

STR 모형을 이용한 채권 수익률 분석

옥기율* · 안형호**

<요 약>

투자자들의 위험과 기대수익률에 대한 태도는 경제적 상황에 따라 달라지며 이와 관련된 변동 또한 비선형적이다. 따라서 거시적인 변수의 변동으로 인하여 채권 수익률이 변하는 과정을 비선형 구조로 설명하고자 한다. 본 연구의 목적은 회사채 지수 수익률을 비선형 STR(smooth transition regression)모형으로 설명하는 것이 적절한지 실증적으로 검증하고, 어떤 변수가 유의한 예측력을 가지는지 알아보고자 한다.

분석 결과, 기간 스프레드는 국면에 따라 예측력이 달라진다. 채무불이행 스프레드는 불황기에서는 낮은 등급, 그리고 호황기에서는 높은 등급에서만 유의적인 양(+)의 값을 가지며 대체로 낮은 등급일수록 영향을 더 많이 받는다. 배당 수익률은 호황기의 낮은 등급에서 양(+)의 값을 갖지만 불황기에서는 모두 비유의적으로 나타난다. KOSPI200 지수 초과 수익률은 두 국면에서 모두 높은 등급에서만 유의적이다. 이는 우리나라 채권시장의 발달로 인하여 신용등급이 높은 채권에서는 주식시장과 채권시장 간의 대체관계가 성립됨이 알 수 있다. 실질 단기금리는 두 국면에서 모두 음(-)의 상관관계를 가지며 금리와 채권간의 반비례 관계가 있음을 보여준다.

선형 모형과 비교하여 비선형 STR모형에서의 잔차 제곱 합의 비율은 모든 등급에서 감소하고 수정 결정 계수 또한 높게 나타남으로써 이는 비선형모형에서의 예측력이 더 우수함을 알 수 있다.

주제어 : 회사채 지수 수익률, 비선형 STR모형, 전이함수, 격자 탐색법

I. 서 론

CAPM과 APT와 같은 자산 가격 결정모형의 발전으로 금융 상품 분야에서 각 자산의 초과 수익률을 예측하는 많은 연구가 진행되었다. 하지만 채권의 경우, 그 특성

논문접수일 : 2011. 5. 11 1수정일 : 2011. 7. 25 2수정일 : 2011. 9. 1 게재확정일 : 2011. 9. 6

본 논문의 심사과정에서 유익한 조언을 해주신 두 분의 심사위원님께 감사드립니다.

* 주저자, 부산대학교 경영대학 경영학과 교수, 051-510-2552, kyohk@pusan.ac.kr

** 교신저자, 부산대학교 경영대학 경영학과, xelloss428@nate.com

상 자산 가격 결정모형의 적용이 쉽지 않기 때문에 채권의 종류별로 초과 수익률을 예측함에 있어서 다음과 같은 다양한 이론들에 적용되어 발전하고 있다. 첫째, 다요인(multi-factor)모형이다. 채권의 수익률에 영향을 미치는 요인들(기간 스프레드, 채무 불이행 스프레드, 보통주의 기대 배당 수익률 등)을 이용하여 경제 상황에 따른 수익률 변동을 설명하였다. 둘째, GARCH(generalized ARCH)모형이다. 조건부 이분산성으로 채권시장의 계절성을 분석하여 국채와 회사채 수익률에 순환 주기가 있음을 연구하였다. 셋째, VAR(Vector Autoregression)모형이다. 채권의 수익률과 거시경제 변수들 간의 인과관계를 분석함에 있어서 피드백(feedback) 효과나 상호작용을 고려한 모형이다. 넷째, 마코프 국면전환(Markov regime-switching)모형이다. 이는 채권의 시계열 움직임이 경기순환(business cycle)을 보이는 경우, 상승과 하강의 국면에 따라 비선형성과 비대칭성을 설명하는 모형이다. 다섯째, 평활 전이 회귀(Smooth Transition Regression: 이하 STR이라 한다)모형이다. Teräsvirta(1994)는 STR모형의 설정과 추정 그리고 평가 절차를 일반화하였다. 이 과정은 시계열의 비선형성 검정을 하고 한 국면에서 다른 국면으로 전환되는 거시변수를 정의하여 전이속도와 전이가 발생하는 지점을 추정하여 경제 상태의 변화를 모형 내에 연속적으로 대응시키는 단계를 포함한다.

Campbell et al.(1997)은 거시경제 변수가 다양한 요인에 의하여 서로 영향을 받는다면 금융시장에서 비선형적인 움직임이 나타난다고 하였다. 이에 대하여 Brock and LeBaron(1996)은 투자자들의 위험과 기대수익률에 대한 태도는 경제적 상황에 따라서 달라지며, 그들의 상호작용에 의하여 금융상품 가격에 반영되는 과정을 거친다고 하였다. 또한 Lux(1995)는 투자자들의 집단행동이 이러한 비선형성을 야기한다고 하였다. 거시경제 변수들과 관련한 채권수익률은 비선형성과 일정한 주기를 가질 수 있다는 근거가 다음의 연구들에서 주장되어 왔다. Lekkos and Milas(2004)는 기간 스프레드(term spread)가, Chen and Maringer(2011)는 산업생산 성장률이 이러한 비선형성을 가지는 이유라고 제시하였다.

따라서 본 연구는 경제 상태를 나타내는 변수들을 STR 모형 내에 추가하여 경제 상황에 따른 채권 수익률에 대한 변수들의 예측력을 살펴보고자 한다. 이를 위하여 첫째, Fama and French(1989)가 사용한 변수들로 기본 선형 모형을 설정하고, 경제 상황을 나타내는 거시 경제 변수로 기간 스프레드, 3개월 국채 금리, 3·4·6분기 산업생산 지수 성장률을 추가한 각각의 모형을 설정한다. 둘째, 설정된 모형의 비선형성을 판단하기 위하여 F검정을 실시하여 가장 비선형 종속적인 모형을 선택한다. 셋째, 경제 상태를 호황기와 불황기로 구분하여 각각의 상황에서 변수들의 예측력을 측정한다. 이를 위해 10개 투자자격 등급별 한국 신용평가(KIS) 채권지수의 초과 수익률과 기간 스프레드, 배당 수익률, 주식 초과 수익률, 실질 단기금리, 3개월 국채 금리와 산업 생

산 지수의 월별 자료를 사용하였다.

현재까지 채권 수익률에 관한 연구들은 주로 일별 자료를 이용한 선형적인 분석에 한정되어 있다. 본 연구의 결과는 국면(호황기 또는 불황기)을 임의적으로 구분하여 수행된 기존 선형 연구의 결과를 경제 상황을 나타내는 변수를 사용하여 각 국면에 따른 채권 수익률 예측을 보다 정확히 분석하는데 도움이 될 것이다. 따라서 국면 전환에 따라 생기는 설명변수와 종속변수 사이의 상이한 관계를 모형화하고 비교 분석할 수 있다는 점에서 의의를 갖는다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 채권 수익률 예측과 관련된 선형모형과 비선형모형의 국내외의 선행연구를 검토한다. 제 III장에서는 본 연구에서 사용된 자료와 실증적 검정을 위한 연구모형을 도출하며, 제 IV장에서는 실증 분석 결과를 제시하고 설명한다. 마지막으로 제 V장에서 결론과 의의 및 한계점을 정리한다.

II. 선행 연구

채권의 수익률을 설명하는 연구들은 크게 선형 연구와 비선형 연구로 분류할 수 있으며 최근 채권수익률과 거시경제 변수들 간의 관계를 비선형적으로 설명하는 연구가 활발히 진행되고 있다.

Fama and French(1989)는 배당 수익률, 기간 스프레드, 채무불이행 스프레드로 채권 수익률을 예측하였으며, 이들 변수는 경기순환 주기와 밀접한 관계가 있음을 보였다. 채무불이행 스프레드와 배당 수익률은 채권의 등급이 낮을수록 높고, 기간 스프레드는 단기 경기순환 주기와 밀접하며 고점에서 낮고 저점에서 높게 나타났다. 이러한 다요인모형으로 채권의 수익률을 설명한 연구로는 Cambell(1987), Keim and Stambaugh(1986), Cambell and Ammer(1993, 1997), Elton et al.(1996) 등이 있다. Chan and Wu(1995)는 장기 국채와 신용등급별 회사채의 월별 수익률이 계절성을 갖고 경기순환 주기의 영향을 받음을 이원 분산분석(two-way ANOVA)과 GARCH모형을 사용하여 실증 분석하였는데 계절성은 낮은 신용등급의 회사채에서만 유의하게 나타나고 경제 상황은 모든 채권의 수익률에 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 두 변수의 상호작용 효과는 장기 국채와 낮은 신용등급의 회사채에 영향을 미침을 보였다. 최소 유의차(least significant difference)검정을 통하여 두 경제 상황 내에서 계절성을 분석한 결과, 불황기에서 월별 수익률이 호황기보다 높게 나타났다. GARCH모형은 조건부 이분산성으로 채권시장의 계절성을 분석하여 경제 상황을 더미변수로 사용할 때, 호황

기에서 수익률이 낮고 불황기에서 높게 나타났다. 이러한 GARCH류 모형을 사용하여 채권 수익률을 분석한 연구로는 구본일·엄영호·최완수(1999), 정진호(2002)와 정상국(2003)이 있다. Ang and Piazzesi(2003)는 거시경제 변수인 인플레이션과 실질 경제활동(고용 성장률, 산업생산 성장률, 실업률 등)을 사용하여 무차익거래 가정 하에서 벡터 자기회귀(VAR)모형으로 무이표채 수익률과 거시경제 변수들 사이의 인과관계를 분석하였다. 실증 분석결과, 인플레이션과 실질 경제활동 변수 모두 무이표채 수익률을 설명하였다. 두 변수 모두 동시차에서는 음(-)의 영향을 주고, 시차 변수들은 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 VAR모형을 사용한 채권 수익률 분석에 관한 연구로는 Estrella and Mishkin(1997), Evans and Marshall(1998)과 유일성(1993)이 있다.

Guidolin and Timmermann(2006)는 마코프 국면전환(Markov regime-switching)모형으로 경제 상황을 4개의 국면으로 구분하였다. 10년 만기의 미국 국채 수익률과 주식수익률을 사용하여 각 국면에서의 수익률과 변동성이 다름을 보이며 Fama-French의 5요인(가치효과(HML), 규모효과(SML), 시장위험(MKT), 채무불이행 스프레드, 기간 스프레드)과 비교하였다. Lekkos and Milas(2004)는 STAR(Smooth Transition Autoregression)모형을 사용하여 선도 이자율, 기간 스프레드, 배당 수익률 그리고 주식 초과 수익률로 영국 할인 국채의 초과 수익률을 설명하였다. 영국 채권시장의 비유동성과 제도 및 규제에 제약으로 인한 단기금리의 왜곡 현상을 고려하여 월별 자료 대신 연간 자료를 사용하였다. 호황과 불황기를 구분하는 전이변수인 기간 스프레드의 기울기는 국면에 따라서 국채 초과 수익률이 상반되게 나타났다. Chen and Maringer(2011)는 STR모형으로 회사채 각 등급의 초과 수익률을 분석하였다. 실증분석 결과, 호황기에서는 각 등급의 채권 초과 수익률이 낮게 나타났고 불황기에서는 높게 나타났다. 금융시장에서 ST(A)R모형을 사용하여 예측력을 연구한 논문으로는 환율시장에서의 Michael et al.(1997), 주식시장에서 Aslanidis et al.(2002), Chelley-Steeley(2005)가 있으며, 국내 연구로는 김세완과 최문정(2007)이 있다.

Ⅲ. 자료 및 방법론

1. 자료

본 연구에서 사용된 자료는 모두 월별 시계열 자료로 구성한다. 종속변수인 회사채의 지수 초과 수익률은 KIS의 등급 별 채권 지수를 사용한다. 회사채 지수 초과 수익

률은 각 등급별 지수 수익률과 벤치마크인 3개월 국채 수익률과의 차이이다. 설명변수는 기존의 연구들에서 상대적으로 높은 유의성을 가지는 5개의 변수들을 사용하였으며, 기간 스프레드, 채무불이행 스프레드, 배당 수익률, KOSPI200 지수 초과 수익률, 그리고 인플레이션을 고려한 기준금리인 실질 단기금리로 구성한다.

t시점의 채권 초과 수익률을 예측하기 위하여 설명변수는 t-1시점의 자료를 사용한다. 표본 기간은 2001년 1월부터 2011년 2월까지이며 관찰치의 수는 122개이다. 기간 스프레드($TERM_{t-1}$)는 10년 국채 수익률과 3개월 국채 수익률과의 차이이다. 기간 스프레드로 Fama and French(1989, 1993)는 장·단기 채권 수익률을, Lekkos and Milas(2004)는 영국 국채 수익률을 설명하였다. 채무불이행 스프레드(DEF_{t-1})는 BBB-등급과 AAA등급의 3년 회사채 수익률의 차이 즉, 신용등급에 의한 수익률의 차이이다. 배당 수익률(DY_{t-1})은 일반적으로 1년에 한번 배당하는 국내 기업의 특성상 월별 자료로 사용하기 위하여, 정정현·김수경(2010)의 방법에 따라서 월별로 계산된 가중 평균 배당 수익률의 1차 차분 값을 사용하였다. 가중 평균 배당 수익률은 이전 연도에 지급된 시장 전체의 배당금 총액을 현재의 시장 전체 시가총액으로 나눈 것이다. 따라서 배당 수익률은 월별 연간 배당 수익률의 변화 분을 의미한다. Fama and French(1989)는 배당 수익률이 경제 상황이 좋을 때 작아지고, 나쁠 때 커짐을 보였다. 또한 1993년의 연구에서는 기간 스프레드와 채무불이행 스프레드 그리고 배당 수익률을 사용하여 회사채 수익률에 대한 예측력을 보였다. KOSPI200 지수 초과 수익률(ESR_{t-1})은 KOSPI200 지수 수익률과 3개월 국채 수익률과의 차이이다. 주식과 채권 사이의 관계는 경제모형과 실증 논문에서 광범위하게 다루어졌다. 실질 단기금리(RR_{t-1})는 한국은행 기준금리와 기대 인플레이션율과의 차이이다. 기준금리는 정책금리의 변경으로 2008년 2월까지 1일물 콜(call)금리를, 이후 7일물 RP(환매 조건부 채권)금리를 사용하였다. 또한, 기대 인플레이션율의 추정은 Estrella and Hardouvelis(1991)와 Berument et al.(2007)의 방법을 따른다.¹⁾ 인플레이션 π_{t+1} 은 q차수의 자기회귀 과정을 따른다.

$$\pi_{t+1} = i_0 + \sum_{j=1}^q i_j \pi_{t+1-j} + \epsilon_{t+1} \quad \text{단, } \epsilon_{t+1} \sim iid(0, \sigma_\mu^2) \quad (1)$$

1) 기대인플레이션의 추정 방법은 AR모형 뿐만 아니라 확률보행(random walk)모형, 인플레이션과 회사채 수익률을 사용한 VAR모형, 비선형 모형인 마코프 국면 전환모형 등이 있다. 본 연구에서 사용한 AR(P)모형이 적절한 기대인플레이션 값으로 사용될 수 있는지는 논란의 여지가 있을 수 있다. 그러나 본 논문에서는 다른 4개의 변수와 함께 기대인플레이션을 고려한 실질단기금리를 모형에 포함하여 보다 현실에 적합한 모형을 구성하는 것이 그 목적이다. 이 점을 지적해주신 익명의 심사자에게 감사한다.

최적 모형은 AIC가 가장 작은 모형으로 AR(10)까지 추정 한 결과 최소값은 AR(7)에서 나타났다. t시점의 이용 가능한 정보 Ω_t 가 주어졌을 때 기대 인플레이션은 다음 식(2)와 같다.

$$E(\pi_{t+1}|\Omega_t) = \hat{i}_0 + \sum_{j=1}^q \hat{i}_j \pi_{t+1-j} \quad (2)$$

2001년 1월부터 2011년 2월까지 시계열 자료를 이용하여 AR(7)의 추정 결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_{t+1} = & 0.286 + 1.077\pi_t - 0.034\pi_{t-1} + 0.076\pi_{t-2} - 0.122\pi_{t-3} \\ & + 0.018\pi_{t-4} + 0.079\pi_{t-5} - 0.193\pi_{t-6} \end{aligned} \quad (2.1)$$

Chen(1991)과 Cambell and Ammer(1993)는 단기금리가 채권 수익률을 예측함을 보였다. 전이변수는 경제 상황을 예측할 수 있는 거시경제 지표로서 기간 스프레드, 3개월 국채 수익률, 3·4·6분기 산업생산 성장률이다. 일반적으로 단기금리는 현 시점의 경제 상태를 반영하는 지표로 사용되고 있다. 산업생산 성장률은 Chen(1991)과 Chen and Maringer(2011)의 연구에서 실제 경제 활동을 예측함을 보였다. 현재의 경제 상태의 지표로 직전 12개월간을 사용한다.

$$Q4IP_{t-1} = \ln\left(\frac{IP_{t-1}}{IP_{t-13}}\right) \quad (3)$$

IP_{t-1} 은 t-1월의 산업생산 지수이고 $Q4IP_{t-1}$ 은 4분기 동안의 산업생산 성장률이다. 높은(낮은) $Q4IP_{t-1}$ 은 호황기(불황기)를 나타낸다. Chen(1991)의 연구에서 사용한 직전 12개월간의 산업생산 성장률 사용은 임의적이다. 지나치게 짧은 기간 동안의 성장률은 현재의 경제 상황보다는 단기 생산 변동을 더 반영하고 긴 기간 동안의 성장률은 경제순환 주기를 충분히 반영하지 못한다. 따라서 전이변수로 3·4·6분기의 산업생산 성장률을 임의적으로 구성한다.

2. 연구방법론

본 연구에서는 비선형적인 경기 순환의 움직임에 따른 채권 수익률을 설명하기 위하여 비선형 STR모형을 사용한다. 특히 STR모형은 선형 회귀모형에서 설명하기 힘

든 국면전환에 따른 선형모형의 변이를 모형화 할 수 있다. 즉, 불황기와 호황기 같은 경제 상태의 변화를 연속적으로 모형 내에 포함할 수 있다.

단변량 시계열 y_t , 2개 국면에서의 단순 STR모형은 다음과 같다.

$$y_t = \underbrace{(\phi_{10} + \phi_1 w_{t-1})}_{\text{regime 1}} (1 - G(s_{t-1}; \gamma, c)) + \underbrace{(\phi_{20} + \phi_2 w_{t-1})}_{\text{regime 2}} G(s_{t-1}; \gamma, c) + \epsilon_t \quad (4)$$

ϵ_t 는 $\sim \text{iid}(0, \sigma_\epsilon^2)$ 이고 $\phi_{j,k} = [\phi_{j1}, \dots, \phi_{jk}]$ 는 각 국면의 회귀 계수를 나타낸다. ($j \in [1, 2]$) w_t 는 벡터 설명변수이고 $w_{t-1} = [x_1, \dots, x_k]'$ 이다. $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 는 국면 j 사이에서 평활 전이 (smooth transition)되는 전이변수 s_{t-1} 의 연속 함수이다. 따라서 $(\phi_{10} + \phi_1 w_{t-1})$ 는 0에서 1 사이의 연속적인 값을 갖는 함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 에 의하여 $(1 - G(s_{t-1}; \gamma, c))$ 가 1에서 0으로 변하는 하락 국면 즉, 불황기라 명명한 국면 1이다. 또한 $(\phi_{20} + \phi_2 w_{t-1})$ 는 함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 가 0에서 1로 변하는 상승 국면 즉, 호황기를 나타내는 국면 2이다. 식(4)의 STR 모형을 보다 일반화한 형태로 바꾸어 쓰면 다음과 같다.

$$y_t = (\phi_{10} + \phi_1 w_{t-1}) + [(\phi_{20} - \phi_{10}) + (\phi_2 - \phi_1) w_{t-1}] G(s_{t-1}; \gamma, c) + \epsilon_t \quad (5)$$

식(5)는 종속변수 y_t 에 대한 설명 변수의 회귀계수가 함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 에 따라 무한한 값을 가질 수 있음을 보여준다. 또한 우변에서 첫 번째 항은 OLS 모형 형태의 선형 부분이고 두 번째 항은 전이함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 을 포함하는 비선형 부분을 나타낸다.

$$\begin{aligned} EBR_t^r = & (\phi_{10} + \phi_{11} TERM_{t-1} + \phi_{12} DEF_{t-1} + \phi_{13} DY_{t-1} + \phi_{14} ESR_{t-1} \\ & + \phi_{15} RR_{t-1})(1 - G(s_{t-1}; \gamma, c)) + (\phi_{20} + \phi_{21} TERM_{t-1} + \phi_{22} DEF_{t-1} \\ & + \phi_{23} DY_{t-1} + \phi_{24} ESR_{t-1} + \phi_{25} RR_{t-1}) G(s_{t-1}; \gamma, c) + \epsilon_t \end{aligned} \quad (5')$$

식(5)에 본 논문에서 사용하는 설명변수를 나타내면 식(5')와 같다. 여기서 EBR_t^r 는 각 채권의 초과 수익률이고 설명변수는 $TERM_{t-1}$ (기간 스프레드), DEF_{t-1} (채무불이행 스프레드), DY_{t-1} (배당 수익률), ESR_{t-1} (KOSPI200 지수 초과 수익률), RR_{t-1} (실질 단기금리)로 구성된다.

Teräsvirta(1994)는 전이함수를 다음과 같이 정의하였다.

$$G(s_{t-1}; \gamma, c) = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma \prod_{k=1}^K (s_{t-1} - c_k) \right\} \right)^{-1} \quad \text{단, } \gamma > 0 \quad (6)$$

STR모형에서 함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 는 경제상황을 나타내는 전이변수 s_{t-1} 에 따라서 0과 1사이에서 무한한 값을 가질 수 있기 때문에 y_t 가 처한 국면이 평활하게 전이된다. γ 는 한 국면에서 다른 국면으로 전이속도를 통제하는 모수이다. γ 가 크면 국면 간의 전이가 빠를 것이다. Teräsvirta의 STR 모형화 과정에 따라서 전이함수를 두 가지 형태로 정의한다. ($K \in [1, 2]$) $K=1$ 일 때, 전이함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 는 다음과 같이 0에서 1사이에서 단조 증가하는 로지스틱 함수가 된다.

$$G_L(s_t; \gamma, c) = [1 + \exp\{-\gamma(s_t - c_1)\}]^{-1} \quad \text{단, } \gamma > 0, L = \text{Logistic} \quad (7)$$

$\gamma \rightarrow \infty$ 일 때, 로지스틱 함수는 계단 함수가 된다. 또한 γ 가 0이면 전이함수 $G_L(s_{t-1}; \gamma, c)$ 는 1/2이 되어 선형이 된다. 전이변수 s_{t-1} 가 $(s_{t-1} < c_1)$ 일 때, $G_L(s_{t-1}; \gamma, c) < 0.5$ 가 되어 y_t 는 극단적 불황기의 모형구조에 의존하게 되고 $(s_{t-1} > c)$ 일 때, $G_L(s_{t-1}; \gamma, c) > 0.5$ 가 되어 극단적 호황기의 모형구조에 의존하게 된다. 즉, c_1 은 $t-1$ 시점의 전이변수 s_{t-1} 가 국면 1인지 2인지를 결정하는 위치 모수이다. $(s_{t-1} = c_1)$ 일 때, $G_L(s_{t-1}; \gamma, c) = 0.5$ 이며, 국면 사이의 전이가 가팔라진다. 즉, c_1 을 기준으로 비대칭적인 형태를 보인다. $K=2$ 일 때, 전이함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 는 다음과 같이 전이변수 s_{t-1} 가 c_1^* 지점까지 감소하다가 그 후 다시 증가하는 지수 함수가 된다. 즉, c_1^* 을 기준으로 대칭적인 형태를 보인다.

$$G_E(s_{t-1}; \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(s_{t-1} - c_1^*)^2\} \quad (8)$$

단, $\gamma > 0$, $c_1^* = (c_1 + c_2)/2$, $E = \text{Exponential}$

지수 함수에서는 전이변수 s_{t-1} 가 $(s_{t-1} = c_1^*)$ 일 때, $G_E(s_{t-1}; \gamma, c) = 0$ 이 되는 내부 국면과 s_{t-1} 의 절댓값이 c_1^* 보다 큰 경우의 외부 국면으로 나뉜다. 식(6)의 전이함수를 식(4)에 대입한 식을 Logistic STR(또는 LSTR)이라고 하고 식(7)의 전이함수를 식(4)에 대입하면 Exponential STR(또는 ESTR)이다. ESTR모형은 $(s_t - c_1^*)$ 의 값이 부호에 상관없이 s_t 에 동일한 영향을 미치는 경우, 적합한 모형이다. 반면 Chen and Maringer(2011)는 국면에 따른 비대칭적 영향을 고려하기 위하여 LSTR모형만을 사용하였다. Granger and Teräsvirta(1993)를 필두로 Greenaway et al.(1997), Chelley-Steeley(2005), Maringer and Meyer(2008)와 Chen and Maringer(2011)가 로지스틱 함수를 사용하였다.

STR 모형의 설정하는 과정은 Teräsvirta(1994)에 기초하여 다음 세 단계로 구성된다. 첫째, 선형 OLS 모형을 설정한다. 비선형모형 식(4)에 상응하는 선형모형은 다음과 같다.

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 w_{t-1} + \epsilon_t \quad (9)$$

둘째, 식(4)의 STR 모형에 대하여 귀무가설로 선형성을 검정한다. Luukkinen et al.(1998)에 따라서 전이함수의 테일러급수(Taylor approximation) 3차 전개식을 통하여 다음의 보조(auxiliary) 회귀식을 설정한다.

$$y_t = B_0 + B_1 w_{t-1} + B_2 w_{t-1} s_{t-1} + B_3 w_{t-1} s_{t-1}^2 + B_4 w_{t-1} s_{t-1}^3 + e_t \quad (10)$$

e_t 는 식(9)에서 추정된 ϵ_t 와 테일러급수에서 발생한 오차의 합이다. 선형성 검정의 귀무가설은 다음과 같으며 LM(Lagrange Multiplier)검정을 통하여 식(9)와 제약을 추가한 식(10)을 비교하여 제약이 타당한지를 검정한다. 하지만 시계열이 짧은 경우, LM검정은 표본의 크기가 작아지는 문제가 존재하기 때문에 F검정 형태로 선형성을 검정한다.

$$H_0: B_2 = B_3 = B_4 = 0 \quad (11)$$

셋째, 선형성 검정의 귀무가설이 기각되면, 비선형모형의 형태를 결정하는 적절한 전이변수 s_{t-1} 와 전이함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 의 형태를 선택한다. 이 단계에서는 다음의 세 가지 가설을 검정하여 p값이 가장 낮은 전이변수 s_{t-1} 를 선택한다.

$$H_{04}: B_4 = 0 \quad (12)$$

$$H_{03}: B_3 = 0 | B_4 = 0 \quad (13)$$

$$H_{02}: B_2 = 0 | B_3 = B_4 = 0 \quad (14)$$

STR 모형의 전이함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 가 3차 함수 형태라면 식(10)에서 전이변수 s_{t-1} 의 계수 B_4 가 0이라는 귀무가설 H_{04} 가 기각된다. 마찬가지로 2차 함수, 1차 함수 형태라면 각각 조건부 귀무가설 H_{03} , H_{02} 를 기각한다. 이를 검정하기 위해 테일러급수 2차와 1차 전개식을 통하여 다음의 보조 회귀식을 설정한다.

$$y_t = B_0 + B_1 w_{t-1} + B_2 w_{t-1} s_{t-1} + B_3 w_{t-1} s_{t-1}^2 + e_t' \quad (15)$$

$$y_t = B_0 + B_1 w_{t-1} + B_2 w_{t-1} s_{t-1} + e_t'' \quad (16)$$

검정 결과, 전이함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 가 3차 함수 또는 1차 함수일 경우, LSTR모형이 적합하고, 2차 함수일 경우 ESTR모형이 적합하다. 또한, 전이변수 s_{t-1} 가 될 수 있는 변수가 복수로 존재할 경우, p값이 가장 낮은 것을 선택한다. 전이함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 의 형태와 전이변수 s_{t-1} 가 정해지면 γ 와 c 를 격자 탐색법(grid search method)으로 추정한다.

IV. 실증분석

1. 기초 통계량

<표 1>의 채권지수의 초과 수익률 평균은 등급이 낮을수록 높아지며, 이는 신용등급 간의 위험 수준을 반영하고 있음을 알 수 있다. 변동성을 나타내는 표준편차는 AA+를 제외하고는 등급이 낮아질수록 커진다. 또한 각 등급의 왜도는 BBB-를 제외하고는 모두 양(+)의 값이고, 첨도는 AAA등급에서 A-등급까지 3을 초과하는 극첨(leptokurtic)의 형태를 보인다. Jaque-Bera 통계량은 AAA에서 BBB+까지 1% 유의수준에서 오차가 정규분포한다는 귀무가설을 기각하며 모든 등급의 지수 초과수익률이 정규분포하지 않는다는 것을 알 수 있다.

<표 1> 채권 등급별 초과 수익률의 기초통계량

월별 자료를 사용한 각 등급별 채권의 초과 수익률은 백분율로 표시하였으며, 표본의 수는 122개이다. AAA부터 BBB-는 채권지수의 등급별 초과 수익률을 나타내며 등급별 3개월 채권지수의 수익률과 3개월 국채 금리와의 차이이다.

EBRr	AAA	AA+	AA	AA-	A+	A	A-	BBB+	BBB	BBB-
Mean	0.2580	0.3138	0.3684	0.4366	0.5175	0.6052	0.7072	1.0437	1.5956	2.3537
St. dev.	0.2743	0.1248	0.3270	0.3730	0.4080	0.4298	0.4634	0.6324	0.7308	0.7791
Min	-0.0400	-0.0100	0.0200	0.0600	0.1400	0.1600	0.1900	0.3000	0.3700	0.9000
Median	0.1500	0.2000	0.2450	0.2850	0.3500	0.4400	0.5700	0.8150	1.5700	2.5400
Max	1.5800	1.7000	1.8400	2.0800	2.1900	2.2500	2.3400	2.7500	3.1400	4.0500
Skewness	2.8472	2.6853	2.4814	2.3000	2.0601	1.7317	1.4236	0.8205	0.1727	-0.1438
Kurtosis	12.6273	11.5375	10.0587	8.7308	7.3823	5.9532	4.7927	2.6262	2.0787	2.1241
J-B	635.9793	517.1310	378.4732	274.5495	183.9166	105.3082	57.5463	14.4001	4.9209	4.3202

<표 2> 설명변수와 전이변수의 기초통계량

TERM은 기간 스프레드, DEF는 채무불이행 스프레드, DY는 배당 수익률, ESR은 KOSPI200 지수 초과 수익률, RR은 실질 단기금리, TB는 3개월 국채 금리, Q3IP, Q4IP, Q6IP는 각각 3,4,6분기간의 산업생산 성장률이다. 설명 변수 DY는 수익률의 1차 차분 값이고, 전이변수 Q3IP, Q4IP, Q6IP는 로그 차분한 값이며 나머지 변수들은 모두 백분율로 표시하였다. 표본의 수는 122개이다.

	State Variable					Transition Variable			
	TERM	DEF	DY	ESR	RR	TB	Q3IP	Q4IP	Q6IP
Mean	1.6371	4.3252	-0.0103	-2.8195	1.0334	3.9653	-0.0467	-0.0633	-0.0950
St. dev.	0.9475	1.3816	0.1897	7.4593	0.9926	1.0742	0.0992	0.0812	0.0882
Min	0.1400	2.4000	-0.6800	-23.3146	-2.1905	1.7300	-0.3053	-0.3146	-0.4160
Median	1.5350	4.0850	-0.0150	-2.2412	1.0853	4.1950	-0.0708	-0.0706	-0.0905
Max	3.4600	7.1300	0.8500	15.1578	2.6582	5.8200	0.2927	0.2911	0.1834
Skewness	0.3648	0.4347	1.0621	-0.3668	-0.6954	-0.4903	0.2782	0.7999	-0.0957
Kurtosis	1.9807	2.0900	8.9892	3.37505	3.8772	2.1665	4.1727	6.7135	4.9822
J-B	7.9879	8.0529	205.2783	3.4510	13.7441	8.4186	8.5644	83.1124	20.1583

<표2>의 설명 변수의 표준편차는 배당 수익률이 가장 낮고 KOSPI200지수 초과 수익률이 가장 높다. KOSPI200 지수 초과수익률과 실질 단기금리의 왜도는 음(-)의 값이고, 이 두 변수와 함께 배당수익률은 극점의 형태를 보인다. 또한 KOSPI200 지수 초과수익률을 제외한 변수들은 Jaque-Bara 통계량의 5% 유의수준에서 $\chi^2(2)$ 분포의 임계값인 5.991 보다 크며 정규분포와 유의한 차이를 보인다. 마지막으로 7에서 10월은 거시경제 상태를 나타내는 전이변수이다. 산업생산지수의 평균은 모두 음(-)의 값이며 또한 극점을 형태를 보인다. Jaque-Bara 통계량은 모두 5% 유의수준에서 정규분포하지 않음을 보인다.

2. 결과 분석

2.1 전이변수의 선택과 전이함수의 형태

<표 3>은 테일러급수 3차 전개식을 통한 보조 회귀식 식(10)에 대한 F검정의 결과이다. TB_{t-1} 는 전이변수 후보 중 귀무가설 $H_0: B_2 = B_3 = B_4 = 0$ 을 회사채 10개의 등급 모두에서 가장 강하게 기각하였다. 따라서 TB_{t-1} 를 전이변수로 사용할 경우, 선형모형 보다는 비선형모형이 회사채 수익률의 추정에 보다 나음을 알 수 있다. $TERM_{t-1}$ 과 $Q3IP_{t-1}$ 는 대체로 낮은 등급에서 10% 또는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하고 $Q6IP_{t-1}$ 은 AA-등급에서 10%, A+에서 A-등급 사이에서는 5% 수준에서 유의하다. $Q4IP_{t-1}$ 는 AAA에서 AA등급을 제외한 모든 등급에서 귀무가설을 기각하지만 TB_{t-1} 보다는 높은 p값을 가지기 때문에 가장 적합한 전이변수는 TB_{t-1} 이다.

<표 3> 선형성 검정 결과

식(10)의 선형 검정의 결과이다. $H_0: B_2 = B_3 = B_4 = 0$ 에 대한 F통계량의 p값이다.

St	AAA	AA+	AA	AA-	A+	A	A-	BBB+	BBB	BBB-
TBt-1	1.04E-05	1.69E-05	2.73E-05	9.50E-05	9.05E-05	0.0001	0.0001	1.98E-05	3.01E-18	1.93E-28
TERMt-1	0.4019	0.3944	0.3759	0.2898	0.2125	0.2229	0.2260	0.0809	6.42E-05	1.13E-10
Q3IPt-1	0.4061	0.4234	0.3287	0.2066	0.1198	0.1054	0.0666	0.1203	6.42E-05	1.13E-10
Q4IPt-1	0.4910	0.2912	0.1354	0.0232	0.0041	0.0050	0.0031	0.0352	0.0213	0.0206
Q6IPt-1	0.6129	0.4401	0.2408	0.0702	0.0174	0.0244	0.0240	0.1092	0.1592	0.1676

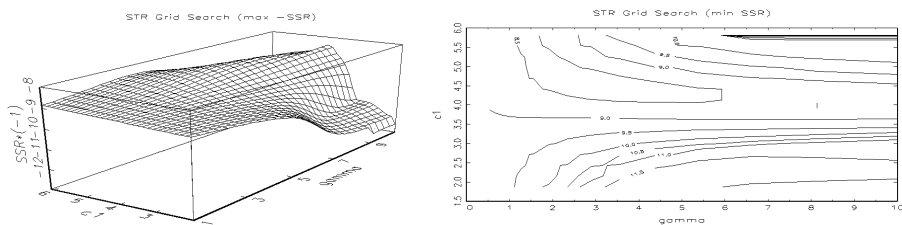
<표 4>는 전이변수로 선택된 TB_{t-1} 로 식(12), (13), (14)의 귀무가설을 검정한 결과이다. 식(10), (15), (16)의 테일러급수 3차, 2차, 1차로 전개한 각각의 보조 회귀식에 대한 F검정 결과, 모든 등급에서 귀무가설 H_0 가 가장 강하게 기각되었다. 전이변수의 최고차항이 3차 항에서 가장 유의적이어서 전이함수가 3차 함수에 가깝다는 것을 의미한다. 따라서 전이함수의 형태는 로지스틱 함수가 된다.

<표 4> 보조 회귀식의 F검정 결과

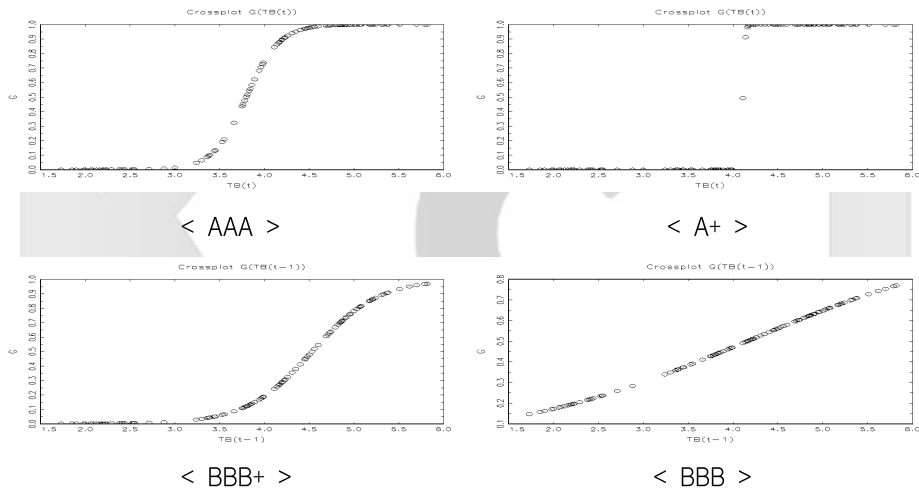
H_{04} , H_{03} , H_{02} 는 각각 식(12), (13), (14)의 결과이다.

	EBRr	AAA	AA+	AA	AA-	A+	A	A-	BBB+	BBB	BBB-
H_{04}	F-stat.	16.317	17.155	16.833	13.950	13.374	11.805	11.427	10.122	8.617	9.539
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
H_{03}	F-stat.	12.902	13.601	13.170	6.954	5.973	5.534	5.441	6.063	4.636	4.969
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
H_{02}	F-stat.	9.218	9.044	9.159	10.129	8.757	7.499	6.617	7.456	2.638	2.001
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004	0.033

전이변수 s_{t-1} 와 전이함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 의 형태가 정해지면 격자 탐색법으로 잔차 제곱 합이 최소가 되는 γ 와 c 를 추정한다. [그림 1]에서 각 등급의 γ 와 c 의 추정 과정을 도식화하였다.

<그림1> Grid Search를 이용한 등급별 γ 와 c

[그림 2]는 각 등급에서 추정된 γ 와 c 를 이용한 전이함수를 나타냈다. 그림의 X축은 전이변수 s_{t-1} (3개월 TB)로 s_{t-1} 에 따른 Y축의 전이함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 의 값을 보여준다. γ 는 전이함수의 기울기를 나타내는 속도 모수이며, 10개 등급 지수에서 0.7818에서 60.1961 사이의 값을 가진다. γ 값은 AAA에서 A등급으로 갈수록 커지는 경향이 있지만 그 차이는 크지 않다. BBB등급에서의 국면 전환이 가장 느리게 나타나고, A-등급에서 가장 빠르게 나타남을 의미한다. c 는 함수 $G(s_{t-1}; \gamma, c)$ 의 값이 0.5가 되어 국면 전환이 발생하는 위치를 나타낸다.



<그림2> 등급별 전이함수

2.2 선형 추정 결과

<표 5>는 각 등급별 채권에 대하여 선형 OLS 방법으로 추정한 결과이다. 기간 스프레드($TERM_{t-1}$)는 BBB+와 BBB등급에서는 음(-)의 유의한 값을 가지지만 대부분 등급에서 비유의적이다. 채무불이행 스프레드(DEF_{t-1})는 모든 등급에서 양(+)의 유의한 값을 가지며 낮은 등급으로 갈수록 계수 값이 커지는 경향이 나타난다. 회사채 수익률을 설명하는데 있어서 채무불이행 스프레드가 중요한 변수이며 낮은 등급일수록 더 큰 위험을 수반함을 알 수 있다. 배당 수익률(DY_{t-1})은 모든 등급에서 비유의적이고 채권 지수 수익률에 대한 높은 예측력을 보이지는 않는다. KOSPI200 지수 초과수익률(ESR_{t-1})의 계수는 대부분의 등급에서 유의한 음(-)의 값을 가진다. 이는 기존의 채권과 주식간의 연구들과 같은 결과를 보여준다. 주식과 채권은 유가증권 시장에

서 거래되는 대표적인 증권이며 채권시장의 발달로 인하여 두 시장을 대체관계로 정의할 수 있다. 실질 단기금리(RR_{t-1})의 계수는 BBB+에서 BBB-등급을 제외하고 모두 1% 또는 5% 유의수준에서 음(-)의 값을 가지며 금리와 채권 가격간의 반비례함을 보여준다. 금리가 하락(상승)하면 대체 관계에 있는 주식시장에 비해 채권시장에 수요가 증가(감소)하여 채권 지수가 상승(하락)하게 된다.

수정 결정 계수($adj. \overline{R^2}$)는 10개 등급에서 0.2360에서 0.7286의 범위를 가지며 잔차 제곱 합(SSR)은 6.6952에서 24.8164 사이의 값을 가진다. 두 값 모두 낮은 등급으로 갈수록 그 값이 커지는 경향을 보인다.

<표 5> 등급별 채권 수익률 선형 추정

***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. TERM은 기간 스프레드, DEF는 채무불이행 스프레드, DY는 배당 수익률, ESR은 KOSPI200 지수 초과 수익률, RR은 실질 단기금리이다.

		AAA	AA+	AA	AA-	A+	A	A-	BBB+	BBB	BBB-
Const.	Coefficient	0.0974	0.1202	0.1146	0.1088	0.0944	-0.0225	-0.1414	-0.5374	-0.3307	0.5189
	t-value	0.6823	0.7752	0.7015	0.6127	0.5079	-0.1233	-0.7794	-2.7511	-1.4347	1.8877*
TERMt-1	Coefficient	-0.0372	-0.0391	-0.0447	-0.0529	-0.0606	-0.0643	-0.0488	-0.1772	-0.1366	-0.0667
	t-value	-1.1196	-1.0840	-1.1747	-1.2792	-1.4014	-1.5159	-1.1552	-3.8978	-2.5463	-1.0420
DEFt-1	Coefficient	0.0629	0.0727	0.0912	0.1171	0.1453	0.1898	0.2309	0.4440	0.4990	0.4598
	t-value	2.1259	2.2622	2.6938	3.1794	3.7698	5.0220	6.1393	10.9658	10.4458	8.0697***
DYt-1	Coefficient	0.1170	0.1137	0.1170	0.0949	0.1171	0.1171	0.1047	0.1466	0.1448	0.2152
	t-value	0.7699	0.6891	0.6730	0.5021	0.5920	0.6035	0.5426	0.7056	0.5908	0.7359
ESRt-1	Coefficient	-0.0099	-0.0105	-0.0109	-0.0116	-0.0108	-0.0105	-0.0099	-0.0074	-0.0079	-0.0081
	t-value	-2.5630	-2.5066	-2.4708	-2.4074	-2.1541	-2.1390	-2.0206	-1.4062	-1.2728	-1.0861
RRt-1	Coefficient	-0.0723	-0.0803	-0.0922	-0.1171	-0.1278	-0.1097	-0.0916	-0.0624	-0.0304	-0.0637
	t-value	-2.0563	-2.1054	-2.2930	-2.6776	-2.7928	-2.4441	-2.0505	-1.2974	-0.5353	-0.9410
$adj. \overline{R^2}$		0.2360	0.2443	0.2917	0.3568	0.4112	0.4894	0.5637	0.7286	0.7104	0.6414
SSR		6.695	7.896	8.7679	10.364	11.355	10.919	10.813	12.532	17.443	24.816

2.3 비선형 추정 결과

<표 6>은 각 등급별 채권에 대하여 식(5)의 STR 모형으로 추정한 결과이다. γ 는 전이함수의 기울기를 나타내는 속도 모수이며, 10개 등급 지수에서 0.7818에서 60.1961 사이의 값을 가진다. BBB등급에서의 γ 값이 0.7818로 국면 전환이 가장 느리게 나타나고, A-등급에서 가장 빠르게 나타난다. 이는 [그림 2]에서도 확인할 수 있다. c 는 전이 함수에서 국면을 결정하는 위치 모수이며, 모든 등급에서 1% 수준에서 유의하게 나타

<표 6> 등급별 채권 수익률 비선형 추정

***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. TERM은 기간 스프레드, DEF는 채무불이행 스프레드, DY는 배당 수익률, ESR은 KOSPI200 지수 초과 수익률, RR은 실질 단기금리이다. SSR_L 과 $adj. \overline{R}_L^2$ 는 각각 선형 OLS에서의 잔차 제곱 합과 수정 결정계수이다.

		EBRr	AAA	AA+	AA	AA-	A+	A	A-	BBB+	BBB	BBB-
γ	estimate	3.240	3.355	3.522	3.844	3.891	4.295	60.196	2.917	0.782	5.752	
	t-value	2.256**	2.186**	2.099**	1.843*	1.745*	1.778*	0.450	1.919*	1.052	2.294**	
c	estimate	5.034	4.955	4.868	4.705	4.568	4.436	4.0932	4.531	4.159	3.798	
	t-value	12.391***	13.392***	14.425***	16.414**	17.986**	22.535**	75.967**	14.920**	5.434**	50.566**	
Linear part												
Const.	Coefficient	-0.174	-0.176	-0.195	-0.174	-0.260	-0.409	-0.588	-0.922	-0.554	0.587	
	t-value	-1.280	-1.175	-1.214	-1.280	-1.347	-2.144**	-3.127**	-4.481**	-1.230	2.525**	
TERMt	Coefficient	0.078	0.088	0.092	0.078	0.113	0.113	0.106	0.068	0.321	-0.051	
	t-value	2.221**	2.256**	2.165**	2.221**	2.083**	2.051**	1.897*	1.139	2.708**	-0.718	
DEFt-1	Coefficient	0.060	0.070	0.087	0.060	0.134	0.181	0.238	0.406	0.194	0.385	
	t-value	2.087**	2.190**	2.546**	2.087**	3.157**	4.261**	5.589**	8.793**	1.977*	7.025**	
DYt-1	Coefficient	-0.072	-0.082	-0.086	-0.072	-0.154	-0.173	-0.039	-0.214	0.043	-0.205	
	t-value	-0.485	-0.497	-0.483	-0.485	-0.675	-0.744	-0.161	-0.853	0.093	-0.713	
ESRt-1	Coefficient	-0.011	-0.012	-0.012	-0.011	-0.013	-0.011	-0.004	-0.009	-0.012	-0.022	
	t-value	-2.452**	-2.334**	-2.274**	-2.452**	-1.817*	-1.632	-0.488	-1.177	-0.904	-2.320**	
RRt-1	Coefficient	-0.061	-0.073	-0.086	-0.061	-0.137	-0.113	-0.110	-0.069	-0.244	-0.145	
	t-value	-1.790*	-1.931*	-2.127**	-1.790*	-2.838**	-2.350**	-2.253**	-1.363	-3.048	-2.582**	
Nonlinear part												
Const.	Coefficient	1.717	1.710	1.636	1.717	1.367	1.326	1.109	1.406	-1.183	-1.913	
	t-value	3.466***	3.368***	3.239***	3.466	2.772**	2.937**	3.014**	2.645**	-1.177	-4.475**	
TERMt	Coefficient	-0.696	-0.670	-0.628	-0.696	-0.512	-0.459	-0.307	-0.694	-0.944	-0.087	
	t-value	-5.045***	-4.785***	-4.552***	-5.045***	-4.000**	-4.044**	-3.997**	-4.990**	-3.979**	-0.915	
DEFt-1	Coefficient	0.056	0.032	0.015	0.0555	-0.004	-0.010	-0.030	0.075	1.108	0.646	
	t-value	0.468	0.265	0.126	0.4683	-0.034	-0.092	-0.380	0.600	5.124**	7.045**	
DYt-1	Coefficient	2.431	2.249	2.018	2.431	1.484	1.204	0.270	1.601	0.236	0.548	
	t-value	3.322***	3.029***	2.767***	3.322**	2.227**	2.067**	0.791	2.305**	0.236	1.224	
ESRt-1	Coefficient	0.040	0.037	0.033	0.040	0.023	0.018	-0.002	0.022	0.012	0.022	
	t-value	2.648***	2.385**	2.177**	2.648**	1.575	1.340	-0.245	1.403	0.825	1.902*	
RRt-1	Coefficient	-0.303	-0.276	-0.256	-0.303	-0.176	-0.200	-0.165	-0.199	0.290	0.143	
	t-value	-2.551**	-2.293**	-2.149**	-2.551**	-1.518	-1.875*	-1.867*	-1.610	1.533	1.436	
	SSR	4.345	5.223	5.949	4.345	8.063	7.687	7.309	8.344	6.424	8.068	
	SSR/SSR _L	0.649	0.661	0.679	0.419	0.710	0.704	0.676	0.666	0.368	0.325	
	adj. \overline{R}^2	0.523	0.525	0.543	0.569	0.603	0.658	0.720	0.828	0.899	0.889	
	adj. \overline{R}_L^2	0.236	0.244	0.292	0.357	0.411	0.489	0.564	0.729	0.710	0.641	

난다. AAA등급의 경우, 3개월 국채 금리 5.0337%를 기준으로 경제 상태를 호황과 불황으로 구분한다. 10개 등급에서 c의 값은 3.7977에서 5.0337의 범위를 가진다. 등급이 낮아질수록 위치 모수 c의 값이 감소하는 경향을 가지는데, 이는 모든 등급에 동일한

자료를 사용함에 불구하고 등급에 따라서 국면 전환을 결정하는 값이 차이를 가짐을 알 수 있다.

<표 7> 등급별 채권 수익률 국면 간 비선형 추정

***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. TERM은 기간 스프레드, DEF는 채무불이행 스프레드, DY는 배당 수익률, ESR은 KOSPI200 지수 초과 수익률, RR은 실질 단기금리이다.

		EBRr	AAA	AA+	AA	AA-	A+	A	A-	BBB+	BBB	BBB-
<i>Regime 1</i>												
Const.	Coefficient	-0.174	-0.176	-0.195	-0.174	-0.260	-0.409	-0.588	-0.922	-0.554	0.587	
	t-value	-1.280	-1.175	-1.214	-1.280	-1.347	-2.144**	-3.127***	-4.481***	-1.230	2.525**	
TERMt-1	Coefficient	2.221**	2.256**	2.165**	2.221**	2.083**	2.051**	1.897*	1.139	2.708***	-0.718	
	t-value	2.087**	2.190**	2.546**	2.087**	3.157***	4.261***	5.589***	8.793***	1.977*	7.025***	
DEft-1	Coefficient	-0.485	-0.497	-0.483	-0.485	-0.675	-0.744	-0.161	-0.853	0.093	-0.713	
	t-value	-2.452**	-2.334**	-2.274**	-2.452**	-1.817*	-1.632	-0.488	-1.177	-0.904	-2.320**	
DYt-1	Coefficient	-1.790*	-1.931*	-2.127**	-1.790*	-2.838***	-2.350**	-2.253**	-1.363	-3.048	-2.582**	
	t-value	3.322***	3.029***	2.767***	3.322***	2.227**	2.067**	0.791	2.305**	0.236	1.224	
ESRt-1	Coefficient	2.648***	2.385**	2.177**	2.648***	1.575	1.340	-0.245	1.403	0.825	1.902*	
	t-value	-2.551**	-2.293**	-2.149**	-2.551**	-1.518	-1.875*	-1.867*	-1.610	1.533	1.436	
RRt-1	Coefficient	-0.061	-0.073	-0.086	-0.061	-0.137	-0.113	-0.110	-0.069	-0.244	-0.145	
	t-value	-1.790*	-1.931*	-2.127**	-1.790*	-2.838***	-2.350**	-2.253**	-1.363	-3.048	-2.582**	
<i>Regime 2</i>												
Const.	Coefficient	1.543	1.534	1.441	1.543	1.107	0.916	0.521	0.484	-1.738	-1.326	
	t-value	3.457***	3.379***	3.214***	3.457***	2.600**	2.370**	1.651	1.084	-2.878***	-4.011***	
TERMt-1	Coefficient	-0.617	-0.582	-0.536	-0.617	-0.399	-0.346	-0.200	-0.626	-0.623	-0.138	
	t-value	-5.148***	-4.854***	-4.628***	-5.148***	-4.082***	-4.184***	-3.934***	-6.175***	-4.861***	-2.642**	
DEft-1	Coefficient	0.116	0.102	0.103	0.116	0.130	0.171	0.209	0.481	1.302	1.031	
	t-value	1.075	0.934	0.955	1.075	1.308	1.933*	3.212***	4.676***	10.130***	15.634***	
DYt-1	Coefficient	2.359	2.167	1.932	2.359	1.330	1.031	0.231	1.386	0.278	0.343	
	t-value	3.542***	3.245***	2.985***	3.542***	2.434**	2.255**	0.958	2.542**	0.476	1.215	
ESRt-1	Coefficient	0.029	0.025	0.021	0.029	0.010	0.006	-0.006	0.013	0.008	0.001	
	t-value	2.269**	1.965*	1.691*	2.269**	0.974	0.661	-1.224	1.206	0.658	0.104	
RRt-1	Coefficient	-0.364	-0.349	-0.342	-0.364	-0.313	-0.313	-0.275	-0.268	0.046	-0.003	
	t-value	-3.384***	-3.215***	-3.207***	-3.384***	-3.101***	-3.402***	-3.738***	-2.537**	0.368	-0.033	
$adj. R^2$		4.345	5.223	5.949	4.345	8.063	7.687	7.309	8.344	6.424	8.068	
SSR		0.523	0.525	0.543	0.569	0.603	0.658	0.720	0.828	0.899	0.889	

선형 OLS 모형과 관련된 비선형 STR 모형에서의 SSR의 비율(SSR_N/SSR_L)은 0.3251에서 0.7100 사이의 값을 갖는다. STR 모형은 선형모형에 비하여 상대적으로 29%에서 67% 정도의 잔차 제곱 합이 감소한다. 또한 STR 모형에서의 수

정 결정 계수($adj. R^2$)는 0.5228에서 0.8986 사이의 범위로 0.2360에서 0.7286 사이의 선형모형의 $adj. R_L^2$ 값 보다 크다. 따라서 비선형 STR 모형은 모형 적합도를 향상시키고 선형모형보다 채권 등급별 지수 초과 수익률 설명을 더 잘한다고 볼 수 있다.

<표 7>은 식(5)의 STR 모형을 식(4)로 변형하여 불황기(regime 1)와 호황기(regime

2)에서의 채권 지수 초과 수익률에 대한 변수들의 예측한 결과를 나타내었다. 기간 스프레드($TERM_{t-1}$)는 국면 사이에서 변수의 예측력이 달라짐을 보여준다. 불황기에서 BBB+와 BBB-를 제외한 대부분 등급에서 양(+)의 유의한 값을 가지며 반면 호황기에서는 모든 등급에서 1% 유의수준에서 음(-)의 관계이다. 즉, 불황기(호황기)에서는 불황기(호황기)에서 단기금리가 급등(하락)하거나 장기금리의 하락(상승)으로 인한 기간 스프레드가 축소(확대)의 영향이다. 즉, Fama and French(1989)의 연구 결과와 일치한다. 채무불이행 스프레드(DEF_{t-1})는 두 국면에서 모두 양(+)의 관계를 가진다. 불황기에서는 모든 등급에서 양(+)의 유의적인 값을 가지며, 낮은 등급일수록 채무불이행 스프레드의 영향을 더 많이 받는다. 반면, 호황기에서는 낮은 등급에서만 유의적인 양(+)의 값을 가진다. 배당 수익률(DY_{t-1})은 불황기에서는 모두 비유의적으로 나타나지만 호황기에서의 낮은 등급에서는 유의적인 양(+)의 값을 가진다. 이는 Handjinicolaous and Kalay(1984)의 연구에서 기업이 이미 발행한 채권보다 선순위 또는 다른 채권을 발행할 경우 발생하는 배당금으로 인한 채권자와 주주 사이의 이해상충 즉, 배당 수익률과 채권 수익률 간의 음(-)의 상관관계와 상반되는 결과이다. KOSPI200 지수 초과 수익률(ESR_{t-1})은 불황기에서 높은 등급에서만 유의적인 음(-)의 값을 가진다. Lekkos and Milas(2004)의 국채 수익률, Chen and Maringer(2011)의 결과와 일치한다. 이는 상대적으로 높은 등급의 채권을 주식시장의 대체 투자 상품으로 인식한다고 볼 수 있다. 반면, 호황기의 높은 등급에서는 양(+)의 상관관계를 볼 수 있다. 실질 단기금리(RR_{t-1})는 두 국면에서 모두 유의적인 음(-)의 상관관계를 가지며 금리와 채권간의 반비례함을 보여준다. BBB와 BBB-등급을 제외하고는 호황기에서 불황기보다 더 큰 음(-)의 계수 값을 가지며, 이는 호황기에서의 금리의 영향이 더 크다고 볼 수 있다.

2.4 채권 수익률 예측력 분석

두 시계열모형들의 예측력을 비교하기 위하여 기존 연구자들이 사용한 평균 절대 오차(Mean Absolute Errors; 이하 MAE)와 평균 제곱근 오차(Root Mean Squared Errors; 이하 RMSE)를 이용한다. 두 오차의 정의는 다음과 같다.

$$MAE = \frac{1}{T - (T_1 - 1)} \sum_{t=T_1}^T |y_{t+s} - f_{t,s}| \quad (17)$$

$$RMSE = \sum_{t=T_1}^T \left[y_{t+s} - \frac{f_{t,s}^2}{T - (T_1 - 1)} \right]^{1/2} \quad (18)$$

여기서, T 는 전체 표본의 개수, T_1 은 외표본의 첫 번째 관찰치, y_{t+s} 는 실제치, $f_{t,s}$ 는 예측치이다.

<표8>은 2개의 시계열 모형으로 2001년 1월에서 2009년 12월까지 추정하여 2010년 1월부터 14개월간의 표본외 예측을 실시한 결과이다. 표본외 예측결과, MAE와 RMSE 모두 STR모형이 우월하게 나왔다. STR모형은 선형모형인 OLS에서 확장하여 전개한 모형이다. 따라서 두 모형의 비교는 이러한 이유로 당연한 결과이다.

<표 8> 예측치의 MAE와 RMSE

AAA부터 BBB-는 채권의 등급별 지수이고 MAE와 RMSE는 각각 평균절대오차와 평균제곱근 오차이다. 분석기간은 2001.1-2009.12.

	AAA	AA+	AA	AA-	A+	A	A-	BBB+	BBB	BBB-
MAE										
STR	0.0712	0.0743	0.0778	0.0962	0.1111	0.1079	0.1026	0.1312	0.1208	0.1174
OLS	0.1033	0.1563	0.2307	0.3249	0.4460	0.6199	0.8160	1.4252	2.0487	2.7331
RMSE										
STR	0.0892	0.0881	0.0896	0.1076	0.1215	0.1202	0.1145	0.1482	0.1586	0.1503
OLS	0.1128	0.1635	0.2361	0.3296	0.4495	0.6223	0.8174	1.4280	2.0500	2.7337

V. 결 론

이 논문은 2001년 1월부터 2011년 2월까지 월별 자료를 이용하여 호황기와 불황기 사이에서 회사채의 등급별 초과 수익률이 어떻게 변하는지를 실증분석 하였다. 이를 위한 설명변수로는 5개의 위험 요인(risk factors; 기간 스프레드, 채무불이행 스프레드, 배당 수익률, 주가 지수 초과 수익률, 실질 단기금리)을 사용하였다.

투자자들의 위험과 기대수익률에 대한 태도는 경제적 상황에 따라 달라지며 경제적인 변동은 비선형적이기 때문에 비선형모형을 사용하였다. STR모형은 호황기와 불황기를 하위 기간(sub-period)으로 나누어 분석할 필요 없이 표본 기간 내에서 연속적으로 국면이 전환되는 장점이 있다. 국면 전환은 3개월 국채 금리에 따라서 이루어진다. STR 모형은 선형 OLS모형을 기본으로 테일러급수 3차 전개식에 의한 보조 회귀식을 설정하여 선형성을 검정한다. 귀무가설이 기각될 경우, 국면 전환을 결정한 적절한 전이변수를 선택하고 전이 속도 γ 와 전이 위치 c 를 추정한다. 추정된 γ 와 c 를 사용한 모형은 5개의 변수의 통계적 유의성으로 설명된다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 기간 스프레드는 국면에 따라 예측력이 다를

보여준다. 불황기에서 양(+)의 값을 갖는 반면 호황기에서는 음(-)의 관계를 갖는다. 채무불이행 스프레드는 불황기에서는 낮은 등급, 그리고 호황기에서는 높은 등급에서만 유의적인 양(+)의 값을 가지며 대체로 낮은 등급일수록 영향을 더 많이 받는다. 배당 수익률은 호황기의 낮은 등급에서 양(+)의 값을 갖지만 불황기에서는 모두 비유의 적으로 나타난다. KOSPI200 지수 초과 수익률은 두 국면에서 모두 높은 등급에서만 유의적이다. 이는 우리나라 채권시장의 발달로 인하여 신용등급이 높은 채권에서는 주식시장과 채권시장간의 대체관계가 성립됨이 알 수 있다. 실질 단기금리는 두 국면에서 모두 음(-)의 상관관계를 가지며 금리와 채권간의 반비례 관계가 있음을 보여주었다.

본 연구는 선형 OLS 모형과 잔차 제곱 합 비율과 수정 결정 계수를 비교하여 선형 모형보다 채권 등급별 지수 초과 수익률 설명을 더 잘한다고 볼 수 있다. STR 모형은 선형모형에 비하여 상대적으로 29%에서 67% 정도의 잔차 제곱 합이 감소하며 또한 수정 결정 계수가 모든 등급에서 선형모형의 값 보다 큼을 보여주었다.

국면 전환을 결정짓는 거시 경제변수의 일별 자료 이용 제한으로 모든 변수는 월별 자료를 사용하였다. 금리의 영향을 많이 받는 채권의 특성상 기간 스프레드, 단기 국채 금리와 산업생산지수 성장률 등의 거시 경제변수가 아닌 채권 지수의 지연(lagged) 모수로 경기순환 주기를 포착할 수 있다면 일별 자료를 사용할 수 있을 것이다. 이에 따른 보다 상세한 분석은 향후 연구 과제로 남는다.

참고문헌

- 구본일·엄영호·최완수 (1999), “채권시장과 주식시장의 동적 상관성과 가격결정에 관한 연구,” 재무연구, 제12권 제2호, 257-280.
- 김세완·최문정 (2007), “주식수익률이 소득계층별 소비에 미치는 영향,” 금융학회지, 제12권 제2호, 145-174.
- 김희성·조성기 (2004), “금리 하향 안정화와 국채선물 거래량과의 인과관계분석,” *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 제6권 제6호, 1653-1663.
- 신동령 (1999), 신용평가의 실제와 이론, 다산출판사.
- 유일성 (1993), “금융자산 수익률과 기대 인플레이션,” 재무관리연구, 제10권 제2호, 137-159.
- 유진 (2009), 채권과 이자율 파생상품, 경문사.
- 이현석·정미화 (2010), “신용위험이 채권수익률 스프레드에 미치는 영향에 관한 연구,”

- Journal of the Korean Data Analysis Society*, 제12권 제1호(B), 399-412.
- 정상국 (2003), “국채선물의 가격변동성과 수량 및 미결제수량간의 동학분석; 이변량 GARCH-M 모형의 적용,” 금융공학연구, 제2권 제2호, 1-34.
- 정정현·김수경 (2010), “배당수익률과 E/P 비율의 주식수익률 예측가능성에 관한 연구,” 금융공학연구, 제9권 제3호, 61-87.
- 정진호 (2002), “국채선물의 헤지기능에 관한 연구; 미국 T-Bond Futures와 비교하여,” 금융공학연구, 제1권 창간호, 1-27.
- 조담 (2006), 금융계량분석, 청람.
- 한성신·민경삼 (2001), “STAR모형의 이론적 고찰,” 연세경제연구, 제8권 제2호, 281-314.
- Ang, A. and M. Piazzesi (2003), “A No-arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables,” *Journal of Monetary Economics*, 50, 745 - 787.
- Aslanidis, N., D. R. Osborn, and M. Sensier (2002), “Smooth Transition Regression Models in UK Stock Returns,” *University of Manchester, Mimeo*.
- Berument, H., N. B. Ceylan, and H. Olgun (2007), “Inflation Uncertainty and Interest Rates: Is the Fisher Relation Universal?,” *Applied Economics*, 39, 53-68.
- Brock, W. A. and B. LeBaron (1996), “A Dynamic Structural Model for Stock Return Volatility and Trading Volume,” *Review of Economics and Statistics*, 78, 94-110.
- Campbell, J. Y. (1993). “Stock and the Term Structure,” *Journal of Financial Economics*, 18, 373-399.
- Campbell, J. Y. and J. Ammer (1993), “What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-term Asset Returns,” *Journal of Finance*, 48, 3-37.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo, and A. C. MacKinlay (1997), *Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton.
- Chan, K. C. and H. K. Wu (1995), “Another Look on Bond Market Seasonality: A Note,” *Journal of Banking & Finance*, 19, 1047 - 1054.
- Chelley-Steeley, P. L. (2005), “Modeling Equity Market Integration Using Smooth Transition Analysis: A Study of Eastern European Stock Markets,” *Journal of International Money and Finance*, 24, 818 - 831.
- Chen, N. F. (1991), “Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy,” *Journal of Finance*, 46, 529 - 553.

- Chen, M. (2011), "Detecting Time-Variation in Corporate Bond Index Return: A Smooth Transition Regression Model," *Journal of Banking & Finance*, 35, 95-103
- Elton, E. J., M. J. Gruber, and J. Mei .(1996), "Return Generating Process and the Determinants of Term Premiums," *Journal of Banking & Finance*, 20, 1251 - 1269.
- Estrella, A. and G. A. Hardouvelis (1991), "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity," *Journal of Finance*, 46, 555 - 576.
- Estrella, A. and F. S. Mishkin (1997), "The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central bank," *European Economic Review*, 41, 1375-1401.
- Evans, C. L. and D. A. Marshall (1998), "Monetary Policy and the Term Structure of Nominal Interest Rates: Evidence and Theory," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, 53-111.
- Fama, E. F. and K. R. French (1989), "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 25, 23-49.
- Fama, E. F. and K. R. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Granger, C. W. J. and T. Terasvirta (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.
- Greenaway, D., S. Leybourne, and D. Sapsford .(1997), "Modeling Growth (and Liberalization) Using Smooth Transitions Analysis," *Economic Inquiry*, 35, 798-814.
- Guidolin, M. and A. Timmermann (2006), "An Econometric Model of Nonlinear Dynamics in the Joint Distribution of Stock and Bond Returns," *Journal of Applied Econometrics*, 21, 1-22.
- Handjinicolaou, G. and A. Kalay (1984), "Wealth Redistributions or Changes in Firm Value: An Analysis of Returns to Bondholders and Stockholders around Dividend Announcements," *Journal of Financial Economics*, 13, 35-63.
- Keim, D. B. and R. F. Stambaugh (1986), "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets," *Journal of Financial Economics*, 17, 357-390.
- Lee, H. and J. Kim (2010), "Comovement between Korean Stock and Government Bond Markets," *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 12(5A),

2407-2418.

- Lekkos, I. and C. Miles (2004), "Time-Varying Excess Returns on UK Government Bonds: A Non-Linear Approach," *Journal of Banking & Finance*, 28, 45-62.
- Lütkepohl, H. and M. Krätzig (2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press,
- Maringer, D. and M. Meyer (2008), "Smooth Transition Autoregressive Models: New Approaches to the Model Selection Problem," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12, Article 5.
- Michael, P., A. R. Nobay, and D. A. Peel (1997), "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, 104, 862-879.
- Taylor, J. G. (1997), *Investment Timing and the Business Cycle*, John Wiley & Sons, New York.
- Teräsvirta, T. (1994) "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208-218.
- Van Dijk, D., T. Teräsvirta, and P. H. Franses (2002), "Smooth Transition Autoregressive Models - A Survey of Recent Developments," *Econometric Reviews*, 21, 1-47.

Abstract

Analysis of Corporate Bond Index Returns: A Smooth Transition Regression Model

Ki Yool Ohk^{} and Hyeong Ho An^{**}*

Investors' attitudes toward risk and expected returns may vary over time with the state of economy that fluctuation is nonlinear. Thus we explain variation of corporate bond index return by a nonlinear structure due to changes in macroeconomic variables. The purpose of this paper is to empirical test whether it is appropriate to explain bond return as smooth transition regression(STR) model. We also investigate which variables have a significant predictability.

We find that excess bond returns vary between weak and strong economic regimes. The predictive power of term spread varies between economic regimes. The coefficients of default spread are positive and significant in regimes showing considerable forecasting power. There are more positive in lower grade than in high grade. The coefficients of dividend yield are generally significant in strong regime but there are insignificant in strong regime. KOSPI200 index return are significant in both regimes for almost high grade indices. The coefficients of real short term interest rate are negative in both regimes.

The sum of squared residuals on the nonlinear STR model reduces compare to the base linear model. The adjusted coefficients of determination for the STR model are also greater than the linear model. Therefore this model improves the goodness of fit and explains bond return better than the linear model.

Key Words: Corporate Bond Index Return, Nonlinear Smooth Transition Regression Model, Transition Function, Grid Search Method

^{*} Professor, Division of Business Administration, Pusan National University, 051-510-2552, kyohk@pusan.ac.kr

^{**} Pusan National University, xelloss428@nate.com