財務管理硏究 第二十二券 第一號(2005. 6), 93~118

목표부채비율 회귀 모형을 이용한 한국채권시장의 신용가산금리에 대한 실증연구

김재우* · 김화성**

〈요 약〉

본 논문에서는 회사채의 가치평가모형 중에서 기업이 목표부채비율을 설정하고 부채비율을 조정하는 경우를 고려하는 모형인 목표부채비율 회귀모형(Collin-Dufresne and Goldstein(2001))을 우리나라 회사채시장에 적용하여 실증분석을 하였다.

먼저, 본 논문의 채택된 자료 중에서 부채비율이 목표부채비율로 회귀하는 성질을 갖는 회사는 5개 회사로 나타났다. 목표부채비율 회귀모형을 우리나라 회사채시장에 적용해서 만기수익률 및 신용가산금리를 예측한 결과, 예측치가 실제 값에 비해서 전체적으로 과대평가하는 것으로 나타났다. 이러한 예측오차에 영향을 주는 원인을 찾기 위해서 본 논문에서는 t-검정을 실시하였다. t-검정 결과, 부채비율, 자산변동성, 목표부채비율과 현재 부채비율의 차이, 잔존만기, 신용등급, 자산가치 등의 변수들이 예측오차 중 중간 값을 기준으로 예측오차가 큰 그룹과 작은 그룹 사이에서 서로 통계적으로 다른 결과를 나타내는 사실을 발견하였다. 또한, 부채비율과 자산변동성이 예측오차에 가장 큰 영향을 주며 회사채의 만기도 영향을 주는 것으로 나타났다.

주제어 : 신용가산금리, 목표부채비율 회귀모형

Ⅰ. 서 론

신용위험에 대한 가치를 결정하는 연구는 두 개의 큰 방향으로 진행되어 왔다. 하나의 접근방법은 축약모형(reduced-form model)이라고 불리는데, 이 접근법은 회사의 부도율을 외생적으로 가정해서, 회사채 및 부도위험이 있는 금융상품의 가격을 결정한다. 이 접근법에서는 회사의 부도율을 거래된 회사채 가격이나, 공시된 신용스프레드를 이

논문접수일 : 2005년 3월 31일 논문게재확정일 : 2005년 4월 22일

* 삼성생명

** 연락담당 저자, 한국증권연구원 연구위원, E-mail : fstar@ksri.org, Tel : 02-3771-0656

용해서 추정한다. 부도율을 외생적으로 가정했기 때문에, 회사의 자본구조와 같은 경제적인 의미를 반영하는 것이 쉽지 않다는 것이 축약모형의 약점이다. 축약모형의 대표적인 연구로는 Jarrow and Turnbull(1995), Jarrow, Lando and Turnbull(1997), Duffie and Singleton(1999)이 있다. 다른 하나의 접근방법은 보통 구조모형(structural model)이라고 불리는데, 이것은 Black and Scholes(1973)와 Merton(1973)의 옵션가격결정 모형에 기초한 방법, 즉 파생상품의 가격결정방법에 의한 것이다. 기초상품의 가치를 회사의 가치라고 생각하면, 주식 및 회사채의 가치는 회사의 가치에 대한 파생상품으로 볼 수 있기 때문에 타당한 방법이다. 이 파생상품 가격결정모형을 회사채의 가격결정에 처음으로 적용한 모형은 Merton(1974)에 의해서 연구되었으며 구조모형은 이후 Black and Cox(1976), Kim, Ramaswamy, and Sundaresan(1993), Longstaff and Schwartz(1995), Leland and Toft(1996), Collin-Dufresne and Goldstein(2001) 등에 의해서 발전되어 왔다. 여기서, Collin-Dufresne and Goldstein 모형(본 논문에서는 목표부채비율(target leverage ratio) 회귀모형 즉, MR(mean reverting leverage ratio)모형이라고 부르겠다)은 Black and Cox의 모형 및 Longstaff and Schwartz의 모형과 마찬가지로 회사의 가치가 회사의 부도를 나타내는 경계 값까지 하락했을 경우, 경계 값까지 회사의 가치가 하락한 처음 시점을 회사의 부도가 발생한 시점이라고 가정했다. 기존 모형과 구분되는 Collin-Dufresne and Goldstein 모형의 특징은 기업이 목표부채비율에 맞추어 시간의 흐름에 따라 부채비율을 조정한다는 사실을 구조모형에 반영했다는 것이다. 목표부채비율에 맞게 기업이 부채비율을 조정한다는 사실은 기업의 자본구조에 관한 실증분석 연구에서 확인할 수 있다. 예를 들어, Fama and French(2002)의 연구에 따르면, 회사는 부채비율을 목표부채비율 즉, 최적부채비율에 맞도록 오랜 시간에 걸쳐 조정한다는 것이다. 또한, 최근 Roberts and Leary(2004)의 연구에 의하면, 회사는 부채비율을 최적의 범위 내로 유지시키기 위한 비용을 지불하면서, 회사의 부채비율을 계속 조정하고 있다는 것이다.

본 논문의 목적은 기업이 목표부채비율에 맞추어 부채비율을 조정한다는 기존의 실증분석 연구를 반영하는 Collin-Dufresne and Goldstein 모형을 우리나라 회사채 시장에 적용해서, 회사채 신용가산금리에 대한 예측 등의 실증분석을 하는 것이다.

미국 회사채 자료에 구조모형을 적용해서 실증분석한 대표적인 연구는 Jones, Mason and Rosenfeld(1984)와 Eom, Helwege and Huang(2004)에 의해 이루어졌다. Jones, Mason and Rosenfeld(1984)은 Merton모형을 사용하여 실증분석을 하였고 Eom, Helwege and Huang(2004)은 Merton(1974), Geske(1977), Leland and Toft(1996), Longstaff and Schwartz(1995) and Collin-Dufresne and Goldstein(2001), 다섯 개의 구조모형을 실증

분석 하였다. Eom, Helwege and Huang(2004)은 자산변동성과 부채비율 또는 이표와 관련하여 신용가산금리를 과대 또는 과소평가하지 않으면서 Merton모형보다는 전체적으로 높은 신용가산금리를 산출하는 모형의 필요성을 지적하였다. MR모형에 관해서는 전체적으로 Merton모형보다 높은 신용가산금리를 산출하지만 그 차이가 매우 커서 정확도(accuracy) 측면에서 문제점이 있다는 결론을 내렸다. 따라서, 본 논문은 MR모형을 실증분석 한다는 점에서 Eom, Helwege and Huang(2004)의 연구와 관련이 있다.

본 논문에서는 먼저 모형이 산출하는 신용가산금리가 실제 신용가산금리를 얼마나 잘 설명하는지를 살펴보았는데 대체적으로 모형이 주는 신용가산금리는 실제 신용가산금리를 과대평가하였다. 다음으로 신용가산금리를 과대 또는 과소평가하는 체계적인 오차(systematic errors)를 살펴보았다. 그 결과 신용가산금리의 체계적인 오차를 일으키는 주요한 원인이 부채비율과 자산변동성이라는 사실을 발견하였다. 부채비율이 오차의 원인이 된다는 사실은 목표부채비율로 회귀하는 부채의 프로세스를 도입한 모형도 현실의 신용가산금리를 잘 설명하지 못함을 의미하기 때문에 보다 정확한 모형의 실행을 위해서는 한국 기업의 목표부채비율에 대한 추가적인 연구가 필요하다는 결론에 이르렀다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. Ⅱ장에서는 본 논문에서 실증분석시 사용하는 MR 모형을 소개 및 설명한다. Ⅲ장에서는 한국의 회사채 유통자료를 사용한 실증분석을 통해 회사의 신용가산금리가 목표부채비율로 회귀하는지를 살펴보고, 신용가산금리를 예측한 후 예측오차에 대한 체계적인 원인을 분석한다. 마지막으로 Ⅳ장에서는 연구 결과를 요약하고, 본 논문의 한계점을 살펴본다.

Ⅱ. 목표부채비율 회귀모형 개관

목표부채비율(target leverage ratio)로 회귀하는 부채의 특성을 반영하는 부도경계선을 가정하고 있는 목표부채비율회귀 부도경계선 모형(mean reverting leverage ratio default barrier model)에서는 자산가치가 식 (1)과 같은 기하학적 브라우니안 모션(Geometric Brownian motion)을 따른다고 가정한다.[1)]

$$\frac{dV_t}{V_t} = (\mu - \delta)dt + \sigma_V dz_t \tag{1}$$

1) 본 논문에서는 논의의 편의를 위해서 무위험 이자율이 결정론적 과정(deterministic process)을 따른다고 가정한다. Collin-Dufresne and Goldstein 모형은 이자율이 결정론적 과정과 추계적 과정을 따를 때, 회사채가격을 산출했다.

여기서, V_t는 시점 t에서의 자산가치, μ는 자산가치의 기대수익률, δ는 배당률, σ_V는 자산가치의 변동성이고, z_t는 표준 브라우니안 모션을 나타낸다.

위의 식에서 lnV_t를 y_t로 두고, 프로세스 y_t에 이토의 보조정리(Ito's Lemma)를 사용하면 식 (2)을 얻는다.

$$dy_t=(\mu-\delta-\frac{1}{2}\sigma_V^2)dt+\sigma_V dz_t \tag{2}$$

자산가치의 프로세스가 위와 같이 주어져 있을 때, 부도는 자산가치가 부채 수준 이하로 떨어지는 순간 발생한다고 가정한다. 그러나 부채 수준은 기업이 임의의 부채를 발행한 이후 추가적으로 부채를 발행하거나 기존의 부채를 상환함으로써 변화한다. 현실에서 기업은 일정한 목표부채비율을 설정하고 그 부채 수준 이상으로 부채가 증가하면 부채를 상환하고, 목표부채비율 이하로 부채비율이 하락하면 추가적으로 부채를 발행하는 행태를 보인다. 이러한 특징을 반영하여 동태적으로 변화하는 부도경계선을 가정하는데 구체적으로 다음과 같이 부채의 프로세스를 모형화한다.

$$dk_t=\lambda(y_t-\nu-k_t)dt \tag{3}$$

여기에서, λ는 목표부채비율 회귀속도, ν는 목표부채비율 관련 변수를 나타내며, x_t는 부도경계의 로그값을 나타낸다. 위 식은 이번 기의 부채 수준(x_t)이 특정한 수준($y_t-\nu$)보다 낮을 경우, 다음 기에 부채 수준을 증가시키고 높을 경우는 다음 기의 부채 수준을 감소시킨다는 것을 의미하고 있다. 다시 말하면 기업은 자신이 설정한 목표부채비율로 부채비율을 유지하려는 경향을 지니고 있다는 것이다. 자산가치와 부채의 프로세스가 위와 같이 주어지면 로그부채비율을 $l_t\equiv k_t-y_t$와 같이 정의하고 이토의 보조정리를 적용하면 다음과 같은 로그부채비율의 프로세스를 얻는다.

$$dl_t=\lambda(\bar{l}-l_t)dt-\sigma_V dz_t \tag{4}$$

$$\bar{l}=\frac{-\mu+\delta+\frac{\sigma_V^2}{2}}{\lambda}-\nu \tag{5}$$

그리고 회사채의 가격을 평가하기 위해서 위험중립확률측도(risk neutral probability measure) 하에서 자산가치와 부채의 프로세스는 아래의 식들과 같다.

$$\frac{dV_t}{V_t} = (r-\delta)dt + \sigma_V dz_t^Q \tag{6}$$

$$dy_t = (r-\delta-\frac{1}{2}\sigma_V^2)dt + \sigma_V dz_t^Q \tag{7}$$

$$dk_t = \lambda(y_t - \nu - k_t)dt \tag{8}$$

$$dl_t = \lambda(\bar{l} - l_t)dt - \sigma_V dz_t{}^Q \tag{9}$$

$$\bar{l}^Q = \frac{-r+\delta+\frac{\sigma_V^2}{2}}{\lambda} - \upsilon \tag{10}$$

여기서, r은 무위험 이자율, z_t^Q은 위험중립확률측도(risk neutral probability measure) 하에서의 표준 브라우니안 모션을 나타낸다. 로그부채값(l_t)이 0에 도달하는 순간을 회사의 부도시점이라고 정의한다. 만기가 T인 회사채 투자자는 부도시점(τ)에서 $(1-w)$만을 받는다고 가정한다. 이러한 할인채의 현재가치는 다음과 같이 나타낼 수 있다.[2)]

$$P^T(l_0) = e^{-rT}E[I_{(\tau>T)} + (1-w)I_{(\tau<T)}] = e^{-rT}[1-wQ(l_0,T)] \tag{11}$$

여기서, $Q(l_0,T)$은 현재 부채비율이 l_0인 경우, 시간 T이전에 부도가 일어날 위험중립확률을 나타내며,[3)] w는 부도시 손실률을 나타낸다. 그리고 이표채의 이표(coupon)와 원금(principal)을 각각 독립된 할인채의 포트폴리오로 간주하면 이표채의 가격은 각각의 이표와 만기의 원금을 각각 해당하는 무위험이자율로 할인함으로써 다음과 같이 구할 수 있다.

$$P_C^T(l_0) = \sum_{j=1}^{N} Ce^{-rt_j}[1-w_c Q(l_0,t_j)] + e^{-rT}[1-wQ^T(l_0,T)] \tag{12}$$

여기서, w_c는 부도시 이표에 대한 손실률을 나타내고, w은 원금에 대한 손실률이다. 위와 같이 이표채의 가격이 결정되면 그 이표채의 만기수익률(Yield to Maturity)은 아래의 식으로부터 실행오차(trial and error) 방식을 사용하여 얻는다.

$$P_C^T(l_0) = \sum_{j=1}^{N} Ce^{-Y^T t_j} + e^{-Y^T T} \tag{13}$$

---

2) 무위험 이자율은 채권의 유통시점에 시장에서 관찰된 국고채의 가격들로부터 부트스트랩핑(Bootstrapping) 방식에 의해서 구할 수 있다.

3) 실제로 부도확률 $Q(l_0,T)$을 구현하는 식은 Collin-Dufresne and Goldstein(2001) 논문을 참조하기 바란다.

여기서, Y^T는 만기수익률이고, C는 이표율이다. 식 (13)에서 구한 만기수익률과 동일한 만기를 가진 무위험채권의 만기수익률의 차이가 신용가산금리(Credit Spread), CS^T이며 R^T는 만기가 T인 무위험채권의 만기수익률이다.

$$CS^T(l_0) = Y^T - R^T \tag{14}$$

Ⅲ. 실증 분석

1. 데이터 수집 및 처리

실증분석을 위한 회사채의 신용가산금리 자료는 나이스채권평가(주)로부터 수집하였다. 수집한 유통자료의 기간은 2001년 1월부터 2002년 12월 사이에 거래된 자료이다. 유통자료 중에서 비교적 거래량이 많은 기업을 기준으로 신용등급AAA부터 BBB-까지 골고루 선택하였다. 최종적으로 분석 대상이 된 유통자료는 20개 기업이 발행한 122개 회사채이며 거래 건수는 3,860건이었다. 그리고 실증분석 대상 채권의 평균 잔존만기는 2.31년, 평균 이표는 6.52%였고 실증분석 대상 채권을 발행한 기업의 2002년 평균 자산변동성은 23.67%, 평균 주식변동성은 55.85%, 평균 시장 부채비율이 70.43%였다.[4)]

수의상환옵션이 있는 채권, 변동금리부 채권은 분석 대상에서 제외하였으며 금융기관이 발행한 채권도 제외하였다. 그리고 회사채 거래일을 기준으로 최소 직전 10년간 반기 및 결산 재무제표를 구할 수 있고 회사채를 발행한 기업의 주식이 상장 또는 등록되어서 거래되고 있는 회사채를 선택하였다. 분석을 위해서 사용한 재무제표는 한국신용평가(주)의 자료를 사용하였고 현금흐름을 할인하기 위한 이자율 자료는 한국채권평가(주)자료를 사용하였다. 주식과 관련된 자료인 주가와 총 발행주식수는 한국증권전산으로부터 구하였다.

2. 정상성(stationarity) 분석

실증분석의 대상이 된 20개 기업의 1991년 반기부터 2001년 결산기까지의 부채비율이 실제로 정상성(stationarity)을 가지는지를 분석해 보았다. 만약 부채비율이 정상성을 가진다면 이 기간의 자료로부터 추정한 모수 값을 MR모형에 적용하여 구한 신용가산금리에 대해 신뢰성을 가질 수 있을 것이다. 수정된 디키-풀러 단위근 검정(Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test) 결과 20개 기업 중 5개 기업(동양제철화학, 하이트맥주,

4) 신용가산금리에 대한 실증분석을 한 2002년 유통자료 기준.

현대모비스, 한화석유화학, 두산)만이 정상성을 가지는 것으로 나타났고 15개 기업은 정상성을 가지지 않는 것으로 나타났다. <표 1>은 정상성이 있는 것으로 나타난 기업들의 검정 결과이다. 3개 기업은 5% 임계치(critical value) 수준에서, 2개 기업은 10% 임계치 수준에서 단위근(Unit Root)이 있다는 가설을 기각하였다. 분석 대상기간중에 외환위기와 같은 경제 전체의 구조적 변화가 발생했다는 점이 실증분석 대상 기업의 4분의 3이 정상성을 가지지 않는 것으로 나타난 결과를 어느 정도 설명할 수 있을 것으로 보인다.

<표 1> 단위근 검정(Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test)

신용등급	기업명	ADF Test Statistic	임계치		
			1%	5%	10%
A	동양제철화학	-4.6335	-4.8025	-3.7921	-3.3393
A	현대모비스	-5.4830	-4.6712	-3.7347	-3.3086
BBB+	하이트 맥주	-3.3630	-4.8025	-3.7921	-3.3393
BBB	두산	-3.6080	-4.6193	-3.7119	-3.2964
BBB	한화석유화학	-4.7312	-4.8025	-3.7921	-3.3393

주) <표 1>은 실증분석 대상 기업 20개 중 Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test 결과, 정상성(stationarity)이 있는 것으로 나타난 5개 기업의 검정 결과를 나타내고 있다.

3. MR모형의 모수 추정방법

본 논문에서 설정하고 있는 모형을 적용하는데 목표부채비율 회귀속도(λ), 목표부채비율 관련 변수(ν), 자산변동성(σ_V)은 현실에서 직접 관찰할 수 없기 때문에 추정해야 할 주요한 모수이다. 따라서 이번 장에서는 모수추정 방법을 설명한다.

Jones, Mason, and Rosenfeld(1984)이 회사채의 유통시점에서 회사채를 발행한 기업의 자산변동성을 이용하여 자산변동성을 구한 방식과 같이 아래의 두 비선형 연립방정식을 통해서 구하였다.[5)]

$$S = VN(d_1) - Fe^{-rt}N(d_2) \tag{15}$$

$$\sigma_S = N(d_1)\sigma_V \frac{V}{S} \tag{16}$$

여기서,

5) Eom, Helwege, and Huang(2003)에서 회사채 자료에 구조모형을 적용할 때, 동일한 방식을 적용하였다. 다른 방법으로는 채권가격으로부터 내재된 자산의 변동성을 구할 수 있다. 본 논문에서는 가장 간단한 방법을 적용하였다.

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V}{F}\right) + \left(\frac{r+\sigma_V^2}{2}\right)\tau}{\sigma_V\sqrt{\tau}}, \quad d_2 = d_1 - \sigma_V\sqrt{\tau}, \tag{17}$$

S는 주식 가치, V는 자산 가치이고, F는 만기에 지불해야 할 부채의 원금, τ는 채권의 잔존만기, σ_S, σ_V은 각각 주가, 자산의 변동성을 나타낸다. 식 (16)을 적용해서 자산의 변동성을 구하기 위해서는 주가의 변동성이 필요한데, 주가변동성은 채권의 유통시점을 기준으로 과거 252일간의 주가수익률 자료를 아래와 같이 EWMA(exponentially weighted moving average) 방식을 이용하여 구하였다.

$$\sigma_S = \frac{\sigma_{t-1} + \Psi\sigma_{t-2} + \Psi^2\sigma_{t-3} + \cdots + \Psi^{n-1}\sigma_{t-n}}{1 + \Psi + \Psi^2 + \Psi^3 + \cdots + \Psi^{n-1}} \tag{18}$$

$n \to \infty$이면,

$$\sigma_S \to (1-\Psi)\sum_{i=0}^{n} \Psi^{i-1}\sigma^{t-i} \tag{19}$$

여기서, σ_t는 t시점의 주가의 표준편차, Ψ는 감소 속도(decaying factor)를 나타낸다. 이제 목표부채비율 회귀속도(λ)와 목표부채비율 관련 변수(ν)를 추정한다. 먼저, 1991년부터 2000년까지의 재무제표와 주가 및 상장된 보통주식수를 기준으로 각 반기 말 및 결산기 말의 부채비율을 구하고 이를 가까운 시기의 부채비율에 많은 가중치를 두는 EWMA 방식으로 계산하여 이 값을 해당 기업이 설정하고 있는 목표부채비율로 가정하였다.[6] 즉 식 (5)에서 l을 기업이 설정하고 있는 목표부채비율로 설정한 후, 2001년 회사채의 유통가격을 만족하는 목표부채비율 회귀속도(λ)와 목표부채비율 관련 변수(ν)를 구하였다.[7]

회사의 자산가치는 원칙적으로 주식의 시장가치와 부채의 시장가치의 합이나 현실적으로 부채의 시장가치를 구하는 것이 어렵기 때문에 부채의 가치는 재무제표상 부채의 장부가치를 사용하였다. 단, 다음 재무제표가 발표되기 전의 부채가치는 직전 분기 말에 발표된 재무제표상의 부채가치가 유지된다고 가정하였다. 주가와 총 발행주식수는 채권

6) Decaying factor로는 0.94를 사용하였다. IMF 이후 기업들이 지속적으로 부채비율을 감소시켜 왔으므로 최근의 부채비율에 가중치를 두었다

7) Eom, Helwege and Huang(2003)은 λ와 ν를 회귀분석을 통해서 추정하고 있다. 본 연구에서도 회귀분석을 통해서 λ, ν를 추정하고, 만기수익률 및 신용가산금리의 예측치를 구해서 실제 값과 비교하였으나, 본 논문에서 분석하는 방법은 목표부채비율을 구하고, 이에 따라서 목표부채비율과 관련된 모수(λ, ν)를 추정하는 방법이다.

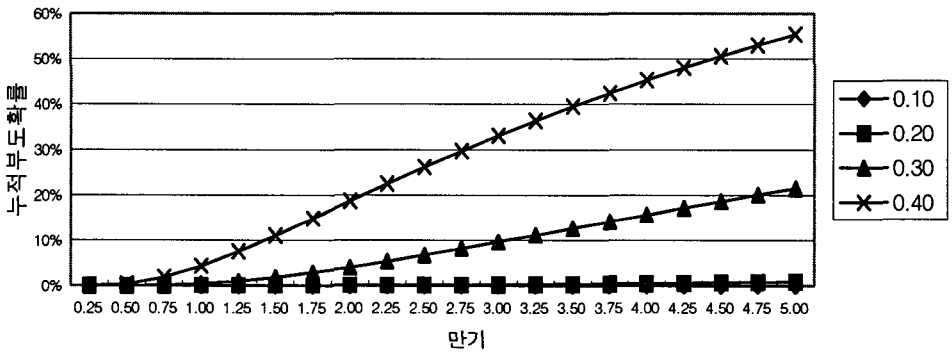
이 유통된 날짜의 주가와 총 발행 보통주식수를 사용하였다. 식 (12)에서 채권의 가격을 구하기 위해서는 부도발생시 이표와 원금에 대한 손실률(loss rate)을 알아야 한다. 현실적으로 부도 발생 이후의 이표에 대한 권리는 매우 낮다. 따라서 이표에 대한 손실률은 100%를 사용하였다. 원금에 대한 손실률은 Leland and Toft(1996)에 따라 50%를 사용하였다.[8] 배당률의 효과는 목표부채비율의 도입으로 인하여 과거의 평균배당률을 사용하였지만, 배당률이 영이라고 가정하더라도 동일한 결과를 얻을 수 있다.[9]

4. 민감도 분석

MR모형이 산출하는 누적부도확률이 시장에서 직접 관찰되지 않는 모수의 변화에 얼마나 민감하게 반응하는지를 먼저 살펴보자. [그림 1]을 보면 누적부도확률(cumulative default probability)은 다른 변수가 고정되어 있을 경우 자산변동성이 증가함에 따라 민감하게 반응함을 관찰할 수 있다.

[그림 1] 자산변동성의 변화에 따른 누적부도확률의 민감도

자산변동성과 누적부도확률($\lambda=0.9$, $\nu=0.4$)



주) [그림 1]은 목표부채비율 회귀속도(λ)와 목표부채비율 관련 변수(ν)를 고정한 상태에서 자산변동성을 변화시키면서 누적부도확률을 계산하였다. 자산가치 : 177,917억 부채비율 : 83,366억 무위험이자율 : 6.84%

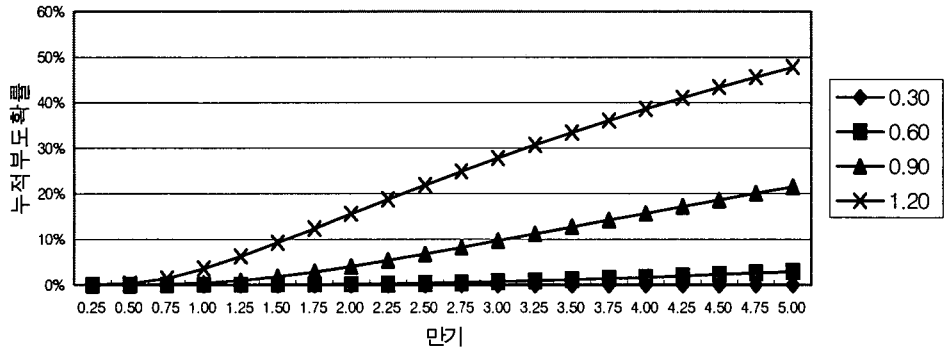
다음으로 목표부채비율 회귀속도(speed of adjustment to target leverage ratio)의 변화에 따른 누적부도확률의 변화를 살펴보자. [그림 2]를 보면 목표부채비율 회귀속도가 빠를수록 누적부도확률이 증가하고 있다. 그러나 식 (10)을 보면 목표부채비율 회귀속

8) Leland and Toft(1996)는 손실율(loss rate)을 bankruptcy cost라고 표현하고 있다.
9) Eom, Helwege and Huang(2003)의 7쪽 참조.

도가 상승함에 따라 목표부채비율이 하락함을 알 수 있다. 그러므로 목표부채비율 회귀속도와 누적부도확률만의 관계를 분석할 때는 주의를 기울여야 한다.

[그림 2] 목표부채비율 회귀속도의 변화에 따른 누적부도확률의 민감도

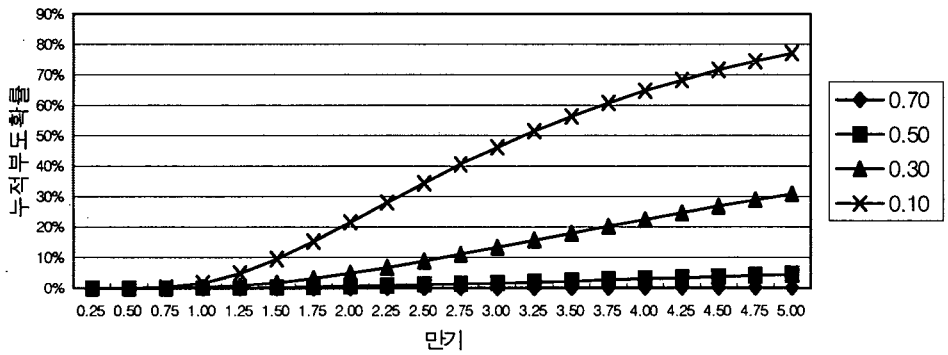
목표부채비율회귀속도와 누적부도확률($\sigma=0.3$, $\nu=0.8$)



주) [그림 2]는 자산변동성과 목표부채비율 관련 변수(ν)를 고정한 상태에서 목표부채비율 회귀속도(λ)를 변화시키면서 누적부도확률을 계산하였다. 자산가치 : 177,917억 부채비율 : 83,366억 무위험이자율 : 6.84%

[그림 3] 목표부채비율의 변화에 따른 누적부도확률의 민감도

목표부채비율과 누적부도확률($\lambda=0.8$, $\sigma=0.3$)



주) [그림 3]는 자산변동성과 목표부채비율 회귀속도(λ)를 고정한 상태에서 목표부채비율관련 변수(ν)를 변화시키면서 누적부도확률을 계산하였다. 자산가치 : 177,917억 부채비율 : 83,366억 무위험이자율 : 6.84%

[그림 3]에서 목표부채비율과 누적부도확률과의 관계를 보면 목표부채비율이 낮은 기업일수록 낮은 누적부도확률을 나타낸다. 그리고 동일한 목표부채비율 수준에서 만기가 길어짐에 따라 부도확률이 매우 커짐을 알 수 있다.

위의 결과로부터 MR모형이 자산변동성, 목표부채비율 회귀속도, 목표부채비율에 매우 민감하다는 사실을 알 수 있다. 따라서 실증분석시 이러한 특징을 잘 고려하여 위의

변수들을 추정해야 한다.

5. 신용가산금리

<표 2>와 <표 3>은 내재된 모수를 이용한 실증분석을 통하여 구한 만기수익률과 신용가산금리를 기업별로 보여주고 있다(방법론 1). <표 2>와 <표 3>에는 주가변동성의 추정에 있어 EWMA방식과 90일 단순평균 역사적 변동성(이하 90일 변동성)을 이용하여 분석한 결과도 함께 제시하였다. 전체적으로 90일 변동성을 이용한 경우 EWMA방식보다 조금 낮은 신용가산금리와 만기수익률을 얻었으나 그 차이는 크지 않으며 어떤 패턴을 찾기도 어려웠다.

<표 2> <방법론 1>을 사용한 기업별 회사채 만기수익률

신용등급	기업명	예측치		실제값	오차	
		EWMA	90days		EWMA	90days
AAA	SK텔레콤	6.09%	5.93%	6.14%	-0.81%	-3.42%
AAA	포스코	8.07%	8.12%	6.03%	33.96%	34.79%
AA+	삼성SDI	14.66%	11.54%	5.91%	147.93%	95.20%
AA-	호남석유화학	12.29%	9.24%	5.81%	111.60%	59.13%
AA-	대림산업	6.16%	6.04%	5.94%	3.71%	1.66%
AA-	SK	8.90%	7.11%	5.96%	49.36%	19.34%
AA-	삼성전기	9.17%	8.40%	5.87%	56.16%	43.14%
AA-	현대자동차	6.97%	6.69%	5.92%	17.64%	12.85%
A	동양제철화학	7.87%	7.93%	5.94%	32.40%	33.36%
A	현대모비스	7.06%	6.85%	6.16%	14.51%	11.14%
A-	한진해운	22.93%	17.85%	6.38%	259.62%	179.89%
BBB+	대한항공	18.31%	17.60%	7.22%	153.65%	143.75%
BBB+	동국제강	19.23%	18.58%	8.33%	130.71%	122.90%
BBB+	코오롱	23.87%	27.20%	6.87%	247.48%	295.87%
BBB+	하이트 맥주	12.47%	14.25%	6.42%	94.10%	121.81%
BBB	두산	20.52%	21.42%	6.84%	200.05%	213.21%
BBB	한화석유화학	16.96%	16.08%	7.71%	120.08%	108.66%
BBB	한화	17.75%	10.19%	7.51%	136.29%	35.67%
BBB-	동부제강	21.56%	14.50%	9.01%	139.40%	60.94%
BBB-	동부한농	16.94%	15.13%	8.12%	108.68%	86.42%

주) <표 2>은 2002년 회사채 유통자료를 대상으로 2001년 유통자료로부터 구한 내재된 모수를 이용하여 회사채 만기수익률을 계산한 결과이다. '예측치'라고 표시된 부분은 모형이 예측한 만기수익률이고 '실제값'이라고 표시된 부분은 시장에서 실제 거래된 만기수익률이다. EWMA라고 표시된 부분은 자산변동성을 추정함에 있어서 회사채 유통일자를 기준으로 이전 252일의 주식변동성을 EWMA방식에 의해서 구한 자료를 사용한 결과이고 90days라고 표시된 부분은 회사채 유통일자를 기준으로 이전 90일의 주식변동성을 단순 평균한 값을 사용한 결과이다. 예측오차 = (예측 만기수익률 - 실제 만기수익률)/실제 만기수익률.

<표 3> <방법론 1>을 사용한 기업별 회사채 신용가산금리

신용등급	기업명	예측치		실제값	오차	
		EWMA	90days		EWMA	90days
AAA	SK텔레콤	34	18	39	-11.77%	-52.73%
AAA	포스코	233	238	28	726.45%	744.25%
AA+	삼성SDI	902	590	27	3183.12%	2048.41%
AA-	호남석유화학	670	365	22	2991.54%	1585.01%
AA-	대림산업	53	41	31	70.78%	31.63%
AA-	SK	321	142	27	1080.62%	423.31%
AA-	삼성전기	351	274	21	1559.98%	1198.28%
AA-	현대자동차	137	108	32	324.23%	236.27%
A	동양제철화학	212	218	20	977.73%	1006.75%
A	현대모비스	135	114	45	198.11%	152.01%
A-	한진해운	1733	1225	77	2137.53%	1481.07%
BBB+	대한항공	1258	1187	149	743.59%	695.65%
BBB+	동국제강	1360	1295	271	402.17%	378.11%
BBB+	코오롱	1805	2720	105	1625.84%	2500.70%
BBB+	하이트 맥주	678	856	74	818.20%	1059.22%
BBB	두산	1475	1565	107	1273.70%	1357.53%
BBB	한화석유화학	1124	1036	198	466.51%	422.14%
BBB	한화	1191	435	167	613.05%	160.43%
BBB-	동부제강	1587	881	332	378.23%	165.36%
BBB-	동부한농	1122	941	240	368.07%	292.70%

주) <표 3>은 2002년 회사채 유통자료를 대상으로 2001년 유통자료로부터 구한 내재된 모수를 이용하여 회사채 신용가산금리을 계산한 결과이다. '예측치'라고 표시된 부분은 모형이 예측한 신용가산금리, '실제값'이라고 표시된 부분은 시장에서 실제 거래된 신용가산금리이다. EWMA라고 표시된 부분은 자산변동성을 추정함에 있어서 회사채 유통일자를 기준으로 이전 252일의 주식변동성을 EWMA방식에 의해서 구한 자료를 사용한 결과이고 90days라고 표시된 부분은 회사채 유통일자를 기준으로 이전 90일의 주식변동성을 단순 평균한 값을 사용한 결과이다. 예측오차 = (예측 신용가산금리 - 실제 신용가산금리)/실제 신용가산금리, 단위는 베이시스 포인트(Basis point).

<표 2>와 <표 3>을 보면 신용등급에 관계없이 모형이 실제 만기수익률과 신용가산금리를 과대평가하고 있음을 알 수 있다. 20개 기업 중 가장 높은 신용가산금리가 예측된 기업은 코오롱으로 1,805bp(베이시스 포인트)였고 가장 낮은 신용가산금리가 예측된 기업은 SK텔레콤으로 34bp였다. 실제는 동부제강이 332bp로 가장 높은 신용가산금리를 나타냈고 삼성전기가 21bp로 가장 낮은 신용가산금리를 보였다. 신용가산금리의 오차를 보면 SK텔레콤을 제외하고는 모두 실제 신용가산금리를 과대평가하고 있으며 오차도

<표 4> 기업별 부채비율/목표부채비율/자산변동성

신용등급	기업명	부채비율		자산변동성(EWMA)		자산변동성(90days)	
		목표	평균	2002	2001	2002	2001
AAA	SK텔레콤	0.31	0.22	28.97%	36.49%	28.97%	36.18%
AAA	포스코	0.61	0.36	29.63%	26.69%	30.35%	25.43%
AA+	삼성SDI	0.53	0.24	41.94%	29.97%	41.94%	31.17%
AA-	호남석유화학	0.74	0.44	39.84%	36.04%	39.96%	35.07%
AA-	대림산업	0.85	0.73	19.74%	25.16%	18.92%	20.93%
AA-	SK	0.75	0.81	15.04%	17.29%	15.60%	18.93%
AA-	삼성전기	0.58	0.26	41.55%	30.64%	42.50%	31.23%
AA-	현대자동차	0.79	0.60	25.32%	25.87%	25.04%	25.71%
A	동양제철화학	0.61	0.78	13.40%	13.78%	14.14%	15.70%
A	현대모비스	0.74	0.43	29.19%	26.34%	30.68%	25.98%
A-	한진해운	0.91	0.91	20.45%	19.61%	20.79%	14.46%
BBB+	대한항공	0.89	0.87	22.63%	18.38%	21.61%	15.12%
BBB+	동국제강	0.70	0.81	26.40%	23.18%	25.21%	15.65%
BBB+	코오롱	0.82	0.88	20.76%	14.84%	23.26%	15.27%
BBB+	하이트 맥주	0.82	0.45	31.27%	17.81%	34.39%	19.99%
BBB	두산	0.87	0.87	12.45%	16.37%	12.98%	15.41%
BBB	한화석유화학	0.77	0.79	31.61%	24.88%	29.40%	24.98%
BBB	한화	0.78	0.92	22.57%	19.06%	14.83%	14.82%
BBB-	동부제강	0.84	0.95	12.75%	10.80%	10.98%	9.90%
BBB-	동부한농	0.81	0.88	16.83%	17.33%	18.95%	17.30%

주) <표 4>은 기업별 평균 부채비율, 목표부채비율, 평균 자산변동성을 나타내고 있다. 부채비율 = 부채/자산, EWMA라고 표시된 부분은 자산변동성을 추정함에 있어서 회사채 유통일자를 기준으로 이전 252일의 주식변동성을 EWMA방식에 의해서 구한 자료를 사용한 결과이고 90days라고 표시된 부분은 회사채 유통일자를 기준으로 이전 90일의 주식변동성을 단순 평균한 값을 사용한 결과이다(2002년 유통자료 기준).

매우 커서 실제 신용가산금리의 71%에서 3,183%까지 신용가산금리를 과대평가하고 있었다.[10] <표 4>에서는 기업별 부채비율 및 2001년과 2002년의 자산변동성을 보여주고 있다. <표 4>을 보면 총 20개 기업 중 2001년보다 2002년의 평균 자산변동성이 높은 기업이 13개이다. <표 5>와 <표 6>은 각각 신용가산금리를 과대평가하는 상위 5개 기업과 과소평가하는 상위 5개 기업을 보여 주고 있는데, <표 5>를 보면 신용가산금리

10) 여기서, 예측오차 = (예측 신용가산금리 - 실제 신용가산금리)/실제 신용가산금리.

를 과대평가하고 있는 5개 종목 모두가 이 13개 종목에 속한다.[11] 그리고 90일 변동성을 이용한 실증분석 결과에서 신용가산금리를 과대평가한 상위 5개 종목을 보면, 코오롱을 제외한 4개 종목이 EWMA방식으로부터 구한 종목들과 일치하며 모두 2002년 자산변동성이 2001년 자산변동성보다 크다. 따라서 현실의 신용가산금리가 자산변동성의 증가를 제대로 반영하고 있지 못하다는 것을 생각할 수 있다. 과소평가하고 있는 5개 기업 중 4개 기업의 2002년 자산변동성이 2001년 자산변동성보다 낮았다. 따라서 상대적인 과소평가의 원인도 자산변동성이라는 추측이 가능하다.

<표 5> 신용가산금리 과대평가 상위 5개 기업

신용등급	기업명	예측치	실제값	오차	부채비율		자산변동성		잔존만기
					목표	평균	2002	2001	
AA+	삼성SDI	902	27	3183.12%	0.53	0.24	41.94%	29.97%	1.92
AA-	호남석유화학	670	22	2991.54%	0.74	0.44	39.84%	36.04%	1.76
A-	한진해운	1733	77	2137.53%	0.91	0.91	20.45%	19.61%	2.51
BBB+	코오롱	1805	105	1625.84%	0.82	0.88	20.76%	14.84%	2.49
AA-	삼성전기	351	21	1559.98%	0.58	0.26	41.55%	30.64%	1.78

주) <표 5>는 신용가산금리의 예측오차가 큰 상위 5개 기업의 예측 가산금리, 실제 가산금리, 부채비율, 자산변동성, 잔존만기를 나타내고 있다(2002년 유통자료 기준). 단위는 베이시스 포인트(Basis point).

<표 6> 신용가산금리 과소평가 하위 5개 기업

신용등급	기업명	예측치	실제값	오차	부채비율		자산변동성		잔존만기
					목표	평균	2002	2001	
AAA	SK텔레콤	34	39	-11.77%	0.31	0.22	28.97%	36.49%	3.41
AA-	대림산업	53	31	70.78%	0.85	0.73	19.74%	25.16%	1.72
A	현대모비스	135	45	198.11%	0.74	0.43	29.19%	26.34%	2.15
AA-	현대자동차	137	32	324.23%	0.79	0.60	25.32%	25.87%	1.96
BBB-	동부한농	1122	240	368.07%	0.81	0.88	16.83%	17.33%	2.01

주) <표 6>는 신용가산금리의 예측오차가 작은 하위 5개 기업의 예측 가산금리, 실제 가산금리, 부채비율, 자산변동성을 나타내고 있다(2002년 유통자료 기준). 단위는 베이시스 포인트(Basis point).

부채비율의 경우 과대평가 5개 기업과 과소평가 5개 기업에서 어떤 패턴을 찾기 힘들었다. 과대평가 5개 기업들의 부채비율은 0.24부터 0.91까지 다양하였고 과소평가 5개 기업들의 부채비율도 0.22에서 0.88로 그 폭이 매우 크고 고르게 분포되어 있었다. 과대

11) 신용가산금리의 절대값이 아니라 예측오차의 과대평가를 의미한다.

평가의 원인을 목표부채비율과 현재 부채비율의 관계, 그리고 목표부채비율로 회귀하려는 속도와 연관 지어 보면 현재의 부채비율이 목표부채비율보다 상대적으로 낮으면서 회귀하려는 속도가 빠른 기업들이 과대 예측오차를 나타냈다. 삼성SDI와 호남석유화학, 삼성전기가 이에 속한다.

개별 기업별로 접근하여 보면 SK텔레콤, 포스코, 삼성SDI, 삼성전기는 부채비율이 낮은 기업들이지만 신용가산금리의 예측에서는 매우 다른 양상을 보였다. 일반적으로 전통적인 Merton모형은 부채 수준이 낮은 기업들의 신용가산금리를 과소평가하나 <표 5>를 보면 포스코, 삼성SDI, 삼성전기는 낮은 부채비율에도 불구하고 SK텔레콤과 비교하여 상대적으로 신용가산금리를 과대평가하고 있다. 이는 이들 기업의 목표부채 수준이 시장에서 인식하고 있는 수준보다 높게 설정되었을 가능성과 혹은 목표부채비율로 회귀하려는 속도가 빠르게 추정되었을 가능성이 있음을 시사한다.[12)]

전체적으로 대부분의 기업들에서 신용가산금리를 과대평가하고 있을 뿐만 아니라 그 오차도 매우 큰 것으로 나타났다. 가장 높은 신용가산금리는 4,153bp였고 낮은 것은 거의 제로에 가까웠다. 이는 실제 유통자료자료의 신용가산금리 중 가장 높았던 것이 609bp라는 것을 감안하면 오차의 폭이 매우 크다는 것을 알 수 있다. 신용가산금리의 과대 및 과소평가의 오차가 매우 크다는 것은 평균적으로 모형이 실제 신용가산금리를 잘 예측하더라도 현실에 모형을 적용하는데 한계가 많다는 것을 의미한다.

한편 2001년 자료를 이용하여 구한 모수가 2002년에도 일정하다고 가정하고 적용한 것이 신용가산금리를 과대평가하는 원인이 될 수 있을 것이다. 이러한 문제를 해결하기 위한 대안으로 유통자료가 비교적 골고루 분포되어 있으며 유통 건수가 많은 채권을 가진 기업을 선별하여 2002년 유통자료 중 2002년에 처음으로 거래된 가격을 만족하는 모수를 찾아낸 다음, 그 다음 거래된 유통자료의 신용가산금리를 예측하고, 다시 이 유통가격을 만족하는 모수를 찾아낸 후 다음 유통자료의 신용가산금리를 예측하는 식으로 반복하여 실행하여 보았다(방법론 2).

<방법론 2>의 결과는 <표 7>에서 볼 수 있는데, 이 방법은 실제로 시장에서 형성된 신용가산금리에 훨씬 가까운 값을 도출하였다. 그러나 이러한 방법은 채권의 유통 건수가 많지 않거나 유통 일자 사이의 간격이 넓어지면 정확성이 감소하는 문제점이 있다.

MR모형에서 산출하는 신용가산금리는 시장에서 관찰되지 않는 자산변동성과 목표부채비율 관련 변수 그리고 목표부채비율 회귀속도라는 세 가지의 모수에 의해서 매우 민

12) SK텔레콤만이 2002년 자산변동성이 2001년과 비교하여 작고 나머지 3개 기업은 2002년 자산변동성이 2001년보다 크다. 따라서 자산변동성의 증가도 신용가산금리의 과대평가의 한 원인임을 배제할 수 없다.

감하게 변화한다. 그러므로 모형을 현실에 적용하고자 할 때 시장에 적합한 모수를 찾아내는 것이 중요하다고 하겠다.

<표 7> <방법론 2>를 사용한 만기수익률/신용가산금리

신용등급	기업명	만기수익률			신용가산금리		
		예측치	실제값	오차	예측치	실제값	오차
AAA	SK텔레콤	6.41%	6.01%	6.67%	69	35	94.32%
AAA	포스코	7.01%	6.03%	16.16%	127	30	327.19%
AA+	삼성SDI	7.28%	5.78%	25.84%	172	23	660.06%
AA-	SK	6.75%	5.83%	15.82%	115	23	408.74%
AA-	현대자동차	6.84%	5.83%	17.26%	129	28	358.65%
A-	한진해운	10.49%	6.33%	65.77%	489	72	574.31%
BBB+	대한항공	12.11%	7.17%	68.83%	639	146	338.76%
BBB	두산	8.48%	6.39%	32.57%	284	76	273.87%
BBB	한화석유화학	10.30%	7.60%	35.50%	462	192	140.66%
BBB	한화	12.63%	7.51%	68.27%	677	164	311.82%

주) <표 7>은 유통자료가 비교적 많은 10개 기업을 대상으로 <방법론 2>를 사용하여 예측한 만기수익률과 신용가산금리를 나타낸다. 자료는 2002년 유통자료를 사용하였다. 자산변동성 추정을 위해서는 252일 EWMA방식을 이용하여 구한 주식변동성을 사용하였다. 신용가산금리의 단위는 베이시스포인트(basis point).

6. 체계적인 오차요인 분석

1) t-검정을 통한 예측오차 분석

모형이 예측하는 신용가산금리는 전체적으로 실제 신용가산금리를 과대평가하고 있을 뿐만 아니라 과대평가와 과소평가 사이의 범위가 매우 컸다. 이는 모형이 평균적으로 실제 거래되는 신용가산금리를 잘 예측하더라도 이를 현실에 적용하는데는 많은 한계가 있음을 의미한다. 따라서 이번 장에서는 이러한 신용가산금리의 과대평가와 과소평가 사이의 예측오차를 일으키는 요인들을 살펴본다.[13] 이러한 요인을 파악하고 개선한 다음, 모형이 평균적으로 얼마나 실제 신용가산금리를 잘 예측하는지를 보고 이를 향상시키는 노력이 필요하다. 왜냐하면 모형이 예측하는 신용가산금리의 범위가 넓다면 비록 평균적으로 실제 신용가산금리를 잘 예측하더라도 유용성이 낮기 때문이다. 신용가산금리의 예측오차를 일으키는 요인들로는 크게 부채비율과 관련된 요인들, 자산의

13) 본 장에서는 방법론1에서 구한 예측오차를 사용하였다.

가치와 관련된 요인들, 자산의 변동성과 관련된 요인들, 채권과 관련된 요인들, 회수율과 관련된 요인들이 있다.[14] 그러나 본 논문의 실증분석 대상 기간이 1년인 점을 감안하여 의미가 있다고 생각되는 요인들에 한해, 각 기업별 예측오차를 큰 것부터 나열하여 그 중간값(median)을 기준으로 두 그룹으로 나누고 t-검정을 실시하였다.[15]

<표 8> 기업별 t-검정 결과

신용등급	기업명	자산변동성	잔존만기	이표	주식변동성	부채비율
AAA	SK텔레콤	10.76	7.49	-7.70	9.31	0.00
AAA	포스코	4.81	10.85	-9.08	3.62	0.34
AA+	삼성SDI	6.08	-1.81	1.10	6.11	-4.74
AA-	호남석유화학	7.29	2.53	-6.24	7.23	0.64
AA-	대림산업	8.76	2.70	-5.29	6.77	4.74
AA-	SK	19.80	7.60	-4.66	12.30	-0.03
AA-	삼성전기	10.69	1.81	-0.91	8.57	-1.56
AA-	현대자동차	14.42	30.93	-6.10	5.91	0.50
A	동양제철화학	0.82	7.01	5.86	-0.80	4.02
A	현대모비스	11.58	6.65	-5.27	7.68	-4.78
A-	한진해운	1.78	-0.51	-7.35	1.77	-0.53
BBB+	대한항공	28.18	27.06	-7.15	17.52	1.07
BBB+	동국제강	2.52	1.69	0.29	1.58	-5.19
BBB+	코오롱	3.22	-1.92	-2.04	5.67	-1.34
BBB+	하이트맥주	6.61	5.29	1.14	4.78	-23.46
BBB	두산	3.42	1.71	-6.22	5.90	2.69
BBB	한화석유화학	22.56	11.16	-3.93	20.90	-12.74
BBB	한화	25.58	7.51	3.98	25.11	-8.18
BBB-	동부제강	17.42	12.38	2.53	23.20	-9.82
BBB-	동부한농	4.63	7.39	-0.04	-0.88	-6.52

주) <표 8>은 그룹A와 그룹B 변수들의 평균의 차이에 대한 t-통계량 값을 나타낸다. t-통계량이 양수이면 그룹A의 평균값이 그룹B보다 높다는 의미이다. t-검정은 예측오차(예측오차 = (예측 신용가산금리 - 실제 신용가산금리)/실제 신용가산금리)를 큰 것부터 작은 것으로 나열하여 중간값(median)을 기준으로 상위그룹(그룹A)과 하위그룹(그룹B)으로 나눈 다음 두 그룹의 변수들의 평균을 비교하였다(2002년 유통자료 기준).

<표 8>은 t-검정의 결과를 기업별로 보여 주고 있고 <표 9>은 예측오차를 기업에

14) 여기서, (예측 신용가산금리 - 실제 신용가산금리)/ 실제 신용가산금리. Eom, Helwege and Huang (2003)의 19쪽 참조

15) 중간 값 이상의 그룹을 그룹A, 중간 값 이하의 그룹을 그룹B라고 한다.

관계없이 두 그룹으로 나누고 t-검정을 한 결과이다. <표 8>과 <표 9>의 t-통계량이 양수이면 그룹A의 변수들의 평균이 그룹B의 변수들보다 더 크다는 것을 의미한다. <표 8>과 <표 9>을 보면 잔존만기는 대부분의 기업에 있어 신용가산금리를 과대 또는 과소평가하는 요인이 되고 있다. 대부분의 기업들이 잔존만기가 긴 채권들에 대해서 신용가산금리를 과대평가하는 오차가 큰 것으로 나타나고 있다. 포스코와 현대자동차는 분석 대상기간의 평균부채비율이 목표부채비율보다 상당히 낮다. 따라서 잔존만기가 긴 채권의 경우 시간이 지남에 따라 부채비율이 목표부채비율로 상승한다는 특성을 가지는 MR모형이 산출하는 누적부도확률이 시장에서 인식하는 누적부도확률보다 높다고 판단된다. 그 외 높은 t-통계량을 갖는 대한항공, 동부제강, 한화석유화학 등은 부채 수준과 이것과 큰 차이가 나지 않는 목표부채 수준을 설정하고 있으므로 일반적인 Merton모형이 예상하는 것과 비슷하게 만기가 긴 채권에 대해서 신용가산금리를 과대평가하고 있다고 볼 수 있다.

<표 9> 방법론1에 의한 t-검정 결과

구분	자산 변동성	만기	이표	부채비율 차이	주식 변동성	부채비율	신용등급	자산가치
t-통계량	20.26 (0.0000)	11.61 (0.0000)	2.51 (0.0120)	7.65 (0.0000)	41.49 (0.0000)	20.91 (0.0000)	19.05 (0.0000)	-18.58 (0.0000)

주) <표 9>은 그룹A와 그룹B 변수들의 평균의 차이에 대한 t-통계량 값을 나타낸다. t-검정은 예측오차(예측오차 = (예측 신용가산금리 - 실제 신용가산금리)/실제 신용가산금리)를 큰 것부터 작은 것으로 나열하여 중간값(median)을 기준으로 상위그룹(그룹A)과 하위그룹(그룹B)으로 나눈 다음 두 그룹의 변수들의 평균을 비교하였다. 신용등급은 AAA부터 1, AA+는 2를. 부여하는 식으로 높은 것부터 차례대로 부여하였다. 괄호 안의 숫자는 p-value를 의미한다(2002년 유통자료 기준).

자산변동성은 한진해운과 동양제철화학 이외의 기업에서 두 그룹간에 통계적으로 뚜렷한 차이를 보이고 전체를 대상으로 한 t-검정에서도 분명히 두 그룹간에 차이를 발생시킨다. <표 9>을 보면 부채비율도 두 그룹간의 차이를 결정하는 주요한 변수이다. 부채비율이 높은 기업일수록 신용가산금리를 과대평가하고 부채비율이 낮은 기업일수록 과소평가하고 있다고 해석된다. 부채가 고정되었다고 보는 Merton모형이 부채비율이 낮은 안전한 기업의 신용가산금리를 과소평가하고 부채비율이 높은 기업의 신용가산금리를 과대평가하는 체계적인 오차를 갖는다는 사실이 잘 알려져 있다. 그러나 t-검정의 결과를 보면 부채가 목표부채비율로 회귀하는 특성을 모형에 반영하더라도 여전히 부채비율이 신용가산금리를 예측하는 체계적인 오차가 되고 있음을 알 수 있다.

<표 9>을 보면 현재의 부채비율과 목표부채비율간의 차이도 통계적으로 유의하며

그룹A의 차이가 그룹B보다 크다. 현재 부채비율의 절대적인 크기뿐만 아니라 현재 부채비율과 기업이 설정하고 있는 목표부채비율간의 차이도 신용가산금리의 과대 및 과소평가에 영향을 미친다고 할 수 있다. 논문에서 설정한 목표부채비율이 시장에서 인식하고 있는 목표부채비율과 다르게 설정되었거나 현실의 유통자료가 목표부채비율로 회귀하는 부채의 특성을 충분히 반영하여 형성되지 않는다는 사실을 말해 준다. 그 외에 자산변동성과 주식변동성, 그리고 신용등급도 통계적으로 유의하다고 판단된다.

다음으로 <방법론 2>을 사용하여 구한 예측오차 전체에 대해서 t-검정을 실시하여 그 값을 비교하여 보았다. <표 10>은 그 결과를 보여준다. <방법론 1>에서 구한 결과와 통계적으로 큰 차이를 보이지 않았다.

<표 10> 방법론2에 의한 t-검정 결과

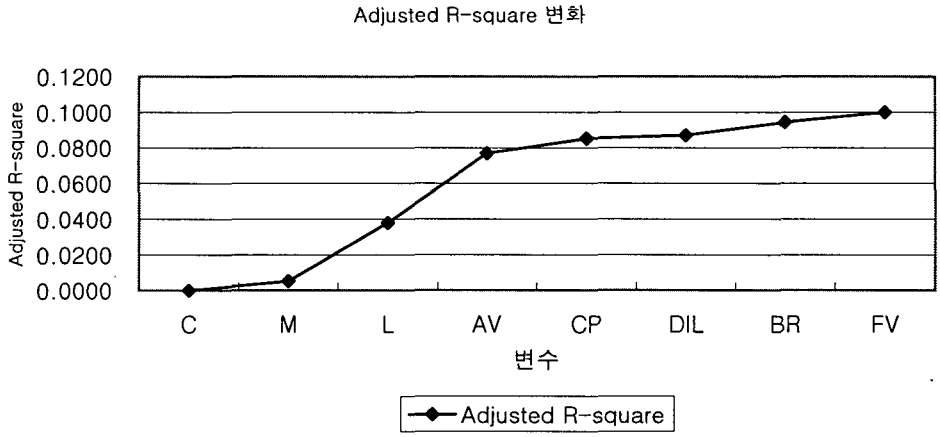
구분	자산변동성	만기	이표	부채비율 차이	주식 변동성	부채비율	신용등급	자산가치
t-통계량	14.65 (0.0000)	8.14 (0.0000)	1.53 (0.1271)	6.58 (0.0000)	18.11 (0.0000)	5.70 (0.0000)	3.13 (0.0017)	-6.70 (0.0000)

주) <표 10>은 그룹A와 그룹B 두 그룹의 변수들의 평균의 차이에 대한 t-통계량 값을 나타낸다. t-검정은 예측오차(예측오차 = (예측 신용가산금리 - 실제 신용가산금리)/실제 신용가산금리)를 큰 것부터 작은 것으로 나열하여 중간값(median)을 기준으로 상위그룹(그룹A)과 하위그룹(그룹B)으로 나눈 다음 두 그룹의 변수들의 평균을 비교하였다. 신용등급은 AAA부터1, AA+는 2를 부여하는 식으로 높은 것부터 차례대로 부여하였다. 괄호 안의 숫자는 p-value를 의미한다(2002년 유통자료 기준).

2) 회귀분석을 통한 예측오차 분석

우리는 t-검정으로 모형의 예측오차에 체계적인 차이가 존재함을 알았다. 이제 t-검정에서 통계적으로 유의한 요인들과 예측오차 사이의 관계를 회귀분석을 통해서 알아보고자 한다. 회귀분석을 하는 이유는 t-검정에서 통계적으로 유의한 변수들이 서로 연관되어서 신용가산금리의 예측에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. <표 11>의 회귀식(1)과 회귀식(2)은 각각 그 결과이다. [그림 4]는 변수들을 하나씩 증가시킴에 따른 Adjusted R-square의 변화를 나타내고 있다. 부채비율과 자산변동성은 각각 0.03738, 0.0389만큼 Adjusted R-square를 증가시키는 반면 다른 변수들은 증가시키는 정도가 미미했다. 따라서 부채비율과 자산변동성이 예측오차에 대한 설명력이 상대적으로 높다고 할 수 있다. 회귀식(1)을 보면 t-검정에서 유의한 변수들이 회귀분석에서도 모두 통계적으로 유의하게 나왔다. 잔존만기가 길수록, 부채비율이 높을수록, 자산변동성이 클수록, 신용가산금리 예측오차가 커진다는 것을 알 수 있다.

[그림 4] 변수의 추가에 따른 Adjusted R-square의 변화



주) [그림 4]는 변수를 하나씩 추가함에 따라 Adjusted R-square의 증가추이를 보여준다. C : 상수항, M : 잔존만기, L : 부채비율, AV : 자산변동성, CP : 쿠폰, DIL : 부채비율차이(현 부채비율-목표부채비율), BR : 신용등급, FV : 기업가치

<표 11> 신용가산금리 예측오차의 회귀분석

변수명	회귀식(1)	회귀식(2)	회귀식(3)	회귀식(4)
상수항	-20.4582	-16.1664	-18.0460	-16.0786
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
잔존만기	1.2613	1.8779	1.6802	1.4902
	(0.0005)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)
부채비율	21.1276	31.4581	19.3563	17.1567
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
자산변동성	42.2099	42.9289	38.6447	39.9316
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
부채비율차이		-6.0188	-4.8535	
		(0.0944)	(0.1802)	
신용등급		-2.1043		
		(0.0000)		
자산가치		-3.63E-05	-1.46E-05	-1.55E-05
		(0.0000)	(0.0037)	(0.0018)
Adjusted R-square	0.0768	0.0927	0.0791	0.0789

주) <표 11>은 신용가산금리 예측오차(예측오차 = (예측 신용가산금리 - 실제 신용가산금리)/실제 신용가산금리)를 종속변수로 두고 회귀분석을 한 결과를 보여주고 있다. 자산변동성은 회사채 유통일을 기준으로과거 252일의 주식변동성을 EWMA방식으로 가중치를 준 것을 바탕으로 구하였다. 부채비율은 (부채의 장부가치/(주식의 시장가치+부채의 장부가치))이다. 부채비율차이는 현부채비율과 목표부채비율과의 차이이다. 신용등급은 AAA에 1을 부여하고, 차례로 값을 부여하였다. 괄호 안의 값은 p-value를 나타낸다(2002년 유통자료 기준).

현재 부채비율과 목표부채비율과의 차이, 신용등급, 자산가치의 세 변수를 추가한 회귀식 (2)의 결과를 보더라도 위에서 언급한 잔존만기, 부채비율, 자산변동성은 신용가산금리 예측오차와 강한 양의 관계가 있는 것으로 나타났다. 그러나 식 (16)을 보면 부채비율과 자산변동성은 서로 연관되어 있음을 알 수 있다. 동일한 주식변동성에서 부채비율이 높을수록 자산변동성은 낮아지고 부채비율이 낮을수록 자산변동성은 높다. 따라서 부채비율과 자산변동성이 예측오차에 미치는 영향을 분석하는데 이러한 관계가 있음을 주의하여야 한다.

회귀식 (2)에 새롭게 추가된 변수 중 부채비율 차이는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그리고 자산가치의 계수는 통계적으로 유의하기는 하나 그 영향이 매우 작은 것으로 나타났다. 신용등급의 계수는 음수로 나타났다. 이는 신용등급이 우수한 기업의 신용가산금리 예측오차는 크고 신용등급이 좋지 않은 기업의 예측오차가 작다고 해석할 수 있다. Eom, Helwege and Huang(2004)은 신용평가회사가 부채비율과 관련된 위험을 신용평가에 반영하기는 하지만 실제로 낮은 신용등급이 공격적인 재무활동, 부채의 변동성, 브랜드 가치의 감소, 그리고 높은 기술위험(Technology Risk)과도 관련되어 있어 반드시 부채비율과 일치하지는 않는다고 설명하고 있다. 부채비율이 기업의 재무적 활동과 관련된 위험을 나타내기는 하나 부채비율 이외에도 신용평가회사는 다양한 척도로서 기업의 재무적 위험을 반영한다. 그리고 기업의 영업활동과 관련된 위험을 해당 기업이 발행한 주식의 변동성이 어느 정도 반영하고 있는지는 여전히 의문시 된다. 그 이외에도 산업별로 고려해야 할 다양한 요소가 존재하고 시장점유율의 변화도 신용등급의 결정에 중요한 원인이 된다. 따라서 본 실증분석에서는 신용등급이 신용가산금리 예측오차와 음의 관계를 가지는 것으로 나타났으나 다른 자료를 대상으로 한 실증분석에서도 반드시 동일한 결과를 얻을 수 있을 것이라고 생각하지는 않는다. 그리고 부채비율과 신용등급의 상관계수가 0.83으로 매우 높다. 따라서 두 변수 사이에 다중공선성이 존재할 가능성이 높으므로 해석에 주의하여야 한다. 부채비율 차이는 신용가산금리 오차를 설명하는데 별 영향이 없다고 판단된다. 따라서 부채비율과 신용등급 모두를 독립변수에서 제외하여 회귀분석을 실시하였다. 회귀식 (2)와 회귀식 (4)에서 잔존만기, 부채비율, 자산변동성은 통계적으로 동일한 결론을 얻었다.

분석 대상 전체 채권으로 회귀분석한 결과를 신용등급이 높은 그룹과 신용등급이 낮은 그룹으로 나누어 회귀분석을 실시한 결과와 비교하여 보았다. 신용등급이 A- 이상인 채권들을 하나의 그룹(그룹1)으로 묶고 신용등급이 BBB+ 이하인 채권을 하나의 그룹(그룹2)으로 묶어 각각 전체에 대해서 회귀분석을 행한 것과 동일한 방식으로 회귀분

석을 실시하였다. 두 그룹 모두 자산변동성, 부채비율의 계수의 부호가 전체를 대상으로 한 회귀분석과 일치하였고 통계적으로도 모두 유의하였다. 만기는 그룹1에서 유의수준 5%에서 유의하지 않았다. 따라서 자산변동성, 부채비율은 분석 대상 채권의 안전성(safety)에 관계없이 신용가산금리의 예측오차에 영향을 미친다고 판단할 수 있다.

<그룹1>

$$Error = -18.68 + 0.81M + 19.02L + 66.89AV + 18.86DIF + 0.39BR - 0.05FV + \varepsilon$$

(0.0077) (0.0000) (0.1185) (0.0001) (0.0000) (0.0006) (0.6142)

Adjusted R-square : 0.1001, () : p-value

<그룹2>

$$Error = -108.46 + 1.73M + 205.6L + 57.51AV - 156.49DIF - 8.75BR - 0.003FV + \varepsilon$$

(0.0000) (0.0130) (0.0000) (0.0000) (0.0000) (0.0000) (0.0000)

Adjusted R-square : 0.1829, () : p-value

여기서, M은 만기, L은 부채비율, AV은 자산변동성, DIF은 부채비율 차이, BR은 신용등급, FV은 자산가치를 나타낸다.

이상의 결과를 요약하면 모형에 목표부채비율로 회귀하는 부채의 특징을 반영하더라도 모형은 여전히 부채비율과 관련한 체계적인 오차를 발생시켰다. 자산변동성의 수준에 따라서도 신용가산금리의 과대 또는 과소평가와 관련한 체계적인 오차를 발생시켰다. 또한 만기가 길수록 신용가산금리의 과대 예측오차가 크다는 사실도 알 수 있었다. 결과적으로 목표부채비율로 회귀하는 부채의 프로세스를 도입함으로써 부채비율의 고저에 따른 예측오차를 줄이고자 한 MR모형이 기존의 Merton모형에서 나타나는 예측오차의 문제점을 개선하였다는 증거를 찾기는 힘들었다.

Ⅳ. 결 론

본 논문에서는 회사채의 가치평가모형 중에서 목표부채비율을 설정하고 부채비율을 조정하는 경우를 고려하는 모형인 목표부채비율 회귀모형(Collin - Dufresne and Goldstein(2001))을 우리나라 회사채시장에 적용하여 실증분석을 하였다.

먼저, 본 논문에서 채택한 분석 대상 자료에서 부채비율이 목표부채비율로 회귀하는

성질을 갖는 회사는 5개 회사로 나타났다. 한 기간 전 유통자료를 바탕으로 구한 모수를 사용하여 현재의 회사채 유통자료를 대상으로 실증분석을 실시하였다(방법론 1). 그 결과 실제 신용가산금리에 비교해서 전체적으로 과대평가된 신용가산금리를 얻었다. 다른 방법으로 각 채권별로 2002년에 처음 거래된 회사채의 유통자료로부터 구한 모수를 이용하여 다음 기에 거래된 회사채의 유통자료와 비교하고 다시 이 유통자료로부터 모수를 구하고 다음 거래된 회사채 유통자료와 비교하였다(방법론 2). 이러한 방법을 2002년의 유통자료에 차례대로 적용한 결과 <방법론 1>보다 거래된 신용가산금리 비슷한 신용가산금리를 모형으로부터 구할 수 있었다.

목표부채비율 회귀모형을 한국 회사채시장에 적용할 경우, 전체적으로 신용가산금리를 과대평가했을 뿐만 아니라 신용가산금리 예측오차의 범위가 매우 컸다. 따라서 예측오차에 영향을 주는 체계적인 원인을 찾기 위해서 t-검정을 실시하였다. t-검정 결과, 부채비율, 자산변동성, 목표부채비율과 현재 부채비율의 차이, 잔존만기, 신용등급, 자산가치 등의 변수들이 중간값을 기준으로 예측오차가 큰 그룹과 작은 그룹 사이에서 서로 통계적으로 다르다는 사실을 발견하였다.

위에서 언급한 변수들이 서로 연관되어 있을 가능성이 있으므로 t-검정에서 통계적으로 유의한 변수들을 독립변수로, 신용가산금리의 예측오차 비율을 종속변수로 하는 회귀분석을 실시하였고, 자료를 다시 신용등급이 높은 그룹과 낮은 두 그룹으로 나눠서 회귀분석을 실시하였다. 그 결과 부채비율과 자산변동성이 예측오차에 가장 큰 영향을 미치며 만기도 예측오차에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 신용등급도 예측오차에 영향을 미치는 것으로 나타났으나 부채비율과의 높은 상관관계로 인하여 다중공선성 문제가 있으므로 해석에 주의할 필요가 있다고 하겠다.

향후 다음과 같은 연구가 더 진행되어야 한다. 첫째, 자산의 변동성을 추정할 때, 회사채의 가격에서 얻을 수 있는 자산의 내재변동성을 사용하는 것이다. 둘째, 무위험 이자율이 신용가산금리에 큰 영향을 주기 때문에 추계적 이자율을 포함한 목표부채비율 회귀모형을 사용하는 것이다. 셋째, 기존의 구조모형 즉, 예를 들어 Merton모형 등과 비교하는 연구가 더 진행되어야 한다. 넷째, 목표부채비율에 대한 추가적인 연구 및 본 논문에서 제기된 신용가산금리를 과대평가하는 것에 대한 추가적인 연구가 필요하다.

참 고 문 헌

박인천, "국내 회사채의 신용가산금리에 대한 실증연구", 카이스트 경영대학원 석사학위 논문, 2003.

박종규, "한국 회사채의 가격결정모형에 대한 실증연구", 카이스트 경영대학원 석사학위 논문, 2002.

윤석훈, "국내 회사채의 신용평가에 있어 자산가치 변동성의 추정에 관한 실증 연구", 카이스트 경영대학원 석사학위논문. 2003

이동우, "한국 투기등급채권 가격결정모형의 실증연구", 카이스트 경영대학원 석사학위 논문, 2000.

Altman, E. and V. Kishore, "Almost Everything You Wanted To Know About Recoveries on Defaulted Bonds," *Financial Analyst Journal*, (November/December 1996), 57-64.

Bakshi, G., C. Charles and Z. Chen, "Empirical Performance of Alternative Option Pricing Models," *Journal of Finance*, 52, (1997), 2003-49.

Black, F. and J. Cox, "Valuing Corporate Securities : Some Effects of Bond Indenture Provisions," *Journal of Finance*, 31, (1976), 351-367.

Black, F. and M. Scholes, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81, (1973), 637-659.

Brealey, R. and S. Myers, *Principles of Corporate Finance,* New York, NY : Irwin McGraw-Hill. 2000.

Collin-Dufresne, P. and R. Goldstein, "Do Credit Spreads Reflect Stationary Leverage Ratios?," *Journal of Finance*, 56, (2001), 1929-1957.

Collin-Dufresne, P., R. Goldstein and S. Martin, "The Determinants of Credit Spread Change," *Journal of Finance*, 56, (2001), 2177-2208.

Duffee, G., "The Relationship between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads," *Journal of Finance*, 54, (1998), 2225-2241.

Duffie, D. and K. Singleton, "Modeling the Term Structure of Defaultable Bonds," *Review of Financial Studies*, 12, (1999), 687-720.

Eom, Y., J. Helwege and J. Huang, "Structural Models of Corporate Bond Pricing : An Empirical Analysis," Working Paper, Yonsei University, Seoul, April, 2003.

Eom, Y., J. Helwege and J. Huang, "Structural Models of Corporate Bond Pricing : An Empirical Analysis," *Review of Financial Studies*, 17, (2004), 499-544.

Fama, E. and K. French, "Testing Tradeoff and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt," *Review of Financial Studies*, 15, (2002), 1-33.

Hovakimian, A., T. Opler and S. Titman, "The Debt-Equity Choice," *Journal of Financial and Quantitive Analysis*, 36, (2001), 1-24.

Jarrow, R., D. Lando and S. Turnbull, "A Markov Model for the Term Structure of Credit Spreads," *Review of Financial Studies*, 10, (1997), 481-523.

Jarrow, R. and S. Turnbull, "Pricing Derivatives on Financial Securities subject to Default Risk," *Journal of Finance*, 50, (1995), 53-86.

Jones, E., S. Mason and E. Rosenfeld, "Contingent Claim Analysis of Corporate Capital Structure : An Empirical Investigation," *Journal of Finance*, 39, (1984), 611-25.

Kim, I., K. Ramaswamy and S. Sundaresan, "Does Default Risk in Coupons Affect the Valuation of Corporate Bonds? A Contingent Claim Model," *Financial Management*, 22, (1993), 117-131.

Leland, H. and K. Toft, "Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy : and the Term Structure of Credit Spreads," *Journal of Finance*, 51, (1996), 987-1019.

Longstaff, F. and E. Schwartz, "A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt," *Journal of Finance*, 50, (1995), 789-819.

Merton, R., "Theory of Rational Option Pricing," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4, (1973), 141-183.

Merton, R., "On the Pricing of Corporate Debt : The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 29, (1974), 449-470.

Nandi, S., "Valuation Models for Default-Risky Securities : An Overview," *Federal Reserve Bank of Atlanta, Economic Review*, Fourth Quarter, 1998.

Roberts, M. and M. Leary, "Do Firms Rebalance their Capital Structures?," Working paper, 2004.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 22, Number 1, Jun. 2005

Empirical Study on Credit Spreads in Korea Corporate Market: Using Mean-Reverting Leverage Ratio Model

Jaewoo Kim* · Hwa-Sung Kim**

〈abstract〉

This paper examines credit spreads in Korea corporate market using one of structural models, the mean reverting leverage ratio model (Collin-Dufresne and Goldstein (2001)). Compared to the actual credit spreads, we show that the credit spreads induced by the model are overpredicted. We also investigate the systematic errors that cause the over-prediction of credit spreads using the t-test. We show that the systematic errors are affected by the current leverage ratio and asset volatility.

Keywords : Credit Spread, Mean-Reverting Leverage Ratio Model

* Samsung Life Insurance
** Corresponding author, Research Fellow at Korea Securities Research Institute