



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학박사학위논문

거시요인을 추가한 APT 모델을 이용한 국내 채권 포트폴리오 수익률 분석

**Bond Portfolio Return Analysis Using APT Model with
macro factor**

2012년 8월

서울대학교 대학원
사회과학대학 경제학부
金明玉

초 록

채권 포트폴리오 수익률에 대한 기존 연구들은 단일 채권지수모형 내지는 다중 지수모형에 국한되어 분석이 시행되었다. 본 연구는 채권자산수익률 결정모형으로 기존의 시장지수 요인과 더불어 거시경제 요인을 동시에 고려한 APT모형의 적합성을 분석하고, 이를 바탕으로 개별 채권형 펀드 성과에 대한 평가를 시행하였다. 거시경제 요인의 선정은 특정 거시변수를 선택하여 사용하는 방식이 아닌 전체 거시경제변수로부터 주성분분석을 통해 통계적으로 유효한 주성분을 추출하는 방식을 사용하였다.

국내 채권 포트폴리오를 대상으로 실증분석한 결과, 첫째, 국내 거시경제변수들에 대한 주성분분석을 통해 통계적으로 유효한 거시경제 요인 2개를 추출했고, 추출한 거시경제 요인 및 시장지수 요인을 포함한 APT 모형에서 채권포트폴리오 기대수익률에 대한 APT의 가설을 기각하지 못하였다. 둘째, 채택된 모형 하에서 채권형 펀드 수익률의 알파 값은 유의한 (-)값으로 나타난 것으로, 적극적 운용이 패시브 전략의 기대수익률 대비 초과성과를 내지 못하였고, 보수를 차감하기 전의 성과 역시 초과성과를 내지 못하였다. 셋째, 보수와 초과수익률 사이에 유의한 (+) 상관성을 보였고, 규모와 초과수익률 사이에는 유의한 상관성을 보이지 않았다.

주요어 : 채권 포트폴리오, APT 모형, 주성분분석, 펀드 성과평가

학번 : 2005-31258

목차

I.	서론	1
II.	연구방법론	6
2.1	수익률 평가를 위한 APT 모형 설정	6
2.2	주성분 분석에서 유효 요인갯수 측정방법	10
2.2.1	Bai-Ng's Information Criteria	11
2.2.2	대안적 평가법 1 : Generalized Bai-Ng Method	12
2.2.3	대안적 평가법 2 : Onatski's Method	14
III.	패시브 채권포트폴리오를 이용한 모형 실증분석	16
3.1	APT 모형 요인 선정	16
3.1.1	거래 가능한 포트폴리오(tradable portfolio) 선정	16
3.1.2	거시변수 요인 선정	20
3.2	패시브 채권포트폴리오의 선정	26
3.3	모형 specification 및 실증분석 결과	29
IV.	개별 채권형 펀드 성과 평가	41
4.1	채권형 펀드 분석자료	41
4.2	APT 모형을 이용한 채권형 펀드 성과 분석	43
4.3	거시변수-6모형에서 추정한 알파수익률 분석	50
4.3.1	보수 차감 전 및 보수 차감 후 알파수익률 비교	50
4.3.2	알파수익률에 대한 보수와 규모의 영향	54
V.	결론	67

참고 문헌 69

Abstract 72

그림목차

그림 1.	주성분의 분산	22
그림 2.	일반화 B-N 적용	24
그림 3.	추출한 주성분 시계열	25
그림 4.	Alpha 히스토그램 (전체 펀드)	51
그림 5.	Alpha 히스토그램 (2010.12월 기준 운용펀드)	52
그림 6.	Alpha 및 보수 산포도	55

표목차

표 1.	시장지수 수익률 요인들의 기초통계량 및 상관관계	19
표 2.	한국은행기준 거시지표	21
표 3.	2개 주성분 요인부하량	23
표 4.	패시브 포트폴리오 수익률 기초통계량	27
표 5.	최종 선정된 패시브 포트폴리오 수익률 상관관계	28
표 6.	시장지수 수익률 요인과 거시경제 요인과의 상관관계	28
표 7.	지수형-1모형	31
표 8.	지수형-4모형	32
표 9.	거시변수-4 모형	32
표 10.	거시변수-6 실증분석 결과	33
표 11.	거시변수-4에서 추정된 거시경제 요인의 시장가격	33
표 12.	거시변수-6에서 추정된 거시경제요인의 시장가격	33
표 13.	Pairwise Test	34
표 14.	거시변수-6모형에서 각 패시브포트폴리오 수익률의 요인별 민감도	36
표 15.	기대수익률에 대한 요인별 기여도	39
표 16.	2004년 2월 ~2010년 12월 채권형 펀드 수 및 운용기간 통계	43
표 17.	채권형펀드 성과에 대한 각 요인들의 평균 민감도	44
표 18.	채권형펀드 성과의 기대값에 대한 각 요인별 기여도	46
표 19.	2004년 2월~2010년 12월 12개월 이상 운용된 펀드들의 평균 알파 및 모형의 R^2	48
표 20.	2010년 12월 말 기준 운용중 펀드들의 평균 알파 및 모형의 R^2 . . .	49
표 21.	보수 차감 전후 공모펀드의 알파 값 비교-전체펀드	53
표 22.	보수 차감 전후 공모펀드의 알파 값 비교-운용중펀드	54

표 23.	보수차감 전 알파값과 보수 회귀분석-전체 펀드	57
표 24.	보수차감 전 알파값과 보수 회귀분석-운용중 펀드	58
표 25.	채권형 펀드 규모	60
표 26.	알파값에 대한 펀드 규모 회귀분석 결과	61
표 27.	보수와 규모 회귀분석-전체 펀드	62
표 28.	보수와 규모 회귀분석-운용중 펀드	63
표 29.	보수차감 전 알파값과 보수 및 규모 회귀분석-전체 펀드	65
표 30.	보수차감 전 알파값과 보수 및 규모 회귀분석-운용중 펀드	66

제 1 장

서론

우리나라 펀드시장은 2000년 들어 적립식 펀드투자방식의 도입과 더불어 본격적인 시장을 형성하기 시작하였으며 2005년에는 폭발적인 유입세를 보였다. 주식형 펀드와 채권형 펀드의 규모는 2000년 초반에는 주식형 펀드 대비 채권형 펀드의 설정액이 9배 이상으로 컸으나, 금리 하락과 주식시장 상승으로 인해 2005년부터 상황이 반전되기 시작하면서 2007년 8월 기점으로 주식형 설정액이 채권형 설정액을 넘어섰다. 글로벌 금융위기로 인한 코스피 급락에 주식형펀드 규모는 더욱 급증세를 보이다가, 2009년부터 주식시장의 회복과 더불어 본격적인 환매가 이루어지면서 85조원까지 증가했던 주식형 펀드규모는 코스피가 2,050선이었던 2010년 12월 59조원으로 감소하였다. 동일 기간에 채권형 펀드는 2005년부터 이어졌던 침체기를 벗어나서 다시 자금이 유입되기 시작하였다. 여기서 특이사항은 주식형 펀드에서 유출된 금액이 채권형 펀드로 유입된 금액과 유사한 수준이라는 점으로, 이는 채권형 펀드가 주식형 펀드에 비해 수익은 낮으나 시장의 움직임이나 대외적인 요인에 덜 민감하여 안정적이라는 이유로 주가 하락기에 손실을 경험한 투자자들이 채권시장으로 이동한 것으로 추정된다. 그 결과 2010년말 기준으로 주식형펀드와 채권형펀드의 규모는 각각 61.1조원, 49.9조원으로 두 유형 펀드의 규모 격차가 크게 줄어들었다.

이렇듯 펀드시장 규모가 증가함에 따라 펀드성과에 대한 평가의 중요성이 부각되기 시작하였다. 주식형 펀드의 경우 전통적인 CAPM 혹은 Fama and French(1992)의 3 요인 모형이 보편적으로 사용되고 있고, 이 모형들에 대한 실증분석 연구도 국내외에서 많이 진행되었다. 반면 채권형 펀드의 성과평가 모형 및 이에 대한 실증분석은 국내뿐만 아니라 해외에서도 많지 않다. 적극적 운용을 기반으로 하는 펀드의 수익률을 정확히 평가하기 위해서 우선 채권 포트폴리오 기대수익률 결정모형의 수립이

선행되어야 한다. 채권자산의 경우 가격에 결정적인 영향을 미치는 요인인 채권 만기가 시간이 흐름에 따라 자동적으로 줄어들면서 가격결정이 어려운 점과 더불어, 신용리스크가 존재할 경우 가격 혹은 기대수익률 측정이 더욱 복잡해진다. 따라서 다양한 만기 및 섹터의 채권자산으로 구성된 채권 포트폴리오의 기대수익률 결정모형을 수립하는 것은 어려운 과제이다. 국내에서 채권형 펀드의 성과를 분석함에 있어서 학계, 펀드평가기관 및 채권형 펀드 기관투자자들(대표적으로 국민연금, 공무원연금, 우체국금융, 노동부 등)은 채권형펀드의 기대수익률로 평가주체별로 다양한 지수들을 사용하고 있다. 기관투자자들의 경우 자금의 특성에 따라 채권 투자 형태가 상이하며, 따라서 맞춤형 지수(customized index)를 기대수익률로 사용하는 것은 기관 특성이 반영된 일임 펀드의 성과평가라는 면에서는 타당성이 있다. 그러나 기대수익률로 맞춤형 지수(customized index)를 비롯하여 특정 지수 수익률을 사용하는 것은 채권투자자의 투자성과에 대해 횡단면적 비교를 할 수 있는 보편성을 가지지 못한다. 이에 본 연구는 채권형 펀드 평가시 보편적으로 받아들여질 수 있는 기대수익률 모형의 설정과 이를 이용한 개별 채권형 펀드의 평가를 목표로 한다.

채권형 펀드성과에 대한 기존연구들에서는 시장 포트폴리오로 채권지수가 보편적으로 사용되면서, 단일지수모형 내지 다중지수모형을 이용하여 채권형 펀드들의 초과수익률을 측정하고 있다. 이렇게 채권지수에 대한 초과수익률로서 채권형 펀드 성과를 측정하는 방법론은 Blake, Elton, Gruber (1993)의 연구에서 제시된 이후 널리 사용되고 있다. 이들의 연구에서는 채권형 펀드들의 성과가 지수대비 저조하고, 이러한 결과는 펀드 보수에 기인한 것으로 보수를 고려하기 전에는 지수와 거의 같은 성과(비유의한 알파값)를 보인다는 결론을 도출하였다. Detzler (1999)는 동일한 방법론을 적용하여 글로벌 채권형 펀드의 성과를 평가하여 음(-)의 초과수익률을 도출하였으며 펀드 보수와 펀드 성과 간에는 역의 관계가 존재함을 밝혔다. Philpot, Hearth, Rimbey, and Schulman (1998)은 펀드 내부요인들을 이용한 모형 하에서 역시 음의 초과수익률을 확인하고 있으며, 채권형 펀드 매니저들이 거의 동질적인 정보상태에 놓이기 때문에 더 우월한 성과를 내기 힘들다는 결론을 보였다. Philpot, Hearth, Rimbey

(2000)은 특히 채권형 펀드(하이일드, 글로벌형, 등)에서도 우월한 성과가 나타나지 않는다는 동일한 결론을 내리고 있다.

Elton, Gruber, and Blake (1995)¹는 패시브 포트폴리오의 수익률 결정 모형으로 채권지수 외에 거시경제변수(fundamental variables)들을 포함한 차익거래 가격결정 이론(Arbitrage Pricing Theory, 이하 APT라고 함)모형을 수립하여 분석하고, 이를 바탕으로 채권형 펀드의 성과를 측정하는 방법론을 제시하였다. 기존의 단일채권지수모형과 더불어 채권지수, 주가지수, 회사채 지수와 국채 지수와의 차이로 측정된 디폴트 리스크(default risk), 모기지 채권지수와 국채 지수와의 차이로 측정된 옵션 리스크(option risk) 등 시장지수들과 함께 기대되지 않은 인플레이션과 실질 GNP 변화분 등 거시경제변수를 요인으로 여러 조합의 APT 모형을 구성하여 성과분석을 시행하였다. 분석결과, 거시경제 요인을 APT 모형의 요인으로 추가함으로써 시계열적 및 횡단면적 기대수익률에 대한 설명력을 제고시킬수 있었고, 이 모형을 사용하여 채권형 펀드의 성과를 평가한 결과 보수 차감 후 성과의 알파값은 유의하게 (-)로 나타났다.

국내에서 채권형 펀드성과를 분석한 기존연구들을 살펴보면, 박영규, 주효근 (2004)은 1999년에서 2002년 사이의 공모펀드 자료를 대상으로 단일 채권지수모형, 다중 채권지수모형을 이용하여 펀드수익률을 분석하였다. 연구결과 대부분의 모형에서 유의미한 초과수익률이 산출되지 못하여 채권형 펀드가 시장대비 우월한 성과를 내지 못하다는 결론을 도출하였다. 김홍배 (2008)는 2001년에서 2006년 사이의 채권형 펀드를 대상으로 KIS 채권지수를 사용한 단일지수모형을 이용하여 채권형 펀드의 성과지속성을 실증분석하였다. 연구결과 채권형 펀드 수익률 대부분이 기대수익률 이하의 성과를 보였으며, 성과저하의 원인을 운용보수와 같은 비용원인으로 추정하였다. 원승연 (2008)은 단일지수모형과 신용스프레드 및 수익률곡선 기울기를 포함한 다요인 모형을 이용하여 분석한 결과 음(-)의 알파수익률을 추정하였고 그 원인으로 채권형 펀드의 낮은 듀레이션을 지적하였다. 즉 채권형 펀드들의 낮은 듀레

¹이하 EGB

이선으로 인해 채권투자를 통한 이자소득을 낮춰 낮은 알파수익률이 유발되었다고 추정하고 있다.

본 연구는 앞서 제시한 보편타당한 모형의 설정을 위해 EGB의 연구에서 제시된 시장지수 요인과 거시 요인을 포함한 APT모형에 주목하고, 국내 채권자산 포트폴리오 수익률에 대한 APT모형의 적합성 여부를 검증하고, 이를 채권형 펀드의 성과분석에 사용하고자 시도하였다. 기존 연구에서 거시경제변수들이 외생적으로 주어진다는 한계점을 극복하기 위해 전체 거시경제변수들을 대상으로 채권시장에 유의한 횡단면적인 영향을 미칠 수 있는 거시경제요인을 통계적인 방식으로 선별하였다. 우선, 한국은행에서 분류하고 있는 주요 거시경제변수들의 비기대변동치(unexpected change)를 구하고, 이를 대상으로 주성분분석을 진행하여 추출된 주성분을 거시경제요인으로 설정한다. 이어서 추출한 거시경제 요인과 시장지수들을 설명요인으로 하는 다양한 모형을 수립하여 패시브 포트폴리오 수익률에 대한 설명력을 분석하고, 이와 동시에 거시경제 요인의 시장가격을 추정한다. 마지막으로 수립한 모형 및 추정한 거시경제 요인의 시장가격을 이용하여 개별 채권형 펀드에 대한 성과평가를 진행한다.

본 연구는 다음의 두가지 측면에 대해 분석을 진행하고 의미있는 결론을 도출하였다. 첫번째, 패시브 포트폴리오 수익률에 대해 시장지수 요인과 거시경제 요인을 포함한 APT모형의 설명력을 검증해 본 결과, 시장지수 요인과 거시요인을 모두 포함한 모형이 차익거래 가격결정모형의 가설을 기각하지 못하였고, 시계열 기대수익률에 대한 설명력도 가장 높은 것으로 나타났다.전체 거시경제변수로부터 추출한 거시변수 요인은 채권 포트폴리오의 수익률에 대한 기여도가 약 18%로 KOSPI 및 만기리스크 대비 높은 값을 보였다. 두 번째, 거시경제요인을 포함한 모형으로 개별 채권형펀드의 성과를 평가할 경우 기대수익률 대비 초과수익률을 발생시키는지 검증해 본 결과, 공모 채권형 펀드의 경우 알파 값이 유의한 (-)값을 가졌으나 사모 채권형 펀드의 알파 값은 유의하지 않았다. 펀드보수 차감 전 성과도 패시브 포트폴리오를 이용한 buy-and-hold 전략 대비 초과수익률을 내지 못하였다. 이러한 결과는

공모형에 비해 사모형에 대해 펀드매니저들이 비대칭적인 관리를 진행한다는 일반적인 통념을 반증한다. 또한 보수와 초과수익률 사이에 유의하게 양의 상관관계가 존재하였으며, 이는 국내 채권운용시장의 협소함으로 인해 펀드매니저들의 우수한 성과가 높은 보수로 보상을 받는 경향이 강한 점을 실증적으로 보여주었다.

본 연구의 구성은 아래와 같다. 제 2장에서는 수익률 평가를 위한 APT 모형을 수립하고 유효한 거시경제 요인을 추출하는 방법론을 정리하였다. 제 3장에서는 패시브 포트폴리오의 수익률을 설명하기 위하여 여러 조합의 APT 모형을 구축하여 가설검증을 진행하고 모형에 대한 비교를 통해 적합한 평가모형을 찾아낸다. 제 4장에서는 수립한 모형을 이용하여 채권형 펀드의 성과를 평가하였다. 제 5장은 연구의 의의와 한계점을 언급함으로 연구를 맺고자 한다.

제 2 장

연구방법론

2.1 수익률 평가를 위한 APT 모형 설정

Ross(1976)가 Capital Asset Pricing Model(이하 CAPM이라고 함)의 대안으로 Arbitrage Pricing Theory(이하 APT라고 함)를 제안한 이후 자산가격결정 분야에서 APT에 대한 다양한 분석이 진행되어왔다. CAPM이 시장 포트폴리오의 선정에 크게 영향을 받는 점에 비해 APT의 경우 시장 포트폴리오 뿐만 아니라 다양한 위험요인을 모형화 할수 있다는 점에서 보다 신축성 있게 사용할 수 있다는 장점이 존재한다.

APT는 경쟁적이고 마찰이 없는(frictionless)인 시장을 가정하고, 이런 시장에서 자산의 수익률 생성 과정(return generating process)이 아래와 같다고 가정한다.

$$R_i = a_i + \mathbf{b}_i' \mathbf{f} + \epsilon_i \quad (2.1)$$

$$E[\epsilon_i | \mathbf{f}] = 0 \quad (2.2)$$

$$E[\epsilon_i^2] = \sigma_i^2 \leq \sigma^2 < \infty \quad (2.3)$$

여기서 R_i 는 자산 i 의 수익률이고, a_i 는 요인모형에서의 절편(intercept)이며, \mathbf{b}_i 는 $K \times 1$ 요인 민감도, \mathbf{f} 는 $K \times 1$ 실현된 요인, ϵ_i 는 자산 i 의 특이요인이다. 이러한 자산 N 개로 구성된 포트폴리오가 있다고 가정하자.

$$\mathbf{R} = \mathbf{a} + \mathbf{b}\mathbf{f} + \boldsymbol{\epsilon} \quad (2.4)$$

$$E[\boldsymbol{\epsilon} | \mathbf{f}] = \mathbf{0} \quad (2.5)$$

$$E[\boldsymbol{\epsilon}\boldsymbol{\epsilon}'] = \boldsymbol{\Sigma} \quad (2.6)$$

여기서 \mathbf{R} 은 N 벡터로, $\mathbf{R} = [R_1 \ R_2 \ \cdots \ R_N]'$ 이고, \mathbf{a} 역시 N 벡터로 $\mathbf{a} = [a_1 \ a_2 \ \cdots \ a_N]$ 이다. 추가적으로, 요인 \mathbf{f} 가 자산별 수익률의 분산을 결정한다고 가정하면, 자산의 갯수 N 이 충분히 많을 경우, 즉 잘 분산된 포트폴리오를 구성한다면 특이요인은 사라지게 된다. 이러한 가정 하에 Ross(1976)는 차익거래(arbitrage)가 없을 경우 자산의 기대수익률이 아래와 같음을 보여주었다.

$$E[R] \approx \iota \lambda_0 + \mathbf{B} \lambda_K \quad (2.7)$$

이 식에서 $E[R]$ 는 N 벡터로 기대수익률을 나타내고, λ_0 는 zero-beta 포트폴리오의 수익률로 무위험자산이 존재할 경우 무위험자산 수익률과 동일하며, λ_K 는 K 개 요인의 리스크 프리미엄이 된다. ι 는 1벡터를 나타낸다.

APT 모형은 요인의 정체성 및 요인의 갯수에 대한 이론적인 해답을 주지 않는 것으로, 이에 요인의 선정 및 요인 갯수에 대한 고찰은 주로 두 가지 방식으로 진행되어 왔다. 첫번째 방식은 요인분석 혹은 주성분분석 등 통계적인 분석기법을 사용하여 자산 수익률로부터 요인을 추출하는 방식이다. 해외의 경우 Ross(1976), Connor & Korajczyk(1988) 등이 대표적으로 이 방식을 사용하여 연구를 진행하고, 국내의 경우 이필상 외(1984), 조담(1998) 이 이런 방식을 사용하여 APT모형에 대한 검증을 진행하였다. 두번째 방식은 이론적인 접근방식을 사용하는 것으로, 요인으로 거시경제 및 자본시장 변수들을 지정하는 방식이 있다. 이 경우 자산의 특징에 따라 다양한 포트폴리오를 구성하여 요인으로 사용하는 방법, 거래 가능한 시장 포트폴리오를 사용하는 방법 및 거시경제 변수를 요인으로 사용하는 방법 등이 있다. 본 논문에서는 이론적인 접근방식을 취하여 거래 가능한 시장포트폴리오와 거시경제 변수를 함께 요인으로 사용하고자 한다.

채권자산의 수익률이 Chen, Roll, Ross(1986)의 모형에서와 같이 거래 가능한 포

트폴리오 및 거시 경제변수들에 의해 생성된다고 가정한다.

$$r_{it} = E[r_i] + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} (R_{jt} - E[R_j]) + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} g_{kt} + \eta_{it} \quad (2.8)$$

여기서

r_{it} : 자산 i 의 t 시점에서의 수익률

R_{jt} : 거래 가능한 포트폴리오 j 의 t 시점에서의 수익률

g_{kt} : 거시경제변수 k 의 t 시점에서의 기대치 못한 변화

β_{ij} : 거래 가능한 포트폴리오 j 의 기대치 못한 수익률 변화에 대한 자산 i 의 수익률의 민감도

γ_{ik} : 거시경제변수 k 의 기대치 못한 변화에 대한 자산 i 의 수익률의 민감도

η_{it} : 자산 i 의 t 시점의 거래 가능한 포트폴리오 및 거시경제변수와 무관한 수익률

모형에서 거시변수의 예기치 못한 변화 및 채권포트폴리오 특유의 수익률의 기대값은 0이다. 즉 $E[g_k] = E[\eta_i] = 0$ 이다. 수익률 생성 프로세스를 이렇게 가정하면 Ross(1976)의 APT 가설 하에서 자산의 기대수익률은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$E[r_i] = \lambda_0 + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} \lambda_j^* + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} \lambda_k \quad (2.9)$$

여기서

λ_0 : 무위험자산 수익률²

λ_j^* : 거래 가능한 포트폴리오 j 의 수익률에 대한 자산 i 의 수익률 민감도의 시장 가격으

로, $\lambda_j^* = E[R_j] - \lambda_0$

λ_k : 거시경제변수 k 에 대한 채권포트폴리오 수익률 민감도의 시장가격

²무위험 자산이 존재하지 않을 경우에는 zero-beta 포트폴리오 수익률이며, 본 논문에서는 무위험자산이 존재한다고 가정하였다.

무위험자산 수익률이 시간에 따라 변한다고 가정하고 R_{Ft} 로 정의하자. 식 (2.9)의 기대수익률을 식 (2.8)에 대입하면 아래의 식이 도출된다.

$$r_{it} - R_{Ft} = \sum_{j=1}^J \beta_{ij} (R_{jt} - R_{Ft}) + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} (g_{kt} + \lambda_k) + \eta_{it} \quad (2.10)$$

시계열분석을 진행하기 위해 위의 식 (2.10)을 아래와 같이 재정리한다.

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} (R_{jt} - R_{Ft}) + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} g_{kt} + \eta_{it} \quad (2.11)$$

$$\alpha_i = \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} \lambda_k \quad (2.12)$$

식 (2.11)를 사용하면 다양한 APT 모형에 대한 분석을 진행할 수 있다. 즉 식 (2.12)에서 α 에 대한 제약조건을 기각하는지 여부를 확인함으로써 수익률 생성 프로세스에 대한 가정 및 APT에 대한 검증이 가능하게 된다. α 에 대한 제약조건을 기각하면 모형에서 가정한 수익률 생성 프로세스 혹은 APT 가설이 잘못되었다는 것을 의미하고, 제약조건을 기각하지 못하면 모형에서 가정한 수익률 생성 프로세스 및 APT가설의 적확성이 확인된다.

이 모형은 거래 가능한 포트폴리오 수익률에 대한 채권포트폴리오 수익률의 민감도인 β_{ij} , 거시경제변수의 예기치 못한 변화에 대한 채권포트폴리오 수익률의 민감도 γ_{ik} 와 더불어 거시경제변수에 대한 채권수익률 민감도의 시장 가격인 λ_k 를 동시에 추정하는 NLSUR(Non Linear Seemingly Unrelated Regression)이다. 추정 및 검정 방식으로 MLE (Maximum Likelihood Estimation)으로 추정하고 LR (Likelihood Ratio) 검정을 사용하는 방식과, GMM (Generalized Method of Moment)으로 추정하고 J -test 혹은 Wald test를 하는 방법, 두가지가 있다. 본 논문에서는 GMM을 추정방법으로 사용한다.

2.2 주성분 분석에서 유효 요인갯수 측정방법

본 논문에서는 주성분 분석(Principal Component Analysis, PCA)방식으로 거시경제 요인을 추출한다. 다변량자료를 분석할 때, 자료의 전체적인 변동을 설명하기 위해 전체 자료를 사용하는 것보다 서로 독립적인 요인을 추출하여 사용하면 분석이 간편해 질 수 있다. 주성분 분석은 해석하고자 하는 다차원의 데이터를 정보의 손실을 가능한 한 적게 해서 낮은 차원의 데이터로 축약하는 대표적인 차원축소 방법이다. 서로 직교하는, 즉 비상관하는 요인을 추출함으로써 다중공선성 문제를 피하면서 데이터에 포함된 정보를 최대한 보전하여 사용할 수 있다. 그러나 변수들 사이의 상대적 크기가 너무 상이하다면 분산이 큰 변수 하나가 요인부하량에 과다하게 영향을 주는 상황이 나타날 수 있다. 이를 회피하기 위해 본 연구에서는 공분산행렬 대신 상관관계수 행렬을 이용하여 주성분분석을 진행하였다.

요인분석에서 중요하게 부각되는 문제는 바로 정확한 요인의 갯수를 결정하는데 있다. 요인분석의 대상표본은 근사요인모형을 충족시키는 고유의 요인갯수를 가진다. 특히 요인모형은 시계열적으로나 횡단면적으로 충분한 갯수가 확보될 때 매우 유용하다. 그러나 이러한 특성은 반대로 정확한 요인갯수를 결정하기 어렵게 만든다. 이에 대한 다양한 연구가 진행돼왔다.³ 이들 중 횡단면차원 N 과 시계열 차원 T 에 제약이 없는 상태 하에 요인갯수를 결정하는 방법을 제시한 Bai & Ng (2002)이 가장 널리 알려져있다. 이들은 전통적인 AIC(Akaike Information Criterion)와 BIC(Bayesian Information Criterion)에 대한 수정을 통해 이 문제를 해결하고자 하였다. N 개의 시계열을 갖는 패널자료 x_t 가 다음의 모형을 따른다고 하자.

$$x_t = \Lambda F_t + \xi_t$$

단, F_t : 요인갯수 r 개를 갖는 $r \times 1$ 요인벡터

³Connor and Korajczyk (1993), Forni et al. (2000), Bai and Ng (2002), Bai (2003), Stock and Watson (2002), Amengual and Watson (2007), and Onatski (2010)

만일 특이부분(idiosyncratic component) ξ_t 가 주어진 표본자료에 비해 상대적으로 높은 시계열 의존성(serial dependence)를 보일 경우, Bai-Ng 방법에 의거한 추정요인 갯수는 참갯수와 달라질 확률이 높아진다. 특히 이러한 시계열 의존성은 대부분의 금융분야와 경제분야의 시계열에서 나타나므로 자료분석시 비정상적으로 큰 갯수를 제시할 가능성을 가지게 된다.

본 연구에서는 이러한 Bai-Ng 방법론의 한계를 극복하기 위해 Alessi, Barigozzi, Capasso (2009)가 제시한 generalized Bai-Ng criterion과 Onatski (2010)의 방법론을 비교 평가하고자 한다. generalized BN 방법론은 공통요인에 의해 설명되는 관측자료의 분산이 특이부분에 의해 설명되는 분산에 비해 상대적으로 낮은 경우에도 훨씬 향상된 결과를 보이는 것으로 알려져 있다. Onatski의 방법론은 요인증가시 존재할 수 있는 scree plot내 급격한 곡률(curvature)변동 포착에 우월한 것으로 알려져 있다.

2.2.1 Bai-Ng's Information Criteria

Anderson(1963)에 의해 시발된 전통적 요인분석은 N 은 고정된 상태에서 T 에 대해서만 큰 값을 허용한다는 한계를 가진다. 특히 요인 부하량(factor loading) Λ 에 대해서는 일관된 추정치를 제공하나 실제로 분석이 요구되는 요인(Factor)에 대해서는 그렇지 못하다. 이러한 전통적 분석의 문제점 중 Connor & Korajczyk (1986)에 의해 대규모 N 의 적용이, non-diagonal 특이부분 공분산행렬에 대해서는 Chamberlain & Rothschild (1983)이 대안을 제시한 바 있다. Bai & Ng는 요인 F_t 와 요인 부하량 Λ 모두에 대한 일관된 추정을 위해 근사요인모형(approximate factor model)을 제시하였다. 즉 다음의 특이부분의 분산을 최소화한다.

$$\left(\hat{\Lambda}, \hat{F}_t\right) = \arg \min_{\Lambda, F_t} \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \lambda_i F_t)^2$$

단, $\lambda_i = \Lambda$ 의 i 번째 행

이들은 정확한 요인갯수를 결정하기 위한 정보속성(information criteria)을 제시하였다. 만일 k 개의 요인을 가정한다면, 특이부문의 잔차분산(residual variance)은 다음과 같은 k 의 함수가 된다.

$$V(k) = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(x_{it} - \hat{\lambda}_i^{(k)} \hat{F}_t^{(k)} \right)^2$$

결국 $V(k)$ 를 최소화하는 요인의 갯수를 찾게 된다. 이때 요인갯수의 통제는 과적합(overfitting)에 대해 벌점함수(penalty function) $g(N, T)$ 를 부여하여 제어하게 된다.

Bai-Ng는 Mallows(1973)가 제시한 정보속성 C_p 를 패널 데이터에 적용하여 벌점에 대한 적합한 조정항으로 $\hat{\sigma}^2$ 를 사용하는 다음 두 개의 속성을 제시하였다. 여기서 $\hat{\sigma}^2$ 은 최대 요인갯수 k_{max} 를 가정함으로써 계산되는 잔차항의 분산을 사용한다.

$$\begin{aligned} PC_{p1}(k) &= V(k, \hat{F}^{(k)}) + k \cdot \hat{\sigma}^2 \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln \left(\frac{NT}{N+T} \right) \\ PC_{p2}(k) &= V(k, \hat{F}^{(k)}) + k \cdot \hat{\sigma}^2 \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln (\min \{N, T\}) \end{aligned}$$

위의 정보속성은 최대 요인갯수 k_{max} 및 조정항인 $\hat{\sigma}^2$ 의 영향을 받는 것으로, 이 영향을 배제하면서 동시에 일관된 추정치를 가지는 정보속성으로 아래 두개 속성을 추가로 제시하였다.

$$\begin{aligned} IC_{p1}(k) &= \ln [V(k, \hat{F}^{(k)})] + k \cdot \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln \left(\frac{NT}{N+T} \right) \\ IC_{p2}(k) &= \ln [V(k, \hat{F}^{(k)})] + k \cdot \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln (\min \{N, T\}) \end{aligned}$$

2.2.2 대안적 평가법 1 : Generalized Bai-Ng Method

N 과 T 가 무한대로 갈 때, 요인과 요인적재값은 일관된 추정치를 가질 수 있다. 다음을 정의하자.

$$\hat{r}_N^T = \arg \min_{0 \leq k \leq r_{\max}} IC_N^T(k)$$

또한 별점함수에 대해 다음의 가정을 하였다.

$$\lim_{N \rightarrow \infty, T \rightarrow \infty} g(N, T) = 0, \lim_{N \rightarrow \infty, T \rightarrow \infty} g(N, T) \left[\min \left(\sqrt{N}, \sqrt{T} \right) \right]^2 = \infty$$

이 가정 하에서 \hat{r}_N^T 가 참요소갯수 r 이 될 확률은 1이 된다. r 의 일관추정치를 이끄는 별점함수 $g(N, T)$ 는 임의의 양수 c 에 대한 $c \cdot g(N, T)$ 역시 일관추정치를 이끈다. 즉 c 의 부여는 추정성과에 아무런 영향을 미치지 않는다. 앞서 살펴본 단순 Bai-Ng 방법론의 경우 별점함수 $g(N, T)$ 가 극히 작거나, 지나치게 클 가능성이 있으며, 이는 추정결과에 상당한 영향을 미치게 된다. 따라서 이를 극복하기 위해 Bai-Ng 속성에 $c(c \in \mathbb{R}^+)$ 를 부가한 형태로 변형한다.

$$\begin{aligned} IC_{1,N}^T(k) &= \ln \left[V \left(k, \hat{F}^{(k)} \right) \right] + c \cdot k \cdot \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln \left(\frac{NT}{N+T} \right) \\ IC_{2,N}^T(k) &= \ln \left[V \left(k, \hat{F}^{(k)} \right) \right] + c \cdot k \cdot \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln \left[\min \left\{ \sqrt{N}, \sqrt{T} \right\} \right]^2 \end{aligned}$$

따라서 추정되는 요인갯수는 c 의 함수가 된다.

$$\hat{r}_{c,N}^T = \arg \min_{0 \leq k \leq r_{\max}} IC_{1,N}^T(k), \text{ or } \hat{r}_{c,N}^T = \arg \min_{0 \leq k \leq r_{\max}} IC_{2,N}^T(k)$$

c 를 결정하는데 사용되는 정보는 표본크기 (N, T) 의 하위표본인 (η_j, τ_j) 이다.⁴ 각 표본구간에 대해 $\hat{r}_{c,\eta_j}^{\tau_j}$ 를 계산할 수 있으며, 이 값은 c 의 수준에 따라 서로 다른 행태를 보이게 된다. 우선 $c = 0$ 일 경우, $\hat{r}_{c,\eta_j}^{\tau_j} = r_{\max}$ 가 되어 실질적으로 별점이 부여되지 않게 된다. 두번째, c 가 작은 양수일 경우, j 의 증가에 따라 $\hat{r}_{c,\eta_j}^{\tau_j}$ 는 r_{\max} 를 향해 증가하며, N 과 T 의 증가에 따라 r 로 수렴한다. 이 경우 r 을 과대추정하게 된다. 세번째, c 가 큰 양수일 경우, $\hat{r}_{c,\eta_j}^{\tau_j}$ 는 0으로 수렴한다. 즉 c 의 단조성은 $\hat{r}_{c,\eta_j}^{\tau_j}$ 가 r 로 수렴하는 적정 범위(range)가 존재하게 한다. 단 j 에 대한 독립성을 확보하기 위해 criteria의 안정성이

⁴ $\eta_0 = 0 \leq \eta_1 \leq \eta_2 \dots \eta_J = N, \tau_0 = 0 \leq \tau_1 \leq \tau_2 \dots \tau_J = T$

요구되며. 이 안정성은 $\hat{r}_{c,\eta_j}^{\tau_j}$ 의 분산으로 측정하였다.

$$S_c = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \left[\hat{r}_{c,\eta_j}^{\tau_j} - \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \hat{r}_{c,\eta_j}^{\tau_j} \right]^2$$

결국 설정되는 요소갯수에 대응하여 분산 S_c 의 안정성을 확보하는 것이 관건이 된다. 이를 위해 다음의 절차를 거친다.

1단계. 최대 요소가능갯수 r_{max} 를 설정한다.

2단계. $\hat{r}_{c_{max},N}^T = 0$ 을 가질 수 있도록 하는 c 의 상한 c_{max} 를 설정한다.

3단계. 서로 다른 하위표본에 대해 $\eta_j \rightarrow N, \tau_j \rightarrow T$ 에 따라 추정요소갯수의 분산 S_c 를 계산한다.

4단계. c 의 상한과 하한 구간에서 $\hat{r}_{c,\eta_j}^{\tau_j}$ 가 안정적인 구간, 즉 S_c 가 평탄한 구간의 $\hat{r}_{c,\eta_j}^{\tau_j}$ 값을 최종 요소갯수로 선정한다.

즉 S_c 가 평활화됨은 제시된 요소갯수 $\hat{r}_{c,\eta_j}^{\tau_j}$ 가 서로 다른 c 에 대해서도 안정적임을 뜻한다. 따라서 S_c 의 평탄화 구간에서 가장 작은 c 값과 요소갯수가 채택된다. 기존의 B-N 속성은 $c = 1$ 일 경우로 내장됨을 알 수 있다.

2.2.3 대안적 평가법 2 : Onatski's Method

Onatski (2009)는 기존의 Bai-Ng 방법론이 요인의 갯수를 지나치게 과대평가함을 문제점으로 지적하고 이에 대한 대안적 방법론을 제시하였다. 이 방법론의 주요 장점은 소규모 표본의 경우에도 매우 적합하며, 특이부분이 횡단면적, 시계열적으로 상관돼 있을 경우에도 유효한 결과를 제공한다는 데 있다. 이 방법은 $\frac{XX'}{T}$ 의 공분산 행렬의 고유치(eigenvalue)를 대상으로, 특정 지점(a single point)에서 무한으로 수렴하는 ‘체계적 고유치(systematic eigenvalue)’ 부분과 유한값으로 수렴하는 ‘특이 고유치

(idiosyncratic eigenvalue)'로 분할하는 것에 주안점을 둔다. 그 특정포인트가 바로 결정되어야 하는 요인갯수로 정의되며, 요인갯수 추정을 위한 연산추정치(operational estimator)를 다음과 같이 정의하고 있다.

$$\hat{r}(\delta) = \max \{i \leq r_{\max}^n : \lambda_i - \lambda_{i+1} \geq \delta\}$$

단,

r_{\max}^n : 표본크기 n 에 대해 가질 수 있는 최대요인갯수

$\lambda_i - \lambda_{i+1}$: 표본 공분산 행렬의 i 번째, $i+1$ 번째 가장 큰 고유치 간의 차

전체적으로 다음의 네 단계를 통해 요인갯수를 추정할 수 있다.

1단계. 표본공분산행렬 $\frac{XX'}{T}$ 의 고유치 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ 을 계산한다. (이 때 $j = r_{\max} + 1$)

2단계. $\lambda_j, \lambda_{j+1}, \lambda_{j+3}, \lambda_{j+4}$ 를 상수항 및 $(j-1)^{2/3}, \dots, (j+3)^{2/3}$ 에 대해 OLS회귀를 시행하여 $\hat{\beta}$ 을 추정한다. 이 값으로부터 $\delta = 2|\hat{\beta}|$ 로 설정한다.

3단계. $\hat{r}(\delta) = \max \{i \leq r_{\max}^n : \lambda_i - \lambda_{i+1} \geq \delta\}$ 를 계산한다.

4단계. $j = \hat{r}(\delta) + 1$ 로 설정하여 2단계와 3단계를 수렴할 때까지 반복한다.⁵

⁵이론적 가정과 도출을 위한 증명은 Onatski(2009) 참조

제 3 장

패시브 채권포트폴리오를 이용한 모형 실증분석

3.1 APT 모형 요인 선정

3.1.1 거래 가능한 포트폴리오(tradable portfolio) 선정

APT 모형의 한계점은 자산의 가격을 결정하는 요인이 무엇인지에 대해 이론적인 답안을 제시하지 않는다는 것으로, 채권 포트폴리오 수익률의 결정요인으로 거래 가능한 포트폴리오 즉 시장 지수를 선정함에 있어서도 이런 한계에 부딪치게 된다. 특히 주식시장에 대해서는 시장지수 수익률을 요인으로 사용한 APT분석이 비교적 다양하게 진행되어 온 반면, 채권시장에 대한 분석은 상대적으로 적다. 따라서 주식시장에 대한 기존 연구에서 사용한 시장 지수들을 바탕으로 채권시장의 특성과 결부하여 본 논문에서 사용할 시장지수를 선정하였다.

채권은 우선 채권 발행기관이 속해있는 섹터 및 신용등급 등에 의해 표면금리, 거래 시장, 거래 규모 등이 크게 다른 양상을 보인다. 또한 시간이 흐름에 따라 만기가 자연적으로 줄어드는 특성을 가지고 있다. 따라서 채권 투자 성과평가를 진행할 때 금리수준, 만기, 등급 등 효과를 고려한다. 대표적인 채권 평가방식인 Dietz모형⁶은 채권 투자의 실현수익률을 만기수익률효과(yield to maturity effect), 금리변동효과(interest rate effect), 채권등급효과(sector/quality effect) 및 잔여효과(residual effect)로 분해하여 분석한다. 또 다른 모형인 Fong 모형⁷은 채권투자 실현수익률을 통제불능요인 및

⁶Dietz, Fogler et, "The challenge of Analyzing Bond Portfolio Returns, Journal of Portfolio Management, pp.53-58

⁷Fong, Pearson, Vasicek, 1983, "Bond performance" analyzing sources of return", Journal of Portfolio Management, pp.46-50

통제가능 요인으로 분해하고, 각각의 요인에 대해 다시 세부적인 분해를 진행한 것으로, 통제가능 요인은 다시 만기효과, 채권등급효과 및 순선택효과로 분해한다. 즉 채권 수익률에 영향을 주는 요인으로 만기요인 및 등급요인이 공동으로 들어가게 된다. 따라서 본 연구에서는 시장지수 수익률로 채권 종합지수, 주식시장 KOSPI지수와 더불어 만기 리스크 및 디폴트 리스크(등급 리스크 혹은 신용 리스크와 동일함)를 사용한다.

채권시장 지수는 한국신용평가(KIS)에서 산출·발표⁸하는 종합채권지수를 사용한다. KIS 종합지수(ALL BOND INDEX)는 국내 채권 시장 전체를 반영하는 종합채권지수이다. KIS는 2001년 국내 최초로 시가를 이용하여 국내에서 발행되는 전체 원화표시 채권을 바스켓으로 하는 한경-KIS-REUTERS채권지수를 발표하였다. 지수는 기본적으로 액면 가중 가격을 사용하는 것으로, 가격은 KIS PRICING의 평가가격을 사용하고, 편입액면은 채권별 실제 발행잔액을 사용한다. 구체적으로, 기준시점 대비 비교시점의 가격의 합을 지수화하여 산출하는 것으로, 경과이자 처리 및 현금흐름의 재투자 방법에 따라 총수익지수, 순가격지수, 콜재투자지수 및 제로재투자지수 등 네가지 지수를 산출한다. 본 연구에서는 전체 총 성과를 나타내는 총수익지수를 사용한다.⁹

주식시장 지수는 Fn-Guide에서 산출·발표하는 KOSPI 총수익지수를 사용한다. KOSPI는 한국거래소에서 산출하는 시가총액식 지수로, 1980년 1월 4일의 시가총액을 분모로 하고, 산출시점의 시가총액을 분자로 하여 지수화한 것이다. 지수를 산출할 때 연속성을 유지하기 위하여 유가증권시장 상장종목중 유·무상증자, 주식배당, 합병 등에 의해 주가에 락(落)이 발생하거나 상장주식수에 변동이 있는 경우에는 기

⁸KIS 지수 산출방법론은 www.bond.co.kr에서 KIS-Index Rule & Methodology 참조

⁹총수익지수는 채권으로부터 얻을 수 있는 전체 총 성과를 나타내는 지수로, 자본손익(capital gain) 및 경과이자수익 이외에 발생된 현금을 채권지수에 편입된 전 종목에 재투자함으로써 얻을 수 있는 재투자수익이 포함된다. 순가격지수는 채권의 경과이자를 제거한 순가격(Clean Price)에 대한 지수로, 자본손익(capital gain)에 대한 성과를 표시한다. 콜재투자지수는 채권의 자본손익(capital gain) 및 경과이자 수익 외에 재투자에 대한 가정을 콜금리로 하는 지수. 즉, 쿠폰 지급 등의 현금흐름을 콜금리로 재투자하였을 때 얻을 수 있는 성과를 나타낸 지수이다. 제로재투자지수는 채권의 자본손익(capital gain) 및 경과이자 수익 외에 쿠폰 지급 등의 현금흐름 발생시 이를 재투자하지 않고 보유할 때 얻을 수 있는 성과를 나타낸 지수이다.

준시가총액과 비교시가총액을 수정하고 있는, 현금배당의 경우 시가총액에 반영되지 않는다. FnGuide는 자산운용의 정확한 성과평가를 위한 벤치마크를 제공하기 위해 Price Return에 현금배당의 재투자수익을 더한 Total Return 지수 또한 각 지수별로 산출하여 발표하고 있으며, FN KOSPI 총수익지수는 2003년 12월 30일부터 산출되고 있다. 현금배당의 재투자수익을 더한 코스피 총수익지수와 코스피 지수 월간 수익률을 비교해 보면, 총수익지수 산출 첫 달인 2004년 1월 총수익지수 수익률이 코스피 지수 수익률 대비 -0.84%로 현저히 낮았고, 그 이후에는 항상 높게 나타났다. 또한 거의 12개월 간격으로 총수익지수 수익률이 코스피지수 수익률 대비 0.5% ~ 1.2% 높은 것으로, 이는 대부분 상장회사의 현금배당 주기가 12개월인 점과 매칭된다. 본 연구에서는 배당수익률을 감안한 주식시장 지수 즉 FN 코스피 총수익지수를 주식시장 수익률로 사용하였으며, 지수 산출 첫 달을 제외한 2004년 2월 이후의 자료를 사용하였다.

디폴트 리스크는 일반적으로 회사채와 국채 혹은 AAA등급 회사채와 BBB등급 회사채 수익률 차이를 사용하고, 만기 리스크는 장기채권과 단기채권 수익률의 차이를 사용한다. 금리 스프레드 자체를 사용하는 경우¹⁰도 있지만 거래 가능한 포트폴리오 수익률로는 회사채섹터 지수와 국채섹터 지수수익률 차이, 장기채권지수와 단기채권지수 수익률 차이를 사용하는 것이 더 타당하다. 따라서 디폴트 및 만기 리스크 역시 KIS에서 산출하는 섹터별, 만기별 지수를 사용하였다.¹¹ 디폴트 리스크를 측정하기 위한 지수 선정은 회귀분석 방법을 사용하였다. 즉 만기가 동일한 회사채와 국채 지수를 pair로 묶고 단순 회귀분석을 진행했을 경우 민감도를 비교한 것으로, 민감도가 클 수록 두 지수의 수익률 차이가 신용등급 차이에 의한 것이라고 볼수 있다. 분석 결과 디폴트 리스크는 KIS 회사채 BBB등급 2년지수 수익률과 KIS 국고채 2년지수 수익률의 차이로 선정하였다. 만기 리스크도 마찬가지로 분석을 진행한

¹⁰ 윤성용 (2009)

¹¹ 한경-KIS-Reuters 채권지수는 섹터별로는 투자적격 등급(BBB-)이상 총 46종의 섹터, 만기별로는 잔존만기 3개월 미만을 제외하고 총 22종의 만기로 구분하여 총 천 여 그룹의 지수로 나뉜다. 섹터는 크게 국공채, 금융채, 회사채 등 3개 섹터로 나뉘고, 만기는 3개월에서 1년(1Y), 1년에서 2년(2Y), 2년에서 3년(3Y), 3년에서 5년(4Y), 5년이상(5Y) 등 5개로 나뉜다.

결과 KIS종합 장기채권지수와 KIS종합 2년 채권지수의 차이로 선정하였다.

본 연구의 분석 기간은 4개 수익률 요인이 산출되기 시작한 2004년 2월부터 2010년 12월까지 총 83개월이다. [표 1]는 분석기간 동안 시장지수 수익률요인들의 기초 통계량 및 상관관계를 보여준다. 이 기간동안 채권종합지수 월 평균 수익률은 0.46%, KOSPI 지수 수익률은 1.21%로, 주식 시장 수익률이 채권 시장 수익률보다 월 평균 75bp 높은 것으로 나타났다. 디폴트 리스크 및 만기 리스크는 각각 0.23%, 0.08%로, 국내 채권시장에서 디폴트 리스크가 만기 리스크보다 훨씬 크다는 점을 볼수 있다. 수익률 분산 값을 보면, KOSPI지수가 6.51%로 가장 높고, 그 다음에는 만기리스크의 분산이 1.53%로 높은 값을 가진다. 만기리스크의 분산이 이렇게 큰 것은 주로 장기 지수 수익률의 변동에 기인한 것으로, 전체 분석기간 중 장기지수는 최저 -6%에서 최고 10%의 수익률을 기록하면서 만기리스크의 변동성 또한 커지게 되었다. 디폴트 리스크의 경우 분산이 0.31%로 가장 낮은 값을 가진다. 왜도 값은 KOSPI가 -0.96으로 (-)쪽으로 두터운 꼬리가 있는 것으로 나타나고, 반면 채권종합지수는 2.24로 (+)쪽으로 두터운 꼬리가 있는 것으로 나타났다. 디폴트 리스크는 KOSPI와 마찬가지로 (-) 왜도값을, 만기리스크는 채권종합지수와 마찬가지로 (+) 왜도값을 보여주었다.

상기 4개 시장지수 수익률요인의 상관관계를 보면, 채권지수 수익률과 만기리스크의 상관관계가 0.88로 높게 나타났다. 만기리스크가 장기채권 지수와 단기채권 지수의 수익률의 차이인 점을 감안하면, 이러한 높은 상관관계는 자명하다. 채권지수수익률과의 KOSPI 수익률, 디폴트 리스크는 각각 -0.05, -0.10으로 상관성이 거의 없다고 볼 수 있고, KOSPI 수익률과 디폴트 리스크의 상관관계의 경우 0.39로 어느 정도 동조성이 있다고 볼 수 있다.

3.1.2 거시변수 요인 선정

본 연구에서는 한국은행에서 제시하는 거시경제분석자료¹²를 대표적인 국내 거시변수로 간주하여 사용한다. 한국은행 거시경제 분석지표는 경제성장 및 고용·임금

¹²<http://ecos.bok.or.kr> 참조

표 1: 시장지수 수익률 요인들의 기초통계량 및 상관관계

기간: 2004.2-2010.12				단위:%
시장지수	평균	분산	왜도	첨도
채권종합지수	0.46	0.73	2.24	15.37
KOSPI지수	1.21	6.51	-0.96	5.62
디폴트 리스크	0.23	0.31	-0.60	6.00
만기 리스크	0.08	1.53	0.21	8.30

시장지수	채권종합지수	KOSPI	디폴트 리스크	만기 리스크
채권종합지수	1.00	-0.05	-0.10	0.88
KOSPI지수	-0.05	1.00	0.39	-0.02
디폴트 리스크	-0.10	0.39	1.00	-0.05
만기 리스크	0.88	-0.02	-0.05	1.00

(14개), 물가(7개), 통화금융·증권(7개), 국제수지·무역·외환(6개) 등 4개 범주, 총 35개 지표를 포함하며, 그 중 월별자료를 발표하는 24개 지표를 분석대상으로 한다. 단, 경제성장 관련지표들이 모두 분기자료이므로 한국은행 산업생산지수 및 통계청에서 발표하는 경기종합지수(선행 및 동행)를 분석대상에 추가한다. 또한 국제수지·무역·외환 범주에 속해있지 않지만 대미환율 역시 분석대상에 포함시킨다. 따라서 전체적으로 [표 2]에 기술한 바와 같이 거시경제 분석지표는 28개로 확정된다.

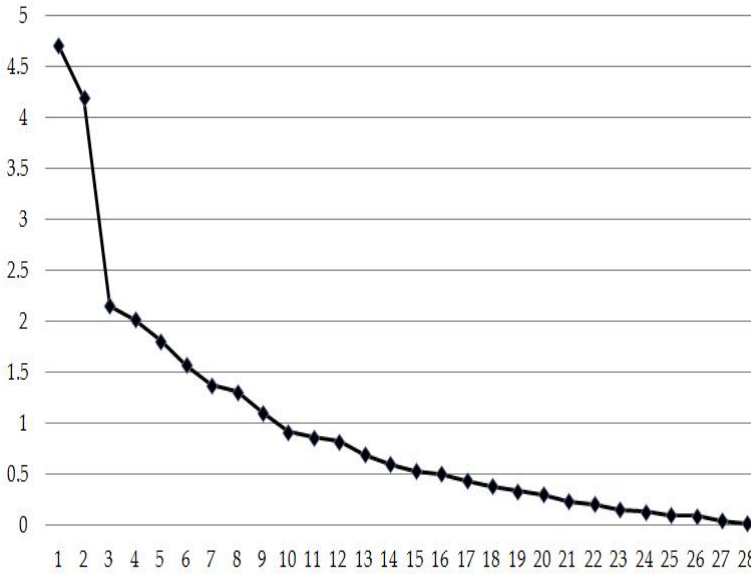
거시변수에 대한 주성분 분석은 한국은행 발표자료를 기준으로 전체 변수의 월별자료가 모두 존재하는 1999년 6월 - 2010년 12월 자료를 표본으로 하였다. 또한 본 연구의 주분석 대상인 패시브 채권 포트폴리오 자료가 존재하는 2004년 2월 - 2010년 12월 자료에 대한 분석도 추가로 진행하여 분석결과의 일치성 여부를 확인하고자 한다.

28개의 거시경제변수의 상관계수를 이용하여 주성분 분석을 시행한 결과 주성분의 분산은 [그림 1]과 같이 최초 2개의 요인이 분산에 대한 높은 설명력을 보임을 알 수 있다. 그러나 명확한 요인의 갯수를 선정하기 위해 앞서 제시한 세 가지 방법

표 2: 한국은행기준 거시지표

범주	거시 경제 변수	단위/기준년	비기대치 계산법
경제 성장/ 고용·임금	산업생산지수(계절조정)	2005=100	변화율
	경기선행종합지수	2005=100	변화율
	경기동행종합지수	2005=100	변화율
	제조업 평균가동률	%	차분
	제조업 재고율	%	차분
	실업률	%	차분
	고용률	%	차분
물가	생산자물가등락률	%	차분
	소비자물가등락률	%	차분
	근원인플레이션율	%	차분
	수출물가등락률	%	차분
	수입물가등락률	%	차분
	주택매매가격등락률	%	차분
	WTI 현물유가등락률	%	차분
통화금융· 증권	M1(평균)증감률	%	변화율
	M2(평균)증감률	%	변화율
	Lf(평균)증감률	%	변화율
	어음부도율	%	차분
	CD(91일)수익률	연%	차분
	국고채(3년)수익률	연%	차분
	종합주가지수	1980.01.04=100	변화율
국제수지· 무역·외환	경상수지	백만달러	변화율
	자본·금융계정	백만달러	변화율
	외환보유액	천달러	변화율
	순상품교역조건지수	2005=100	변화율
	수출증감률(통관기준)	%	차분
	수입증감률(통관기준)	%	차분
	대미환율	원/달러	차분

그림 1: 주성분의 분산



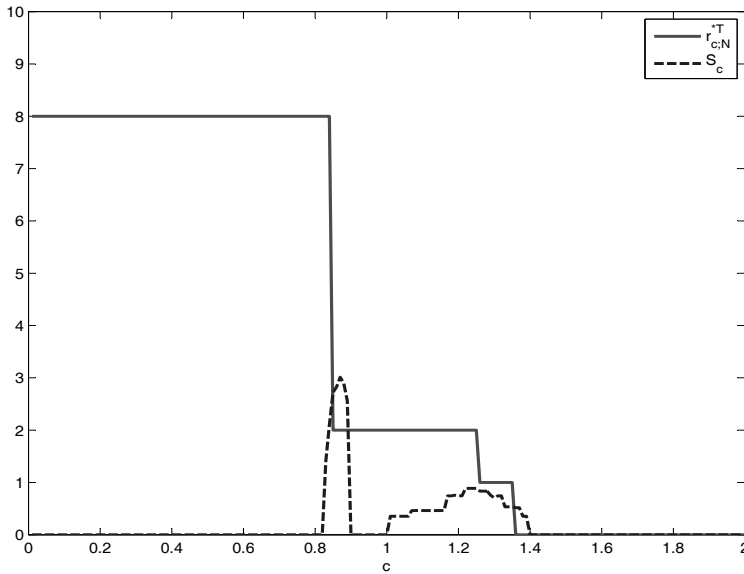
(B-N방법, 일반화 B-N방법, Onatski 방법)에 근거하여 적정 요인갯수를 추정하였다. 기존의 B-N 방법론을 적용할 경우 PC_{p1} 과 PC_{p2} 기준 하에서는 6개의 요인갯수가 도출되었다. 반면 로그변환된 IC_{p1} 과 IC_{p2} 기준에서는 2개의 요인갯수가 도출되었다. IC_p 기준은 최대값의 선택에 영향을 받지 않는다는 점에서 좀 더 우월한 속성으로 평가할 수 있다. 이어서 일반화 B-N 방법 적용시에도 2개의 요인갯수가 도출되었다. 이는 [그림 2]에서 확인할 수 있듯이, c 가 증가함에 따라 실선은 요인의 갯수를 나타낸다. 실선에서 평평한 안정부분은 요인갯수로 제시된 수치, $r_{c,N}^T$ 가 서로 다른 c 에 대해서도 안정적임을 뜻한다. 점선은 $r_{c,N}^T$ 의 서로 다른 기간간 안정성 측도로서 0에 근접할수록 서로 다른 하위표본에서 안정적임을 뜻한다. 따라서 0의 점선구간에서 가장 낮은 실선구간인 요인갯수 2가 선정됨을 확인할 수 있다. Onatski 방법론에서도 요인갯수가 2개로 확인되었다. 따라서 본 연구에서 사용한 거시변수에 내재된 요인갯수는 2개로 판단할 수 있다.

추출된 2개 주성분의 특성을 분석하기 위해 각 거시경제 변수에 대한 요인부하

표 3: 2개 주성분 요인부하량

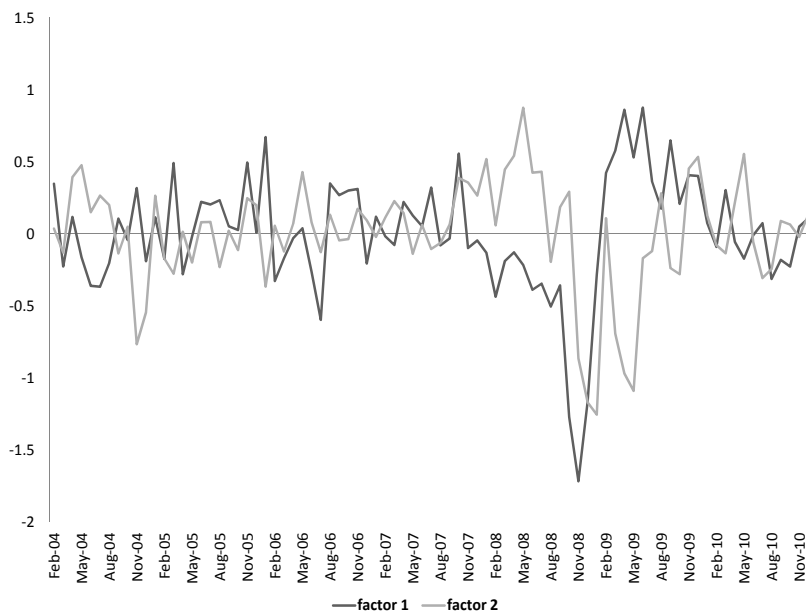
항목명		Factor loading1	Factor loading2
경제성장/ 고용·임금	총지수(출판업포함)	0.36	0.07
	경기선행지수	0.35	-0.08
	경기동행지수	0.33	0.10
	제조업 평균가동률	0.34	0.05
	제조업 재고율	-0.31	0.04
	실업률	-0.03	-0.04
	고용률	0.07	0.04
물가	생산자물가등락률	0.03	0.39
	소비자물가등락률	-0.04	0.30
	근원인플레이션율	-0.24	0.24
	수출물가등락률	-0.07	0.40
	수입물가등락률	0.02	0.42
	주택매매가격등락률	0.08	0.07
	WTI 현물유가등락률	0.17	0.03
통화금융· 증권	M1(평균)증감률	-0.10	-0.06
	M2(평균)증감률	-0.01	0.18
	Lf(평균)증감률	0.03	0.25
	어음부도율	-0.06	-0.00
	CD(91일)수익률	0.09	0.23
	국고채(3년)수익률	0.19	0.13
	종합주가지수	0.25	-0.11
국제수지· 무역·외환	경상수지	0.00	0.02
	자본·금융계정	0.02	-0.08
	외환보유액	0.29	-0.15
	순상품교역조건지수	0.04	-0.23
	수출증감률(통관기준)	0.21	0.16
	수입증감률(통관기준)	0.23	0.15
	원/달러(증가)	-0.14	0.12

그림 2: 일반화 B-N 적용



량을 분석하였고, 그 결과는 [표 3]와 같다. 첫번째 주성분은 경제성장 및 고용·임금 그룹의 변수들에 대해 요인부하량이 가장 큰 값을 가진다. 그 중 총지수(출판업 포함), 경기선행지수, 경기동행지수, 제조업 평균가동율 등 경제성장과 양의 상관성이 있는 변수에 대해서는 0.33에서 0.36사이의 값을 가지고, 제조업 재고율과 같이 경제 성장과 음의 상관성이 있는 변수에 대해서는 -0.31의 값을 가진다. 따라서 첫번째 주성분은 성장과 관련된 요인으로 볼 수 있으며 이하 첫번째 주성분은 성장요인이라는 용어를 사용하도록 한다. 두번째 주성분은 물가 그룹의 변수들에 대해 요인부하량이 가장 큰 값을 가진다. 물가 그룹 중 수입물가 등락률, 수출물가 등락률, 생산자물가 등락률, 소비자물가 등락률에 대한 요인부하량이 0.30에서 0.42사이의 값을 가진다. 따라서 두번째 주성분은 물가와 관련된 요인으로 볼 수 있으며 이하 두번째 주성분은 인플레이션 요인이라는 용어를 사용하도록 한다. 추출한 주성분의 시계열은 [그림 3]과 같다.

그림 3: 추출한 주성분 시계열



3.2 패시브 채권포트폴리오의 선정

채권 포트폴리오의 기대수익률 모형으로 본 연구에서 사용하고자 하는 APT 모형에서 거래 가능한 포트폴리오 즉 시장지수의 시장가격은 무위험자산 수익률 대비 초과수익률로 관측 가능한 값이다. 반면 거시경제 요인의 시장가격 혹은 리스크 프리미엄은 관측 불가능한 값으로, 모형에서 추정해야 한다. 이론적으로 거시경제 요인의 시장가격을 추정할 때 분석하고자 하는 모든 채권포트폴리오, 즉 패시브 포트폴리오 및 액티브 포트폴리오로 볼수 있는 채권형 펀드를 모두 사용하여 추정해야 한다. 그러나 채권형 펀드의 숫자가 방대하기 때문에 채권형 펀드까지 포함하여 추정한다면 추정 값이 수렴이 안되는 문제가 발생하며, 따라서 basis asset으로 패시브 포트폴리오만을 사용하여 거시경제 요인의 시장가격을 추정하고자 한다.

본 연구에서는 패시브 포트폴리오로 KIS의 여러 섹터 및 만기 지수를 사용하고자 한다. 패시브 포트폴리오 대상 지수들로 국채, 금융채, 회사채 등 3개 섹터, 3개월에서 1년(1Y), 1년에서 2년(2Y), 2년에서 3년(3Y), 3년에서 5년(4Y), 5년이상(5Y) 등 5개 만기 총 15개 지수를 정하였다. 분석기간은 2004년 2월부터 2010년 12월까지 83개월이다.

[표 4]는 패시브 포트폴리오 대상 지수들의 기초통계량 자료이다. 패시브 포트폴리오의 월별 수익률의 평균은 국채 1Y지수의 0.36%에서 회사채 5Y지수의 0.56% 사이의 값을 가지는 것으로, 동일 섹터 내에서 만기가 길어짐에 따라 모두 증가하는 양상을 보인다. 이는 일반적으로 수익률 곡선이 우상향하는 특성과 유사하다. 하지만 증가하는 폭은 섹터에 따라 조금씩 차이가 난다. 국채의 경우 2Y, 3Y 및 4Y 지수들의 평균 수익률은 차이가 각각 2bp, 3bp로 수익률 차이가 미미하고, 금융채 및 회사채 섹터에서는 경우 3Y, 4Y 및 5Y 지수들의 평균수익률이 거의 차이를 보이지 않는다. 수익률의 분산은 5Y를 제외한 기타 만기에서는 국채 섹터의 분산이 가장 작고, 금융채 및 회사채의 분산은 유사한 값을 가진다. 장기지수인 5Y지수의 경우 특이하게도 금융채지수 수익률의 분산이 가장 크고, 회사채지수 수익률의 분산이 국채 5Y보다

표 4: 패시브 포트폴리오 수익률 기초통계량

기간: 2004.2-2010.12				단위:%
포트폴리오	평균	분산	왜도	첨도
국 채 1Y	0.36	0.18	2.23	11.54
국 채 2Y	0.42	0.46	2.14	9.83
국 채 3Y	0.44	0.70	1.59	7.62
국 채 4Y	0.47	1.10	1.07	5.69
국 채 5Y	0.52	1.91	0.74	7.68
금융채 1Y	0.38	0.20	3.13	16.43
금융채 2Y	0.45	0.49	2.61	12.94
금융채 3Y	0.51	0.86	2.17	9.51
금융채 4Y	0.54	1.31	2.22	11.39
금융채 5Y	0.53	2.97	2.36	12.18
회사채 1Y	0.45	0.22	3.32	17.56
회사채 2Y	0.52	0.51	1.98	7.92
회사채 3Y	0.54	0.83	1.40	5.68
회사채 4Y	0.55	1.21	1.13	5.03
회사채 5Y	0.56	1.79	1.06	5.65

더 작다. 만기가 5년 이상인 장기채 중 금융채는 만기가 7년이상에 집중되어 있는 반면, 회사채의 만기는 5년 7년, 국채 만기는 5년 10년에 집중되어 있는 것으로, 평균 만기가 가장 긴 금융채 5Y의 수익률 분산이 가장 크고, 반대로 평균 만기가 가장 작은 회사채 5Y의 만기가 가장 작다. 왜도는 모든 지수에서 (+)이고, 만기가 증가함에 따라 값이 줄어든다. 단 금융채섹터에서는 3Y의 왜도가 가장 작고 2Y 및 4Y,5Y는 비슷한 값을 가진다. 첨도 역시 모든 지수에서 3보다 큰 값을 가지는 것으로, 정규분포 대비 완만한 형태의 분포를 가지고 있다고 볼 수 있다.

동일 섹터 내에서 만기만 다른 지수 수익률의 상관관계를 보면, 2Y, 3Y, 4Y 지수들 사이의 상관관계가 모든 섹터에서 0.85이상의 높은 값을 가진다. 1Y과 2Y 지수 사이, 3Y, 4Y와 5Y지수 사이에도 마찬가지로 높은 상관관계를 보인다. 이러한 높은 상관관계는 동일한 만기의 상이한 섹터 지수 수익률 사이에도 보이고 있다. 종속변수들사이에 높은 상관관계가 존재할 경우 횡단면 적(cross-sectional) 수익률 차이를 잘 설명할 수 있는 요인 및 요인부하량을 찾기 어려운 문제점이 존재한다. 본 논문

에서는 만기 특성과 섹터 특성 중에서 섹터 특성이 상대적으로 강하다고 판단하여 각 섹터 별로 상관관계가 낮은 1Y 및 5Y지수 도합 6개 지수를 패시브 포트폴리오로 선택하였다. [표 5]에 선정된 6개 지수의 수익률 상관관계를 정리하였다.

표 5: 최종 선정된 패시브 포트폴리오 수익률 상관관계

	국채 1Y	국채 5Y	금융채 1Y	금융채 5Y	회사채 1Y	회사채 5Y
국채1Y	1.00	0.65	0.95	0.72	0.85	0.74
국채5Y	0.65	1.00	0.58	0.88	0.50	0.87
금융채1Y	0.95	0.58	1.00	0.72	0.93	0.75
금융채5Y	0.72	0.88	0.72	1.00	0.67	0.93
회사채1Y	0.85	0.50	0.93	0.67	1.00	0.75
회사채5Y	0.74	0.87	0.75	0.93	0.75	1.00

[표 6]는 거시경제 요인과 기타 시장지수 수익률 요인과의 상관관계를 나타낸 표이다. 성장요인과 시장지수 수익률과의 상관관계를 보면, 채권종합지수 및 만기 리스크와는 (-) 상관관계를, KOSPI지수 및 디폴트 리스크와는 (+)상관관계를 보이고 있다. 인플레이션 요인은 모든 시장지수 수익률 요인과 (-) 상관관계를 가진다. 절대 값은 디폴트 리스크와 성장요인 사이의 상관관계가 0.58로 가장 높게 나오고, KOSPI와 성장요인 역시 0.43으로 상대적으로 높게 나온 것 외에 기타 상관관계는 0.3 미만의 낮은 상관성을 보인다.

표 6: 시장지수 수익률 요인과 거시경제 요인과의 상관관계

시장지수	성장요인	인플레이션 요인
채권종합지수(AG)	-0.24	-0.29
KOSPI지수(KS)	0.43	-0.26
디폴트 리스크(DR)	0.58	-0.23
만기 리스크(TR)	-0.17	-0.14

3.3 모형 specification 및 실증분석 결과

모형에 부과한 APT 제약조건을 기각할 수 있는지, 거시경제 요인이 채권포트폴리오 성과에 대해 설명력을 가지고 있는지를 분석하기 위해 거래 가능한 포트폴리오 수익률 및 거시경제요인 등 설명변수 중 일부 혹은 전부를 포함하는 4개의 구체적인 모형을 수립한다.¹³ 각 모형에서 종속변수는 위에서 선정한 6개 패시브 포트폴리오의 무위험자산 수익률 대비 초과수익률 즉 리스크 프리미엄이며, 설명변수는 모형에 따라 다르게 설정된다. 본 논문에서는 CD(91일물)금리를 월별수익률로 환산하여 무위험자산 수익률로 사용한다.

1. 지수형-1 (추정변수: α 6개, β 6개)

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_i (AG_t - R_{Ft}) + \eta_{it}$$

$$H_0 : \alpha_i = 0$$

2. 지수형-4 (추정변수: α 6개 β 24개)

$$\begin{aligned} r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i &+ \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) \\ &+ \beta_{i,DR} (DR_t) + \beta_{i,TR} (TR_t) + \eta_{it} \end{aligned}$$

$$H_0 : \alpha_i = 0$$

3. 거시변수-4 (추정변수: α 6개, β 12개, γ 12개, λ 2개)

$$\begin{aligned} r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i &+ \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) \\ &+ \gamma_{i,UG} (UG_t) + \gamma_{i,UI} (UI_t) + \eta_{it} \end{aligned}$$

¹³제시된 4개 모형은 EGB연구를 따랐다.

$$H_0 : \alpha_i = \gamma_{i,UG}\lambda_{UG} + \gamma_{i,UI}\lambda_{UI}$$

4. 거시변수-6 (추정변수: α 6개, β 24개, γ 12개, λ 2개)

$$\begin{aligned} r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i &+ \beta_{i,AG}(AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS}(KS_t - R_{Ft}) \\ &+ \beta_{i,DR}(DR_t) + \beta_{i,TR}(TR_t) \\ &+ \gamma_{i,UG}(UG_t) + \gamma_{i,UI}(UI_t) + \eta_{it} \end{aligned}$$

$$H_0 : \alpha_i = \gamma_{i,UG}\lambda_{UG} + \gamma_{i,UI}\lambda_{UI}$$

여기서

AG: 채권종합지수 수익률

KS: KOSPI 총수익지수 수익률

DR: 회사채 BBB 2년 지수 수익률 - 국고채 2년 지수 수익률

TR: 종합 장기채권지수 수익률 - 종합 2년 채권지수 수익률

UG: 성장요인

UI: 인플레이션 요인

상기 네 모형은 SUR(Seemingly Unrelated Regression)모형으로, 추정방식은 GMM 방식을 사용하고 알파에 대한 귀무가설 검증은 Wald-test를 진행하였다. Wald test의 강점은 제약조건을 부여하지 않은 모형으로만 추정하고 가설검정을 할 수 있다는 것이다. 구체적으로, 지수형-1 및 지수형-4 모형에서는 제약조건을 부여하지 않고 알파와 알파의 공분산 행렬을 추정하고, 추정한 값을 사용하여 검정통계량을 $Wald = \hat{\alpha}'\hat{\Sigma}^{-1}\hat{\alpha}$ 로 계산한다. 여기서 $\hat{\alpha}$ 및 $\hat{\Sigma}$ 는 각각 알파 및 알파의 공분산의 추정값이다. 귀무가설 하에서 검정통계량 $Wald$ 값은 자유도가 추정한 알파의 개수인 χ^2 분포를 따를 것이다. 거시변수-4 및 거시변수-6 모형의 경우 알파에 대한 제약조건에 모형에서 추정한 값 즉 $\hat{\gamma}$ 및 $\hat{\lambda}$ 값이 사용되며, 검정통계량은 $Wald = (\hat{\alpha} - \hat{\gamma}\hat{\lambda})'\hat{\Sigma}^{-1}(\hat{\alpha} - \hat{\gamma}\hat{\lambda})$ 이 되고,

이 검정통계량 역시 귀무가설 하에서는 χ^2 분포를 따르게 된다.

본 논문에서 사용한 4개의 모형은 각각의 모형에 대해 APT 검증을 할 수 있을 뿐만 아니라, 설명요인이 서로 내포되어 있는 두개 모형에 대해서 pairwise test를 진행하는것도 가능하다. 구체적으로 지수형-4 모형은 지수형-1 모형에 비해 KOSPI 수익률, 디폴트 리스크, 만기 리스크 등 3개 설명요인이 추가된 것으로, 지수형-1 모형은 지수형-4 모형에 상기 세 요인에 대한 채권포트폴리오 수익률의 민감도가 0이라는 제약조건을 부여한 형태가 된다. 마찬가지로 거시변수-4 모형은 거시변수-6 모형에서 디폴트 리스크와 만기 리스크에 대한 채권포트폴리오 수익률의 민감도가 0이라는 제약조건을 부여한 형태이다. 추가된 제약조건에 대해서 Wald test를 진행하여 제약조건 기각여부를 확인함으로써 추가된 설명요인의 유의성을 검증할 수 있다.

표 7: 지수형-1모형

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_i (AG_t - R_{Ft}) + \eta_{it}$$

$$H0 : \alpha_i = 0$$

포트폴리오	α	z-value	R^2
국채 1Y	0.01	0.94	0.70
국채 5Y	-0.13	-1.57	0.86
금융채 1Y	0.03	2.38	0.63
금융채 5Y	-0.31	-2.87	0.90
회사채 1Y	0.10	4.85	0.54
회사채 5Y	-0.08	-0.95	0.89
평균	-0.06		0.75
Wald	70.71(p-value < 0.001)		

[표 7~12]에 분석 결과를 제시하였다. 채권종합지수 수익률 하나의 설명변수만을 사용한 단일지수요인 모형인 지수형-1 모형은 6개 패시브 포트폴리오 중 국채 1Y 및 회사채 5Y를 제외한 기타 4개 패시브 포트폴리오의 α 는 유의미하게 0이 아닌 값을 가지며, 모든 α 가 동시에 0이라는 귀무가설은 기각한다. 4개 시장지수 수익률을 설명변수로 사용한 다중지수 모형인 지수형-4 모형 하에서는 6개 passive portfolio의 α 값이 모두 유의미하게 0이 아닌 값을 가지며, 모든 α 가 동시에 0이라는 귀무가설

표 8: 지수형-4모형

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) \\ + \beta_{i,DR} (DR_t) + \beta_{i,TR} (TR_t) + \eta_{it}$$

$$H0 : \alpha_i = 0$$

포트폴리오	α	z-value	Adjusted R^2
국채 1Y	0.01	1.57	0.88
국채 5Y	0.08	3.85	0.99
금융채 1Y	0.02	1.66	0.83
금융채 5Y	-0.41	-2.76	0.91
회사채 1Y	0.04	2.75	0.82
회사채 5Y	-0.30	-3.38	0.93
평균	-0.06		0.89
Wald		21.45 (p-value: 0.002)	

표 9: 거시변수-4 모형

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) \\ + \gamma_{i,UG} (UG_t) + \gamma_{i,UI} (UI_t) + \eta_{it}$$

$$H0 : \alpha_i = \gamma_{i,UG} \lambda_{UG} + \gamma_{i,UI} \lambda_{UI}$$

포트폴리오	Unrestricted α (z-value)	Restricted α	Adjusted R_2
국채 1Y	0.01(1.45)	0.02	0.73
국채 5Y	-0.15(-1.98)	-0.33	0.86
금융채 1Y	0.03(2.86)	0.05	0.70
금융채 5Y	-0.35(-3.57)	0.00	0.89
회사채 1Y	0.10(5.37)	0.11	0.67
회사채 5Y	-0.09(-1.22)	0.17	0.89
평균	0.07	0.00	0.79
Wald	38.47 (p-value < 0.001)		

표 10: 거시변수-6 실증분석 결과

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) \\ + \beta_{i,DR} (DR_t) + \beta_{i,TR} (TR_t) \\ + \gamma_{i,UG} (UG_t) + \gamma_{i,UI} (UI_t) + \eta_{it}$$

$$H0 : \alpha_i = \gamma_{i,UG} \lambda_{UG} + \gamma_{i,UI} \lambda_{UI}$$

포트폴리오	Unrestricted α (z-value)	Restricted α	Adjusted R^2
국채 1Y	0.01(1.25)	0.02	0.88
국채 5Y	0.07(3.32)	0.02	0.99
금융채 1Y	0.02(1.18)	0.04	0.83
금융채 5Y	-0.41(-2.65)	-0.02	0.91
회사채 1Y	0.04(2.52)	0.05	0.82
회사채 5Y	-0.27(-2.98)	-0.01	0.93
평균	-0.09	0.02	0.90
Wald	10.24(p-value : 0.115)		

표 11: 거시변수-4에서 추정된 거시경제 요인의 시장가격

	추정된 시장가격	z-value
λ_{UG}	0.1891	2.9384
λ_{UI}	-0.4588	-5.9237

표 12: 거시변수-6에서 추정된 거시경제요인의 시장가격

	추정된 시장가격	z-value
λ_{UG}	-0.3297	-2.1168
λ_{UI}	-0.1725	-1.5376

역시 기각한다. 채권종합지수와 주식 종합지수 등 2개 시장지수와 성장요인 및 인플레이션 요인 등 2개 거시경제 요인을 사용한 모형인 거시변수-4 모형 하에서 2개 거시경제 요인의 시장가격은 모두 유의미한 값으로 추정되나, α 에 대한 모형의 귀무가설은 기각된다. 4개 시장지수 수익률 및 2개 거시경제 요인을 사용한 다중요인 모형인 거시변수-6 모형은 4개 모형 중 유일하게 귀무가설을 기각하지 못한 모형으로, 2개 거시경제 요인의 시장가격은 모두 유의한 값으로 추정됨과 동시에 α 에 대한 제약조건이 기각되지 못하였다. 결론적으로 본 논문에서 passive portfolio 수익률에 대한 APT 모형의 적합성을 검증하기 위해 수립한 4개 APT 모형 4개의 시장 지수 및 2개의 거시경제 요인을 포함한 거시변수-6 모형만이 패시브 포트폴리오의 수익률을 설명할 수 있는 적합한 모형으로 추정되었다.

표 13: Pairwise Test

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i1} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i2} (KS_t - R_{Ft}) + \beta_{i3} (DR_t) + \beta_{i4} (TR_t) + \gamma_{i1} (UG_t) + \gamma_{i2} (UI_t) + \eta_{it}$$

	귀무가설	Wald	가설기각여부
지수형-1 vs 지수형-4	$\beta_{i2} \sim \beta_{i4} = 0$	44839.56	기각
지수형-1 vs 거시변수-4	$\beta_{i2} = 0;$ $\gamma_{i1} \sim \gamma_{i2} = 0$	172.15	기각
지수형-1 vs 거시변수-6	$\beta_{i2} \sim \beta_{i4} = 0;$ $\gamma_{i1} \sim \gamma_{i2} = 0$	74933.93	기각
지수형-4 vs 거시변수-6	$\gamma_{i1} \sim \gamma_{i2} = 0$	137.6	기각
거시변수-4 vs 거시변수-6	$\beta_{i3} \sim \beta_{i4} = 0$	44.08	기각

[표 13]은 Pairwise test 결과이다. 설명변수가 서로 내포되어 있는 5쌍의 모형에 대해 Pairwise Test를 진행한 결과, 추가된 설명변수의 민감도가 0이라는 제약조건을 모두 기각한다. 즉 시장 지수 수익률 요인인 KOSPI 수익률, 만기 리스크 및 디폴트 리스크 뿐만 아니라, 거시경제 요인인 성장요인과 인플레이션 요인도 채권포트폴리

오의 시계열 적 기대수익률에 대한 설명력을 높였다.

모형별 시계열적 기대수익률에 대한 설명력을 확인할 수 있는 다른 지표인 R^2 를 보면, 지수형-1 모형의 평균 R^2 값이 0.75인데 비해 기타 시장지수 요인들을 추가한 지수형-4 모형의 Adjusted R^2 의 평균 값은 0.89로 크게 증가한다. 거시경제 요인까지 추가된 거시변수-6 모형의 Adjusted R^2 의 평균값은 0.90로, 설명 증가폭이 크지 않으나, 4개 모형 중 시계열적 기대값에 대한 설명력이 가장 높은 것으로 집계되었다. 따라서 시계열적 기대수익률에 대해 가장 잘 설명할 수 있는 모형은 거시변수-6 모형임을 확인할 수 있다.

표 14: 거시변수-6모형에서 각 패시브포트폴리오 수익률의 요인별 민감도

$$r_{it} - R_{Ft} = \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) + \beta_{i,DR} (DR_t) + \beta_{i,TR} (TR_t) + \gamma_{i,UG} (\lambda_{UG} + UG_t) + \gamma_{i,UI} (\lambda_{UI} + UI_t) + \eta_{it}$$

여기서 AG는 채권종합지수 수익률, KS는 KOSPI 수익률, DR은 디폴트 리스크, TR은 만기리스크, UG는 성장 요인, UI는 인플레이션 요인이고, RF는 무위험자산 수익률이며, $\lambda_{UG} = -0.3297$, $\lambda_{UG} = -0.1725$ 이다.

	추정값	추정오차	z-value	추정값	추정오차	z-value			
국채1Y	β_{AG}	0.3430**	0.0294	1.6524	β_{AG}	0.7182***	0.1084	6.6286	
	β_{KS}	-0.0003	0.0012	-0.2430	β_{KS}	-0.0008	0.0040	-0.2095	
	β_{DR}	-0.0614***	0.0257	-2.3941	국채5Y	β_{DR}	-0.1493**	0.0832	-1.7929
	β_{TR}	-0.0893***	0.0110	-8.0940		β_{TR}	0.9281***	0.0380	24.4335
	γ_{UG}	-0.0340**	0.0192	-1.7673		γ_{UG}	-0.0561	0.0596	-0.9404
	γ_{UI}	-0.0257	0.0216	-1.1867		γ_{UG}	-0.0081	0.0666	-0.1217
금융채1Y	β_{AG}	0.3872***	0.0293	13.2207	β_{AG}	3.4776***	0.6219	5.5918	
	β_{KS}	0.0012	0.0016	0.7104	β_{KS}	0.0245	0.0203	1.2038	
	β_{DR}	-0.0110	0.0413	-0.2675	금융채5Y	β_{DR}	0.4830	0.4535	1.0650
	β_{TR}	-0.1082***	0.0135	-8.0219		β_{TR}	0.2261	0.2404	0.9405
	γ_{UG}	-0.0784**	0.0397	-1.9738		γ_{UG}	0.0452	0.3624	0.1248
	γ_{UI}	-0.0755***	0.0305	-2.4805		γ_{UG}	0.0261	0.3478	0.0751
회사채1Y	β_{AG}	0.4375***	0.0419	10.4482	β_{AG}	2.1059***	0.2835	7.4271	
	β_{KS}	0.0017	0.0022	0.7758	β_{KS}	0.0098	0.0090	1.0855	
	β_{DR}	0.1844***	0.0433	4.2563	회사채5Y	β_{DR}	0.9148***	0.2661	3.4377
	β_{TR}	-0.1276***	0.0193	-6.6280		β_{TR}	0.1178	0.1509	0.7811
	γ_{UG}	-0.0857**	0.0421	-2.0376		γ_{UG}	0.0877	0.1203	0.7285
	γ_{UI}	-0.1201***	0.0339	-3.5448		γ_{UG}	-0.1241	0.2099	-0.5912

본 연구에서 채권 포트폴리오 수익률을 결정하는 요인으로 추가한 거시변수들의 특성을 살펴보기 위해 거시변수-6 모형에 따른 채권 포트폴리오의 기대수익률을 다시 살펴보고자 한다.

$$\begin{aligned}
 E[r_i] &= \lambda_0 + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} \lambda_j + \sum_{K=1}^J \gamma_{ik} \lambda_k \\
 &= E[R_f] + \sum_{j=1}^4 \beta_{ij} (E[R_j] - E[R_f]) + \sum_{k=1}^2 \gamma_{ik} \lambda_k
 \end{aligned}$$

이때 다음과 같은 오차모형을 정의할 수 있다.

$$bias_i = E[r_i] - \left(E[R_f] + \sum_{j=1}^4 \beta_{ij} (E[R_j] - E[R_f]) \right)$$

$bias_i$ 는 패시브 포트폴리오의 기대수익률 중 시장지수 요인으로 설명되지 않는 부분으로, 제약조건이 없이 추정된 α_i 혹은 제약조건이 부가되어 추정된 α_i 즉 거시요인으로 설명되는 부분인 $\sum_{k=1}^2 \gamma_{ik} \lambda_k$ 에 해당한다. 각 패시브 포트폴리오 별 $bias$ 는 [표10]에서 확인할 수 있다. 패시브 포트폴리오 중 금융채 5Y 및 회사채 5Y의 경우 제약조건 없이 추정된 α 가 유의한 (-)값을 가지고, 기타 포트폴리오의 경우 (+)값을 가지며, $bias$ 의 평균 값이 -0.09, 표준편차값은 0.20으로 집계된다. 이는 포트폴리오의 기대수익률에 대해 시장지수 요인들로만 설명할 경우 금융채 5Y 및 회사채 5Y 포트폴리오 수익률은 과대평가를, 기타 포트폴리오 수익률은 과소평가하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 모형에 의한 기대수익률과 실현 수익률 사이의 차이를 줄이기 위해서는 거시변수 요인으로 설명할 수 있는 부분이 과대평가된 수익률을 줄이고, 과소평가된 수익률을 증가시킬 수 있어야 한다.

우선 두 거시요인에 대한 채권포트폴리오 수익률의 민감도 γ_{ik} 를 분석하기 위해 [표14]에서 패시브 포트폴리오의 리스크 프리미엄에 대한 각 요인별 민감도를 정리하였다. 6개 패시브 포트폴리오 중 단기채권 및 국채 5Y 등 4개 채권포트폴리오의

리스크 프리미엄은 성장 요인에 대한 민감도가 전부 (-)값을 가진다. 단기채권 포트폴리오 리스크 프리미엄이 성장요인에 대한 민감도가 (-)인 것은 이들의 리스크 프리미엄이 경기 역행적(counter-cyclical) 특성을 가지는 것으로 해석할 수 있다. 장기채권 중 디폴트 리스크가 존재하는 금융채 5Y 및 회사채 5Y의 경우 성장요인에 대한 민감도가 (+)인 것으로, 이는 (+)의 성장 충격이 발생할 경우 디폴트 리스크가 줄어들면서 채권 가격이 상승하고 따라서 이들의 리스크 프리미엄 역시 증가하는 것으로 해석된다. 다만 장기채의 경우 경기변동 혹은 인플레이션과 같은 거시변수에 비해 일드 커브, 유동성 등 시장적인 영향을 크게 받기 때문에 거시변수보다는 디폴트 리스크 및 만기 리스크에 대해 유의한 민감도를 보인다. 인플레이션 요인에 대한 민감도는 금융채 5Y를 제외하고 전부 (-)인 것으로, 이는 기대치 못한 인플레이션 충격이 발생할 경우 금리를 상승시킴으로써 채권 자산 수익률에 (-)영향을 미치는 것으로 볼 수 있다.

이어서 거시경제 요인의 시장가격 λ_k 를 살펴보면, 인플레이션 요인의 경우 인플레이션이 증가하면 금리가 높아지면서 채권자산의 수익률에는 (-)영향을 미칠 것으로 예상되며, 따라서 인플레이션 요인의 시장 가격 추정값이 (-)인 것은 이러한 예상과 일치된다. 성장 요인의 시장가격은 인플레이션 요인 만큼 확실한 방향성이 존재하지 않는다. 고전경제이론상 경제 성장률은 실질금리와 동일한 것으로, 양의 성장 충격은 실질 금리를 끌어올리며, 실질금리의 상승은 인플레이션이 일정할 경우에는 명목금리의 상승을 이끌면서 채권포트폴리오 수익률에 대해 (-)영향을 미치게 된다. 그러나 인플레이션이 성장률 수준보다 더 많이 하락할 경우에는 명목금리를 끌어내리고 채권 포트폴리오 수익률에 대해서는 (+)영향을 미치게 된다. 본 연구에서 성장요인의 시장가격은 (-)로 추정되었다.

결론적으로 제약조건이 부가되어 추정한 α 즉 거시변수 요인으로 설명되는 수익률 부분은 [표10]에서 확인할 수 있는 바와 같이 시장지수 요인에 의해 과대평가된 금융채 5Y 및 회사채 5Y 포트폴리오의 기대수익률을 줄이고, 기타 포트폴리오의 과소평가된 수익률을 증가시킨다. 그 결과 모형 기대수익률과 실현 수익률사이의 *bias*

를 의 평균 값은 0.02, 표준편차 값은 0.03으로 집계되면서 *bias*의 분산이 크게 줄어든다.

표 15: 기대수익률에 대한 요인별 기여도

	채권종합 지수	KOSPI	디폴트 리스크	만기 리스크	성장 요인	인플레이션 요인
지수형-4	62.06%	1.58%	25.03%	11.33%		
거시변수-4	53.53%	2.21%			19.68%	24.57%
거시변수-6	51.73%	1.26%	19.37%	9.66%	11.98%	5.99%

[표 15]에서는 다요인모형인 지수형-4, 거시변수-4, 거시변수-6 모형에서 각 요인 별로 기대수익률에 대한 기여도의 크기를 보여준다. 요인 별로 패시브 포트폴리오의 리스크 프리미엄에 대한 기여도는 다음과 같이 계산된다.

- 시장 지수 수익률 요인 기여도

$$0_{ij} = \frac{|\beta_{ij}(E[R_j] - E[R_F])|}{\sum_{j=1}^J |\beta_{ij}(E[R_j] - E[R_F])| + \sum_{k=1}^K |\gamma_{ik}\lambda_k|} * 100$$

- 거시경제 요인 기여도

$$\text{기여도}_{ik} = \frac{|\gamma_{ik}\lambda_k|}{\sum_{j=1}^J |\beta_{ij}(E[R_j] - E[R_F])| + \sum_{k=1}^K |\gamma_{ik}\lambda_k|} * 100$$

채권 포트폴리오의 리스크 프리미엄에 대한 기여도가 가장 높은 요인은 채권종합지수 수익률로, 51.73% ~ 2.06%의 기여도를 보인다. 채권종합지수는 전체 채권 시장 포트폴리오로 볼 수 있는 것으로, 개별 패시브 포트폴리오의 성과에 가장 큰 영향을 미치는 요인인 것은 자명한 것이다. 반면 설명력이 가장 낮은 요인은 KOSPI 수익률로, 기여도가 가장 높은 거시변수-4 모형에서도 2.21%에 불과하다. 이는 대체 투자자산으로서 주식시장 수익률이 채권 포트폴리오에 주는 영향이 아주 미미함을

보여준다. 세 모형에서 채권종합지수 및 KOSPI의 기여도가 일정한 것으로 나타나며, 패시브 포트폴리오 수익률 중 채권 및 주식 시장 수익률의 기여도가 한정되어 있고, 이 두 요인으로 설명할 수 없는 다른 요인이 존재한다는 점을 반증한다. 상기 두 요인에 디폴트 리스크와 만기리스크 두 요인을 추가한 지수형-4 모형에서는 추가한 두 지수요인의 기여도가 각각 25.03%, 11.33%, 성장 요인과 인플레이션 요인을 추가한 거시변수-4 모형에서는 두 거시요인의 기여도가 각각 19.68%, 24.57%이다. 두 시장지수 수익률 요인과 두 거시경제 요인을 모두 추가한 거시변수-6 모형에서 성장 요인과 인플레이션 요인의 기여도의 합은 여전히 18%를 보이며, 특히 성장 요인은 11.98%로 디폴트 리스크 다음으로 리스크 프리미엄에 대한 기여도가 높은 것으로 나타났다.

따라서 3장의 연구결과를 종합해 보면, 한국 채권자산 수익률에 대해 APT 모형의 적합성 여부 및 설명력을 검증해본 결과, 본 연구에서 수립한 4개 APT 모형 중 채권종합지수 수익률, KOSPI 수익률, 디폴트 리스크 및 만기 리스크 등 4개 시장지수 요인과, 성장 요인 및 인플레이션 요인 등 2개 거시경제 요인을 모두 포함한 거시변수-6 모형이 APT가설을 기각하지 못하였다. 시장지수 요인들만 포함한 지수형-4 모형과의 pairwise test에서 거시경제 요인의 민감도가 0이라는 제약조건 역시 기각하여 채권수익률의 설명요인으로서 거시경제 요인을 추가한 거시변수-6 모형의 적합성을 입증한다. 채권 포트폴리오의 시계열 기대수익률에 대한 설명력을 나타내는 R^2 값은 거시변수-6 모형에서 0.90으로, 본 연구에서 수립한 4개 모형 중 가장 높은 설명력을 보였다. 또한 기대수익률에 대한 각 요인별 기여도를 분석한 결과 성장 요인과 인플레이션 요인 두 거시요인의 평균 기여도가 각각 11.98%, 5.99%로 전체 리스크 프리미엄의 18%를 거시 요인이 설명함으로써 거시요인의 중요성을 보여주었다.

다음 장에서는 위에서 수립한 4개 APT 모형, 특히 APT 가설을 기각하지 못한 거시변수-6 모형을 중심으로 개별 채권형 펀드의 성과를 평가하고자 한다. 모형 검증에 사용한 채권 지수는 만기 및 섹터가 일정한 패시브 포트폴리오인 반면, 채권형 펀드는 적극적 운용의 결과로 만기와 섹터가 시변적(time-varying)인 것으로, 펀드의 적극적 운용이 모형 기대수익률 대비 초과수익률을 내고 있는지 살펴보고자 한다. 이

와 더불어 채권형 펀드에서 부과하는 보수가 초과수익률에 미치는 영향도 분석한다.

제 4 장

개별 채권형 펀드 성과 평가

4.1 채권형 펀드 분석자료

채권형 펀드의 성과에 대한 기존 연구는 박영규, 주호근(2004), 김홍배(2008), 원승연(2008) 등이 있다. 박영규, 주호근(2004)은 1999년에서 2002년간의 공모펀드 자료를 대상으로 하고, 김홍배(2008), 원승연은 2001년에서 2006년 사이의 채권형 펀드에 대해 성과평가를 진행하였다. 본 연구에서는 passive 포트폴리오 수익률에 대한 APT 모형의 검증을 진행한 2004년 2월부터 2010년 12월까지 국내에서 운용된 공모 및 사모펀드를 대상으로, 유형별로 펀드 성과에 대한 평가를 진행하고자 한다. 본 연구에서 사용한 펀드 수익률은 (주)KG제로인으로부터 입수하여 사용하였다. 펀드 보수 데이터는 자산운용협회에 공시된 자료를 사용하였다.

(주)KG제로인에서는 주식에 대한 투자가 제한되고 채권, CP 등 채권형 자산에만 투자하는 시가평가 펀드를 "채권형 펀드"로 분류하고, 채권형 펀드는 다시 일반채권, 초단기채권, 일반중기채권, 우량채권 및 하이일드 채권 등 5가지 유형¹⁴으로 분류하고 있다. 소유형의 분류는 투자설명서 혹은 약관 등에서 명시한 투자채권의 신용도 및 타겟 듀레이션에 근거하여 진행한다. 일반채권형은 투자채권 신용도, 타겟 듀레이션을 밝히지 않은 펀드로, 채권형 펀드에서 가장 큰 비중을 차지한다. 초단기채권 및 중기채권형은 투자채권에 대한 신용도의 제한이 없이 타겟 듀레이션이 각각 0.5년 미만, 2년에서 4년사이인 펀드이고, 우량채권 및 하이일드 채권은 타겟 듀레이션 없이 투자채권의 신용도가 각각 AAA등급이상, 투기등급(BB+이하)인 펀드이다.

¹⁴(주)KG제로인의 평가 대상은 평가 기간 동안 최소 자산규모 이상을 유지한 펀드로, 채권형 펀드의 규모기준은 50억원이다. 본 연구에서는 각 유형 내 대상펀드의 갯수를 확보하기 위해 10억원 이상의 규모로 운용된 펀드들을 연구대상으로 사용하였다.

공모펀드와 사모펀드의 유형분류 기준은 동일하다.

채권형 펀드는 주식형 펀드와 달리 공모펀드 대비 사모펀드¹⁵의 규모가 훨씬 큰 것으로, 이는 사모펀드에 대하여 공모펀드와 동일한 세제혜택을 부여한다는 점, 사모펀드 투자자입장에서는 개별 보유자산으로 회계처리하지 않고 간접투자증권으로 회계처리 하는 등 주로 수익률이나 거래편의성 측면 등에 기인한다.¹⁶ [표 16]에서 정리한 것과 같이 2004년 2월 부터 2010년 10월까지 각 유형별 펀드 수 및 운용기간 통계를 보면, 연구기간 총 대상펀드는 6,042개로, 그 중 82.8%의 펀드가 사모일반채권형 펀드로, 사모펀드 수는 전체 펀드 수의 92.9%를 차지한다. 운용기간을 보면, 전체 대상펀드의 64.12%에 해당하는 3,874개의 펀드가 6개월 미만으로 운용되고, 17.71%에 해당하는 1,070개의 펀드가 6개월 이상 ~ 12개월 미만으로 운용된 것으로, 전체 펀드 중 81.83%의 펀드가 1년 미만으로 운용되었다. 이러한 채권형 펀드의 높은 단기화 성향은 채권형펀드 시장이 금리변화에 민감한 기관 자금 중심의 사모형 위주로 형성되면서 단기적인 운용이 관행처럼 나타나는 등 펀드당 평균 운용 기간이 아주 짧아졌기 때문이다. 특히 사모펀드의 경우는 공모펀드에 비해 약 300일 정도나 운용기간이 짧은 것으로, 그 이유는 금리 변화에 따른 기관투자자의 투자 및 회수 결정이 신속히 내려지는 특성 때문인 것으로 보인다.

따라서 연구대상 펀드수와 연구 대상 기간 사이에 tradeoff가 존재하는 것으로, 운용기간이 긴 펀드를 연구대상으로 하면 대상펀드 수가 감소한다. 본 연구에서는 최대 6개의 요인으로 펀드 수익률을 평가하는 것으로, 펀드유지기간이 지나치게 짧은 펀드는 표본에서 제외시키고 12개월 이상 운용된 펀드들만 대상으로 함으로써 분석대상 펀드수가 총 대상펀드 수 대비 크게 줄어들었다. 또한 2010년 12월말을 기준으로 운용중인 펀드를 대상으로 한 분석과, 표본수의 확보를 위해 전체 분석 기간 중 12개월 이상 운용된 모든 펀드들을 대상으로 분석을 각각 시행하였다. 분석 유

¹⁵ 본 연구에서 사용하는 사모펀드는 사모집합투자기구를 약칭하고, 관련 용어 및 규정은 금융위원회 "자본시장과 금융투자업에 관한 법률"[시행 2011.11.5] [법률 제11040호, 2011.8.4, 일부개정]의 내용을 참조하였다. 사모집합투자기구는란 집합투자증권을 사모로만 발행하는 집합투자기구로서 대통령령으로 정하는 투자자의 총수가 대통령령으로 정하는 수(50인) 이하인 것을 말한다.

¹⁶ 서종균(2007), 투신 제62호

표 16: 2004년 2월 ~2010년 12월 채권형 펀드 수 및 운용기간 통계

유형	펀드수	운용기간 ¹⁷			
		6개월 미만	6개월 12개월	12개월 이상	2010.12말 12개월이상
공모일반	248	66	50	132	65
공모초단기	16	3	4	9	4
공모중기	58	16	6	36	32
공모우량	78	23	7	48	18
공모하이일드	31	11	2	18	10
사모일반	5,003	3,421	914	668	67
사모초단기	181	160	19	2	1
사모중기	200	18	34	148	39
사모우량	227	156	34	37	10
합계	6,042	3,874	1,070	1,098	246
비중	100.00%	64.12%	17.71%	18.17%	4.07%

형도 통계적 유의성을 확보하기 위해 5개 유형 중 대상 펀드 수가 상대적으로 많은 일반채권형과 중기채권형, 두 유형을 선택하였다.

4.2 APT 모형을 이용한 채권형 펀드 성과 분석

펀드 투자자들은 펀드매니저의 적극적인 운용을 통해 buy-and-hold 형태를 비롯한 패시브 투자전략 대비 우수한 성과를 기대하고 운용보수, 판매보수를 비롯한 보수를 지불한다. 아래 분석에서는 앞서 수립한 APT 모형을 이용하여 채권형펀드의 성과를 평가함으로써 펀드가 실제로 buy-and-hold 형태의 패시브 투자전략을 이용한 기대수익률 대비 우수한 성과를 보이는지 여부를 확인하고자 한다. 성장 요인 및 인플레이션 요인의 시장가격은 거시변수-6 모형에서 추정된 값을 사용한다. 추정방식으로 GMM을 사용하였고, 통계량은 z-value를 사용하였다.

[표 17]에서는 채권형 펀드의 리스크 프리미엄 즉 무위험자산 대비 초과수익률에 대한 각 요인들의 민감도의 평균값을 정리하였다. 우선, 4개 시장 지수 요인의 민감

표 17: 채권형펀드 성과에 대한 각 요인들의 평균 민감도

지수형-1

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_i (AG_t - R_{Ft}) + \eta_{it}$$

유형	펀드수	채권종 합지수	KOSPI	디폴트 리스크	만기 리스크	성장	인플레 이션
공모일반	132	0.6141					
공모중기	36	1.0583					
사모일반	668	0.6944					
사모중기	148	1.0557					

지수형-4

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) + \beta_{i,DR} (DR_t) + \beta_{i,TR} (TR_t) + \eta_{it}$$

유형	펀드수	채권종 합지수	KOSPI	디폴트 리스크	만기 리스크	성장	인플레 이션
공모일반	132	0.8465	0.0013	0.1870	-0.1334		
공모중기	36	1.0888	-0.0060	0.1126	-0.0213		
사모일반	668	1.0129	0.0068	0.0207	-0.1998		
사모중기	148	1.1759	0.0027	-0.0433	-0.0735		

거시변수-4

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) + \gamma_{i,UG} (UG_t + \lambda_{UG}) + \gamma_{i,UI} (UI_t + \lambda_{UI}) + \eta_{it}$$

유형	펀드수	채권종 합지수	KOSPI	디폴트 리스크	만기 리스크	성장	인플레 이션
공모일반	132	0.5936	0.0012			0.0554	-0.0984
공모중기	36	1.0602	-0.0023			-0.0067	0.0775
사모일반	668	0.6791	0.0016			0.0314	-0.0688
사모중기	148	1.0586	0.0010			-0.0331	0.0406

거시변수-6

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) + \beta_{i,DR} (DR_t) + \beta_{i,TR} (TR_t) + \gamma_{i,UG} (UG_t) + \gamma_{i,UG} (UG_t + \lambda_{UG}) + \gamma_{i,UI} (UI_t + \lambda_{UI}) + \eta_{it}$$

유형	펀드수	채권종 합지수	KOSPI	디폴트 리스크	만기 리스크	성장	인플레 이션
공모일반	132	0.8146	0.0004	0.2141	-0.1346	-0.0323	-0.1093
공모중기	36	1.0847	-0.0058	0.1601	-0.0238	-0.0600	0.0052
사모일반	668	0.9737	0.0059	0.0112	-0.1915	0.0077	-0.0731
사모중기	148	1.1981	0.0028	-0.0305	-0.0828	0.0142	0.0320

도는 모든 모형에서 일정한 수준을 유지하는 것으로 나타났다. 채권종합지수 요인의 민감도는 지수형-1 모형과 거시변수-3 모형에 비해 지수형-2 모형과 거시변수-4 모형에서 소폭 높게 나타났으나 전반적으로 유사한 값으로 볼 수 있다. KOSPI 요인의 경우 공모 중기채권형 성과에 대한 민감도만 (-)이고 다른 유형에 대한 민감도는 모두 (+)이라는 점은 채권과 주식이 대표적인 대체자산이므로 주식 시장 성과가 채권펀드 성과에 (-)영향을 미칠 것이라는 예상을 벗어난다. 본 연구의 분석기간이 글로벌 금융위기 및 그 회복기가 포함된 것으로, 이 기간동안 주식과 채권 등 위험자산의 성과가 동조현상을 보였다. 따라서 주식 시장의 성과는 한국에서 주식의 대표적인 대체자산으로의 중기 채권에 대해서만 (-)영향을 미친 것이다. 하지만 운용 제약이 거의 없는 사모펀드는 중기채권형도 주식시장 성과의 민감도가 (+)인 것으로, 위험분산 포트폴리오를 구성하여 운영하는 공모펀드에 비해 성과에 초점을 둔 축약 포트폴리오를 운영하는 사모펀드는 주식시장 성과와 동조현상을 보인다. 만기리스크는 유형과 상관없이 민감도가 전부 (-)로, 공모 및 사모 중기채권형의 민감도가 더 낮는데 이는 중기채권형 편입채의 만기가 일정 기간에만 집중되어 있기에 장단기 금리차에 의한 만기리스크의 영향은 덜 받는 것으로 해석된다. 디폴트 리스크는 사모 중기채권형에 대해서만 (-)의 민감도를 보이고, 기타 유형의 성과에 대한 민감도는 전부 (+)인 것으로 나타났다. 디폴트 불확실성의 증가시 사모펀드는 위험자산보다 안전자산에 대한 수요를 증가시키며 적극적으로 안전자산 대체재인 중기채의 수요를 급증시켜 (-) 민감도를 발생시킨 것으로 해석할 수 있다.

다음, 2개 거시변수 요인 중 인플레이션 요인은 거시변수-4 모형과 거시변수-6 모형에서 유사한 값과 패턴을 보이고 있으나, 성장요인은 두 모형에서 차이가 존재한다. 인플레이션 요인은 두 모형 모두에서 일반채권형과 중기채권형의 민감도의 부호가 다르게 나타난다. 중기채권형 펀드의 성과에 대한 민감도는 (+)로, 인플레이션이 증가하면 중기채권형 리스크 프리미엄은 증가한다. 이는 인플레이션이 증가하면 중기 금리가 하락하면서 중기채권 가격이 상승하는 것으로 해석된다. 타겟 듀레이션에 대한 제약이 없는 일반채권형 펀드 성과에 대한 인플레이션 요인의 민감도는 (-)인

것으로, 이는 인플레이션 증가가 수익률곡선을 상향 이동시킴으로서 채권 자산의 가격이 하락하고 일반 채권형 성과가 저조하게 되는 것으로 분석할 수 있다. 성장요인의 민감도는 공모펀드와 사모펀드에서 부호가 상반되는 모습을 보이는 것으로, 공모펀드 성과에 대한 민감도는 (+)인 반면 사모펀드 성과에 대한 민감도는 (-)로 나타났다.

표 18: 채권형펀드 성과의 기대값에 대한 각 요인별 기여도

지수 4							
유형	펀드수	채권종합지수	KOSPI	디폴트 리스크	만기 리스크	성장	인플레이션
공모일반	132	58.54	2.81	29.54	9.11		
공모중기	36	66.48	3.35	24.42	5.75		
사모일반	668	65.84	2.70	26.43	10.06		
사모중기	148	68.82	1.72	26.43	3.03		

거시변수 4							
유형	펀드수	채권종합지수	KOSPI	디폴트 리스크	만기 리스크	성장	인플레이션
공모일반	132	62.59	3.42			22.48	11.51
공모중기	36	72.05	2.14			16.59	9.22
사모일반	668	66.27	4.51			19.04	10.18
사모중기	148	74.82	2.16			13.59	9.43

거시변수 6							
유형	펀드수	채권종합지수	KOSPI	디폴트 리스크	만기 리스크	성장	인플레이션
공모일반	132	48.98	2.27	27.70	7.84	8.84	4.36
공모중기	36	55.32	2.35	23.96	5.23	8.90	4.24
사모일반	668	57.19	2.16	20.83	8.94	6.88	3.99
사모중기	148	60.93	1.42	25.99	2.61	4.95	4.11

[표 18]는 채권형펀드 성과 기대값에 대한 각 요인별 기여도를 보여준다. 채권 종합지수는 모든 모형에서 모든 유형 펀드들의 성과에 대한 기여도가 50%이상으로 가장 높다. 그 다음으로 기여도가 높은 요인은 디폴트리스크로 나타났으며, 20%이상의 기여도를 보인다. KOSPI의 기여도는 4%미만으로 미미하다. 이러한 분석결과는

passive 포트폴리오 성과에 대한 분석에서와 유사한 결과이다. 주목할 것은 거시변수 요인의 기여도가 디폴트리스크 및 만기리스크가 요인으로 포함되지 않은 거시변수-4 모형에서 20% ~ 30% 수준으로 두 거시요인이 디폴트리스크 및 만기리스크와 유사한 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 그 중 성장요인의 기여도는 디폴트리스크와 만기리스크를 포함한 거시변수-6 모형과 포함하지 않은 거시변수-4모형에서 큰 차이를 보인다. 거시변수-4모형에서는 성장요인의 기여도가 13% ~ 22.48%로 높은 수준인데 비해 거시변수-6 모형에서는 기여도가 4.95% ~ 8.90%로 낮아진다. 인플레이션 요인도 거시변수-4 모형과 비교하여 거시변수-6 모형에서 사모 중기채권형을 제외하고 다른 3개 유형에서 모두 기여도가 낮아진다. 이 역시 두 거시변수 요인이 디폴트리스크 및 만기리스크 두 시장지수 요인과 함께 채권펀드 성과를 결정하는 중요한 요인임을 보여준다.

[표 19]은 평균 알파 및 모형의 R^2 값을 보여준다. 지수형-1 모형 및 거시변수-4 모형을 사용하여 평가한 결과 모든 유형에서 알파 값은 유의하지 않은 반면 지수형-4 모형과 거시변수-6 모형에서 공모펀드의 알파값은 유의하게 (-)값을 가지는 것으로 나오고, 사모펀드의 알파값은 (-)부호를 가지나 유의하지 않은 것으로 나온다. 유의한 (-)의 알파값의 의미는 모형을 이용한 펀드의 기대수익률에 비해 실현 수익률이 하회한다는 것이다. 유형별로 기대수익률 대비 실현수익률의 하회수준을 보면, 일반채권형은 지수형-4 모형과 거시변수-6 모형에서 각각 -9.59bp, -10.93bp이고, 중기채권형은 각각 -11.28bp, -15.32bp로, 하회폭이 9~15bp 사이값을 가진다. 모형의 시계열적 설명력을 보여주는 R^2 값은 지수형-4 모형과 거시변수-6 모형이 비슷한 수준으로, 지수형-1 및 거시변수-4 모형에 비해 높다.

[표 20]는 2010년 12월 말 기준 운용중인 펀드들만 대상으로 알파 값을 계산한 결과이다. 이 경우에도 지수형-4와 거시변수-6 모형에서는 공모 펀드의 알파 값이 유의하게 (-)값을 가지는 것으로 나오나, 사모펀드의 알파 값은 유의하지 않은 것으로 나온다. 운용 중인 펀드 뿐만 아니라 상환된 펀드 까지 포함하여 분석한 위의 결과와 비교할 때, 중기채권형은 차이가 거의 없으나, 운용 중인 일반채권형의 평균 알파 값

표 19: 2004년 2월~2010년 12월 12개월 이상 운용된 펀드들의 평균 알파 및 모형의 R^2

지수형-1				
$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_i (AG_t - R_{Ft}) + \eta_{it}$				
	펀드수	α	z-value	R^2
공모일반	132	-0.0171	-0.9679	0.7827
공모중기	36	-0.0451	-1.5859	0.8753
사모일반	668	0.0351	0.3295	0.7580
사모중기	148	0.0022	-0.2877	0.9222

지수형-4				
$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft})$ $+ \beta_{i,DR} (DR_t) + \beta_{i,TR} (TR_t) + \eta_{it}$				
	펀드수	α	z-value	Adjusted R^2
공모일반	132	-0.0959	-2.0494	0.8571
공모중기	36	-0.1128	-2.2607	0.8738
사모일반	668	-0.0072	-0.2170	0.8169
사모중기	148	-0.0232	-0.7590	0.9481

거시변수-4				
$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft})$ $+ \gamma_{i,UG} (UG_t + \lambda_{UG}) + \gamma_{i,UI} (UI_t + \lambda_{UI}) + \eta_{it}$				
	펀드수	α	z-value	Adjusted R^2
공모일반	132	-0.0128	-0.1810	0.7928
공모중기	36	-0.0548	-1.3923	0.8678
사모일반	668	0.0345	0.3785	0.7520
사모중기	148	0.0084	-0.1828	0.9292

거시변수-6				
$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft})$ $+ \beta_{i,DR} (DR_t) + \beta_{i,TR} (TR_t) + \gamma_{i,UG} (UG_t)$ $+ \gamma_{i,UG} (UG_t + \lambda_{UG}) + \gamma_{i,UI} (UI_t + \lambda_{UI}) + \eta_{it}$				
	펀드수	α	z-value	Adjusted R^2
공모일반	132	-0.1093	-2.0671	0.8723
공모중기	36	-0.1532	-2.6748	0.8764
사모일반	668	-0.0044	-0.5085	0.8211
사모중기	148	-0.0270	-0.9275	0.9493

표 20: 2010년 12월 말 기준 운용중 펀드들의 평균 알파 및 모형의 R^2

지수형-1

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_i (AG_t - R_{Ft}) + \eta_{it}$$

	펀드수	$\hat{\alpha}$	z-value	R^2
공모일반	65	-0.0119	-0.2132	0.7521
공모중기	32	-0.0360	-1.4301	0.8751
사모일반	67	0.0543	1.3342	0.7284
사모중기	39	0.0262	0.2741	0.8914

지수형-4

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) + \beta_{i,DR} (DR_t) + \beta_{i,TR} (TR_t) + \eta_{it}$$

	펀드수	$\hat{\alpha}$	z-value	Adjusted R^2
공모일반	65	-0.1537	-3.4370	0.8621
공모중기	32	-0.1138	-2.3696	0.8716
사모일반	67	-0.0422	-0.5932	0.8402
사모중기	39	-0.0439	-0.6232	0.9360

거시변수-4

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) + \gamma_{i,UG} (UG_t + \lambda_{UG}) + \gamma_{i,UI} (UI_t + \lambda_{UI}) + \eta_{it}$$

	펀드수	$\hat{\alpha}$	z-value	Adjusted R^2
공모일반	65	-0.0073	0.1766	0.7523
공모중기	32	-0.0400	-1.2398	0.8682
사모일반	67	0.0478	0.9700	0.7527
사모중기	39	0.0312	0.3939	0.8985

거시변수-6

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_{i,AG} (AG_t - R_{Ft}) + \beta_{i,KS} (KS_t - R_{Ft}) + \beta_{i,DR} (DR_t) + \beta_{i,TR} (TR_t) + \gamma_{i,UG} (UG_t) + \gamma_{i,UG} (UG_t + \lambda_{UG}) + \gamma_{i,UI} (UI_t + \lambda_{UI}) + \eta_{it}$$

	펀드수	α	z-value	Adjusted R^2
공모일반	65	-0.1809	-3.3052	0.8729
공모중기	32	-0.1528	-2.7769	0.8747
사모일반	67	-0.0394	-0.6559	0.8500
사모중기	39	-0.0472	-0.6375	0.9373

이 6 ~ 8bp 더 낮다. 즉 상환된 펀드들의 성과가 운용 중인 펀드에 비해 평균적으로 높다는 것이다.

[그림 4]과 [그림 5]는 펀드별 알파값을 유형별로 히스토그램을 비교한 것이다. 12개월 이상 운용된 전체 펀드의 알파 값을 보면, 공모 일반채권형 꼬리의 분포는 뚜렷하게 음의 방향으로 치우쳐져 있는 반면, 사모 일반채권형은 꼬리의 분포는 양 방향으로 고루 분포되어 있고, 사모 중기채권형도 어느 정도 대칭적인 모습을 보이고 있다. 단 공모 중기채권형의 성과의 분포는 군집현상을 보인다. 2010년 12월 말 기준 운용중인 펀드들을 대상으로 한 히스토그램에서도 전체 펀드 히스토그램과 유사한 결과를 확인할 수 있다.

4.3 거시변수-6모형에서 추정한 알파수익률 분석

4.3.1 보수 차감 전 및 보수 차감 후 알파수익률 비교

펀드시장에서 투자자에게 제공되는 수익률은 운용보수, 판매보수 등 제반 보수를 차감한 이후의 수익률이다. 펀드매니저들의 적극적인 운용의 결과는 보수를 차감하기 전 성과로, 차감된 보수로 인해 실현수익률이 기대수익률 대비 낮아졌을 가능성이 있다. 따라서 아래 분석에서는 보수를 차감하기 전의 성과를 분석하였으며, 이와 함께 보수 차감 이후의 성과도 비교하여 평가하였다. 보수를 차감하는 방법은 펀드의 순자산(NAV)을 계산할 때에 약관(혹은 투자제안서)에 명시된 보수에 해당하는 비율만큼의 금액을 차감하는 것으로, 규모나 투자기간 등과 무관하게 차감된다. 따라서 보수 차감전 수익률은 보수 차감후 수익률을 $(1 + \text{월 보수})$ 로 나누어 계산하는 방식을 사용하였다.

펀드보수 자료는 자산운용협회 펀드공시자료 중 약관(혹은 투자제안서)로부터 확인할 수 있으며, 사모펀드의 경우 투자설명서를 비롯한 각종 공시가 면제되면서 보수자료가 공시되지 않는 이유로 보수자료가 확인 가능한 펀드는 공모펀드에만 국한된다. 상환된 펀드 중 일부 펀드의 약관(혹은 투자제안서)자료가 존재하지 않음

그림 4: Alpha 히스토그램 (전체 펀드)

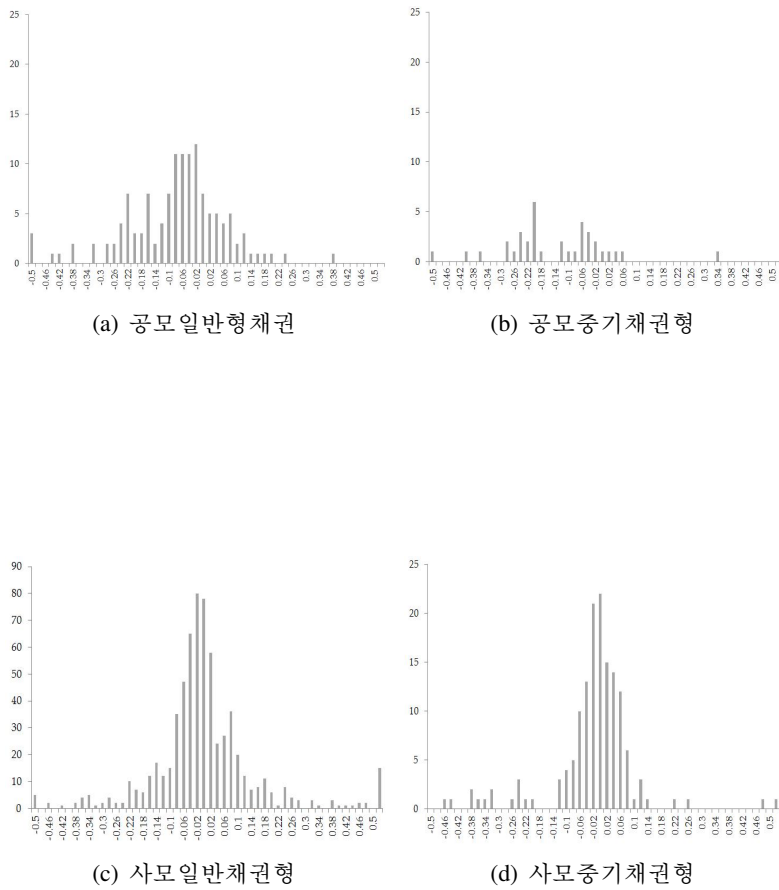
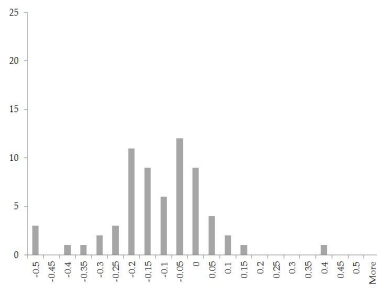
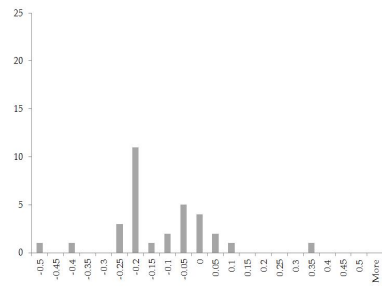


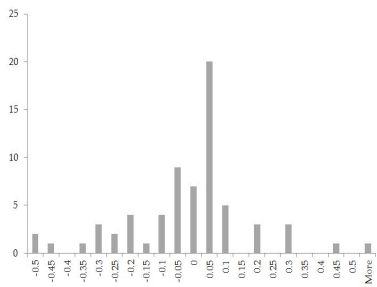
그림 5: Alpha 히스토그램 (2010.12월 기준 운용펀드)



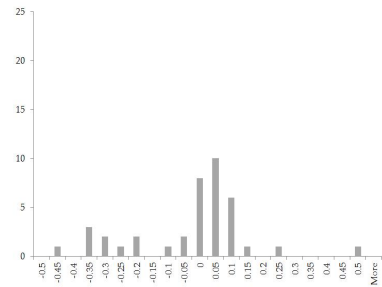
(a) 공모일반채권형



(b) 공모중기채권형



(c) 사모일반채권형



(d) 사모중기채권형

으로 인해 분석 가능한 펀드 수가 일반채권형은 80개, 중기채권형은 32개의 공모형 펀드로 제한되었다. 여기서 2010년 12월 말 운용중인 펀드들은 일반채권형은 61개, 중기채권형은 31개 펀드이다. 분석 대상 펀드들의 연평균 총보수는 일반채권형은 81bp, 중기채권형은 42bp로, 월별 보수로 환산하면 각각 6.75bp, 3.5bp이다. 운용중인 펀드들만 보수를 집계한 결과 일반채권형은 53bp, 중기채권형은 42bp로 운용 중인 펀드들의 평균 보수가 상환된 펀드까지 포함된 전체 펀드 대비 낮은 수준이다. 이는 국내 펀드시장에서 판매보수를 중심으로 지속적인 보수 인하가 이루어진 결과로 볼 수 있다.

표 21: 보수 차감 전후 공모펀드의 알파 값 비교-전체펀드

		공모일반		공모중기	
펀드수		80		32	
연평균 총보수(%)		0.81		0.42	
		보수 차감전	보수 차감후	보수 차감전	보수 차감후
α	지수형-1	0.0530	-0.0149	-0.0026	-0.0381
	지수형-4	-0.0365	-0.1043	-0.0777	-0.1131
	거시변수-4	0.0477	-0.0202	-0.0081	-0.0436
	거시변수-6	-0.0701	-0.1380	-0.1180	-0.1535
z-value	지수형-1	2.1285	-0.7217	-0.218	-1.4729
	지수형-4	-0.0133	-2.0349	-1.3535	-2.3010
	거시변수-4	1.7011	-0.1212	-0.3428	-1.2785
	거시변수-6	-0.3420	-2.214	-1.9841	-2.7626
Adjusted R^2	지수형-1	0.7953	0.7953	0.8710	0.8710
	지수형-4	0.8700	0.8700	0.8680	0.8680
	거시변수-4	0.7985	0.8859	0.8641	0.8641
	거시변수-6	0.8820	0.8820	0.8710	0.8710

분석 결과는 [표 21] 및 [표 22]와 같다. 전체 펀드를 대상으로 거시변수-6 모형 하에서 알파값을 계산해보면, 앞서 수행한 분석에서 확인한 바와 같이 보수 차감후 알파값이 일반채권형과 중기채권형 모두 유의하게 (-)값으로 계산된 반면, 보수 차감 전 성과의 알파값은 일반채권형은 유의하지 않은 값을, 중기채권형은 유의한 (-) 값이 계산되었다. 운용중인 펀드들만 대상으로 계산한 알파 값은 일반채권형과 중기채권형의 보수 차감전후 알파수익률이 모두 유의하게 (-)값이 계산되었다.

표 22: 보수 차감 전후 공모펀드의 알파 값 비교-운용중펀드

		공모일반		공모중기	
펀드수 연평균 총보수(%)		61 0.53		31 0.42	
		보수 차감전	보수 차감후	보수 차감전	보수 차감후
α	지수형-1	0.0470	0.0030	-0.0023	-0.0369
	지수형-4	-0.0951	-0.1390	-0.0798	-0.1144
	거시변수-4	-0.0123	-0.0367	0.0296	-0.0050
	거시변수-6	-0.1139	-0.1578	-0.0691	-0.1037
z-value	지수형-1	1.2570	-0.2428	-0.2167	-1.4690
	지수형-4	-1.9681	-3.5573	-1.3902	-2.3321
	거시변수-4	-0.0022	-0.8066	0.5100	-0.3478
	거시변수-6	-3.2094	-4.7371	-1.6126	-2.7876
Adjusted R^2	지수형-1	0.7732	0.7732	0.8725	0.8725
	지수형-4	0.8896	0.8896	0.8677	0.8677
	거시변수-4	0.7711	0.8859	0.8656	0.8656
	거시변수-6	0.8931	0.8931	0.8709	0.8709

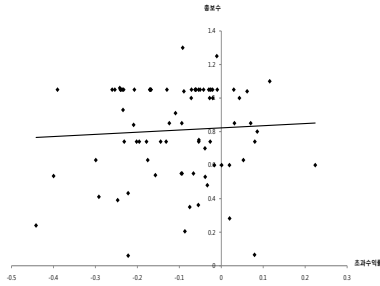
결론적으로 펀드매니저의 적극적인 운용의 결과인 보수차감 전 수익률도 결국 패시브 포트폴리오를 이용한 buy-and-hold 전략 대비 낮은 것으로 해석된다. 이는 적극적 운용이 보수의 고려와 무관하게 패시브 운용보다 성과가 낮다는 점을 보여준다.

4.3.2 알파수익률에 대한 보수와 규모의 영향

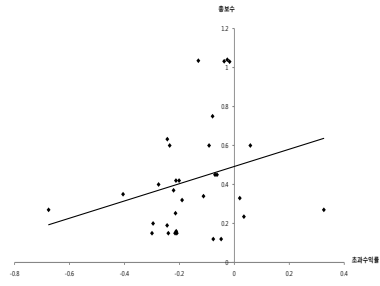
4.3.2.1 보수

보수 공제 전 및 공제 후 알파수익률의 차이를 분석한 데 이어 본 연구에서는 알파수익률과 보수와의 관계를 추가로 살펴보았다. 기존의 연구들에서 해외시장에서 펀드의 보수와 성과 사이에 유의하게 역의 관계가 존재한다는 결론이 다수 나왔고, 국내에서는 김홍배(2008)의 연구에서 채권시장 약세기인 2005년 2006년 사이에 운용보수 및 판매보수가 성과에 부정적 영향을 미친 것으로 나타났다. 본 연구에서는 분석기간을 2004년부터 2010년까지 확장하고, 거시변수-6모형에서 추정한 알파수익률과 보수와의 관계를 분석하였다.

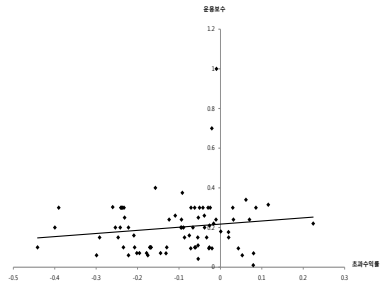
그림 6: Alpha 및 보수 산포도



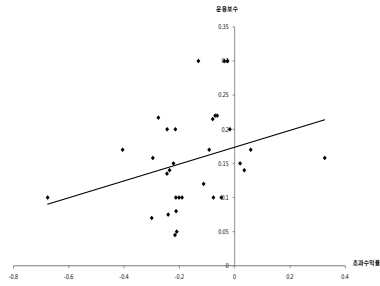
(a) 일반채권형 알파와 총보수



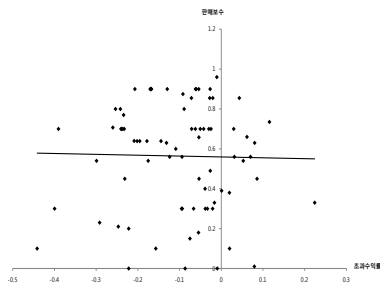
(b) 중기채권형 알파와 총보수



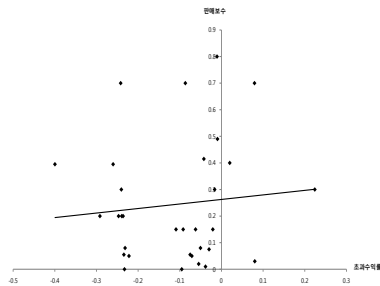
(c) 일반채권형 알파와 운용보수



(d) 중기채권형 알파와 운용보수



(e) 일반채권형 알파와 판매보수



(f) 중기채권형 알파와 판매보수

[그림 6]은 공모 일반채권형 및 중기채권형 펀드의 알파값과 총보수, 운용보수, 판매보수 산포도 및 추세선이다. 일반채권형의 경우 알파값과 총보수, 알파값과 운용보수 사이의 추세선은 뚜렷한 방향성이 없으나, 알파값과 판매보수의 추세선의 기울기는 (-)로 나타났다. 반면 중기채권형 펀드의 알파값은 총보수, 운용보수 및 판매보수와의 추세선의 기울기는 모두 (+)로 나타났다.

펀드별 알파값에 대한 보수의 영향을 아래 횡단면적(cross-sectional) 회귀분석을 통해 보다 엄밀한 분석을 진행하였다.

$$\alpha_i = a + b * fee_i + e_i$$

여기서 α_i 는 보수공제 후 알파 값이고, fee 는 보수 수준으로, 총보수, 운용보수 및 판매보수 세 가지 경우를 각각 분석하였다. 계수값은 GMM방식으로 추정하고, 통계량은 z-value를 사용하였다.

회귀분석 결과는 [표 23]과 [표 24]와 같다. 일반채권형과 중기채권형 모두 보수차감전 알파수익률에 대한 총보수, 운용보수, 판매보수의 계수가 모두 유의하게 (+)값을 가지는 것으로, 운용보수가 유형에 상관없이 알파값에 유의하게 (+) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 보수차감 후 알파수익률에 대한 총보수의 계수는 일반채권형에서는 유의한 (+), 중기채권형에서는 비유의한 (+) 계수 값이 나온 것으로, 이에 SUR 모형으로 두 유형의 알파 값과 총보수의 회귀분석을 진행, 귀무가설은 총보수의 계수 값이 모두 0이라고 설정하고, 대립가설은 계수 값이 0보다 크다고 설정한 후 Wolak(1989)의 inequality test를 시행하였다. inequality test 결과 귀무가설을 기각하며, 따라서 총보수 역시 채권형 펀드의 알파값에 (+) 영향을 미친다는 결론을 내리게 되었다.

본 연구에서는 보수가 펀드의 초과수익률과 (+) 상관성이 있는 것으로, 이는 보수와 성과사이에 (-) 상관성이 있다는 기존 연구결과와 상이한 결론이다. 운용보수의 경우 이런 결과가 나오게 된 이유는 국내 채권형 펀드 운용시장 및 운용매니저 인력의

표 23: 보수차감 전 알파값과 보수 회귀분석-전체 펀드

$$\alpha_i = a + b * fee_i + e_i$$

공모일반

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1627	0.0562	-2.8922
총보수	0.1920	0.0560	3.4272

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1061	0.0504	-2.1073
운용보수	0.2987	0.1527	1.9567

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1051	0.0428	-2.4550
판매보수	0.1820	0.0568	3.2042

공모중기

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.0802	0.0435	-1.8414
총보수	0.1321	0.0529	2.4949

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1468	0.0638	-2.3003
운용보수	0.7048	0.2552	2.7624

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.0559	0.0347	-1.6107
판매보수	0.1489	0.0621	2.3997

표 24: 보수차감 전 알파값과 보수 회귀분석-운용중 펀드

$$\alpha_i = a + b * fee_i + e_i$$

공모일반

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.2082	0.0678	-3.0708
총보수	0.2200	0.0722	3.0460

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1286	0.0445	-2.8910
운용보수	0.2582	0.1129	2.2880

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1459	0.0507	-2.8791
판매보수	0.2073	0.0742	2.7931

공모중기

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.0806	0.0439	-1.8350
총보수	0.1380	0.0534	2.5853

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1473	0.0641	-2.2980
운용보수	0.7147	0.2518	2.8381

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.0553	0.0350	-1.5794
판매보수	0.1556	0.0620	2.5107

협소성에서 찾아볼 수 있다. 채권형 펀드 운용시장 즉 채권형 펀드 운용회사가 충분히 많을 경우 펀드매니저의 우수한 운용능력 내지 떨어지는 운용능력은 시장에서의 이동을 통해 보상 내지 페널티를 받게 된다. 그러나 해외펀드시장과 달리 국내의 경우, 자산운용사 중 채권형 펀드의 운용이 몇몇 대형 자산운용사로 축약되어 성과에 따른 펀드매니저들의 이동이 제약되는 상황이다. 그 결과 채권형 펀드매니저가 적극적인 운용을 통해 높은 알파값을 창출할 경우 펀드매니저의 운용능력에 대한 보상으로 높은 운용보수가 제시된다. 그러나 열악한 성과를 내는 펀드매니저에게 상응하는 페널티로 이어지지 못하고 있다. 판매보수 및 판매보수의 비중이 가장 높은 총보수와 초과수익률 사이에 (+)상관성이 있다는 점 역시 채권펀드시장의 협소성에서 그 이유를 찾아볼 수 있다.

결론적으로 현재 채권형펀드의 알파값과 보수 사이의 (+)상관성은 국내 채권형 펀드를 운용하는 자산운용사 수 및 운용인력이 상대적으로 적고, 판매사 역시 비교적 집중되어 있는 현실로부터 초래된 것으로, 이는 채권펀드 운용 및 판매시장의 확대와 함께 희석될 수 있는 현상이라고 판단된다.

4.3.2.2 규모

채권자산의 경우 기본 거래규모가 크기 때문에 운용규모가 작은 펀드의 경우 거래비용이 상대적으로 크고, 운용전략도 다양하게 사용하기 힘든 이유로 알파수익률을 창출하기 어렵다. 본 연구에서는 평가대상 기간 평균 순자산가치(NAV)를 펀드 운용규모로 정의하고, 50억 이상의 규모로 운용되는 펀드의 알파수익률과 규모의 관계에 대해 횡단면적(cross-sectional) 회귀분석을 진행하였다. 회귀분석은 GMM방식을 사용하였고 통계량은 역시 z-value를 사용하였다.

유형별 규모는 [표 25]과 같다. 평가대상 펀드들의 평균 운용규모는 456억원에서 1,206억원이며, 운용 중 펀드들의 평균 규모는 전체 펀드 대비 높은 수준이나 사모 일반채권형을 제외하고 큰 차이가 존재하지 않는다. 또한 중기채권형 펀드의 규모가 공사모 모두 일반채권형보다 큰 것으로 집계되었다.

표 25: 채권형 펀드 규모

단위: 억원

	전체 펀드			
	공모 일반	공모 중기	사모 일반	사모 중기
규모 평균	456	1,179	592	934
최소 규모	54	63	50	105
최대 규모	3,846	9,326	15,397	7,311

	운용 중 펀드			
	공모 일반	공모 중기	사모 일반	사모 중기
규모 평균	574	1,206	924	1,139
최소 규모	66	63	79	105
최대 규모	3,846	9,326	6,063	7,311

보수차감 후 알파수익률에 대한 펀드규모 회귀분석 결과는 [표 26]와 같다. 전체 펀드 중 사모 중기채권형 펀드에서만 규모가 알파수익률에 유의하게 (+)영향을 미치는 것으로 나온 것을 제외하고 기타 유형 및 공모/사모 전체 펀드에서는 규모가 알파수익률에 대해 유의하지 않는 영향을 미친다는 분석결과가 나왔다. 운용 중 펀드에서는 공모 중기채권형 펀드에서 규모가 알파수익률에 유의하게 (+)영향을 미치는 것으로 나온 것을 제외하고 기타 유형 및 공모/사모 전체 펀드에서는 규모가 알파수익률에 대해 유의하지 않는 영향을 미친다는 분석결과가 나왔다. 공모 일반채권형 및 중기채권형 펀드의 보수차감 전 알파수익률에 대한 규모의 영향을 추가분석 한 결과 중기채권형의 경우 규모가 알파수익률에 유의하게 (+)영향을 미치는 것으로 나왔다. 결론적으로 전체 50억 이상의 규모로 운용되는 펀드의 알파수익률은 일반채권형의 경우 규모와 알파값 사이에 유의한 상관관계가 존재하지 않으나, 중기채권형의 경우에는 유의한 영향이 존재한다.

표 26: 알과값에 대한 펀드 규모 회귀분석 결과

$$\alpha_i = a + b * size_i + e_i$$

		전체 펀드		
		추정계수	추정오차	z-value
공모일반	상수항	-0.1352	0.0272	-4.9665
	펀드규모	-0.0469	0.1864	-0.2515
공모중기	상수항	-0.0652	0.0246	-2.6524
	펀드규모	0.0041	0.0311	0.1329
사모일반	상수항	-0.0327	0.0107	-3.0548
	펀드규모	-0.0720	0.0653	-1.1026
사모중기	상수항	-0.0646	0.0260	-2.4807
	펀드규모	0.1621	0.0641	2.5298

		운용 중 펀드		
		추정계수	추정오차	z-value
공모일반	상수항	-0.0969	0.0388	-2.5008
	펀드규모	-0.0769	0.2131	-0.3606
공모중기	상수항	-0.0735	0.0196	-3.7524
	펀드규모	0.0484	0.0297	1.6293
사모일반	상수항	-0.0078	0.0176	-0.4408
	펀드규모	-0.0053	0.0589	-0.0897
사모중기	상수항	-0.0628	0.0301	-2.0837
	펀드규모	-0.0032	0.1029	-0.0308

4.3.2.3 보수 및 펀드규모

마지막으로 보수와 펀드규모 사이에 연관성이 존재하는 지 확인하고, 보수와 규모를 동시에 독립변수로 넣을 경우 알파 수익률에 대한 영향력을 분석하였다. 분석대상은 보수 자료가 존재하는 공모형 펀드로 하였다.

우선 보수와 규모 사이의 연관성을 보기 위해 보수를 종속변수로, 규모를 독립변수로 하고 회귀분석을 진행하였으며 그 결과는 [표27] 및 [표28]에 정리하였다.

전체 펀드를 대상으로 한 분석에서 펀드 규모는 중기채권형의 경우 총보수, 운용보수 및 판매보수 모두에 유의하게 (-)영향을 주었으며, 일반채권형의 경우 총보수와 운용보수에는 유의하게 (-)영향을 주나, 판매보수에 주는 영향은 유의하지 않다. 운용중 펀드를 대상으로 한 분석에서 펀드 규모는 중기채권형에서는 여전히 세 가지 보수 모두에 유의하게 (-)영향을 주었으나, 일반채권형의 경우 운용보수에만 유의하게 (-)영향을 주고, 총보수 및 판매보수에 대한 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 결론적으로 중기채권형은 규모가 큰 펀드일 수록 운용보수, 판매보수 및 총보수 모두 줄어드나, 일반채권형은 펀드의 규모가 클 경우 운용보수만 줄어들고, 판매보수는 거의 영향을 받지 않았다.

펀드의 보수 차감전 성과에 대한 보수와 규모의 영향을 동시에 살펴보기 위해 보수와 규모를 함께 독립변수로 넣고, 보수 차감전 알파를 종속변수로 하는 회귀분석을 진행하고, 결과를 [표 29] 및 [표 30]에 정리하였다. 전체 펀드를 대상으로 분석한 결과 일반채권형 및 중기채권형 모두 총보수, 운용보수, 판매보수가 보수차감 전 알파수익률에 유의하게 (+)영향을 미치나, 규모의 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 운용중인 펀드를 대상으로 한 분석에서도 동일한 결과가 나왔다.

결론적으로 보수와 규모를 동시에 고려했을 경우, 펀드의 알파수익률에 영향을 미치는 요인은 보수뿐이고, 규모는 영향을 미치지 못하였다.

표 27: 보수와 규모 회귀분석-전체 펀드

$$fee_i = a + b * size_i + e_i$$

공모일반

총보수			
	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.7079	0.0910	7.7777
규모	-0.0087	0.0048	-1.8030

운용보수			
	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.2557	0.0310	8.2600
규모	-0.0036	0.0014	-2.5590

판매보수			
	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.4098	0.0738	5.5548
규모	-0.0049	0.0037	-1.3293

공모중기

총보수			
	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.5663	0.1034	5.4756
규모	-0.0059	0.0018	-3.3626

운용보수			
	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.2040	0.0178	11.4306
운용보수	-0.0014	0.0003	-4.1923

판매보수			
	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.3290	0.0864	3.8088
판매보수	-0.0044	0.0015	-3.0273

표 28: 보수와 규모 회귀분석-운용중 펀드

$$fee_i = a + b * size_i + e_i$$

공모일반

총보수	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.6693	0.1108	6.0398
규모	-0.0081	0.0056	-1.4627

운용보수

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.2402	0.0390	6.1589
규모	-0.0031	0.0016	-1.9119

판매보수

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.3872	0.0856	4.5238
규모	-0.0047	0.0042	-1.1039

공모중기

총보수

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.5470	0.1033	5.2968
규모	-0.0058	0.0018	-3.1966

운용보수

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.2021	0.0190	10.6266
운용보수	-0.0014	0.0003	-4.0312

판매보수

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	0.3126	0.0850	3.6787
판매보수	-0.0043	0.0015	-2.8801

표 29: 보수차감 전 알파값과 보수 및 규모 회귀분석-전체 펀드

$$\alpha_i = a + b_1 * fee_i + b_2 * size_i + e_i$$

공모일반

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1491	0.0650	-2.2955
총보수	0.1850	0.0580	3.1932
규모	-0.0019	0.0028	-0.6615

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.0889	0.0571	-1.5577
운용보수	0.2767	0.1524	1.8148
규모	-0.0025	0.0032	-0.7807

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.0897	0.0491	-1.8265
판매보수	0.1746	0.0572	3.0544
규모	-0.0026	0.0029	-0.9031

공모중기

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.0820	0.0587	-1.3952
총보수	0.1341	0.0700	1.9173
규모	0.0001	0.0006	0.1074

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1651	0.0944	-1.7501
운용보수	0.7802	0.3800	2.0530
규모	0.0004	0.0007	0.5194

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.0541	0.0460	-1.1752
판매보수	0.1462	0.0794	1.8402
규모	-0.0001	0.0006	-0.1529

표 30: 보수차감 전 알파값과 보수 및 규모 회귀분석-운용중 펀드

$$\alpha_i = a + b_1 * fee_i + b_2 * size_i + e_i$$

공모일반

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.2060	0.0821	-2.5093
총보수	0.2187	0.0794	2.7527
규모	-0.0002	0.0025	-0.0926

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1189	0.0501	-2.3730
운용보수	0.2465	0.1148	2.1482
규모	-0.0012	0.0027	-0.4569

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1381	0.0596	-2.3179
판매보수	0.2027	0.0776	2.6134
규모	-0.0011	0.0025	-0.4291

공모중기

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.0830	0.0591	-1.4039
총보수	0.1408	0.0707	1.9925
규모	0.0001	0.0006	0.1456

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.1661	0.0952	-1.7444
운용보수	0.7922	0.3796	2.0872
규모	0.0004	0.0007	0.5244

	추정계수	추정오차	z-value
상수항	-0.0539	0.0463	-1.1634
판매보수	0.1533	0.0796	1.9266
규모	-0.0001	0.0006	-0.1229

제 5 장

결론

지난 10년동안 채권형 펀드 시장이 성장과 둔화를 반복한 가운데 채권형펀드는 단기적 운용성향이 관행으로 자리잡으면서 채권형 펀드의 성과에 대한 실증분석이 미비하였다. 적극적 운용을 기반으로 하는 펀드의 성과를 정확히 평가하기 위해서 우선 채권 포트폴리오 기대수익률 결정모형의 수립이 선행되어야 하나, 현재까지 채권투자자의 투자성과에 대해 횡단면적 비교를 할 수 있는 보편성을 가진 모형이 결여되었다. 본 연구에서는 채권형 펀드 평가시 보편적으로 받아들여질 수 있는 기대수익률 모형을 설정하고, 2004년부터 2010년까지 7년 동안 12개월이상 운용된 채권형 펀드들을 대상으로 이들의 성과에 대한 분석을 진행하였다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 국내 거시경제 변수들로부터 유효한 주성분 2개 즉 성장 요인과 인플레이션 요인을 추출하였고, 이 거시변수요인과 함께 시장지수 요인을 포함한 APT 모형을 수립하여 6개 패시브 포트폴리오의 수익률에 적용한 결과, APT 모형의 가설을 기각하지 못하였고, 시계열 기대수익률에 대한 설명력도 기타 요인모형 대비 가장 높은 것으로 나타났다.

둘째, 전체 거시경제변수로부터 추출한 성장 요인 및 인플레이션 요인은 채권 포트폴리오의 수익률에 대한 기여도가 18%로, KOSPI 및 만기리스크 대비 높은 값을 보였다.

셋째, 수립한 모형을 바탕으로 채권형 펀드의 성과를 평가한 결과, 공모 채권형 펀드의 경우 알파 값이 유의한 (-)값을 가졌으나, 사모 채권형 펀드의 알파 값은 유의하지 않았다. 이는 공모 채권형 펀드의 실현수익률이 모형의 기대수익률에 비해 유의하게 낮은 반면, 사모 채권형 펀드의 실현수익률은 모형의 기대수익률과의 차이

가 유의하지 않음을 뜻한다. 이러한 결과는 펀드매니저들이 공모형에 비해 사모형에 대해 비대칭적인 관리를 진행한다는 일반적인 통념을 반증한다.

넷째, 펀드매니저의 적극적 운용이 충분한 초과수익률을 달성할 것이라는 펀드 투자자의 기대와는 달리 보수 차감 전 성과도 passive portfolio를 이용한 buy-and-hold 전략 대비 초과수익률을 내지 못하였다. 펀드의 알파수익률과 보수 사이에는 유의한 (+) 상관성이 존재하는 것으로, 이는 국내 채권자산운용이 소수의 대형자산운용사에 집중되어 있으며, 펀드매니저들의 운용능력이 보수 증가의 방식으로 보상을 받고 있는 사실을 반증한다.

다섯째, 50억 이상의 규모로 운용되는 펀드의 알파수익률과 규모 사이에는 유의한 상관성이 존재하지 않았다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 APT모형의 요인으로 사용한 시장요인 및 거시경제 요인은 국내 시장 및 거시경제 변수들로부터 선정 및 추출하였으며, 한국과 같은 소규모 개방경제에서 국내 요인뿐만 아니라 해외 시장 및 거시경제 변수도 요인으로 고려해 볼 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서 패시브 채권 포트폴리오로 사용한 단기 및 장기 채권지수들은 상대적으로 중기 채권지수에 비해 유동성이 적은 지수로, 유동성이 높은 채권종목들을 포함한 중기 채권지수 수익률까지 설명할 수 있는 모형을 찾는 연구가 필요하다. 셋째, 펀드성과를 분석함에 있어서 패시브 포트폴리오를 이용한 buy-and-hold 전략에 따른 성과를 기대수익률로 하여 비교하였으나, 펀드 매니저가 적극적 운용 방식으로 time-varying portfolio 전략을 사용할 수 있다는 점에서, time-varying 전략의 결과로서의 기대수익률을 계산하여 비교치로 사용하는 추가적인 연구가 필요하다.

참고 문헌

- [1] 김홍배, 2008, “채권형 펀드의 성과 지속성”, *대한경영학회*, 21(2), 567-585
- [2] 박영규, 주효근, 2004, “채권형 펀드의 성과평가 및 성과지속성 연구”, *재무연구*, 17(1), 143-174
- [3] 원승연, 2008, “자산운용업의 발전과 그 기능에 대한 연구: 한국의 채권형 펀드를 대상으로”, *경제발전연구*, 14(1), 167-199
- [4] 윤상용, 2010, “국내 주식시장에서 거시요인과 주식수익률의 횡단면에 관한 연구”, *경영연구*, 25(3), 311-332
- [5] 조희연, 2005, “국내 채권지수 및 채권시장에 대한 분석”, *대한경영학회*, 18(6), 2453-2476
- [6] Alessi, L., Barigozzi, M., Capasso, M., 2009, “A Robust Criterion for Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models”, *European Central Bank Working Paper*
- [7] Amengual, D., Watson, M. W., 2007. “Consistent Estimation of the Number of Dynamic Factors in a Large N and T Panel”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 25, 91-96
- [8] Anderson, T.W., 1963, “The Use of Factor Analysis in the Statistical Analysis of Time-Series”, *Psychometrika*, 28, 1-25
- [9] Bai, J., 2003, “Inferential Theory for Factor Models of Large Dimension,” *Econometrica*, 71, 135-171

- [10] Bai, J., and Ng, S., 2002, "Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models", *Econometrica*, 70, 191-221.
- [11] Blake, C. R., Elton, E. J., Gruber, M. H., 1993, "The Performance of Bond Mutual Funds", *Journal of Business*, 66(3), 371-403
- [12] Chen, N-F., Roll, R., Ross, S.A., 1986, "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business*, 59(3), 383-403
- [13] Connor, G. and Korajczyk, R., 1993, "A Test for the Number of Factors in an Approximate Factor Model", *Journal of Finance* 48, 1263-1291
- [14] Detzler, M. L., 1999, "The Performance of Global Bond Funds", *Journal of Banking and Finance*, 23, 1195-1217
- [15] Hansen, L.P., Singleton, K.J., 1982, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica*, 50(5), 1269-1286
- [16] Elton, E. J., Gruber, M. H., Blake, C. R., 1995, "Fundamental Economic Variable, Expected Returns, and Bond Fund Performance", *The Journal of Finance*, 50(4), 1229-1256
- [17] McEloy M.B and Burmeister E., 1988, "Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression Model", *Journal of Business & Economic Statistics*, 6, 29-42
- [18] Onatski, A., 2010, "Determining the Number of Factors from Empirical Distribution of Eigenvalues", 92(4), 1004-1016
- [19] Philpot, J., Heath, D., Rimbey, J. N., 2000, "Performance Persistence and Management Skill in Nonconventional Bond Mutual Funds", *Financial Services Review*, 9, 247-258

- [20] Philpot, J., Hearth, D., Rimbey, J. N., Schulman, C. T., 1998, "Active Management, Fund Size, and Bond Mutual Fund Returns", *Financial Review*, 33, 115-126
- [21] Ross, S.A., 1976, "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360
- [22] Stock, J.H. and Watson, M.W., 2002, "Macroeconomic Forecasting using Diffusion Indexes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 147-162.
- [23] Wolak, F.A., 1988, "Testing Inequality Constraints in Linear Econometric Models", *Journal of Econometrics*, 41, 205-235.

Abstract

Bond Portfolio Return Analysis Using APT Model with macro factor

Mingyu Jin

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

The early research for bond portfolio return is limited to single- or multi- market index model. This paper added macro factors in addition to market indices, to ascertain whether the macro factors added APT model improve the explanation power in time series and cross-sectional expected return of bond portfolio return. Also, we applied the model to analyze the performance of the bond funds which had been operated over 12 months between 2004 and 2010.

Main finding of our study can be summarized as the following. First, the APT model consisting of the fundamental variables and market indexes failed to reject the APT hypothesis, and displayed the highest ex-post explanatory power for explaining the time-series of the expected return than the other proposed. Second, according to the proposed model, both ex-ante and ex-post α -return of the public funds exhibited significantly negative, which reflects that active portfolio management of a fund manager fail to create a better return than the passive portfolio of buy-and-hold strategy. Third, no significant relation was identified

between the α return and the fund size.

Keywords : Bond Portfolio, APT, PCA, Performance Evaluation

Student Number : 2005-31258