄의 움직임에 따른 것인지 살펴본다.

1. 기간프리미엄 추정과 기간스프레드의 분해

장단기 금리 격차를 설명하는 기대가설에 의하면, 통상적으로 미래의 금리상승 예상으로 단기금리가 상승하는 경우 장단기 금리차가 확대되어 수익률곡선이 우상향하고, 반대로 금리가 하락 경우에는 장단기 금리차의 축소로 수익률곡선이 우하향하는 형태가 발생한다. 하지만 Tobin(1958)은 일찍이 장기금리에 내재된 위험이 수익률곡선에 영향을 준다는 점을 지적하며, 수익률곡선의 움직임이 기대가설만으로 설명될 수 없음을 주장하였다. 이후 Fama and Bliss(1987)는 금리가 미래의 기대수익률과 기대인플레이션에 의해 영향을 받으나, 두 결정요인이 항상 동일한 금리 방향을 결정하는 것이 아니라 시간에 따라 변화했음을 보여주었다. Campbell and Shiller(1991)도 기간스프레드가 미래금리예상에 따라 변화하고 있음에도 불구하고, 기간스프레드 값이 지속적으로 하락하고 있는 현상을 발견하고, 이것이 기대가설과는 일치하지 않음을 지적했다. 이러한 지적은 미래의 기대금리로 설명할 수 없는 위험, 곧 기간프리미엄이 장기금리에 반영되어 있음을 의미한다. 최근 들어 금리 결정요인으로서 그 비중이 미래금리예상 요인보다 크지 않음에도 불구하고, 기간프리미엄이 금리 전망과 다르게 변동하고 그 변동성도 커서 장기금리 변동의 주요한 원인이 되고 있음을 보여주는 실증 분석이 잇따르고 있다. 가령 Cochrane and Piazzesi(2005)은 채권수익률에 내재된 위험프리미엄이 시간에 따라 변화하고 양적으로도 채권시장 변동성의 중요한 원천이 되고 있다는 실증 결과를 제시하였다. 2004~5년 Greenspan Conundrum 현상의 원인을 분석한 연구나 글로벌 금융위기 이후 있었던 세계 각국의 비전통적 통화정책의 유효성을 분석한 연구들은 공히 기간프리미엄이 채권수익률 변동의 중요한 요인이었음을 보고하고 있다.[8)]

이 연구는 기간프리미엄을 산출하기 위해 Adrian et al.(2013)의 방법론을 이용하였다. 이는 어파인 이자율기간구조에 기반해 3단계 선형회귀분석을 실시하여 특정 만기의

8) Greenspan Conundrum과 관련한 연구로는 Backus and Wright(2007), 비전통적 통화정책과 관련한 연구로는 Gagnon et al.(2011), D'Amico and King(2013), Li and Wei(2013) 등을 참조한다.

채권금리를 기대단기금리 요소와 기간프리미엄 요소로 분해하는 방법으로, 그 추정방법이 용이하여 최근 미국 연방준비은행을 비롯한 주요국의 중앙은행이 널리 활용하고 있다. Adrian et al.(2013)의 3단계 회귀분석 과정을 간략히 설명하면 다음과 같다. 1단계에서는 시장에서 거래되고 있는 채권수익률을 이용하여 주성분분석으로 이자율기간구조를 설명하는 K개의 요인을 찾고, VAR(1)을 가정하여 상태변수를 예측가능요소와 예측불가능요소로 분해한다. 2단계에서는 채권의 초과수익률을 각 요소에 회귀 분석하여 각 요소에 대한 위험에 대한 노출 정도를 구한다. 마지막 3단계에서는 예측가능요소에 대한 노출을 예측불가능요소에 대한 노출에 회귀 분석하여, 위험의 시장가격(price of risk)을 추정한다. 이상의 3단계를 거치면 위험의 시장가격이 0일 때, 즉 위험중립상태에서의 수익률을 얻을 수 있다. 이렇게 구한 위험중립수익률은 미래 단기이자율에 대한 기대만을 반영한 것이므로, 이를 기대단기금리로 정의한다. 그리고 만기별 금리에서 기대단기금리를 차감한 것을 기간프리미엄으로 정의한다.

이처럼 만기별 금리를 기대단기금리 요소와 기간프리미엄으로 분해하면, 기간스프레드도 기대단리금리차와 기간프리미엄으로 분해할 수 있다. n년물 채권의 금리(Y^n)은 다음 식 (1)처럼 분해되고, 이를 이용하면 장단기 금리차를 나타내는 기간스프레드(TS^n)는 식 (2)와 같이 분해된다.

$$\text{채권금리}(Y^n) = \text{기대단기금리}(RN^n) + \text{기간프리미엄}(TP^n) \quad (1)$$

$$\begin{aligned}\text{기간스프레드}(TS^n) &= \text{채권금리}(Y^n) - \text{단기금리}(SR) \\ &= \text{기대단기금리차}(\Delta RN^n = RN^n - SR) + \text{기간프리미엄}(TP^n)\end{aligned} \quad (2)$$

2. 기간프리미엄과 장단기 금리의 괴리

우리 연구를 위해 이표채로 발행되는 국채를 무이표채 전환하여 산출한 국채 무이표 금리(이하 '국채금리')를 이용하였다.[9] 구체적으로 사용한 국채금리의 만기는 3, 6, 9개월, 1, 2, 3, 4, 5, 7, 10, 20년이다. 2001년 1월부터 2021년 9월의 자료를 이용하여 이자율기간구조를 설명하는 요인 5가지를 주성분 분석으로 찾고 위험 노출 수준과 위험의 시장가격을 추정한 후[10], 우리 연구의 주요분석 기간인 2010년 1월부터 2021년 9월까지, 1년, 5년, 10년 만기별

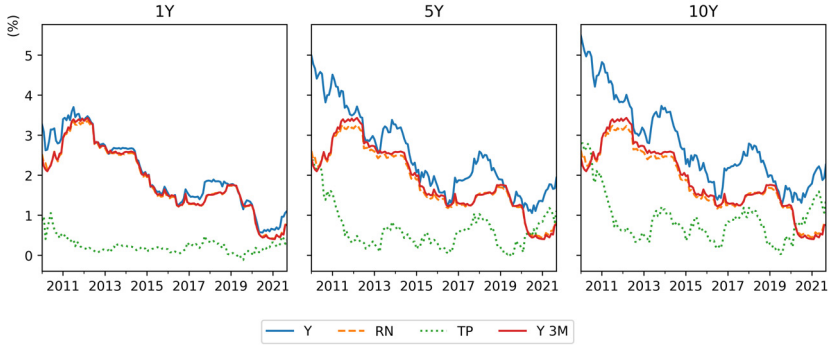
9) 국채 무이표금리는 한국자산평가에서 산출한 값을 이용한다.

10) 설명 요인을 찾기 위해서는 가능한 장기간의 시계열 분석이 유효할 것이므로 표본기간을 늘려 2001년 이후의 자료로 추정하였다. 우리 연구의 주요 분석기간인 2010년 1월부터 2021년 9월까지만을 대상으로 동일한 추정을 실시하여 보았으나, 기간이 달라 발생하는 유의미한 차이는 발견할 수 없었다. 주성분의 수를 5개가 아닌 3개로 설정하였을 때에도 유의미한 차이는 없었다.

금리의 기대단기금리(*RN*)와 기대프리미엄(*TP*)을 월별로 구하였다([그림 2] 참조). 3개월 국채금리를 단기금리의 대리변수로 이용하여 기간스프레드(*TS*)와 기대단리금리차(*RN*)도 계산하였다(<표 1> 참조).

[그림 2] 국채금리의 분해: 기대단기금리와 기간프리미엄

Adrain et al.(2013)에 따라 1년, 5년 10년 만기별 국채금리(1Y, 5Y, 10Y)를 기대단기금리(*RN*)와 기대프리미엄(*TP*)으로 분해한 것이다. 단기금리의 대리변수인 3개월 국채금리(Y3M)를 함께 나타낸다.



<표 1> 기술통계량

각 변수의 기술통계량을 보여준다. *Y*는 국채금리, *TS*는 기간스프레드이다. *RN*과 *TP*는 각각 국채금리를 Adrian et al.(2013)에 분해한 기대단기금리와 기간프리미엄이다. 기간스프레드는 기대단기금리차인 Δ*RN*와 기간프리미엄 *TP*의 합으로 표현 가능하다. 표본기간은 2010년 1월부터 2021년 9월까지이다.

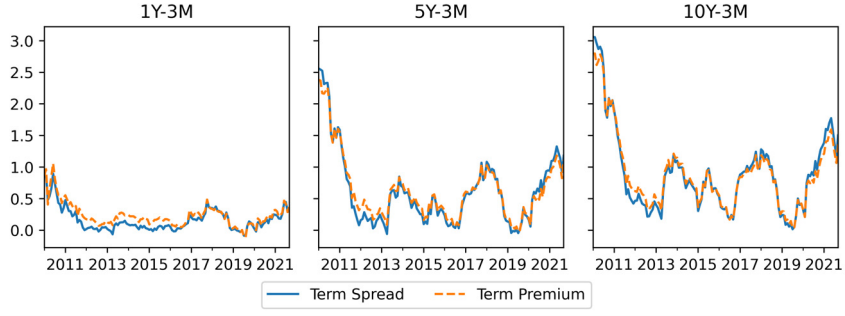
	평균	표준편차	최소	최대	평균	표준편차	최소	최대
	Y				*RN*			
1Y	2.04	0.86	0.57	3.70	1.86	0.83	0.42	3.36
5Y	2.49	1.00	1.06	4.98	1.83	0.80	0.44	3.26
10Y	2.78	1.06	1.30	5.49	1.82	0.79	0.45	3.24
	TS				*ΔRN*			
1Y	0.16	0.19	−0.09	0.90	−0.02	0.03	−0.09	0.15
5Y	0.62	0.57	−0.06	2.56	−0.05	0.08	−0.21	0.29
10Y	0.90	0.65	0.02	3.06	−0.06	0.09	−0.25	0.31
	TP							
1Y	0.24	0.19	−0.12	1.06				
5Y	0.64	0.51	−0.02	2.38				
10Y	0.90	0.59	0.03	2.80				

[그림 2]에서 보듯이 만기별로 다소 차이는 있었지만, 만기별 기대단기금리는 단기금리인 3개월 국채금리와 거의 유사하게 변동하였다. 다만, 기대단기금리는 단기금리보다 평균적으로 낮게 추정되어, 장기금리 전망에서 하향 편향이 있었던 것으로 보인다(<표 1> 참조).

이것은 분석기간 중 채권시장에서 금리가 전반적으로 하락하는 추세였음을 반영한 심리적 기대 때문이 아닌가 짐작한다. 그럼에도 불구하고 기대단기금리와 단리금리의 값은 그 차이가 작고 매우 안정적인 관계를 보였고, 따라서 기간스프레드의 변동은 대부분 기간프리미엄의 변동에 의해서 설명되었다([그림 3] 참조). 이는 한국 채권시장에서도 기대가설만으로 장기금리의 움직임을 설명할 수 없음을 시사한다.

[그림 3] 기간스프레드와 기간프리미엄

3개월 국채금리를 단기금리의 대리변수로 이용하여 구한 기간스프레드(실선)와 Adrian et al.(2013)로 추정한 기간프리미엄(점선)이다.



이제 채권시장에서의 금리 움직임의 특성을 단변량 회귀분석을 이용하여 보다 구체적으로 살펴본다. <표 2>는 주요 변수를 3개월 단기금리로 회귀 분석한 계수 값을 요약한 것이다. 만기별 국채금리와 기대단기금리에 대한 계수 값은 0.9 이상으로 유의하여, 이들이 단기금리와 거의 유사하게 변동하였음을 보여준다. 기대단기금리차도 단기금리와 유의한 관계를 보였다. 다만 그 계수 값이 음수로 추정되었는데, 앞서 설명했듯이 이는 장기금리 기대에 대한 하향 편향을 반영한 것으로 보인다.

<표 2> 단기금리와의 관계: 단변량 회귀분석

단기금리(3개월 국채금리)가 독립변수인 단변량 시계열 회귀식의 계수추정치이다. Y는 국채금리, RN은 기대단기금리, TS는 기간스프레드, ΔRN은 기대단기금리차, TP는 기간프리미엄이다. 괄호 안의 값은 Newey-West(1987) t값이고, 유의수준 10%, 5%, 1%에서 각각 유의할 때 *, **, ***을 병기한다.

종속변수 =	Y	RN	TS	$\triangle RN$	TP
1Y	0.99^{***}	0.98^{***}	−0.01	-0.02^{***}	0.04
	(39.59)	(296.47)	(−0.21)	(−7.48)	(1.47)
5Y	0.97^{***}	0.94^{***}	−0.03	-0.06^{***}	0.05
	(11.82)	(128.46)	(−0.33)	(−8.51)	(0.62)
10Y	0.98^{***}	0.93^{***}	−0.02	-0.07^{***}	0.07
	(10.24)	(108.55)	(−0.19)	(−8.61)	(0.78)

한편, 기간스프레드나 기간프리미엄이 종속변수일 때 단기금리의 계수는 만기에 관계없이 유의하지 않다. 하지만 기간프리미엄와 단기금리의 관계를 금리상승기와 하락기로 구분하면 다소 다른 결과가 나타났다. <표 3>은 금리상승기와 하락기를 더미변수를 이용하여 구분하고,

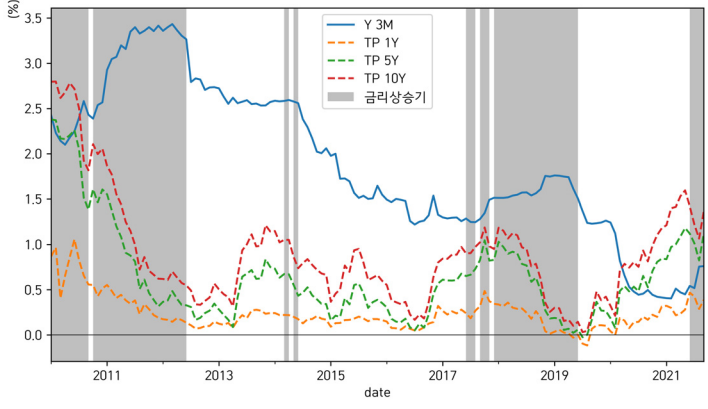
<표 3> 단기금리와의 관계: 금리상승기와 하락기

*Y3M*은 단기금리(3개월 국채금리)이고 D^{up}과 D^{down}은 각각 금리상승기와 하락기를 가리키는 더미변수일 때, 독립변수가 $Y3M \times D^{up}$과 $Y3M \times D^{down}$인 시계열 회귀식의 계수추정치이다. 괄호 안의 값은 Newey-West(1987) *t*값이고, 유의수준 10%, 5%, 1%에서 각각 유의할 때 *, **, ***을 병기한다.

종속변수 =	*Y*	*RN*	*TS*	*△RN*	*TP*
패널 A: 1Y					
$Y3M \times D^{up}$	1.01^{***}	0.98^{***}	0.01	-0.02^{***}	0.05^{***}
	(48.28)	(291.13)	(0.59)	(-6.67)	(2.59)
$Y3M \times D^{down}$	0.92^{***}	0.97^{***}	-0.08^{***}	-0.03^{***}	-0.03
	(57.03)	(378.38)	(-4.91)	(-11.27)	(-1.57)
패널 B: 5Y					
$Y3M \times D^{up}$	1.02^{***}	0.94^{***}	0.02	-0.05^{***}	0.09
	(15.06)	(131.22)	(0.31)	(-7.97)	(1.50)
$Y3M \times D^{down}$	0.77^{***}	0.92^{***}	-0.23^{***}	-0.08^{***}	-0.14^{***}
	(14.16)	(176.00)	(-4.18)	(-14.86)	(-2.82)
패널 C: 10Y					
$Y3M \times D^{up}$	1.03^{***}	0.93^{***}	0.03	-0.07^{***}	0.11
	(13.45)	(113.22)	(0.40)	(-8.25)	(1.62)
$Y3M \times D^{down}$	0.78^{***}	0.91^{***}	-0.22^{***}	-0.09^{***}	-0.12^{***}
	(11.61)	(150.84)	(-3.35)	(-15.42)	(-2.91)

[그림 4] 금리상승기와 금리하락기

금리상승기(음영)와 금리하락기의 단기금리, 기간프리미엄을 보여준다. 직전 1년간 단기금리 누적변동분이 양수인 월은 금리상승기로, 음수인 월은 금리하락기로 구분한다.



상승기와 하락기에서의 계수 값을 각각 추정한 결과이다. 3개월 단기금리의 누적변동분을 이용하여 단기금리의 직전 1년간 누적 상승분이 양수이면 금리상승기로, 음수이면 금리하락기로 구분하였다. [그림 4]를 보면, 분석기간 내 다수의 기간이 금리하락기에 해당하였지만 2010년 초반부터 2012년 초반, 2017년 중반부터 2019년 초반 등의 기간이 금리상승기로 식별되었다.

<표 3>에서 가장 주목할 사항은 기간스프레드의 비대칭적 변화이다. 금리상승기에는 전체 기간 추정 결과와 마찬가지로 기간스프레드와 단기금리가 서로 무관하나, 금리하락기에는 기간스프레드가 단기금리와 반대 방향으로 움직였음이 확인되었다. 이러한 기간스프레드의 움직임은 그 구성 요소인 기간프리미엄 변동의 특성에 의한 것이었다. 기간프리미엄은 금리상승기에는 단기금리와 양(+)의 관계였으나, 금리하락기에는 음(−)의 관계가 되었다.[11] 특히 금리상승기에는 1년물 기간프리미엄과 단기금리가(패널 A), 금리하락기에는 장기인 5년물과 10년물의 기간프리미엄과 단기금리가 유의한 관계였다(패널 B와 C). 기대단기금리차(ΔRN)는 시장의 금리하락 심리를 반영하여 두 기간 모두에서 유의하게 단기금리와 음의 관계로 추정되었다.

장기인 5년 및 10년물의 경우, 금리하락기에 나타난 단기금리와 기간스프레드의 반비례적 관계는 기대단기금리차(ΔRN)의 영향도 있지만, 기간프리미엄 요인에 의해 더 강화된다. 기간프리미엄의 영향으로 금리상승기에는 단기금리가 1만큼 증가할 때 10년물 국채금리가 1.08만큼 상승하는 반면, 금리하락기에는 0.78밖에 상승하지 않는다. 한국 채권시장에서 기간프리미엄의 가변성, 특히 금리상승기와 하락기에서의 비대칭적 성격이 단기금리와 장기금리간의 관계를 가변적으로 만드는 요인의 하나였음을 시사한다.

그런데 주의할 것은, 우리가 도출한 기간프리미엄이 이론적으로는 채권에 내재된 위험으로 해석되나, 실제 그 값의 산출과정은 이론적 사고와는 괴리가 있다는 점이다. Adrian et al.(2013)에 의한 산출과정을 보면 국채금리에서 일단 기대단기금리를 산출한 이후 국채금리에서 기대단기금리를 차감한 잔차를 기간프리미엄으로 정의하기 때문이다. 시장이 효율적이라는 가정 하에서 그 값의 결정요인이 위험일 것으로 보아 기간프리미엄으로 지칭하는 것일 뿐, 그 외의 다른 요소가 잔차 값을 결정할 가능성을 배제할 수는 없다. 그렇기에 시장이 분할되어 있으며 분할된 시장을 이용한 차익거래에 제약이 있는 상황을 전제한 여러 연구들이 기간프리미엄 결정요인의 하나로서 위험 요인과 무관한 채권시장의 수급구조

11) 금리하락기와 금리상승기의 계수 값이 유의하게 차이가 있는지를 확인하기 위해서, <표 3>의 설명변수를 3개월 국채금리와 금리하락기(또는 금리상승기)의 더미곱 변수로 대체하여 추정해보았다. 이 결과 더미곱 변수의 계수가 유의한 것을 확인하였다.

등의 여타 요인을 지적하고 있는 것이다.

이 점에서 볼 때, 우리가 확인한 비대칭적인 기간프리미엄과 단기금리간의 관계도 단순히 채권시장의 위험만으로 해석하기 어려운 측면이 있다. 채권 만기가 길수록 위험이 증가한다고 생각한다면, 금리의 상승 또는 하락과 무관하게 기간프리미엄은 일정한 수준으로 결정될 것이다. 만일 단기금리의 변동이 위험과 연관되어 있다고 가정하더라도, 단기금리와 위험이 비례적 또는 반비례적으로 움직일 수도 있겠으나 이러한 위험의 변화가 금리상승기와 하락기에 비대칭적으로 나타난다고 볼 만한 이론적 근거는 없다. 그러므로 우리가 분석한 비대칭적인 기간프리미엄의 움직임은 여러 연구들에서 지적한 채권의 수급구조나 국지적인 투자자 행태에서 비롯되었을 수 있음을 생각해볼 수 있다. 이러한 인식하에 제 4장에서 채권시장의 수급구조가 기간프리미엄에 미치는 영향을 분석하였다.

Ⅳ. 기간프리미엄의 결정요인

1. 추정 모형

기간프리미엄은 금융시장이나 실물경제의 위험이 반영된 것으로 이해된다. 또한 최근 여러 연구들은 글로벌화한 금융시장에서 대외적인 요인이 기간프리미엄에 영향을 주고 있음을 보고하고 있다(Bernanke et al., 2011; Warnock and Warnock, 2009; Neely, 2015; Miyajima et al., 2014).[12] 기간프리미엄 결정요인 추정식은 기존 연구에서 제시한 변수를 고려하여 통제변수로 포함시키고, 여기에 채권시장의 수급요인을 설명변수로 추가 설정하였다.

구체적으로 추정식의 설명변수는 다음과 같다. 거시경제적 요인으로 월별 산출갭과 소비자물가 전년비 상승률을 포함시켰다. 산출갭은 Greenwood and Vayanos(2014) 등에 따라 GDP의 로그값에 HP필터를 적용하여 구한 잔차로 추정하였다.[13] 금융시장 요인으로 월별 KOSPI 주가지수수익률을, 채권시장 변동성 대리지표로 3개월물 국채금리의 과거 6개월 표준편차를 포함시켰다. 대외요인으로는 환율과 미 국채의 기간프리미엄을 포함시켰다. 환율은 원-달러 환율의 로그값에 HP필터를 적용한 값이고, 미 국채 기간프리미엄은 종속변수 만기와 동일한 미 국채의 해당 값을 이용하였다.

---

12) Bernanke et al.(2011)과 Warnock and Warnock(2009)은 국제적인 투자수요가 미 국채 수익률에 영향을 미쳤음을 보고하였다. 반대로 Neely(2015)와 Miyajima et al.(2014)는 미국의 비전통적 통화정책이 국제금리 및 아시아시장의 장기금리에 미치는 영향을 분석하였다.

13) 다만 산출갭은 분기별 자료여서 해당 분기에 속하는 월별 산출갭은 동일하다고 가정하였다.

이에 추가하여 채권시장의 수급을 대리하는 변수를 추가하였다. 일부 기존 연구는 채권공급의 대리변수로서 통상 (만기가중)채권발행액 등의 GDP 대비 비율을 이용한다. 그러나 표본기간 중 한국 채권시장은 시장 자체가 확대되어 GDP 대비 채권발행액이 지속적으로 증가하였고, 따라서 동 변수를 이용할 경우 시계열의 비정상성이 나타날 우려가 있어 한국거래소에서 발표하는 채권발행잔액의 평균듀레이션을 이용하였다.[14)]

앞서 언급한 바와 같이 우리 연구는 선호영역이론에 입각하여 특정투자자의 행태가 기간프리미엄에 영향을 미치는지를 분석한다. 투자자는 단기투자자, 장기투자자, 외국인투자자로 구분하였다. 각 투자자의 행태는 예탁원에서 월별로 발표하는 투자주체별 채권보유금액을 이용하여 측정한다. 식 (3)과 같이, 채권발행잔액 대비 투자자별 채권보유금액 월별 증가액을 투자자별 순매수비율(이하 '순매수'로 지칭)로 정의하고 이를 투자자 행태의 대리변수로 이용하였다.

$$\text{투자자 순매수비율}(t) = \frac{\text{투자자 보유금액}(t) - \text{투자자 보유금액}(t-1)}{\text{채권발행잔액}(t)} \qquad (3)$$

우리나라 채권시장은 사실상 기관투자자와 외국인투자자로 구성되어 있다.[15)] 외국인투자자의 비중이 높지는 않으나 외국인투자자의 영향력을 별도로 분석하는 기존 연구를 고려하여 일단 외국인투자자를 하나의 투자자 유형으로 구분하였다. 기관투자자 중에서 단기투자자 범주에는 증권사, 은행, 종금, 투신을 포함하였고, 장기투자자로는 보험사와 연기금을 범주에 넣었다. 분류 기준은 다음과 같다. 첫째, 기관별 보유채권의 평균듀레이션을 기준으로 하였다. 연합인포맥스에서 제공하는 투자기관별 장외보유채권 평균듀레이션 자료에 따르면, 표본기간 평균 기준, 보유채권의 듀레이션이 가장 짧은 기관은 은행(1.98년)이고, 투신(2.17년), 종금(2.78년)이 그 뒤를 이었다. 최장듀레이션은 보험(7.28년)과 연기금(4.28년)이 보유한 채권이었다([그림 5]의 패널 A 참조).[16)]

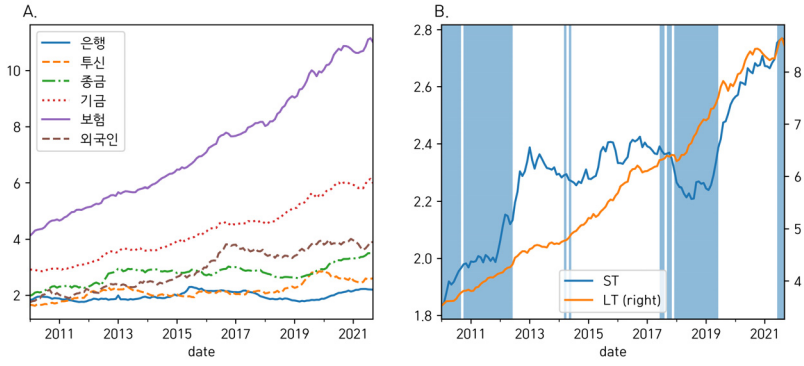
14) 구체적으로 KRX채권지수의 듀레이션을 사용하였다. GDP 대비 (만기가중)채권발행잔액을 수급의 대리변수로 고려하기도 했으나 산출갭과의 다중공선성 문제가 우려되어 이를 설명변수로 한 추정은 배제하였다.

15) 개인투자자의 거래비율이 높은 주식시장과 달리, 채권시장에서 개인투자자의 거래비율은 무시할 수 있을 정도로 매우 낮다. 우리 연구의 표본기간 동안 개인거래비율은 1% 미만이었다.

16) 이 자료가 장외거래를 기초로 작성된 것이어서 장외거래의 중개자인 증권사 포트폴리오 듀레이션은 계산되지 않았다. 다만, 한국은행이 제공하는 국민계정내 자산부채잔액표를 보면, 증권사가 보유한 채권 중 1년 미만의 단기채권 비중은 17%였다. 이것은 일반은행과 채권형펀드(MMF 제외)의 1년 미만 단기채권 비중 8.2%, 10.5보다 낮은 것이어서, 증권사의 듀레이션도 길지 않았음을 추론할 수 있다.

[그림 5] 기관별 보유채권의 평균듀레이션

패널 A는 표본기간 중 기관별 보유 장외채권의 평균듀레이션 추이이고, 패널 B는 단기투자자(ST, 왼쪽 축) 및 장기투자자(LT, 오른쪽 축)의 평균듀레이션 추이이다. 패널 B에서 음영은 금리상승기를 나타낸다.



둘째, 투자자로서의 행태 차이를 기준으로 분류하였다. 장기투자자로 분류한 보험사와 연기금은 포트폴리오 자산배분 차원에서 채권에 투자한다. 통상 만기보유를 목적으로 투자하기 때문에 단기간의 금리변동보다는 채권을 만기까지 보유했을 때의 만기수익률과 채권포트폴리오의 듀레이션 관리가 보다 중요한 관심사이다. 반면 증권사는 단기적인 자본이득에 초점을 둔다. RP 등 단기시장 차입을 통해 자금을 조달하여 캐리트레이딩(carry trading) 목적으로 채권에 투자하는 경우가 많다. ALM 차원에서 채권듀레이션에 한도가 있으며, 단기금리 변동에 의해서 발생하는 자본이득 또는 손실에 민감하게 반응한다. 단기적인 자본이득에 초점을 두는 것은 채권형펀드도 마찬가지이다. 외국과 달리 한국의 채권형펀드는 펀드개설시 암묵적으로 투자기간이 전제되어 있으며, 주어진 기간에서의 목표수익률을 중심으로 채권자산을 운용한다. 그러므로 증권사보다는 듀레이션이 길지만, 단기적인 금리변동에 민감하게 반응하는 것은 동일하다. 은행의 신탁계정도 채권형 펀드와 비슷한 속성을 보인다. 다만 은행의 고유계정은 단기적인 차익목적 보다는 대출보다 유동성이 큰 채권을 유동성 관리차원에서 상당수 보유한다. 그 결과 ALM 차원에서 보유한 채권의 듀레이션은 길지 않았으며, 채권거래는 8% 정도의 비중을 차지한 당기손익계정의 단기매매 목적의 매매 중심으로 운용되고 있다. 이와 같은 이유로, 증권사, 은행, 투신을 단기투자자로 분류하였다.[17]

17) 2020년 말 기준 일반은행이 보유한 채권자산(국채, 지방채, 통안채, 회사채의 합계)을 회계 기준에 따라 당기손익계정과 기타포괄손익계정으로 구분해보면, 단기매매를 목적으로 하는 당기손익계정이 8.2%였다. 해당 자료는 금융감독원 금융통계정보시스템을 참고한다.

2. 추정 결과

분석에 앞서 설명변수의 기술통계량을 살펴본다(<표 4>). 몇 가지 언급하면, 표본기간 중 채권발행잔액의 듀레이션은 지속적으로 상승하여, 2010년 1월 2.69년에서 2021년 9월 현재 5.71년으로 2배 이상 증가하였다. 단기, 장기, 외국인투자자의 채권 순매수비중은 각각 31%, 25%, 3%로, 외국인투자자의 영향력이 크다는 연구가 제시되고 있으나(오형석, 2020), 이들이 양적으로 전체 시장에서 차지하는 비중은 아직 크지 않은 편임을 알 수 있다.

<표 4> 설명변수들의 기술통계량

*OutputGap*은 GDP의 로그값에 HP 필터를 적용한 잔차이고, *CPI*는 소비자물가지수의 전년 대비 로그증가율이다. *KOSPI*는 코스피지수 로그수익률이고 *IntVol*는 3개월물 무이표금리의 과거 6개월 표준편차이다. *FX*는 로그 원달러환율에 HP filter를 적용한 값이다. *ST, LT, Foreign*은 각각 단기, 장기, 외국인투자자의 순매수비율이다. *Duration*은 KRX채권지수의 듀레이션이다. 마지막 두 열에서 유의수준 10%, 5%, 1%에서 각각 유의할 때 *, **, ***을 병기한다.

	평균	중간값	최고	최저	표준편차	ADF	Jarque-Bera
OutputGap	0.00	0.00	0.02	-0.04	0.01	-3.17**	282.66***
CPI	0.02	0.01	0.05	0.00	0.01	-2.38*	14.01***
KOSPI	0.00	0.01	0.13	-0.14	0.04	-11.81***	19.25***
IntVol (bp)	9.95	8.86	31.51	0.71	7.48	-3.96***	24.50***
US	0.00	0.00	0.10	-0.09	0.04	-3.85***	1.21
FX	1.37	1.26	2.99	0.19	0.71	-2.41*	9.54***
Duration	4.19	4.17	5.85	2.69	0.97	-0.32	8.88**
ST (%)	0.31	0.41	2.06	-1.49	0.65	-5.94***	13.88***
LT (%)	0.25	0.17	2.55	-0.62	0.49	-6.56***	580.60***
Foreign (%)	0.03	0.04	0.42	-0.80	0.21	-11.14***	102.73***

<표 5>는 1, 5, 10년 기간프리미엄에 대한 추정 결과이다. 각 투자자 보유비중 간의 상관관계 문제로, 하나의 투자자 유형만을 설명변수에 포함시켜 각각 추정하였다. 일단 소비자물가 상승률은 모든 만기에서 기간프리미엄을 증가시키는 요인으로 작용하는 것으로 추정되었다. 경기순환 측면에서 본다면 경기상승으로 인플레이션 위험이 확대될 때 자산프리미엄이 확대되는 것으로 해석된다. KOSPI수익률 또한 기간프리미엄과 양의 관계이다. 자산가격 상승으로 상대적으로 채권시장의 위험이 줄어들 때 기간프리미엄이 상승하였기 때문으로 해석된다. 5년 및 10년 기간프리미엄은 미국 국채 기간프리미엄과 비례적으로 움직여, 외국시장의 영향이 존재함도 확인된다. 유의하지는 않지만, 환율 상승도 기간프리미엄을 증가시키는 방향으로 작용하는 것으로 보인다.

<표 5> 투자자 순매수와 기간프리미엄의 관계

만기별 기간프리미엄이 종속변수인 시계열 회귀분석의 추정치이다. 괄호 안의 값은 Newey-West(1987) t값이고, 유의수준 10%, 5%, 1%에서 각각 유의할 때 *, **, ***을 병기한다.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
종속변수 =	*TP1Y*	*TP5Y*	*TP10Y*	*TP1Y*	*TP5Y*	*TP10Y*	*TP1Y*	*TP5Y*	*TP10Y*
Intercept	0.18	-2.27***	-2.74***	0.19	-2.28***	-2.79***	0.18	-2.35***	-2.87***
	(1.47)	(-6.14)	(-5.20)	(1.52)	(-5.83)	(-5.10)	(1.36)	(-5.88)	(-5.07)
ST	5.72***	16.04***	17.05***						
	(3.24)	(4.28)	(3.83)						
LT				-6.70***	-12.62**	-14.95***			
				(-3.41)	(-2.46)	(-2.64)			
Foreign							3.21	6.50	4.86
							(0.56)	(0.52)	(0.31)
OutputGap	0.92	-2.79	-3.67	-0.07	-5.23	-6.26	0.21	-4.86	-5.85
	(0.41)	(-0.60)	(-0.66)	(-0.03)	(-1.10)	(-1.12)	(0.09)	(-0.95)	(-0.98)
CPI	7.51***	15.85***	11.41**	7.45***	16.10***	11.43**	7.24***	15.45***	10.71*
	(3.06)	(3.97)	(2.14)	(2.96)	(3.80)	(2.04)	(2.81)	(3.57)	(1.87)
KOSPI	0.79**	2.23***	2.28***	0.73**	1.91***	1.96***	0.53	1.53**	1.51**
	(2.42)	(3.68)	(3.28)	(2.24)	(2.85)	(2.69)	(1.61)	(2.28)	(2.11)
IntVol	-0.02	0.07	-0.01	0.03	0.19	0.11	0.02	0.18	0.11
	(-0.06)	(0.15)	(-0.03)	(0.12)	(0.39)	(0.20)	(0.09)	(0.34)	(0.18)
US	0.19	1.38***	1.04***	0.27	1.42***	1.07***	0.25	1.43***	1.08***
	(0.96)	(6.50)	(6.00)	(1.27)	(6.13)	(5.86)	(1.13)	(6.06)	(5.72)
FX	0.51	2.60*	2.42	0.49	2.62	2.44	0.54	2.73	2.53
	(0.76)	(1.67)	(1.39)	(0.72)	(1.58)	(1.34)	(0.73)	(1.58)	(1.31)
Duration	-0.02	0.40***	0.47***	-0.02	0.41***	0.49***	-0.01	0.42***	0.50***
	(-0.75)	(6.86)	(6.09)	(-0.57)	(6.76)	(6.21)	(-0.52)	(6.82)	(6.15)

한편, 우리 연구의 관심사인 채권시장의 수급요인은 한국 채권시장에서 기간프리미엄을 결정하는 중요한 요인이었음이 확인된다. 먼저 채권공급 측면에서 보면, 채권잔액의 듀레이션 증가는 5년 및 10년의 기간스프레드를 상승시키는 요인이었다.[18] 채권수요 측면에서도, 유형별로 구분한 투자자의 행태에 따라 기간프리미엄이 크게 영향 받았음을 확인할 수 있다. 특히 단기투자자와 장기투자자의 순매수는 서로 상반되는 방향으로 기간프리미엄에 유의한 영향을 주었다. 장기투자자의 순매수는 기간프리미엄을 하락시킨 반면, 단기투자자 순매수는 기간프리미엄을 상승시켰다. 장기투자자의 경우 채권 포트폴리오에서 차지하는 장기채권의 비율이 클 것이므로, 장기투자자의 순매수 증가가 단기채보다는 장기채 수요를

18) 이러한 채권공급의 만기 상승이 미국과 기간프리미엄의 동행성이 있었음에도 불구하고 기간프리미엄의 추세에서 양국 간 차이가 발생했던 하나의 요인이었던 것으로 보인다. 미국에서 기간프리미엄은 2008년 금융위기 이후 점차 감소하는 추세였으나 한국에서 기간프리미엄은 2011년 이후 등락을 계속하였고 뚜렷한 감소세를 보이지는 않았다. 혹시 이러한 듀레이션 추세가 추정 결과를 교란할 수 있음을 감안하여, 추세를 제거한 차분 값을 대신 이용하여 추정해보아도 나머지 결과는 다르지 않았다.

증가시켜 기간프리미엄을 하락시킨 것으로 보인다. 반대로 단기투자자는 단기채 보유 비중이 높아, 이들의 순매수 증가가 상대적으로 단기금리를 더 하락시켜 기간프리미엄을 증가시켰다고 볼 수 있겠다. 또한 만기별 계수 값을 비교해보면, 만기가 증가할수록 그 절대값이 큰 것으로 나타났다. 만기가 길어질수록 장기투자자의 영향력이, 만기가 짧을수록 단기투자자의 영향력이 커지는 것을 반영하는 것으로 보인다. 한편, 기존 연구와 달리 외국인 투자자는 기간프리미엄에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났는데, 그것은 외국인이 채권시장에서 차지하는 비중이 크지 않았기 때문으로 판단한다.[19)]

<표 6>은 금리상승기와 하락기를 구분해서 투자자 각각이 기간프리미엄에 미치는 요인을 분석한 결과이다. 장기투자자의 순매수는 시기 구분과 관계없이 모든 만기의 기간프리미엄을 유의하게 하락시켰다. 그러나 단기투자자는 금리상승기에만 기간프리미엄을 상승시키고, 금리하락기에는 기간프리미엄에 영향을 주지 않았다. 그렇다면 장기투자자와 단기투자자의 반응은 왜 다른 행태로 나타나는가? 이에 답하기 위해 다음 두 가지 사항을 보다 구체적으로 논의한다.

첫째, 장기투자자의 순매수비율 증가는 금리상승기와 하락기 모두 일관되게 기간프리미엄을 하락시켰고, 두 시기에서 추정된 계수 값도 큰 차이가 없었다. 이는 장기투자자가 금리 변동과 무관하게 지속적으로 장기채 중심으로 투자했음을 반영한다. 분석기간 중 장기투자자는 선호영역이론에서 말하는 이른바 국지적 투자자로서의 특성을 보인다는 것이다. 장기투자자인 연금과 보험은 자산배분을 위한 포트폴리오 구축이라는 측면에서 일정한 만기 이상의 장기채를 지속적으로 매입할 유인을 갖고 있다. 장기채 선호로 인해 이들은 금리 변동과 무관하게 채권 매수 시 장기채 비율을 일정 수준 이상으로 유지했고, 이것이 금리상승기와 하락기 모두 동일하게 기간프리미엄을 하락시켰다고 판단된다([그림 5] 참조). 이러한 속성은 순매수비율을 보아도 확인된다. 금리상승기와 하락기의 장기투자자 순매수비율 평균은 각각 0.28%, 0.23%로, 금리상승기에 오히려 순매수를 확대하였다. 주로 만기보유 목적으로 채권을 매수하기 때문에, 금리상승시 시장위험 확대에도 불구하고 높은 채권금리가 이들의 매입 유인을 제고하였기 때문으로 보여진다.

---

19) 가령 오형석(2020)은 외국인투자 행태의 대리변수로서 GDP 대비 외국인 채권보유비중을 이용하였다. 그러나 분석 시기는 자본시장이 급격히 확대되어 실물경제 지표인 GDP 대비하여 금융시장 변수 규모가 크게 증가하였으며, 그와 동시에 금리도 추세적으로 하락한 시기이다. 그러므로 우리 연구에서는 GDP 대비 외국인투자 비중의 증가가 외국인투자 증가 요인 이외에도 채권시장 구조 변화도 반영할 수 있다고 판단하여, 투자자 간의 상호 영향력을 비교 분석하는 대리지표로서 채권발행잔액 대비 투자자별 보유 비중이 보다 적합하다고 판단하였다. 이렇게 본다면, 전체 투자자 중 외국인 보유 비중은 GDP대비 비중으로 계산할 때와 달리 전체적으로 크지 않았고(<표 4> 참조), 그 추세도 8%(2006년)에서 6%(2021년)으로 하락하는 양상이었다.

<표 6> 투자자 순매수와 기간프리미엄의 관계: 금리상승기와 하락기

만기별 기간프리미엄이 종속변수인 시계열 회귀분석의 추정치이다. D^{up}과 D^{down}은 각각 금리상승기와 하락기를 가리키는 더미변수이다. 괄호 안의 값은 Newey-West(1987) t값이고, 유의수준 10%, 5%, 1%에서 각각 유의할 때 *, **, ***을 병기한다.

종속변수 =	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	TP1Y	*TP5Y*	*TP10Y*	*TP1Y*	*TP5Y*	*TP10Y*	*TP1Y*	*TP5Y*	*TP10Y*
Intercept	0.17	−2.22***	−2.72***	0.19	−2.28***	−2.78***	0.17	−2.35***	−2.87***
	(1.32)	(−6.41)	(−5.17)	(1.33)	(−5.38)	(−4.43)	(1.18)	(−5.44)	(−4.46)
$ST\times D^{up}$	12.12***	28.28***	29.99***						
	(3.98)	(4.49)	(3.92)						
$ST\times D^{down}$	−0.33	4.68	4.89						
	(−0.22)	(1.30)	(1.11)						
$LT\times D^{up}$				−6.72***	−12.78**	−13.84**			
				(−3.29)	(−2.36)	(−2.38)			
$LT\times D^{down}$				−6.65**	−12.24*	−17.56**			
				(−1.97)	(−1.74)	(−1.98)			
$Foreign\times D^{up}$							4.63	4.21	1.05
							(0.67)	(0.24)	(0.05)
$Foreign\times D^{down}$							0.41	11.01	12.35
							(0.04)	(0.55)	(0.49)
OutputGap	0.47	−3.52	−4.60	−0.06	−5.19	−6.58	0.16	−4.80	−5.73
	(0.21)	(−0.76)	(−0.79)	(−0.03)	(−1.02)	(−1.07)	(0.06)	(−0.87)	(−0.85)
CPI	7.03***	14.99***	10.44*	7.45***	16.13***	11.22*	7.25**	15.42***	10.66
	(2.61)	(3.38)	(1.70)	(2.58)	(3.18)	(1.67)	(2.39)	(3.02)	(1.55)
KOSPI	0.84***	2.34***	2.39***	0.73**	1.91***	1.95***	0.55*	1.50**	1.46**
	(2.72)	(3.75)	(3.43)	(2.35)	(2.70)	(2.59)	(1.82)	(2.31)	(2.16)
IntVol	0.01	0.12	0.03	0.03	0.19	0.10	0.02	0.18	0.11
	(0.03)	(0.27)	(0.06)	(0.12)	(0.37)	(0.18)	(0.09)	(0.33)	(0.18)
US	0.17	1.34***	1.03***	0.27	1.42***	1.08***	0.24	1.43***	1.08***
	(0.88)	(6.44)	(5.76)	(1.15)	(5.36)	(5.02)	(1.01)	(5.28)	(4.85)
FX	0.59	2.69	2.55	0.49	2.62	2.42	0.52	2.75	2.57
	(0.82)	(1.58)	(1.35)	(0.63)	(1.32)	(1.12)	(0.62)	(1.32)	(1.11)
Duration	−0.02	0.40***	0.48***	−0.02	0.41***	0.49***	−0.01	0.42***	0.50***
	(−0.54)	(7.13)	(6.11)	(−0.50)	(6.39)	(5.50)	(−0.44)	(6.43)	(5.48)

둘째, 단기투자자의 순매수비율의 영향력이 금리상승기와 하락기에 서로 다른 이유로, 단기투자자의 매수 강도의 변화 아니면 장단기채권 매수비율의 변화를 추론해볼 수 있다. 먼저 매수강도를 생각해보자. 단기투자자의 순매수비율은 금리상승기와 하락기에 각각 0.19%, 0.36%로, 금리하락기에 더 높았다. 따라서 단기채 비중을 금리상승기와 하락기 동일하게 유지한다고 가정한다면, 당연히 매수강도가 컸던 금리하락기에 기간스프레드에 미치는 영향이 더 커야 할 것이다. 그러나 <표 6>의 추정 결과는 이와 다르다. 그렇다면 그 원인은 매수강도 변화보다는 장단기채권 비중의 변화 때문이라고 추론할 수 있다.

단기투자자가 Modigliani and Sutch(1966)나 Vayanos and Vila(2021)가 유형화한 차익거래자 속성을 일부 갖는다고 가정해보자.[20] 이들이 차익거래자라면, 금리상승으로

20) 이 때 차익거래자는 위험-수익을 동시에 고려하면서 장단기 채권을 매수・매도함으로써, 장단기 금리간의

채권가격이 하락하여 자본손실 위험이 증가할 때 상대적으로 위험이 높은 장기채를 줄이고 단기채를 증가시킬 것이다. 반대로 금리하락으로 위험이 감소할 경우에는 장기채 보유 비중을 상승기보다 높일 것이다. 이러한 가정 하에서, 단기투자자의 순매수가 금리상승기에 기간프리미엄을 높였던 것은 장기채를 단기채로 대체한 효과라고 해석할 수 있다. 실제 [그림 5]의 패널 B를 보면, 장기투자자 보유채권의 듀레이션이 지속적으로 증가한 것과 대조적으로, 단기투자자 보유채권의 듀레이션은 금리상승기에 상승세가 주춤하거나 다소 하락하는 경향이 있다. 단기투자자 듀레이션에 HP 필터를 적용하여 추세를 제거한 잔차를 구해보면, 금리상승기와 하락기에 각각 -0.06년, 0.04년으로, 금리상승기의 듀레이션이 상대적으로 낮다. 단기채 대체 효과 가설에 부합하는 결과이다.

한편, 금리하락기에 단기투자자의 순매수가 기간프리미엄과 무관한 것은, 적어도 단기투자자가 금리하락기에 단기채 비중을 늘려 기간프리미엄을 상승시키지는 않았음을 의미한다. 더 나아가 단기투자자가 차익거래자의 속성을 갖고 있으므로, 위험이 줄어든 금리하락기에는 장기채 매수 비율을 증가시키는 행태를 할 것으로 추론해 볼 수도 있다. 실제 단기투자자는 금리하락기 듀레이션을 늘리는 경향이 있음이 확인되었다. 그럼에도 불구하고 <표 6>의 추정결과처럼 단기투자자가 기간프리미엄에 유의한 영향을 주지 못했던 것은 위험관리 상의 제약으로 듀레이션을 증가시키는데 한계가 있어, 단기투자자가 시장에 영향을 줄 정도로 단기채를 장기채로 대체하지 않았기 때문으로 판단된다. 실제 2013년부터 2017년 중반에 이르는 금리하락기를 보면, 단기투자자의 보유채권의 듀레이션이 증가하더라도 그 증가폭이 크지 않아 듀레이션 확대에 한계가 있었음을 알 수 있다([그림 5]의 패널 B).

이상의 결과를 토대로, 기간프리미엄과 기간스프레드가 금리상승기와 하락기에 다른 양태를 보였던 주요한 원인 중 하나가 채권투자자의 행태와 이들간의 상호작용 때문임을 추론해 볼 수 있다. 단기투자자와 장기투자자가 금리 변화에 대응하는 행태가 다르고, 이들 사이의 상호작용이 금리상승기와 하락기에 장단기 채권에 대한 수요 변화를 유발함으로써, 장단기 금리간의 비대칭적 관계가 발생했다는 것이다.

우선 두 유형의 투자자 행태와 상호작용을 금리상승기를 전제로 생각해보자. 장기투자자는 지속적으로 장기채를 선호하여 이들의 순매수는 기간프리미엄을 축소시킨다. 반면 단기투자자는 단기채를 수요를 증가시켜 장기투자자에 의한 기간프리미엄 축소를 상쇄시킨다. 다음으로 금리하락기를 생각해보자. 만기수익률 하락으로 장기투자자의 순매수가 축소되기는

위험 대비 수익률을 동일하게 만들고 장단기 시장에서의 금리를 연계시키는 거래자로서 지칭된다.

하였으나 여전히 장기채 선호를 유지하여, 장기투자자의 순매수가 기간프리미엄에 음(-)의 영향을 미친다(<표 6> 참조). 단기투자자도 차익거래자처럼 행동하는 속성을 갖고 있으므로, 이들이 금리하락기 장기채 비율을 증가시킬 유인이 있고 이러한 행태가 기간프리미엄을 더 하락시키는 요인으로 작용할 수도 있었다. 하지만 단기투자자의 장기채 매수비율 확대는 한계가 있어서, 결국에는 기간프리미엄의 방향에는 중립적인 요소로만 작용하였다. 그 결과, 금리하락기에는 장기투자자에 의한 구조적인 장기채 매수 편향이 상쇄되지 못하여, 5년 및 10년 장기채의 기간프리미엄이 <표 3>에서 보듯이 금리상승기보다 더 하락하는 양상이 나타났다.

<표 7>은 이러한 추론을 뒷받침하는 또 하나의 증거이다. 장기투자자의 순매수비율에서 단기투자자의 순매수비율을 차감하여 이를 장단기투자자의 순매수차로 정의하고, 이

<표 7> 단기투자자 대비 장기투자자 순매수와 기간프리미엄의 관계

기간프리미엄이 종속변수이고 단기투자자 대비 장기투자자의 순매수(*LT-ST*)와 금리상승기 및 하락기 더미변수가 설명변수인 시계열 회귀분석의 추정치이다. 괄호 안의 값은 Newey-West(1987) *t*값이고, 유의수준 10%, 5%, 1%에서 각각 유의할 때 *, **, ***을 병기한다.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
종속변수 =	*TP1Y*	*TP5Y*	*TP10Y*	*TP1Y*	*TP5Y*	*TP10Y*
Intercept	0.19	-2.25***	-2.73***	0.17	-2.27***	-2.76***
	(1.53)	(-6.05)	(-5.18)	(1.42)	(-6.42)	(-5.40)
(LT-ST)	-3.86***	-9.43***	-10.37***			
	(-3.78)	(-3.86)	(-3.73)			
(LT-ST)×D^{up}				-5.86***	-12.82***	-13.67***
				(-4.12)	(-3.64)	(-3.43)
(LT-ST)×D^{down}				-0.64	-4.01	-5.07*
				(-0.51)	(-1.49)	(-1.70)
OutputGap	0.56	-3.85	-4.76	0.71	-3.56	-4.51
	(0.25)	(-0.83)	(-0.87)	(0.33)	(-0.79)	(-0.84)
CPI	7.52***	16.12***	11.60**	7.62***	16.29***	11.75**
	(3.05)	(3.98)	(2.15)	(3.20)	(4.12)	(2.21)
KOSPI	0.82**	2.23***	2.29***	0.84***	2.27***	2.33***
	(2.52)	(3.51)	(3.22)	(2.62)	(3.54)	(3.27)
IntVol	0.00	0.11	0.03	0.02	0.15	0.06
	(-0.01)	(0.25)	(0.05)	(0.08)	(0.35)	(0.12)
US	0.22	1.39***	1.05***	0.22	1.38***	1.05***
	(1.10)	(6.40)	(6.02)	(1.12)	(6.62)	(6.16)
FX	0.50	2.60	2.42	0.56	2.68*	2.51
	(0.75)	(1.64)	(1.37)	(0.85)	(1.71)	(1.44)
Duration	-0.02	0.40***	0.48***	-0.01	0.41***	0.48***
	(-0.71)	(6.86)	(6.19)	(-0.57)	(7.24)	(6.46)

순매수차의 증분이 기간프리미엄에 미치는 영향을 살펴보았다. <표 7>의 마지막 세 열을 보면, 금리상승기에는 두 투자자간의 순매수차가 유의하게 기간프리미엄을 감소시킨 반면, 금리하락기에는 기간프리미엄에 대한 영향력이 확인되지 않았다. 앞서 논의한 바와 같이, 금리하락기에는 단기투자자의 행태가 장기투자자의 방향과 크게 다르지 않아 이들 간의 순매수차가 유의한 영향을 주지 못한 것으로 해석된다.

요약하면, 장기투자자의 장기채 중심의 선호는 분석기간 동안 금리 상승과 하락과 무관하게 지속되었다. 이러한 장기투자자의 국지적 투자 행태는 기간프리미엄에 영향을 주어, 단기금리와 장기금리의 괴리를 유발한 채권수급구조의 구조적 요인이 되었다. 이와 반대로 단기투자자는 금리상승기에는 순매수 확대로 기간프리미엄을 증가시키는 역할을 하여, 장기투자자로 인한 기간프리미엄 축소를 상쇄, 장단기 금리의 괴리를 차단하였다. 그러나 금리하락기에는 장기투자자에 의한 기간프리미엄 하락을 상쇄시킬만한 유인도 없었으며, 실제로도 단기투자자는 금리하락기에는 기간프리미엄에 유의한 영향을 주지 못했다. 그 결과 장기투자자에 의한 기간프리미엄 하락이 상쇄되지 못함으로써, 금리하락기가 금리상승기보다 단기금리와 장기금리의 연계성이 훨씬 더 떨어졌다. 결국 장기투자자의 국지적 투자자로서의 행태와 단기투자자의 비대칭적 상호 작용이 금리상승기과 금리하락기의 기간프리미엄의 변화를 차별화시키고, 더 나아가 단기금리와 장기금리간의 비대칭적인 움직임을 만드는데 기여하였던 것이다.

Ⅴ. 요약 및 결론

이 논문은 채권시장에서의 수급요인이 장기채 금리의 기간프리미엄에 미치는 영향에 초점을 두어 실증 분석을 실시하여, 다음과 같은 특성을 발견하였다. 첫째, 채권시장의 수급요인이 기간프리미엄에 영향을 주었음을 확인하였다. 보험과 연기금으로 구성된 장기투자자의 순매수는 금리상승기와 하락기에 모두 기간프리미엄을 하락시켰다. 반대로 증권사 및 은행 등으로 구성된 단기투자자의 순매수는 기간프리미엄을 상승시켰다. 다만, 단기투자자의 경우 그 영향력은 금리상승기에만 유의하였다. 둘째, 장기투자자와 단기투자자의 상호작용으로 인해서 발생하는 기간프리미엄의 변동이 금리하락기에 단기금리와 기간프리미엄이 상반된 방향으로 움직이도록 한 원인이었으며, 이것이 해당 기간 장단기 금리간의 괴리를 유발하는 요인임을 확인하였다. 이 두 결과를 요약한다면, 장기투자자의 국지적 투자자로서의 행태와 단기투자자의 금리추세에 따른 비대칭적 상호 작용이 결합되어 기간프리미엄이 금리 추세에 따라 가변적으로 변동하도록 하였으며, 이러한 기간프리미엄의

변동으로 인하여 단기금리와 장기금리간의 관계가 비대칭적으로 움직여서 특히 금리하락기 양자 간의 괴리 현상이 발생하였다.

이 연구는 채권시장의 수급요인이 장단기 금리가 시기에 따라 괴리 현상을 야기하는 원인의 하나임을 발견했다. 선호영역이론의 관점에서 투자자의 행태 차이와 상호작용이 기간프리미엄의 가변성을 높이고, 이것이 장단기 금리간의 괴리를 유발하는 경로를 보임으로써 채권시장에서의 금리 움직임을 결정하는 요인으로서 투자자 행태를 유의할 필요가 있음을 제시하였다. 특히 기존 한국의 기간프리미엄 결정요인에 대한 연구가 외국인 투자자에 한정했음에 비하여, 투자자를 유형별로 구분하여 분석함으로써 외국인 투자자의 행태를 대외적 요인이 아닌 투자자 행태의 하나로서 볼 수 있음을 제시한 것도 이 논문의 기여라고 할 수 있다.

다만 다음과 같은 분석의 한계도 존재한다. 첫째, 방법론적인 측면에서 투자자 행태에 대한 이론적 모형에 기초하여 투자자 속성을 입증한 것은 아니기 때문에, 향후 투자자 행태에 대한 보다 엄밀한 접근이 필요하다. 세부 거래정보 등 투자자 행태를 구체적으로 분석할 수 있는 자료가 수집 가능하다면 후속 연구에서 실증적으로 접근할 수도 있을 것이다. 둘째, 분석 자료의 제약으로 글로벌 금융위기시의 비정상적인 상황에 대한 분석 등 채권시장의 장기적인 국면을 감안한 것이 아니기 때문에 이 분석의 결론은 일단 2010년 이후 한국 채권시장의 특성으로 한정짓는 것이 적절할 것이다. 그럼에도 불구하고 우리 연구는 장단기 금리간의 연계가 적어 통화정책의 금리전달 경로가 의심되는 상황에서 기간프리미엄의 결정요인을 분석함으로써, 향후 통화정책의 유효성을 제고하기 위한 방안을 모색하는데 기여할 수 있으리라고 기대한다. 또한, 한국에서도 최근 제기되고 있는 비전통적인 통화정책이 필요하다는 주장을 검토하는데 하나의 시사점을 제공했다는 의의도 있다.

참 고 문 헌

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

강태수, 이병주, “글로벌 금융위기를 전후한 한·미 금리기간구조 연계성의 변화 분석”, 한국은행 조사통계월보, 2014.

성병묵, 원지환, 이지혜, 정성환, “국내외 장기금리의 동조화 원인 및 시사점”, 한국은행 조사통계월보, 2018.

송준혁, 최영수, “채권위험프리미엄과 경기변동”, 경제분석 14, 2008, 1-45.

오형석, “우리나라 장기금리 기간프리미엄 분석 및 정책적 시사점”, 금융연구, 34, 2020, 27-59.

윤선중, “기간스프레드의 분해와 기간프리미엄의 정보효과: 저금리 기간에 대한 함의”, 금융연구 32, 2018, 75-114.

윤재호, 2020, “이자율 스프레드의 경기 예측력: 문헌 서베이 및 한국의 사례 분석”, 경제분석 26, 2020, 1-47.

임형석, 2005, “우리나라 수익률곡선 추정과 특징”, 경제분석 11, 2005, 41-72.

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

Albagli, E., L. Ceballos, S. Claro, and D. Romero, “Channels of US Monetary Policy Spillovers to International Bond Markets,” *BIS Working Papers*, 719, (2018).

Backus, D. K. and J. H. Wright, “Cracking the Conundrum,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, (2007), 293-329.

Bernanke, B. S. C. Bertaut, L. P. DeMarco, and S. Kamin, “International Capital Flows and the Return to Safe Assets in the United States, 2003-2007,” *FRB International Finance Discussion Paper*, 1014, (2011).

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

Chen H., J. Clouse, J. Ihrig, and E. Klee, “The Federal Reserve’s Tools for Policy Normalization in a Preferred Habitat Model of Financial Markets,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 48, (2016), 922-955.

Cochrane, J. H. and M. Piazzesi. “Decomposing the Yield Curve,” *2010 Atlanta Meetings*

Paper, (2009).

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

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

Gagnon, J., M. Remache, J. Remache, and B. Sack, "The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-scale Asset Purchases," *International Journal of Central Banking*, 7, (2011), 45-52.

Greenwood, R., and D. Vayanos, "Bond Supply and Excess Bond Returns," *Review of Financial Studies*, 27, (2014), 663-713.

Gurkaynak, R. S. and J. H. Wright, "Macroeconomics and the Term Structure," *Journal of Economic Literature*, 50, (2012), 331-367

Hamilton, J. D., and D. H. Kim, "A Reexamination of the Predictability of Economic Activity Using the Yield Spread," *Journal of Money, Credit and Banking*, 34, (2002), 340-360.

Hamilton, J. D., and J. C. Wu, "The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment," *Journal of Money, Credit and Banking*, 44, (2012), 3-46.

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

Ludvigson, S. C. and S. Ng, "Macro Factors in Bond Risk Premia," *Review of Financial Studies*, 22, (2009), 5027-5067.

Li, C. and M. Wei, "Term Structure Modeling with Supply Factors and the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchase Programs," *International Journal of Central Banking*, 30, (2013), 3-37.

Miyajima, K., M. S. Mohanty, and J. Yetman, "Spillovers of US Unconventional Monetary Policy to Asia: The Role of Long-Term Interest Rates," *BIS Working Papers*, 478 (2014).

Modigliani, F., and R. Sutch, “Innovations in Interest Rate Policy,” *American Economic Review*, 56, (1966), 178-197.

Neely, C., “Unconventional Monetary Policy Had Large International Effects,” *Journal of Banking and Finance*, 52, (2015), 101-111.

Tobin, J., “Liquidity Preference as Behavior Towards Risk,” *Review of Economic Studies*, 25, (1958), 65-86.

Thornton, D., “Greenspan’s Conundrum and the Fed′s Ability to Affect Long-Term Yields,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 50, (2018), 513-543.

Turner, P., “Benign Neglect of the Long-Term Interest Rate,” *BIS Working Papers*, 403, (2013).

Vayanos, D. and J.-L. Vila, “A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates,” *Econometrica*, 89, (2021), 77-112.

Warnock, F. E., and V. C. Warnock, “International Capital Flows and U.S. Interest Rates,” *Journal of International Money and Finance*, 28, (2009), 903-919.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 39, Number 2, April 2022

Term Premia and Preferred-Habitat Investors in Korea

Seungyeon Won* · Myounghwa Sim**

〈Abstract〉

We investigate whether preferred-habitat investors exist in the Korean bond market and their supply and demand can affect the term structure of bond yields. We find that pension funds and insurance companies continue to prefer holding long-term bonds, and their net buying is negatively related to the term premium. By contrast, short-term investors, such as banks and securities firms, are less likely to exhibit maturity preference; their net buying increases the term premium, particularly during periods of rising interest rates. These findings suggest that long-term investors are preferred-habitat investors, whereas short-term investors act as risk-neutral arbitrageurs. Furthermore, a short-term interest rate is negatively related to a term premium during periods of declining interest rates, which is inconsistent with the expectation hypothesis. From our findings, we infer that short-term investors less actively participate in arbitrage during periods of falling rates due to restrictions, and that the limit of arbitrage allows yields at different maturities to be disconnected from each other.

Keywords : Term Premium, Preferred-Habitat Investors, Monetary Policy, Term Structure of Interest Rates, Long-Term Investors

* First Author, Professor, College of Business Administration, Myongji University, E-mail: sywon@mju.ac.kr
** Corresponding Author, Associate Professor, College of Business Administration, Myongji University, E-mail: mhsim@mju.ac.kr