

# 적극적 채권운용전략을 위한 수익률곡선 분석

정희준\*

## 〈요 약〉

1990년대 전반 회사채 중심 채권시장의 주요 참여자들은 매입 보유전략과 같은 소극적 운용방식(passive management)을 채권운용전략의 기본구조로 가지고 있었다. 그러나 IMF 금융위기를 겪으면서 과거에 비해 낮아진 수익률수준과 금융기관들의 경쟁심화로 시장의 주 참여자들은 보다 적극적인 운용전략(active management)을 채택해야 하는 상황에 놓이게 되었다. 이 연구는 채권의 투자환경에 대한 총체적 정보의 반영이라고 할 수 있는 수익률곡선의 형성과 이에 영향을 미치는 주요 변수들과의 구조적 관계를 실증적으로 분석하여 적극적 채권운용전략을 수행하기 위해 고려해야 할 요인들과 운용방향에 대한 시사점을 얻고자 한다.

이를 위하여 1999년부터 2006년까지의 데이터를 기초로 Nelson-Siegel 모형에 의한 수익률곡선의 요인(수준, 기울기, 곡률)을 추정하였다. 추정된 결과를 수익률곡선 예측에 이용하여 그 모형의 유용성을 살펴보기 위해 표본외 예측을 실시하였다. 또한 수준과 기울기 변화의 추정값을 종속변수로 하고 주요 증권시장 변수들 및 시장외적 변수들을 독립변수로 하여 VAR 모형과 SUR 모형을 추정하였다.

추정 결과 수익률곡선의 수준과 기울기가 목표 콜금리변동, 원/달러 변동률 그리고 물가변동률의 급기나 과거의 영향을 받는다는 가설이 통계적 유의성을 보였다. 이들 결과는 국민주택채권은 물론 국고채권을 포함한 우리나라 국채시장 전반에 대한 적극적 운용전략을 세우는데 의미 있는 시사점을 제공하고 있다

주제어 : 적극적 채권운용전략, 수익률곡선, Nelson-Siegel 모형, VAR 모형, SUR 모형

논문접수일 : 2007년 06월 03일      논문게재확정일 : 2007년 12월 18일

\* 전주대학교 경상대학

\*\* 이 연구에 대해 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사자들에게 감사드립니다.

## I. 도 입

투자를 통한 수익률획득과정은 여러 가지 투자환경 요인들에 의해 영향을 받게 된다. 주식이나 여타 파생상품에 비해 가격변동성은 낮지만 채권투자 역시 미시적인 시장구조뿐만 아니라 거시적인 금융환경에 의해서도 제약을 받게 된다. 이와 같은 투자환경의 변화는 채권의 투자전략에도 변화를 필요하게 한다.

한국의 채권시장은 IMF 금융위기 이후 시장 내적·외적 요인의 변화를 통하여 투자환경의 본질적인 변화를 겪게 되었다. 1980년대 말에서 1990년대 초반에 이르기까지 통화안정증권이 지배하던 시장은 이 후 IMF 금융위기 이전까지는 회사채가 중심을 이루었다.

회사채 중심기 채권시장의 주요 참여자였던 투자신탁회사와 은행신탁계정 등은 매입보유전략(Buy and Hold Strategy)과 같은 소극적 운용방식을 채권운용전략의 기본구조로 가지고 있었다. 그러나 IMF 금융위기를 겪으면서 과거에 비교적 안정적 투자환경 속에서 이루어지던 채권의 운용패턴은 더 이상 유효하지 않게 되었다. 낮아진 수익률 수준과 금융기관들의 경쟁심화로 채권시장의 주 참여자들은 시장수익률 이상의 초과수익률 달성을 요구받게 되었다. 이에 따라 채권시장의 주 참여자들은 보다 적극적인 운용전략을 채택해야 하는 상황에 놓이게 되었으며, 이와 같은 추세는 2000년 7월부터 본격적으로 시행된 채권의 시가평가제도로 더욱 심화되었다.

이 연구는 채권의 투자환경에 대한 총체적 정보의 반영이라고 할 수 있는 수익률곡선의 형성과정과 이에 영향을 미치는 주요 변수들과의 구조적 관계를 파악함으로써 적극적 채권운용전략을 수행하기 위해 고려해야 할 요인들과 운용방향에 대한 분석을 목적으로 한다. 이를 위하여 제 II장에서는 IMF 금융위기 이전과 이후의 채권 투자환경을 검토함으로써 각 시기에 시장의 주 참여자들이 소극적 운용전략과 적극적 운용전략을 수행하게 된 배경과 요인을 분석한다. 제 III장에서는 IMF 금융위기 이후의 수익률곡선의 형성과정과 이에 대한 주요 변수들과의 관계를 분석하기 위한 이론적 배경을 제시하고, 제 IV장에서는 1999년에서 2006년까지의 데이터를 기초로 이론적 모형을 따른 수익률곡선을 추정하고 이를 기초로 표본외 예측을 한다. 그리고 제 V장에서는 수익률곡선의 추정결과를 이용하여 채권 투자환경변수들과의 구조적 관계를 추정하고 적극적 채권운용전략을 계획 수행하기 위한 시사점을 제시한다. 마지막으로 제 VI장에서는 이 연구의 결론을 맺는다.

## II. 채권의 투자환경

### 1. IMF 금융위기 이전

1988년 올림픽이후 1980년대 말까지 소위 3저 현상에 의한 통화량의 증가로 이를 조절하기 위한 통화안정증권의 발행과 유통이 채권시장의 주류를 이루었다. 그 후 급등하던 주가의 하락으로 주식시장을 통한 자금조달이 어려워지면서 회사채를 통한 자금조달 수요가 점증하였고 이와 같은 추세는 IMF 금융위기까지 지속되었다. 통화안정증권 중심기의 주요 거래종목들은 만기기간이 1년 미만인 채권들이었는데 비해 IMF 금융위기 이전까지 발행된 회사채들은 대부분이 3년의 만기기간을 가지고 있었다.

이 회사채들은 대부분이 보증사채였는데 거래의 기준이 된 것은 은행보증 회사채였다. 비은행보증 회사채, 즉 보증보험사, 중금사 및 증권사 등이 보증한 회사채들은 은행보증 회사채의 수익률에 일정 수준의 프리미엄이 부가되어 거래되었다. 그런데 이 시기는 우리나라의 금융기관들이 실질적으로 금융당국의 직·간접적인 규제와 함께 보호를 받았고 또한 금융기관의 존립을 위협받는 위기상황에 놓인 적도 거의 없었다. 따라서 보증채일 경우에는 보증한 금융기관의 차이에 따른 수익률의 스프레드가 크지 않았다. 비은행 금융기관 보증채의 수익률은 은행 보증 회사채의 수익률보다 보통 0.5%정도 높게 형성되었는데 당시의 수익률 수준을 감안하면 이 정도의 차이는 그다지 큰 것이 아니었다.<sup>1)</sup>

회사채 중심기의 수익률 추이를 보면 1992년 초반까지만 해도 18%대~19%대까지 높게 형성되었으나 점차 하락하여 1992년 말경에는 14.0%대에 진입하였다. 이후 회사채 수익률은 1995년 전반기에 잠시 15%대로 상승하기도 하였지만 전반적으로 IMF 금융위기 이전까지 12%~13%대 사이에서 횡보하는 안정된 움직임을 보였다.

또한 이 기간(1991년부터 1997년 말)의 수익률 변동성은 평균 0.27%로 수익률의 절대수준에 비해 그다지 크지 않았다. 또한 1997년의 11월과 12월을 제외한 평균 변동성은 0.20%로 전체기간의 평균에 비해 더 낮은 수준을 보였다. 이 두 달은 IMF 금융위기가 구체화된 기간으로 이 두 달의 수익률 변동성은 전체 기간 중의 다른 달보다 현저히 높은 1.71%와 4.28%였으며, 이 두 달을 제외하면 전체기간의 최대값은 0.74% 수

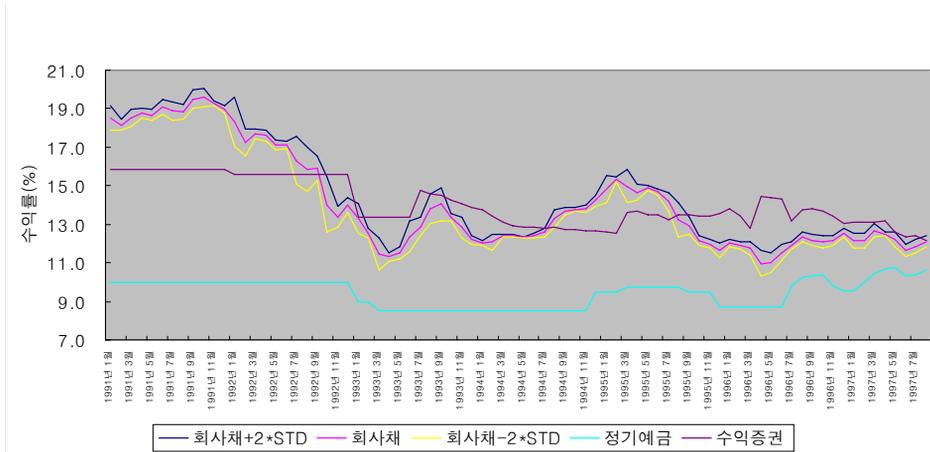
1) 은행보증 회사채의 수익률은 1998년 3월 이전까지 회사채 수익률의 기준이 되었다. 이 후 같은 해 8월까지의 비은행 보증, 특히 보증보험회사 보증채가 회사채 수익률의 기준이 되었으며 그 후로는 무보증 회사채가 수익률의 기준이 되었다.

4 財務管理研究

준에 머무르고 있다.

이와 같은 시장 수익률의 추이와는 달리 은행의 수신 금리는 시장 수익률보다 낮은 수준에서 비탄력적으로 형성되어 있었다. [그림 1]에는 1년 만기 정기예금 금리 및 장기공사채(1년), 그리고 회사채(3년) 수익률의 움직임이 제시되어 있다. 이 중 1990년대 초반부터 10%를 유지하였던 1년 만기 정기예금의 수신금리는 1993년 들어 9%에서 다시 8%로 하락한 후 1995년경부터 점차 상승하여 10%대에서 유지되었다.

[그림 1] 주요 수익률 추이(IMF 금융위기 이전)



주) \* 자료 : 조사통계월보 각호, 한국은행.

\*\* 수익증권 수익률 : 1991년에서 1993년 전반기까지는 연평균, 나머지 기간은 월단위임.

회사채 수익률의 변화는 회사채 자체의 수익률과 함께 수익률 변동성을 나타낸 표준편차를 2배 가감한 궤적을 동시에 표시하였다. 그림에서 볼 수 있는 바와 같이 수익률에서 2표준편차를 감한 궤적도 은행의 수신금리보다 높게 형성되어 있음을 알 수 있다.

이에 따라 채권형 수익증권의 수익률은 회사채 수익률과 높은 상관관계를 보이면서도 기존 및 신규 편입채권에 의해 가중적으로 수익률이 형성되는 펀드의 특성상 회사채 수익률 변화의 이동평균적인 경향을 보였다. 이에 따라 채권형 수익증권의 수익률 역시 은행의 정기예금 금리에 비해서 현저히 높게 형성되어 있음을 볼 수 있다.

채권형 수익증권에 대한 수요는 상대적으로 높게 나타나 1991년 1월에 16.68조 원이었던 투신사의 채권 투자는 1997년 12월에는 64.77조 원으로 약 3.9배 증가 하였다. 같은 기간 동안 은행의 저축성 예금도 1991년 1월 53.23조 원에서 1997년 말에는 162.85조 원

으로 약 3.1배가 증가하였으나 증가율은 상대적으로 투신사의 채권투자 증가율에 비해 낮았다.

이처럼 채권형 펀드로의 자금유입이 지속적으로 이루어지고, 투자대상 채권의 만기 기간이 3년 이하로 비교적 짧을 뿐만 아니라 수익률의 변동성이 금융상품간의 금리우위를 변화시킬 만큼 크지 않은 상태에서 기관투자자들이 취하던 채권운용방식은 일반적으로 소극적 투자전략의 범주에 머무르는 것들이었다. 대표적인 소극적 채권운용 전략은 만기보유전략(Buy and Hold Strategy), 사다리형 전략(Ladder Strategy), 인덱스 전략(Indexing)이 있다. 그 밖에도 현금흐름 일치전략(Cash Flow Matching)과 듀레이션을 조절하는 면역전략(Immunization) 등을 들 수 있다.<sup>2)</sup>

이 전략들 중에서 IMF 금융위기 이전까지 일반적으로 사용되던 대표적인 전략은 매입 후 만기까지 보유하는 전략이라고 할 수 있다. 이 전략은 채권펀드 내로의 신규채권의 추가 유입이 지속적으로 이루어졌기 때문에 [그림 1]에 볼 수 있는 바와 같이 기존에 투자된 채권들의 수익률들을 이동 평균화시키는 방식으로 수익증권의 수익을 발생시켰다. 이와 같은 투자과정은 이는 장부가방식의 계리를 통하여 수익증권 수익률의 변동성을 완화시키는 역할을 하였다.

## 2. IMF 금융위기 이후

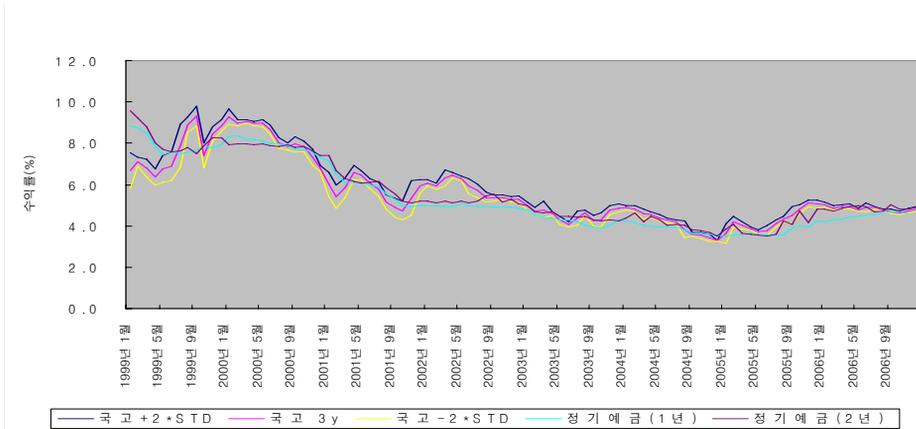
IMF 금융위기 이후 채권시장은 구조적 변화를 겪게 된다. 채권발행을 하였던 기업들은 물론 이들에 대한 지급보증을 하였던 금융기관들마저 부도가 나는 재무위기를 겪게 되면서 보증 사채 발행시장은 급격히 위축되었다. 뿐만 아니라 금융기관의 지급보증 없이 자기 신용만으로 무보증 사채를 발행가능 했던 일부 재벌기업들마저도 1999년 대우 그룹, 2000년 현대그룹, 그리고 2003년에는 SK Global과 LG카드 등이 재무위기를 겪게 되었다. 이에 따라 회사채 시장은 발행시장 뿐만 아니라 유통시장까지도 모두가 침체 일로에 놓이게 되었다.

이와 같이 침체된 회사채 시장은 국채, 특히 국고채 시장으로 대체되었다. 이는 불안정한 금융시장에서 안정성에 대한 선호 증가(Flight to Quality)를 반영하는 자연스러운 현상이라고 할 수 있지만 이를 통하여 주 투자대상 채권이 국채위주로 바뀌면서 과거 회사채 중심시장에서 누릴 수 있었던 리스크 프리미엄을 더 이상 얻기가 힘들게 되었다. 뿐만 아니라 이 시기에는 수익률이 전반적으로 하락함으로써 IMF 금융위기 이

2) 이들 중 현금흐름 일치전략과 면역전략을 중립적 전략이라고도 부른다.

전의 투자전략과 같은 방식의 운용을 통하여 채권형 펀드의 운용수익률을 제고하기가 용이하지 않게 되었다.

[그림 2] 시장 수익률 및 수신금리 추이(IMF금융위기 이후)



[그림 2]에는 IMF 금융위기 이후의 국고채 3년물의 수익률과 변동성을 나타내는 수익률의 표준편차를 2배한 값을 가감한 수익률들의 궤적 그리고 1년 만기 및 2년 만기 정기예금금리의 추이가 나타나 있다. 그림에서 볼 수 있는 바와 같이 이 기간에는 국고채 수익률이 정기예금 금리와 유사한 수준에서 동행하고 있어 과거의 회사채 시장중심기에 존재하였던 시장 수익률의 은행 금리에 대한 우위가 나타나고 있지 않다.

이러한 상황에서 채권투자 성과의 극대화를 통해 운용수익률을 강화하기 위해서는 적극적 채권운용전략이 요구된다고 할 수 있다. 기본적으로 적극적 운용전략은 다양한 분석방법을 통하여 단기간에 초과수익(abnormal return)을 달성하려는 것이라고 할 수 있다. 현재 실무에서 사용되고 있는 적극적 전략 중 가장 일반적으로 사용되는 것은 장기 수익률에 대한 예측을 통하여 듀레이션이 큰 채권에 단기적으로 투자하는 수익률예측 전략이라고 할 수 있다. 또한 각종 금리변동부채권(Floating Rate Note : FRN), 특히 양기준 금리변동부 채권(Dual Indexed FRN)에 대한 투자도 2000년 들어 점차 증가하는 추세를 보이고 있다.

이 같은 투자방식은 장기수익률뿐만 아니라 장단기 수익률간의 차이 등에 대한 예측을 필요로 한다. 이는 곧 수익률곡선의 전반적인 특성에 대한 분석을 요구하며 또한 수익률곡선의 분석은 기존에 사용하였던 전략이외의 투자전략을 수행 가능케 할 수 있

다. 그리고 이들 전략은 일반채권을 운용대상으로 할 경우뿐만 아니라 기타 채권관련 파생상품과의 연계를 통해서도 운용될 수 있다.

따라서 이와 같은 적극적 운용전략을 수행하기 위해서는 수익률곡선의 이동이나 기울기의 변화 그리고 곡도의 변화와 같은 수익률곡선의 전반적 변화 구조를 파악할 필요가 있다. 또한 이러한 전반적 변화에 영향을 미치는 채권시장 내적 혹은 외적 요인들과의 체계적 관계도 분석할 필요가 있다.

### Ⅲ. 분석 모형

이 연구는 시장수익률 이상을 추구하는 적극적 채권운용전략을 수행하기 위해 채권의 투자환경과 채권운용의 기반을 이루는 수익률곡선과의 관계에 대한 구조적 특성을 밝히는 것이다. 이를 위해서는 먼저 수익률곡선에 대한 특성을 파악할 수 있는 수익률곡선의 추정모형을 필요로 한다. 수익률곡선의 추정모형은 크게 통계적 모형과 이론적 모형으로 나눌 수 있다.

이론적 접근방법은 경제이론을 기초로 이자율 기간구조를 설명하는 방식이다. 대표적인 것으로는 금융시장의 완비성을 전제로 비차익 거래조건을 충족하는 단기 이자율의 파생상품으로서의 채권가격의 산정을 통하여 이자율의 기간구조를 구축하는 균형이론이 있다.

따라서 다른 파생상품의 가격결정이론에서와 마찬가지로 이 이론들에서도 채권가격의 기초자산으로서의 단기 이자율에 대한 확률적 모형을 필요로 한다. 이 확률적 모형의 특징과 숫자에 따라 이론적 모형이 구분될 수 있는데 1요인 모형으로는 Vasicek 모형(1977)과 CIR(Cox-Ingersoll-Ross) 모형(1985)이 있고, 2요인 모형으로는 Brennan-Schwartz 모형(1979) 및 Longstaff-Schwartz 모형(1992) 등을 들 수 있다.<sup>3)</sup>

이론적 모형은 모수의 변화에 따라 이자율 기간구조의 동학적 특성을 일관성있게 설명할 수 있기 때문에 이 모수들과 투자환경 변수들과의 체계적인 연관성은 찾을 수 있다. 그러나 이들 이론적 모형의 모수들에 대한 해석을 통하여 이들 간의 관계를 실제 채권운용에 직접 적용하기 어려운 한계를 지니고 있다.

한편 통계적 모형은 동학적 구조에 대한 논리적 일관성을 중시하는 이론적 접근방법에 비해 실제 시장에서 이루어지는 거래 자료를 중심으로 보다 현실에 적합한 수익률

3) 또 다른 이자율기간구조 모형이라고 할 수 있는 비차익거래 모형(no-arbitrage model)은 주어진 수익률곡선을 전제로 calibration을 통해 금리파생상품의 가치평가에 주로 사용된다.

기간구조를 추정하고자 하는 통계적 방법이다. 할인함수(discount function)를 기초로 수익률곡선을 추정하는 방법을 제시한 McCulloch(1971)의 선구적인 연구에서 비롯되었다. 이 방법은 주로 spline에 의한 모수추정 방법으로 시장구조에 맞는 유연한 수익률곡선을 선택할 수 있어 보다 실제 채권거래에 부합하는 수익률의 기간구조곡선을 찾을 수 있다. 그러나 이 같이 유연한 곡선을 만들기 위해서는 모수의 설정이 추정 시점마다 다를 수 있어 특정 모수와 투자환경 변수와의 체계적인 관계를 일관성있게 설명하기 어려운 한계를 지니게 된다.

이 연구에서 사용될 모형인 Nelson-Siegel(NS) 모형(1987)은 통계적 모형의 하나로 간주될 수 있다.<sup>4)</sup> 그러나 이 모형은 확정된 모수를 지닌 단순한 구조를 지니고 있음에도 불구하고 다양한 형태의 수익률곡선이 추정가능하며, 또한 추정해야 할 모수의 숫자가 일정하게 주어짐으로서 다른 통계적 모형들에 비해 수익률곡선의 형태 변화를 비교적 일관성 있게 설명할 수 있는 특성을 지니고 있다. 따라서 추정한 모수들과 투자환경변수들과의 체계적 관계를 밝혀냄으로써 이를 실제 채권포트폴리오의 구성 및 구조화된 채권상품들의 투자결정에도 직접적으로 적용할 수 있다.

NS 모형은 만기가  $m$ 인 순간선도수익률(instantaneous forward rate)인  $f(m)$ 이 서로 다른 실근을 지닌 2차 미분방정식의 해라는 전제에서 시작한다. 이를 표현하면

$$f(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \beta_2 \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \quad (1)$$

이 되고, 여기에서 미분방정식의 실근으로 간주될 수 있는  $\tau_1$ 과  $\tau_2$ 는 시간상수(time constants)이고  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 는 미분방정식의 초기조건들에 의해 결정되는 계수들이다.

만기시 일시상환채권의 경우 만기수익률[ $R(m)$ ]은 선도수익률의 평균값이고 만기수익률곡선 역시 선도수익률곡선과 같은 범주의 형태를 지닌다.

$$R(m) = \frac{1}{m} \int_0^m f(x) dx \quad (2)$$

그런데 중근에 의한 해방정식만으로도 만기 수익률곡선을 설명할 수 있다는 결과에

4) Nelson-Siegel 모형을 기초로 한 국내연구로는 국제통합발행이 국제시장의 완비성에 미친 영향을 분석한 정희준·오승곤(2003), 수익률곡선의 예측에 초점을 맞춘 이준행(2004), 뉴스발표에 대한 수익률곡선의 반응 및 미래 이자율에 대한 예측력을 분석한 임형석(2005) 등의 연구가 있다.

따라 순간 선도수익률은 앞의 모형보다 모수가 줄어든 모형 식 (3)으로 표현되어진다.

$$f(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) + \beta_2 \cdot \left[\frac{m}{\tau} \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right)\right] \quad (3)$$

다시 이 식을 적분하여  $m$ 으로 나누면 다음과 같은 만기수익률 함수 $[R(m)]$ 을 얻는다.

$$R(m) = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) \cdot \frac{[1 - \exp(-\frac{m}{\tau})]}{(\frac{m}{\tau})} - \beta_2 \cdot \exp(-\frac{m}{\tau}) \quad (4)$$

이 함수에서 각각의 계수들은 선도 수익률곡선과 궁극적으로 만기 수익률곡선의 단기, 중기, 장기 구성요소의 강도에 영향을 미치는 요소로 해석될 수 있다. 먼저 장기수익률은  $\beta_0$ , 중기수익률은  $\beta_2$ , 마지막으로 단기 수익률은  $\beta_1$ 과 밀접한 관계를 갖고 있다. 또한  $\tau$ 는 그 값이 작으면 수익률곡선의 형태가 단기의 특성을 상세히 반영하는 반면, 장기에서는 적합성이 떨어지는 특성을 보인다. 반대로 그 값이 커지면 장기수익률들은 잘 반영하는데 비해 단기 수익률을 반영하는데 취약점을 보이는 것으로 알려졌다.

그런데 Diebold 등[Diebold, Rudebusch and Aruoba(2006)]은 식 (4)를 변형하여 다음과 같이 표현하였다.

$$R_t(m) = L_t + S_t \cdot \frac{[1 - \exp(-\frac{m}{\tau})]}{(\frac{m}{\tau})} + C_t \cdot \left[\frac{(1 - \exp(-\frac{m}{\tau}))}{(\frac{m}{\tau})} - \exp(-\frac{m}{\tau})\right] \quad (5)$$

여기에서  $L_t$ ,  $S_t$  그리고  $C_t$ 는  $t$  시점의 수익률곡선의 수준(level), 기울기(slope) 및 곡률(curvature)을 나타낸다. 먼저 장기 수익률과 관련된  $\beta_0$ 는 그 크기가 변하면 모든 만기기간( $m$ )에 걸쳐 수익률곡선을 수평이동시키기 때문에 이는 수익률의 수준(level)을 결정짓는 요인으로 간주된다.

한편  $t$ 기의 장기수익률 $[R_t(\infty)]$ 과 초단기 수익률 $[R_t(0)]$ 의 차이, 즉 수익률곡선의 기울

기는 그 기의  $-\beta_1$ 과 같기 때문에 기울기를 결정짓는 요인으로 간주된다. 이 경우  $S_t$ 가 양수이면 수익률곡선은 단고장저의 모습을 띠게 되고 반대로  $S_t$ 가 음수이면 단저장고의 모습을 보이게 된다.

또한  $C_t$ 가 계수인 식 (3)~식 (5)의 세 번째 항의 값은 처음 0에서  $m$ 이 점차로 커져서 중기에 다다르도록 증가하다가  $m$ 이 더욱 커져 즉 장기로 갈수록 항의 값이 0으로 감소하는 특성을 보이기 때문에 계수  $C_t$ 의 크기는 수익률곡선의 곡률을 결정짓는 요인으로 간주된다[Diebold and Li(2006)].

따라서 각기의 수익률곡선에서  $L_t$ ,  $S_t$  그리고  $C_t$ 의 값과 이들 값에 영향을 주는 요인들을 파악할 수 있다면 대표적인 적극적 채권운용전략인 수익률 예측전략, 나비 및 역나비형 운용전략, 그리고 금리변동부 채권들을 기초로 한 구조화채권에 대한 투자전략 등에 관한 유용한 정보를 얻을 수 있을 것이다. 이 경우 수익률곡선의 형태에 따라 나타나는  $L_t$ ,  $S_t$  그리고  $C_t$ 는 수익률곡선의 형태를 결정짓는 여러 가지 투자환경 요인들에 의해 영향을 받는다.

이러한 요인들은 다양한 기준에 의해 분류 제시될 수 있으나 일반적으로 시장내적 요인과 시장외적 요인들로 구분 지을 수 있다. 이 연구에서는 증권시장내적 요인으로 채권의 순 증가율, KOSPI 변동률 그리고 시장외적 요인들로 원/달러 환율 변화율, 물가상승률 그리고 정책변수인 한국은행의 목표 콜 금리를 사용하여 분석대상 변수들과의 체계적 연관성 여부를 분석한다.

이들 변수들 중 채권 수급량이나 KOSPI 변동율과 같은 증권시장 내적 요인들이 채권 수익률곡선에 직·간접적으로 미치는 영향에 대한 이론적 연관성은 명확하다고 할 수 있다. Friedman(1980)은 채권수급이 채권수익률에 미치는 영향을 분석하였으며, KOSPI 변화와 같은 주가 변화가 채권수익률변화에 미치는 영향에 대한 연구로는 Asness(2003) 및 Campbell과 Vuolteenaho(2004) 등이 있다. 환율이 수익률곡선에 미치는 영향을 분석한 연구로는 Taylor(1995) 및 Taylor(2001) 등이 있다. 이들은 타국의 금리와 연관되어 환율이 자국의 장기 및 단기 금리에 미치는 영향을 분석하고 있다.

물가상승률이 수익률에 미치는 영향은 Rubinstein(1976), Lucas(1978), Bredeen(1986) 등에 의해 이루어진 소비를 기초로 한 자산가격 결정모형들에 의해 이론적으로 제시되었다. 이에 따르면 경제주체들의 현재 소비와 미래 소비(저축)간의 최적 조합은 이자율(수익률)에 의해 영향을 받는데 물가상승은 이들의 최적 조합을 변화시킴으로써 수익률곡선에 영향을 미친다는 것이다. 또한 Harvey(1988)는 실질 수익률의 기간구조의 분석과정에서 Fisher Effect에 기초하여 물가상승률이 명목 수익률곡선의 형성에 미치는

영향을 실증적으로 분석하였다.

콜금리와 같은 정책 단기 금리가 수익률곡선에 미치는 영향에 관한 연구로는 Estrella and Mishkin(1997), Ellingsen and Söderström(2001) 등이 있다. 전자는 중앙은행에 의한 정책 단기금리의 변동이 수익률곡선의 기울기에 미치는 영향에, 후자의 경우는 전 만기기간에 걸쳐 수익률곡선에 미치는 영향에 초점을 맞추어 분석하였다. Diebold et al(2006)는 정책 단기 금리(federal fund rate)와 물가상승률을 모두 수익률곡선분석에 포함시켰다.

이 연구에서는 먼저 각 기간별 수익률곡선에 대한 실증분석을 통해  $L_t$ ,  $S_t$  그리고  $C_t$  를 추정한다. 그리고 적극적 운용전략을 위해 이 변수들에 투자 환경요인들이 미치는 영향을 파악하기 위하여 이 변수들에 대한 차분변수들을 종속변수로 하고 시장 내적 및 외적 요인들을 독립변수로 한 추정방정식들을 회귀분석한다. 다만 이 추정방정식들이 시계열적인 특성을 가진 자료들을 데이터로 하고 있고 방정식들 간에는 상호 연관성이 존재할 여지가 있기 때문에 연립방정식체계에 의한 추정방법을 사용하기로 한다.

## IV. 추정 I(수익률곡선)

### 1. 데이터

수익률곡선의 추정을 위한 데이터는 Nelson-Siegel(1987)이 추정을 위해 선택했던 것과 같은 방식을 따랐다. 추정대상 원 데이터는 수익률과 잔존기간과의 관계만을 명확히 볼 수 있도록 국채 중에서 만기시 원리금 일시상환채권인 제 1종 국민주택채권의 수익률을 선택하였다. 수익률의 실제 데이터는 증권업 협회에서 일별로 발표하는 시가 평가 매트릭스에서 얻었는데 이 수익률은 유통시장에서 사용되고 있는 만기 수익률의 개념이기 때문에 추정을 위해서 이를 가격으로 환산한 후 다시 연속복리 수익률로 전환하였다.<sup>5)</sup>

제 1종 국민주택채권은 만기 원리금 일시상환채권이어서 수익률곡선 추정시 이표효과를 고려할 필요가 없다. 그리고 우리나라에서 적극적 채권운용이 아직까지 만기기간이 5년 이하인 채권을 위주로 이루어지고 있다는 점을 감안하면 만기 기간이 5년이고 상대적으로 거래빈도가 높은 제 1종 국민주택채권의 수익률곡선은 채권운용의 유용한

5) 2006년부터 국고채에 대한 STRIPS가 도입되었으나 잔존기간별로 수익률이 형성될 만큼 거래가 빈번하게 이루어지고 있지 않다.

정보를 제공할 수 있다. 추정기간은 1999년부터 2006년까지인데 월단위로 수익률곡선을 추정하였기 때문에 총 96개의 하위표본이 존재한다.

## 2. 수익률곡선의 추정

수익률곡선의 추정은 각 월별로 식 (5)에 의거해 비선형 FIML(Full Information Maximum Likelihood) 추정법을 사용하였다. 먼저 모수추정에 있어 최적  $\tau$ 를 다른 모수들인  $L_t$ ,  $S_t$  그리고  $C_t$ 와 함께 구하기 위하여 0에서 3까지는 0.25간격으로, 5까지는 0.5간격으로 변화시키며 추정하였다. 추정된 결과에 의하면  $\tau=5$ 의 경우 일부에서 장기수익률을 의미하는  $L_t$ 의 추정값이 음의 값으로 나오고 있다. 또 일부 추정값은 실제 수익률과 차이가 너무 크게 나타나는 등 각 월의 수익률곡선으로서 의미를 부여하기에 부적절한 결과들이 빈번히 나타남을 알 수 있었다. 이러한 결과는  $\tau$ 값에 따라 추정 모수들이 민감하게 반응하기 때문인 것으로 볼 수 있다.

<표 1> 모형의 적합도 분석

$\tau$ 값	최대우도평균	최대우도빈도	평균 RMSE	평균 $R^2$
0.75	205.18171	13	0.102340225	0.8504188
0.50	199.89060	17	0.103946880	0.8396840

따라서 수익률 추정 모형의 적합성을 높이기 위해서는 Nelson-Siegel(1987), Diebold and Li(2006) 등이 한 것과 같이 모형에 전체적으로 사용할 특정한  $\tau$ 값을 선택할 필요가 있다.

또한 적절한  $\tau$ 값 선택은 적극적 채권운용전략에 필요한 표본외 예측(out-of-sample forecasting)을 위한 필요과정이기도 하다. 여기서는 추정시 우도추정법을 사용하기 때문에  $\tau$ 값 선택을 위한 기준으로 우도(likelihood)의 크기를 택하였다. 또한 RMSE(Root Mean Square Error) 및  $R^2$ 도 같이 살펴보았다.

분석결과 평균적으로 가장 높은 우도를 보인  $\tau$ 값은 0.75이다. 이에 비해 표본 각각의 우도를 살펴볼 때 최대우도의 빈도가 가장 높은  $\tau$ 값은 0.5로 나타났다. 또한 <표 1>에 나타난 바와 같이 평균 RMSE가 가장 낮고 평균  $R^2$ 의 값이 가장 높은  $\tau$ 값 역시 0.75 이기는 하나  $\tau$ 값이 0.5인 경우의 통계량과 차이가 크게 나타나고 있지 않기 때문에 향

후 표본의 예측에서는 이들의 분석결과를 동시에 제시 비교한다.

먼저  $\tau$ 값이 0.75인 경우의  $L_t$ ,  $S_t$  그리고  $C_t$ 를 추정하였다.  $L_t$ 과  $S_t$ 의 추정값을 검토해보면 1999년 1월의  $S_t$ 값의  $p$ -value가 0.0292를 보여 1%의 유의수준에서 기각될 뿐 나머지 값들은 모두가 1% 유의수준에서도 기각되지 않았다. 그러나  $C_t$ 의 추정값은 전체 표본의 12.5%인 12개의 추정결과가 5% 유의수준에서 기각되었으며, 이중 10개는 10% 유의수준에서도 기각됨을 알 수 있었다.

$L_t$ ,  $S_t$  그리고  $C_t$ 의 추정결과를 기초로 한 이들 간의 상관관계 및 각각의 자기상관관계가 <표 2>에 제시되어 있다. 이들 중 상관계수를 먼저 살펴보면  $L_t$ 와  $S_t$ 간에 비교적 높은 음의 관계가 발견되고 있음을 볼 수 있다.  $-S_t$ 가 단저장고형태의 기울기에서 양의 값을 보인다는 점을 감안하면 이와 같은 계수값은 장기수익률이 상승하면 수익률곡선의 기울기가 급해지는 경향이 있음을 시사하고 있다. 그러나  $C_t$ 관련 상관계수는 최고 -0.06수준에 머물러 수익률곡선의 곡도가 수준이나 기울기와 유의미한 관계를 가지고 있지는 않음을 보여주고 있다.

<표 2> 수익률곡선의 수준, 기울기 및 곡도의(자기)상관관계

	$\rho_{i,j}$	$\rho(1)$	$\rho(2)$	$\rho(3)$	$\rho(4)$	$\rho(5)$	$\rho(6)$		
$L_t$	1.00000	-0.82992	-0.00883	0.954	0.897	0.855	0.819	0.783	0.753
$S_t$	-0.82992	1.00000	-0.06066	0.869	0.727	0.608	0.483	0.396	0.311
$C_t$	-0.00883	-0.06066	1.00000	0.807	0.593	0.453	0.356	0.365	0.167

주) \* 상관계수  $\rho_{i,j}$ 에서  $i$  및  $j$ 는 각각  $L_t$ ,  $S_t$  그리고  $C_t$ 를 나타냄.

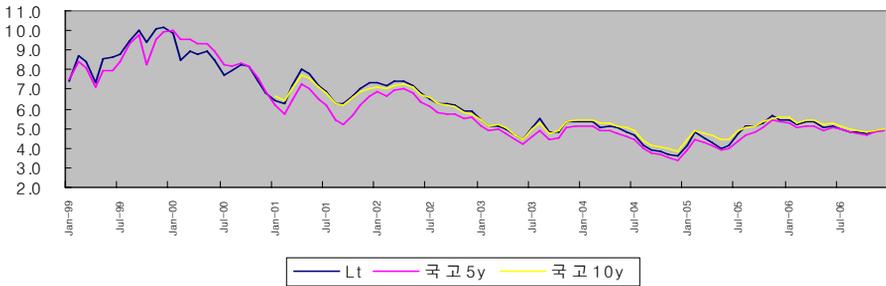
또한 각각의 자기상관계수를 보면 먼저  $L_t$ 는 지속성이 비교적 높을 뿐만 아니라 상대적으로 완만하게 감소하는 추세를 보인다. 하지만  $S_t$ 와  $C_t$ 는  $L_t$ 에 비해 상대적으로 낮은 지속성을 보일뿐만 아니라 감소속도도 높게 나타난다. 특히  $C_t$ 의 감소가 더 급격히 나타나고 있다. 이와 같은 자기상관관계는 Diebold and Li(2006)와 유사성을 보인다. 그러나 그들의 경우에 있어서는  $L_t$ ,  $S_t$  그리고  $C_t$ 간에 높은 상관계수값을 보이고 있지는 않다.

[그림 3], [그림 4] 및 [그림 5]는 추정된  $L_t$ ,  $-S_t$  그리고  $C_t$ 와 국고채 중·장기물(5년 및 10년)의 수익률 추이 및 기울기 추이 그리고 곡률의 추이를 나타낸 것이다. 제 1종 국민주택채권의 수익률을 기초로 추정된  $L_t$ ,  $-S_t$  및  $C_t$ 와 국고채의 수익률을 기초로 한

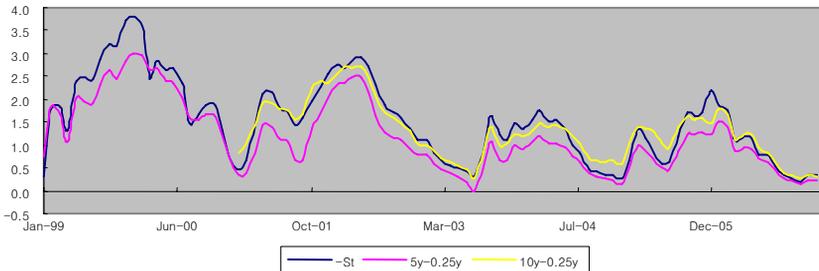
추이를 같이 비교한 것은 제 1종 국민주택채권의 수익률과 국고채의 수익률의 잔존기간별 상관관계가 매우 높았기 때문이다. 이 두 채권의 잔존기간별 수익률을 비교해 보면 잔존기간이 3년일 때 상관관계가 가장 낮게 나타났음에도 불구하고 그 값이 0.985이고 나머지 만기기간에 대한 상관관계는 거의 0.99이상을 보여 실질적으로 완전 상관에 가까운 움직임을 보였다.

그림을 통하여 볼 수 있는 바와 같이  $L_t$ 와  $-S_t$ 의 추이는 중·장기 국고채의 추이와 매우 유사함을 알 수 있다. 장기수익률을 반영하는  $L_t$ 와 국고채 5년물의 수익률은 2002년도까지는 추이가 전반적으로 같은 방향성을 보임에도 불구하고 양자간에 상당한 편차가 존재했다. 그러나 그 이후로는 추이의 방향뿐만 아니라 크기도 아주 근접하고 있음을 알 수 있다. 이러한 경향은 2000년 12월부터의 국고채 10년물 수익률 추이와의 관계에서 더욱 뚜렷하게 나타나고 있어  $L_t$ 와 국고채 10년물 수익률간의 편차는 아주 미미한 수준에 머무르고 있다.

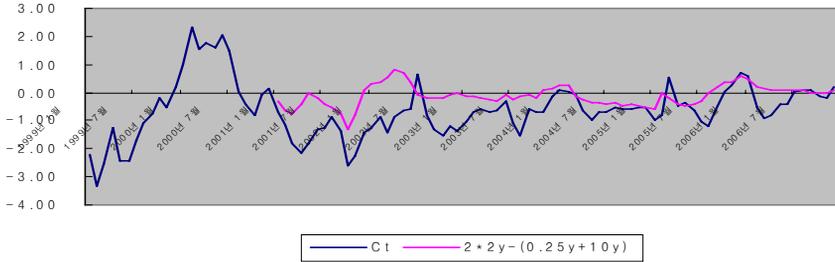
[그림 3]  $L_t$ 와 중장기 국고채 수익률추이



[그림 4]  $-S_t$ 와 국고채 수익률의 기율기 추이



[그림 5]  $C_t$ 와 국고채의 곡률주이



수익률곡선의 기울기를 나타내는  $-S_t$ 는 등락을 보이며 점차적으로 등락폭이 작아지고 있으나 전반적으로 양의 값을 보이고 있어 이 기간동안의 수익률곡선이 단저장고의 형태였음을 보여주고 있다. 또한  $-S_t$ 의 추정값 역시 국고채 5년물보다는 국고채 10년물과의 기울기 추이와 관계에서 보다 높은 근접성을 나타내고 있다. 이처럼 중기채보다 장기채와의 관계에서 나타난 추이가  $L_t$ 와  $-S_t$ 의 추정값에 더욱 근접한다는 것은 이 추정값들이 실제 수익률 구조를 잘 반영하는 것으로 해석할 수 있다.

이에 비해  $C_t$ 는 실제 수익률곡선의 곡률과 그 방향성에서 매우 유사성을 보임에도 불구하고 편차는 상당히 크게 나타나고 있다. 이는  $C_t$ 가 실제 곡률보다 과대하게 추정되는 경향이 있음을 의미한다. 이 경우 실제 수익률곡선의 곡률은 Diebold and Li(2006)에서 정의된  $2*(2년물\ 수익률)-(3개월물\ 수익률+10년물\ 수익률)$ 의 차이로 산정되었다.

이 같은 결과는 수익률곡선을 추정함으로써 얻어진 수익률의 수준과 기울기에 관한 추정값들이 제 1종 국민주택 채권은 물론 국고채를 이용한 적극적 채권 운용전략운용에 대해서도 신뢰할 수 있는 정보로 사용될 수 있음을 의미한다. 그 중 수익률 수준에 대한 추정결과는 실무에서 가장 빈번하게 사용되는 수익률예측에 의한 장기채권 운용을 위한 기초정보를 제공하며 특히 만기 기간이 10년인 채권의 운용에 더욱 유용하게 이용될 수 있다고 생각된다.

또한 장기 국고채를 기초자산으로 하는 및 국제선물 및 국제선물옵션의 운용에도 이용될 수 있다. 그리고 수익률의 기울기에 대한 추정결과는 2000년대 들어 증가하고 있는 금리변동부채권중에서 특히 양기준 금리변동부채권(Dual Indexed FRN)의 투자전략을 위한 기초적인 의사결정 자료로 사용될 수 있다. 다만 곡률의 추정값들은 그 일부가 유의성에 한계를 보이고 있기 때문에 곡률에 관련된 정보를 이용하여 나비형 혹은 역나비형 운용전략을 수행하는 경우에는 통계적 주의를 기울일 필요가 있다.

### 3. 표본외 예측(out-of-sample forecasting)

여기에서는 추정된 결과를 수익률곡선 예측에 이용하여 그 모형의 유용성을 살펴보고자 한다. 이를 위하여 일정시점( $t$ )에서  $h$ 기후의 표본외 예측 모형을 다음과 같이 설정하였다.

$$R_{t+h|t}^p(m) = L_{t+h|t}^p + S_{t+h|t}^f \frac{[1 - \exp(-\frac{m}{\tau})]}{(\frac{m}{\tau})} + C_{t+h|t} \left[ \frac{(1 - \exp(-\frac{m}{\tau}))}{(\frac{m}{\tau})} - \exp(-\frac{m}{\tau}) \right]$$

여기에서  $L_{t+h|t}$ ,  $S_{t+h|t}$  및  $C_{t+h|t}$ 는 다음과 같은 AR(1)과정으로 설정되었다.

$$L_{t+h|t} = C_L + \gamma_L L_t, \quad S_{t+h|t} = C_S + \gamma_S S_t \quad \text{그리고} \quad C_{t+h|t} = C_C + \gamma_C C_t$$

이 같은 단순한 형태의 AR 모형을 설정한 것은 Diebold와 Li(2006) 및 이준행(2004)에서 제시된 바와 같이 여타 모형을 이용한 추정결과들이 단순한 AR 모형을 사용한 추정정보보다 설명력이 높지 않다는 결과에 따른 것이다. 그러나 이 경우에도  $\tau$ 값에 따른 추정 결과의 차이가 존재할 가능성이 있기 때문에 앞에서 제시한 바와 같이  $\tau=0.50$ 와  $\tau=0.75$ 인 추정결과를 비교한다. 설정된 모형에 따른 표본외 예측기간은 최장 6개월까지 1개월 단위로 정하였다. 이는 우리나라의 경우 대표적인 국채의 이표기간이 최장 6개월이란 점을 고려한 것이다. 왜냐하면 이표채의 경우는 일단 이자락이 되면 on-the-run issue효과가 사라지기 때문이다.

추정된 표본외 예측에 따른 수익률곡선의 예측오차 <표 3>에 따르면 예측 기간이 6개월인 경우에는  $\tau=0.50$ 인 경우가 평균 및 RMSE의 예측오차 모두 대부분의 잔존기간에 걸쳐 낮게 나타나 더 높은 예측의 효율성을 보이고 있다. 그러나 이 경우도 평균은 최소 14.8bps에서 최대 16.5bps까지 과소 예측되고 있으며 RMSE 역시 23.7bps에서 31.1bps까지 비교적 높은 오차를 보이고 있다. 그러나 예측기간이 5개월 이하가 되면 평균의 예측오차는 예측기간이 3개월인 경우까지는  $\tau=0.50$ 가 낮게 나타나지만 RMSR의 예측오차는  $\tau=0.75$ 가 더 낮게 나타나고 예측기간이 짧아질수록 이러한 경향은 커진다.

<표 3> 표본의 예측에 따른 수익률곡선의 예측오차

기간		1개월				2개월			
잔존기간 (년)	$\tau = 0.75$		$\tau = 0.50$		$\tau = 0.75$		$\tau = 0.50$		
	평균	RMSE	평균	RMSE	평균	RMSE	평균	RMSE	
0.25	-0.023245051	0.043790159	-0.022405316	0.159094381	-0.047680984	0.092624319	-0.048154228	0.24728156	
0.5	-0.021502067	0.048970809	-0.022177521	0.158017993	-0.046168321	0.105744615	-0.048024375	0.230950007	
0.75	-0.020484213	0.05432564	-0.022317191	0.161371813	-0.045628135	0.118296001	-0.048372025	0.224521943	
1	-0.019953191	0.057864904	-0.022677231	0.163237652	-0.0457077	0.126687055	-0.04899936	0.220215135	
1.5	-0.019742263	0.060248067	-0.023699761	0.160094707	-0.046846113	0.133260664	-0.050614388	0.210177703	
2	-0.020076107	0.059280888	-0.024804363	0.152084846	-0.048470994	0.132564987	-0.052286888	0.198783472	
2.5	-0.020588996	0.057269013	-0.025819153	0.143657239	-0.050108793	0.129461787	-0.053796917	0.188876764	
3	-0.021121195	0.055256464	-0.026692642	0.136798067	-0.051582358	0.126135863	-0.055085031	0.181737802	
4	-0.022036492	0.052367029	-0.028029146	0.128859503	-0.053908059	0.12127639	-0.05704297	0.175059902	
5	-0.022709454	0.050893033	-0.028947367	0.126302781	-0.055536928	0.118826684	-0.05838247	0.174495016	
10	-0.024200905	0.050225204	-0.030915443	0.131469336	-0.059062678	0.118046929	-0.061247195	0.186538571	

기간		3개월				4개월			
잔존기간 (년)	$\tau = 0.75$		$\tau = 0.50$		$\tau = 0.75$		$\tau = 0.50$		
	평균	RMSE	평균	RMSE	평균	RMSE	평균	RMSE	
0.25	-0.071940248	0.132321952	-0.068252306	0.295364101	-0.092792183	0.184147379	-0.097375275	0.346090019	
0.5	-0.071400509	0.145501135	-0.066970207	0.258236414	-0.092833065	0.186900697	-0.096625931	0.30799239	
0.75	-0.071740076	0.159974697	-0.066676129	0.234472515	-0.093595388	0.196579007	-0.096634955	0.285341337	
1	-0.07260675	0.170080144	-0.067001473	0.217959644	-0.094770749	0.204523898	-0.097109995	0.270049456	
1.5	-0.075062785	0.178191955	-0.068597019	0.195825301	-0.097619318	0.210783889	-0.098739162	0.248762609	
2	-0.077713625	0.177345864	-0.070611414	0.181936123	-0.100484555	0.208943213	-0.100620348	0.234100039	
2.5	-0.080148081	0.173482673	-0.072568768	0.173788255	-0.103039021	0.204436783	-0.102393091	0.224700917	
3	-0.082243183	0.169341332	-0.074300544	0.169910781	-0.105203561	0.199954045	-0.103938579	0.219717347	
4	-0.085448429	0.163330059	-0.077002573	0.169799626	-0.108477359	0.193946058	-0.106325093	0.218410362	
5	-0.087650355	0.160364722	-0.078881798	0.173989748	-0.110709915	0.191468261	-0.107974231	0.222437621	
10	-0.092369664	0.159852238	-0.082935041	0.194594991	-0.115476566	0.193691652	-0.111519511	0.245270823	

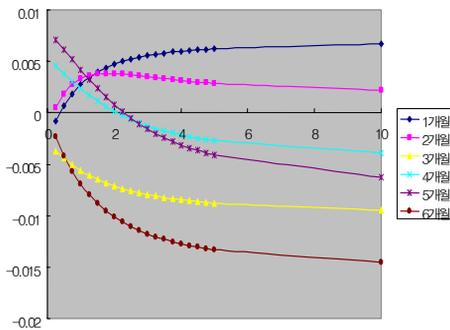
  

기간		5개월				6개월			
잔존기간 (년)	$\tau = 0.75$		$\tau = 0.50$		$\tau = 0.75$		$\tau = 0.50$		
	평균	RMSE	평균	RMSE	평균	RMSE	평균	RMSE	
0.25	-0.119522617	0.224363965	-0.126601153	0.354205685	-0.150260417	0.272270056	-0.147910001	0.311091801	
0.5	-0.120598473	0.222816333	-0.126764237	0.323825075	-0.152128416	0.26164941	-0.147942742	0.292679796	
0.75	-0.122165321	0.231470592	-0.127346746	0.308044354	-0.154208751	0.265902635	-0.148521768	0.285577212	
1	-0.123971164	0.239662222	-0.128163788	0.297704809	-0.156336085	0.272234672	-0.149413482	0.280950131	
1.5	-0.127715642	0.247046529	-0.130059917	0.281391088	-0.160372424	0.278609733	-0.151573536	0.270382829	
2	-0.131161285	0.246018694	-0.131924504	0.267860726	-0.163864372	0.277436912	-0.153745682	0.258671223	
2.5	-0.134106758	0.242015743	-0.133570045	0.257970193	-0.166753647	0.273402793	-0.155682017	0.24888414	
3	-0.136545284	0.237888173	-0.134956781	0.251965043	-0.169100355	0.26927489	-0.157322683	0.242270461	
4	-0.140168648	0.232439709	-0.137045557	0.248656441	-0.172534868	0.26392617	-0.159804028	0.237257912	
5	-0.142610935	0.230443999	-0.138466181	0.251343237	-0.174826279	0.262136637	-0.161496124	0.238465154	
10	-0.147793281	0.234249966	-0.141495041	0.272392247	-0.179661754	0.267076069	-0.165108804	0.256113024	

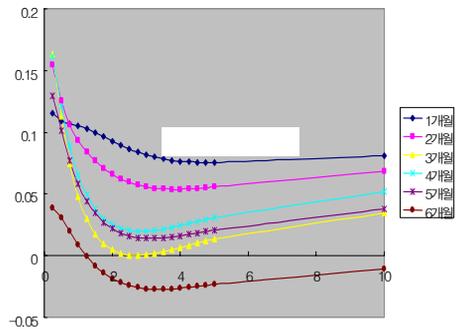
이러한 관계는 [그림 6] 평균의 차이와 [그림 7] RMSE의 차이를 통하여 명확히 알 수 있다. 이 그림들은  $\tau=0.75$ 인 경우의 예측오차에서  $\tau=0.50$ 인 경우의 예측오차를 뺀 값을 잔존기간별로 나타낸 것으로서 종축의 값이 높게 나타날수록  $\tau=0.75$ 의 예측오차가 더 낮은 것을 의미한다. 평균에 대한 오차는 예측기간이 3개월과 5개월인 경우에 잔존기간별로  $\tau$ 간 차이를 보이는 반면 RMSE의 경우는 6개월 미만의 모든 예측기간의 모든 구간에서 양의 값을 보이고 있다.

그리고 2003년 3월 이전에는 이표기간이 3개월이었고 실제 실무에서 수익률 예측과 같은 적극적 전략을 수행하는 경우에는 채권포트폴리오의 포지션을 한 달 이내, 길어야 두 달 이상을 유지하는 경우는 그다지 많지 않다. 이 같은 점을 고려하면 투자대상 채권이 이표채 여부와 관계없이 예측의 주 관심 대상이 기간은 1개월에서 2개월 정도가 된다.

[그림 6] 평균의 차이



[그림 7] RMMSE의 차이



이 경우 예측기간이 1개월인 때는 평균오차가 2~3 bps 내외이고 예측기간이 2개월인 경우에도 4.5bps~6.1bps 정도로 나타났다. 이 때  $\tau$ 가 0.75인 경우가 0.50인 경우에 보이는 예측오차상의 우위는 미미하다고 할 수 있다. 그러나 RMSE는 잔존기간이 3년 이상일 경우 예측기간이 1개월일 때  $\tau$ 가 0.75이면 5.02bps~5.53bps의 예측오차를 보이는 비해  $\tau$ 가 0.50이면 12.6bps~13.7bps의 예측오차를 보인다. 또한 예측기간이 2개월일 경우에는  $\tau$ 가 0.75일 때 11.80bps~12.62bps,  $\tau$ 가 0.50일 때 17.4bps~18.7bps의 예측오차를 보인다.

그런데 국고채가 10년물로 발행된 2001년 이후 잔존기간 5년물과 잔존기간 10년물의

월 단위 평균 수익률 변동폭이 각각 24.7bps와 21.1bps이다. 따라서  $\tau$ 가 0.5일 경우의 RMSE의 예측오차는 1개월의 경우 실제 평균 변동의 약 50% 수준에 달하고, 2개월의 경우는 약 85%에 달하고 있다. 이러한 결과로 볼 때 1내지 2개월 정도의 투자기간을 감안할 경우 더 효율적인 선택을 하기 위해서는 최대우도의 빈도가 가장 높은  $\tau=0.50$ 인 경우보다는 최대우도평균이 높고 RMSE가 낮은  $\tau=0.75$ 에 기초한 분석을 이용할 필요가 있음을 알 수 있다.

## V. 추정 II (투자환경변수와의 구조적 관계)

채권투자를 통한 적극적 운용전략은 장기수익률, 수익률의 기울기 그리고 수익률의 곡도 등에 대한 예측을 통하여 수행된다. 물론 앞에서 행해진 표본외 예측 역시 적극적 운용을 하기 위한 분석방법을 제공하고 있으나  $L_t$ ,  $S_t$  그리고  $C_t$ 에 구조적인 변화는 이들 자신들의 지나간 과거뿐만 아니라 외생적인 주요 투자환경 변수들과의 구조적 관계를 통해서도 예측될 수 있다.

그리고 표본외 예측은 수익률곡선을 추정하기 위해 모형에 관련된 모든 모수를 사용해야 하기 때문에 표본외 예측에 사용된 추정모수들이 통계적으로 유의하지 못한 표본을 포함하고 있을 경우에는 추정의 효율성이 감소될 수밖에 없다. 앞 장에서 추정된 표본외 예측에 수반되는 예측오차들 역시 이와 같은 통계적 유의성 관련 문제점들과 연관되어 있다고 여겨진다.

그런데 적극적 채권운용전략은  $L_t$ ,  $S_t$  그리고  $C_t$ 에 대한 각각의 향후 변화를 예측하는 것만으로도 수행될 수 있으며 이러한 변화는 이들 및 외생적인 주요 투자환경 변수들과의 구조적 관계를 통하여도 예측할 수 있다. 그리고 이와 같은 방법은 실제 실무분야에서 빈번히 사용되고 있는 수익률예측전략이나 FRN의 투자전략의 수행을 위해서 보다 효율적일 수도 있다.

여기에서는  $L_t$ 와  $S_t$ 의 변화를 대상으로 하여 투자환경 변수와의 구조적인 관계를 추정한다. 추정에 있어  $C_t$ 를 제외시킨 것은  $L_t$ 과  $S_t$ 에 대한 추정만으로도 실제로 빈번하게 사용되고 있는 적극적 운용전략에 대한 정보를 얻을 수 있으며 또한  $C_t$ 에는 통계적으로 유의하지 않은 표본들을 포함하고 연립방정식체계를 통한 추정시 통계적 효율성을 감소시킬 수 있기 때문이다. 이 때  $L_t$ 와  $S_t$ 의 정보를 기초로 한 적극적 운용전략은 이들에 대한 변화량에 대한 예측으로 가능하기 때문에 종속변수는 이들에 대한 차분값

이 된다. 또한 독립변수들은 III. 분석모형에서 제시하였던 변수들을 사용한다.

이들 변수들의 추정을 위한 계량모형은 외생변수를 포함한 VAR 모형(Vector Autoregressive Model with Exogenous Variables)에서 얻어지는 정보를 기초로 한 SUR (Seemingly Unrelated Regression) 모형을 사용한다. 먼저 VAR 모형을 사용하는 것은 시계열 특성을 보이는 변수들 간의 연립방정식 체계를 추정하기에 적합하기 때문이다. 그렇지만 기본적으로 VAR 모형에 의한 추정은 특정한 변수의 계수추정보다는 변수들 간에 존재 가능한 관계를 확인하는 성격이 강하다. 또한 이 연구의 경우와 같이 표본의 숫자가 제한적일 때에는 VAR 모형은 시차변수를 확장하여 독립변수들이 종속변수들에 미치는 영향을 추정하기 어려운 한계가 있다.

따라서 이를 보완하기 위해서 VAR 모형에는 포함되어 있지만 통계적으로 유의미하지 않은 독립변수들을 분리하거나 VAR 모형에는 확장시킬 수 없었던 변수를 추가할 수 있는 또 다른 연립방정식 추정모형인 SUR 모형의 사용을 병행한다. SUR 모형은 각 종속변수별 독립변수들을 추정식들 간에 독립적으로 추정할 수 있다. 그럼에도 불구하고 이 모형은 외형상 상호연관성이 없어 보이는 추정식들일 경우에도 그들 간에 내포되어 있는 잔차들의 상관성이 고려되어 보다 효율적인(efficient) 추정결과를 제시한다.

## 1. 데이터

추정의 종속변수로 사용될 데이터들은  $L_t$ 과  $S_t$ 의 차분값이다. 독립변수는 증권시장 내적 변수로 발행된 총채권의 순 증가율, KOSPI 변동률 그리고 시장외적 변수로는 원/달러 환율 변화율, 물가변동률 그리고 정책변수인 한국은행의 목표 콜금리 변동률을 사용하였다.

이 값들은 기본적으로 차분값이나 증감률이기 때문에 수준변수들이 단위근을 가지고 있더라도 차분값이나 증감률은 안정적인 시계열을 가지고 있다. 그러나 정책변수인 한국은행의 콜금리는 외생적인 비연속성을 가지고 있기 때문에 수준변수가 단위근을 가지고 있는가를 검토할 필요가 있다. 따라서 이 변수와 함께 종속변수들의 시계열적인 특성을 명확히 하기 위하여  $L_t$ 와  $S_t$  그리고  $C_t$ 에 대해서도 단위근 검정을 하였다.

검정은 ADF(Augmented Dickey Fuller) Test와 PP(Phillips Perron) Test를 병행하여 실시하였으며 수준변수와 1차 차분변수를 대상으로 하였다.<sup>6)</sup> 주 (6)에 제시된 검정통계량에 따르면 수준변수의 경우  $L_t$ 는 어느 경우이든 “귀무가설 : 단위근을 가지고 있다”를

기각하지 못하고 있다. 이에 비해  $S_t$ 는 그 결과가 엇갈리고 있으며  $C_t$ 는 유의수준 1%에도 귀무가설을 기각하고 있다. 한편 목표 콜금리는 수준변수의 경우 단위근의 존재를 10% 유의수준에서조차 기각하지 못하고 있다. 그러나 이러한 차분변수들은 모두가 1%의 유의수준에서도 귀무가설이 기각되어 안정적인 시계열임을 보이고 있다.

## 2. VAR 모형에 의한 추정

추정을 위한 외생변수를 포함한 VAR모형은 다음과 같이 설정되었다.

$$Y_t = \delta + \sum_{i=0}^q \Theta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + \epsilon_t$$

여기에서  $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t})$ 이며 이들은 각각  $L_t, S_t$ 의 차분이다. 독립변수로 사용되는 외생변수  $X_{jt}$ 들은 다음과 같다.

$X_{1,t}$  : 한국은행의 목표 콜금리 변동분

$X_{2,t}$  : 원/달러 환율변동률

### 6) 단위근 검정결과

변 수	상수 및 추세여부	ADF		PP	
		수준변수	1차 차분	수준변수	1차 차분
$L_t$	상수	0.6751	0.0000	0.7008	0.0000
	상수, 추세	0.3273	0.0000	0.2590	0.0000
	NONE	0.2112	0.0000	0.3163	0.0000
$S_t$	상수	0.1919	0.0000	0.1246	0.0000
	상수, 추세	0.0945	0.0000	0.0141	0.0000
	NONE	0.1385	0.0000	0.2304	0.0000
$C_t$	상수	0.0003	0.0001	0.0005	0.0001
	상수, 추세	0.0018	0.0000	0.0033	0.0000
	NONE	0.0005	0.0000	0.0002	0.0000
목표 콜 금리	상수	0.4965	0.0004	0.6030	0.0000
	상수, 추세	0.8532	0.0018	0.9620	0.0000
	NONE	0.5540	0.0000	0.5537	0.0000

주) \* 단위근 검정식의 상수 및 추세여부에 대한 항목에서 [상수]는 상수항만이 있는 경우를, [상수, 추세]는 상수와 추세가 모두 있는 경우를 의미한다. 또한 [NONE]은 상수항 및 추세가 모두 없는 경우를 나타낸다.

\*\* 제시되어 있는 값은 ADF 통계량과 PP 통계량에 대해 귀무가설의 기각여부를 결정하는 검정통계량인 Mackinnon의 p-value 들이다[MacKinnon, Haug과 Michelis, 1999].

$X_{3,t}$  : KOSPI 변동률

$X_{4,t}$  : 물가변동률

$X_{5,t}$  : 총 발행 채권의 증감률

표본수의 제한으로 모든 변수에 대한 장기 시차변수들을 포함시키는 데에 한계가 있기 때문에 외생변수 및 이들의 독립변수의 시차인  $q$  그리고 종속변수의 시차인  $p$ 을 바꿔나가는 Stepwise 방식으로 추정하였다. 적합한 모형을 선택하기 위한 모형선택기준(Model selection criteria)은 AIC(Akaike Information Criteria) 및 SBC(Schwartz Bayesian Criteria)를 같이 이용한다.

<표 4> 모형별 SBC 및 AIC

모형	독립변수	시차(Lag)	$p$	SBC	AIC
I		1	2	-5.88417	-5.06185
II	모두 포함	1	1	-5.78027	-5.07223
III		1	0	-5.76127	-5.16603
IV		2	2	-6.07526	-5.13713
V	$X_{3,t}$ 제외	2	1	-5.99357	-5.17125
VI		2	0	-5.87232	-5.16429

<표 4>의 모형 I, II, III은 5개의 외생변수를 모두 포함한 모형들이다. 다음으로 이들의 추정결과에서 나타난 5개 변수 및 이들의 시차변수에 대한 추정값 중 관련 추정값 모두의 통계적 유의성이 낮은 경우 이 변수를 제외하는 방식으로 추정하였다. 이들 중 AIC와 SBC가 가장 낮은 것이 KOSPI변동율( $X_{3,t}$ )가 제외된 모형인 IV, V, 그리고 VI에서 나왔다.

이들 중  $p = 2$ 인 모형 IV는 SBC가 가장 낮게 나왔고,  $p = 2$ 인 모형 V는 AIC가 가장 낮게 나왔다. 여기에서는  $\ln(T) > 2$ 일 경우 SBC에 의한 모형의 선택이 보다 우월한 모형을 선택한다는 견해(Enders 107쪽)에 따라 모형 IV의 결과를 <표 5>에 제시한다.

### 3. SUR 모형에 의한 추정

VAR 모형은 시계열적인 표본자료의 추정에 적합하기는 하나 종속변수 간에 독립변

<표 5> VAR 모형 IV의 추정결과

종속변수 독립변수	$y_{1,t}$		$y_{2,t}$	
	계수추정값	$t$ -값	계수추정값	$t$ -값
$c$	-0.13739***	-1.89	0.12387**	2.10
$X_{1,t}$	0.33333	0.83	0.28779	0.89
$X_{1,t-1}$	-0.23411	-0.58	0.30901	0.95
$X_{1,t-2}$	-0.98342**	-2.43	0.89122*	2.71
$X_{2,t}$	0.00690	1.25	-0.00902**	-2.01
$X_{2,t-1}$	0.01092***	1.94	-0.00963**	-2.11
$X_{2,t-2}$	0.00949***	1.70	-0.00719	-1.58
$X_{4,t}$	-0.03611	-0.35	-0.00095	-0.01
$X_{4,t-1}$	0.12591	1.20	-0.14621***	-1.72
$X_{4,t-2}$	0.05893	0.52	-0.04811	-0.52
$X_{5,t}$	0.03023	1.64	-0.02488	-1.66
$X_{5,t-1}$	0.00606	0.31	0.00914	0.57
$X_{5,t-2}$	-0.02409	-1.30	0.00464	0.31
$y_{1,t-1}$	0.37443	1.24	-0.26944	-1.10
$y_{2,t-1}$	0.40027	1.09	-0.18109	-0.61
$y_{1,t-2}$	-0.12966	-0.45	-0.06379	-0.28
$y_{2,t-2}$	0.06217	0.18	-0.23860	-0.84

주) \* 유의수준 1%, \*\* 유의수준 5%, \*\*\* 유의수준 10%.

수들을 모두 공유하는 구조를 가지고 있다. 따라서 변수를 추가함에 따라 자유도가 급속히 감소하여 표본자료의 숫자가 크지 않을 때에는 변수의 설정에 한계를 가지게 된다.

추가로 1개의 AR항과 새로운 독립변수가 도입될 때 자유도가 각각 4와 4 또는 6이 감소하는 이 연구의 VAR 모형 추정에 있어서도 표본의 수 96개로는 모형의 적합성과 종속변수의 다양성을 동시에 고려하는 데에는 제약이 따른다. 이에 따라 VAR 추정결과를 기초로 시차변수를 포함한 독립변수의 보다 유연한 선택이 가능하고 추정계수를 통한 종속변수의 영향을 분석할 수 있는 SUR 모형을 설정하여 추정한다.

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1^* & 0 \\ 0 & X_2^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} B_1 \\ B_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{pmatrix}$$

$B_1, B_2$ 는 각  $X^*$ 에 포함된 변수들에 대한 계수이다. 또한 이 모형의 에러항들에 대한 분산-공분산행렬( $V$ )은 다음과 같다.

$$V = \sum \otimes I \quad \text{여기에서} \quad \sum = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$$

$X^*$ 에 포함될 독립변수들은 VAR 모형 추정결과에서 나타난 유의한 변수를 중심으로 시차변수를 확장 조절하면서 변수의 유의성과 모형전체 적합성이 높은 추정결과가 나오도록 설정하였다. 이 중 VAR 추정결과와 관련하여 유의성이 높은 변수들 이외에 우선적으로 고려의 대상이 된 것은 10% 유의수준근처에서 기각된  $X_{5,t}$  및 각 변수들의 2이상의 시차변수들이다. 추정결과는 <표 6>에 제시되어 있다.

추정결과를 살펴보면 먼저  $y_{1,t}$ 에 의해 표현되는 수익률 수준의 변동은 전전기의 목표 콜금리의 변동과 금기의 원/달러 환율변화율에 의해서도 영향을 받는다는 사실이 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 목표 콜금리의 경우 변동이 커지면 도리어 차차기 수익률의 수준이 낮아지는 효과를 낳고, 원/달러 환율 변화율이 높아지면 수익률의 수준을 높이는 것으로 해석된다. 이와 목표 콜금리 변동의 영향은 VAR 모형에서의 추정결과에서도 유사하게 나타나고 있으나, 원/달러 환율변화율의 영향에 있어서는 시차에 있어 차이를 보이고 있다.

한편 물가상승률 변동 증가는 시차변수 4에서 음의 영향이 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 물가상승률 변동 증가가 수익률수준에 영향이 나타나는 데는 상당한 기간이 소요되는 것으로 해석된다. 제시된 VAR IV 모형에서도 추정된 물가상승률의 1, 2 시차변수들과 수익률 수준 간에 양의 관계를 보이고는 있으나 통계적 유의성은 낮게 나타나고 있다. 그러나 여타 VAR 모형의 추정결과에서는 물가상승률의 시차가 1인 변수가 통계적 유의성을 보이기도 한다.

$y_{2,t}$ 에 의해 표현되는 기율기의 변동은 목표 콜금리 변동과 원/달러 환율변화율이 영향을 미치되, 그 계수 값은 목표 콜금리 변동의 경우에는 양의 값이, 원/달러 환율의 변동성의 경우에는 음으로 나타나  $y_{1,t}$ 의 경우와는 반대로 나타났다. 이는 전전기의 목표 콜금리 변동이 증가하면 금기의  $S_t$ 가 전기보다 커지게 되고, 이는  $y_{1,t}$ 과 같이  $-S_t$ 가 작아짐을 의미하며 따라서 수익률곡선이 평평해지게 됨을 의미한다. 이는 Estrella와 Mishkin(1997)의 실증분석결과를 지지하는 추정결과라고 할 수 있다.

<표 6> SUR(Seemingly Unrelated Regression) 추정결과

중속변수					
$y_{1,t}$			$y_{2,t}$		
독립변수	추정값	t-값	독립변수	추정값	t-값
$c$	-0.01198	-0.20	$c$	0.014904	0.30
$X_{1,t-2}$	-0.81729**	-2.43	$X_{1,t-2}$	0.916319*	3.31
$X_{2,t}$	0.008653***	1.74	$X_{2,t}$	-0.010260***	-2.51
$X_{2,t-2}$	0.007189	1.54	$X_{2,t-1}$	-0.002190	-1.22
$X_{4,t}$	-0.054530	-0.60	$X_{2,t-2}$	-0.005900	-1.53
$X_{4,t-4}$	-0.231990**	-2.52	$X_{4,t}$	0.004882	0.07
$X_{5,t}$	0.008374	0.71	$X_{4,t-4}$	0.187984**	2.49
			$X_{5,t}$	-0.006850	-0.71
System Weighted MSE				0.9678	
System Weighted R-Square				0.1868	

주) \* 유의수준 1%, \*\* 유의수준 5%, \*\*\* 유의수준 10%.

이에 비해 원/달러 환율의 상승은  $S_t$ 가 감소하는 방향으로 영향을 미쳐 이는  $-S_t$ 의 상승을 유발하는 영향을 미치게 된다. 이는 수익률곡선이 보다 급해지는 모양을 갖게 됨을 의미한다. 이와 같은 영향은 금기뿐만 아니라 과거의 시차변수들에 의해서도 이루어지고 있으며 VAR 모형에 의한 추정에서도 동일한 결과를 보인다.

그리고 물가상승률의 증가는 상당한 시차 (4)를 두고 수익률곡선의 기울기를 평평하게 만든다는 사실이 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 그리고 시차가 없는 경우에도 동일한 결과가 나오고는 있으나 통계적 유의성이 매우 낮게 나오고 있다. 그러나 VAR 모형 추정에서는 낮은 시차변수들이 음의 부호를 보이며, 이 중 시차가 1인 변수는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보이고 있다.

이와 같은 결과를 정리하면, 목표 쿨금리변동의 증가는 시차를 두고 장기 수익률의 하락과 함께 수익률곡선을 평평하게 하는 효과를 발생시킨다. 그리고 이들의 계수값을 살펴보면, 기울기에 대한 추정계수의 절대값은 SUR 모형이 높게 나타나고 수익률의 수준에 대한 추정계수에서의 절대값은 VAR 모형이 더 크게 나타났으나 모형간의 차이는 크지 않았다.

원/달러 환율의 상승은 금기뿐만 아니라 과거의 변동도 수익률 수준의 상승뿐만 아니라 수익률곡선의 기울기도 급하게 하는 효과가 있다는 해석을 가능케 하다. 그러나

영향력은 1%의 원/달러 환율 변화율이 1bp 내외의 크지 않은 수준의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 환율변동이 장·단기 수익률에 영향을 미친다는 Taylor(2001)의 기본관점에서 견지되고 있다.

그리고 물가상승률 변동이 수익률곡선의 수준이나 기울기에 끼치는 영향은 추정모형과 시차변수에 따라 차이를 보이고 있다. 그러나 일부 VAR 모형의 추정결과에서 금기변수 추정값이 유의성을 보였던 총 발행 채권의 증감률은 SUR 추정결과에서는 시차에 관계없이 유의한 추정값이 나오지 않았다.

이와 같은 추정결과는 적극적 채권운용전략을 구사함에 있어 고려할 수 있는 변수들에 대한 다양한 시사점을 제공하고 있다. 그리고 제 1종 국민주택채권의 수익률과 국고채 수익률의 잔존기간별 상관관계가 거의 완전상관에 가깝다는 점을 감안하면 이 추정결과가 제 1종 국민주택 채권뿐만 아니라 국고채권의 적극적 운용에도 원용될 수 있음을 의미한다.

또한 제 1종 국민주택채권이 만기시 일시상환채권인 복리채이고 국고채는 대표적인 이표채라는 점을 감안하면 적극적 채권운용에 있어 이표효과는 미미할 뿐만 아니라 전략의 수립과 수행에 큰 제약조건이 되지 않는음을 시사하고 있다. 끝으로 이 연구에서 사용된 독립변수들은 공표된 정보(public information)라고 할 수 있다. 따라서 이 연구에서 추정된 수익률곡선의 구조와 이 변수들과의 체계적 관계는 우리나라의 채권시장 준강형 정보효율성 가설을 충족시키기 어렵다는 실증적 정보로도 간주할 수 있다고 보인다.

## VI. 결 론

이 연구는 IMF 금융위기를 겪으면서 과거에 비해 낮아진 수익률수준과 금융기관들의 경쟁심화로 채권시장의 주 참여자들이 시장수익률 이상의 초과수익률 달성을 요구받는 상황에서 적극적 채권운용전략을 위해 고려해야 할 수익률곡선 및 이에 영향을 미치는 주요 투자환경 변수들 간의 구조적 관계에 대한 분석이다. 이를 위해 NS 모형을 기초로 수익률곡선을 구성하는 기본요소인 수익률의 수준, 기울기 그리고 곡률에 대한 모수를 추정하였다.

모형의 적합도 분석을 통하여 선택된  $\tau$ 에 따른 추정결과 수익률의 수준과 기울기는 실제값과의 편차가 미미한 것으로 나타났다. 그러나 곡률의 경우는 방향성은 유의적이었으나 편차는 실제값보다 크게 나타나는 결과를 보였으며 통계적으로 유의하지 못한

추정결과를 일부 포함하고 있었다.

추정된 요인의 상관성을 분석한 결과 수익률의 수준과 기울기에는 비교적 높은 음의 관계가 발견되었으나 곡률은 수익률의 수준이나 기울기와는 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 또한 자기상관계수를 통한 지속성분석에서는 비교적 높고 상대적으로 완만하게 감소하는 추세를 보인  $L_t$ 와는 달리  $S_t$ 와  $C_t$ 는 낮은 지속성을 보일뿐만 아니라 감소속도도 높게 나타난다. 특히  $C_t$ 의 감소가 더 급격히 나타나고 있다. 추정된 결과를 수익률곡선 예측에 이용하여 그 모형의 유용성을 살펴보기 위해 표본외 예측을 실시한 결과 최대우도평균이 가장 높은 추정결과가 최대우도 최빈값을 보인 추정결과보다 효율적이었다.

이 요인들의 변동에 영향을 미치는 주요 증권시장 변수들 및 시장외적 변수와의 구조적 관계를 파악하기 위하여 통계적 유의성이 낮은 표본을 포함하고 있는  $C_t$ 를 제외하고  $L_t$ 와  $S_t$ 의 변화량을 종속변수를 한 VAR 모형과 SUR 모형을 추정하였다. 추정결과 목표 콜금리변동의 증가는 시차를 두고 장기 수익률의 하락과 함께 수익률곡선을 평평하게 하는 효과를 발생시킨다. 원/달러 환율의 상승은 금기뿐만 아니라 과거의 변동도 수익률 수준의 상승뿐만 아니라 수익률곡선의 기울기도 급하게 하는 효과가 있다는 해석을 가능케 한다.

그리고 물가상승률 변동이 수익률곡선의 수준이나 기울기에 끼치는 영향은 추정모형과 시차변수에 따라 차이를 보이고 있다. 그러나 총 발행 채권의 증감률은 SUR 추정결과에서는 시차에 관계없이 유의한 추정값이 나오지 않았다.

이러한 결과는 국민주택채권은 물론 국고채권을 포함한 우리나라의 국채시장 전반에 대한 적극적 운용전략을 세우는데 의미 있는 시사점을 제공하고 있다. 그러나 표본수의 제한으로 모든 장기 시차변수들의 영향을 한꺼번에 볼 수 없었으며 표본의 특성상 국민소득 증감률 등과 같은 수익률곡선의 형성에 영향을 미치는 주요 변수가 포함되지 않은 한계도 지니고 있다. 이와 같은 한계는 표본기간의 증가가 이루어질 경우 해결될 수 있다고 본다.

## 참 고 문 헌

- 이준행, “Nelson-Siegel 모형을 이용한 이자율기간구조의 추정 및 예측”, 선물연구 제 12권 제2호, 2004, 101-126.
- 임형석, “우리나라 수익률곡선의 추정과 특징”, 한국은행 금융경제연구원, 경제분석 제 11권 제25호, 2005, 35-81.
- 정희준, 오승곤, 국채통합발행제도가 국채시장의 유동성과 완비성에 미친 영향에 대하여, 증권학회지, 제32집 제1호, 2003, 71-103.
- 한국산업은행, “한국의 채권시장과 수익률곡선”, 2000.
- Anderson, Nicola, Francis Breedon, Mark Deacon, Andrew Derry and Gareth Murphy, *Estimating and Interpreting the Yield Curve*, John Wiley & Sons Ltd : England, 1996.
- Asness, Clifford, “Fight the Fed Model : The Relationship Between Future Return and Stock and Bond Market Yield,” *Journal of Portfolio Management*, (2003), 11-24.
- Bliss, Robert R., “Testing Term Structure Estimation Methods,” *Working Paper* 1996, 96-12, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Breedon, Douglas T., “Consumption, Production, Inflation and Interest Rates,” *Journal of Financial Economics*, 16, (1986), 3-39.
- Brennan, Michael J. and Eduardo S. Schwartz, “A Continuous Time Approach to Pricing Bonds,” *Journal of Banking and Finance*, 3, (1979), 133-135.
- Campbell, John Y. and Tuomo Vuolteenaho, “Inflation Illusion and Stock Prices,” *American Economic Review*, 94, (2004), 19-23.
- Chan, K. C., Andrew Karolyi, Francis A. Longstaff and Anthony B. Sanders, “An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate,” *Journal of Finance* 47, (1992), 1209-1227.
- Cox, C, Jonathan E. Ingersoll, Jr., and Stephen A. Ross, “An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices,” *Econometrica*, 53(2), (March 1985), 336-384.
- Cox, C, Jonathan E. Ingersoll, Jr., and Stephen A. Ross, “A Theory of the Term Structure of Interest Rate,” *Econometrica*, 53(2), (March 1985), 385-407.
- Dai, Qiang and Kenneth J. Singleton, “Specification Analysis of the Term Structure

- Models,” *Journal of Finance*, 55, (2000), 1943-1978.
- Dattatreya Ravi E. and Frank Fabozzi, *Active Total Return Management of Fixed-Income Portfolio*, Revised Edition, IRWIN professional Publishing : IL, 1995.
- Diebold, Francis X. and Canlin Li, “Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields,” *Journal of Econometrics*, 130, (2006), 337-364.
- Diebold, Francis X., Glenn D. Rudebusch, and S. Borağan Aruoba, “The Macroeconomy and the Yield Curve : A Dynamic Latent Factor Approach,” *Journal of Econometrics*, 131, (2006), 309-338.
- Ellingsen, Tore and ULF Söderström, “Monetary Policy and Market Interest Rate,” *American Economic Review*, 91, (2001), 1954-1607.
- Enders, Walter, *Applied Econometric Time Series*, Second Edition, John Wiley & Sons, Inc. : 2004.
- Estrella, Arturo and Frederic S. Mishkin, “The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rate in Europe and The United States : Implications for the European Central Banks,” *The European Economic Journal*, 41, (1997), 1375-1401.
- Fama, F. Eugene and Robert R. Bliss, “The information in Long-Maturity Forward Rates,” *American Economic Review*, 77, (1987), 680-692.
- Friedman, Benjamin M., “The Determination of Long-Term Interest Rate : Implication for Fiscal and Monetary Policy,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 12, (1980), 331-352.
- Green, William H., *Econometric Analysis*, Second Edition, Macmillan Publishing Company : New York, 1993.
- Harvey, Campbell R., “The Real Term Structure and Consumption Growth,” *Journal of Financial Economics*, 22, (1988), 305-333.
- Ho, Thomas S. Y., “Evolution of Interest Rate Model : A Comparison,” *Journal of Derivatives*, 2, (1995), 9-20.
- Longstaff, Francis A., “A nonlinear general equilibrium model of the term structure of interest rates,” *Journal of Financial Economics* 23, (1989), 195-224.
- Longstaff, Francis A., and Eduardo S. Schwartz, “Interest Rate Volatility and the Term Structure : A Two-Factor General Equilibrium Model,” *Journal of Finance*, 47(4), (1992), 1259-1282.

- Lucas, Robert E., Jr., "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica*, 46, (1978), 1429-1445.
- MacKinnon, James G., Alfred A. Haug and Leo Michelis, "Numerical Distribution Functions for Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, 14, (1999), 563-577.
- McCulloch J. Huston, "Measuring the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Business*, 44(1), (1971), 19-31.
- McCulloch J. Huston, "The Tax-Adjusted Yield Curve," *Journal of Finance*, 44, (1975), 811-830.
- Nelson, C.R., "Estimation of Term Premiums from Average Yield Differentials in the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica*, 40(2), (March 1972), 277-287.
- Nelson, C. R., and Andrew F. Siegel, "Parsimonious Modeling of Yield Curves," *Journal of Business*, 60(4), (1987), 473-489.
- Pindyck, Robert S. and Daniel L. Rubinfeld, *Econometric Model and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, INC, Third Edition : New York, 1991.
- Reilly, Frank K., *Investment Analysis and Portfolio Management*, Fourth Edition, DRYDEN PRESS : Fort Worth, TX, 1994.
- Rubinstein, Mark, "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Option," *Bell Journal of Economics*, 1, (1976), 407-425.
- Taylor, John B. "The Monetary Transmission Mechanism : An Empirical Framework," *Journal of Economic Perspectives*, 9, (1995), 11-26.
- Taylor, John B., "The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules," *American Economic Review*, 91, (2001), 263-267.
- Vasicek, Oldrich A., "An Equilibrium Characterization of the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, 5, (1977), 177-188
- Vasicek, Oldrich A. and H. Gifford Fong, "Term Structure Modeling Using Exponential Splines," *Journal of Finance*, 37(2), (1982), 339-356.
- Wooldridge, Jeffrey M., *Econometric Analysis of Cross Sectional and Panel Data*, MIT Press: Cambridge, MA, 2002.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT  
Volume 25, Number 2, June 2008

# An Analysis on the Yield Curves for Active Bond Managements

Heejoon Jeong\*

## 〈abstract〉

Before the financial crisis in 1997, Korean bond markets had been those of corporate bonds with relatively high market yield. During the period, most of major institutional investors tend to utilize passive strategies such as buying and holding. After the crisis, however, they could not help choosing active bond management strategies because of lowed yield level and intensified competition among the financial institutions.

This study is forced on the yield curve, which is the reflection of all information on the bond investment environments. The study also make analysis on the major economic and securities market factors and its structural relationship with the shape of the curve such as level, curvature and slope.

For these purposes, an empirical model based on the Nelson-Siegel Model is estimated with the data during 1999~2006. Out-of-sample forecasting is also made to test the usefulness of the estimated model. In addition, the dependent variables which are the estimates of level and slope are estimated on the macro variables and securities market variables. VAR and SUR models are used for the estimation.

Estimation results show that level and slope of the yield curve are influenced by the target call rate change, exchange rate change rate, inflation rate. These results provide practical implications for the active managements in the overall treasury bond markets.

Keywords : Active Bond Management, Yield Curve, Nelson-Siegel Model, VAR Model, SUR Model.

---

\* Jeonju University