



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

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

[Disclaimer](#)

경제학석사학위논문

은행채의 만기구조가
은행의 부도확률에 미치는 영향

2014년 2월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학 전공
박 선 우

은행채의 만기구조가 은행의 부도확률에 미치는 영향

지도교수 김 재 영

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.

2013년 12월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학 전공
박 선 우

박선우의 경제학석사 학위논문을 인준함.

2013년 12월

위 원 장 김 영 식 (인)

부 위 원 장 김 재 영 (인)

위 원 이 재 원 (인)



국문초록

은행이 자금조달을 위해 발행하는 은행채는 그 만기에 따라 단기채권과 장기채권으로 구분할 수 있다. 단기채권과 장기채권이 은행의 부도확률에 미치는 영향은 이론적으로는 긍정적·부정적 효과가 모두 존재한다. 이러한 배경 하에서 은행채의 만기가 실제 은행의 부도확률에 미치는 영향을 알아보고자 패널데이터분석을 시행하였다. 은행의 부도확률을 나타내는 지표로는 개별 은행의 CDS 프리미엄을 사용하였다.

분석 결과, 장기채권비율이 높아질수록 은행의 CDS 프리미엄은 낮아졌으며 단기채권비율이 높아질수록 은행의 CDS 프리미엄은 높아졌다. 그러나 장기채권을 다시 만기에 따라 장기채, 중장기채, 초장기채로 세분화했을 경우, 만기가 10년 이상인 초장기채권비율이 높아질수록 은행의 CDS 프리미엄은 다시 증가하는 모습을 보였다. 이를 해석하기 위해 평균만기를 사용한 추가적인 분석을 시행한 결과, 은행채의 만기와 은행의 부도확률은 선형관계가 아닌 비선형관계로 표현될 수 있음을 확인하였다. 따라서 은행채의 만기가 길어질수록 은행의 부도확률은 점점 감소하다가, 만기가 일정 기한을 넘어서게 되면 은행의 부도확률은 다시 증가하게 된다.

주요어: 은행, 부도확률, 은행채, 만기구조, CDS 프리미엄

학 번: 2012-20164

목차

1. 서론	1
2. 은행의 부도확률 측정	6
2.1. Z-score	6
2.2. KMV 모형	7
2.3. CDS 프리미엄 결정 모형	10
3. 선행연구	14
3.1. 은행 부채의 만기구조	14
3.2. 은행의 CDS 프리미엄	15
4. 실증분석	17
4.1. 자료	17
4.2. 모형	22
4.3. 결과	24
5. 결론	32
부록	34
참고문헌	37
Abstract	39

표 목차

<표 1> 90년대 국내은행 장단기외채	2
<표 2> 국내은행 당기순이익, ROA 및 ROE	2
<표 3> 국내은행의 원화부채 항목별 구성비	3
<표 4> CDS 프리미엄 요약통계량	18
<표 5> 장기채권비율 요약통계량	18
<표 6> 통제변수 요약통계량	19
<표 7> 상관계수	20
<표 8> 변수의 출처 및 계산방식	21
<표 9> 장기채권비율(long), 단기채권비율(short), 중기채권비율(mid), 중장기채권비율(midlong), 초장기채권비율(superlong)	26
<표 10> 전기의 값을 고려한 경우 (long, short)	28
<표 11> 전기의 값을 고려한 경우 (mid, midlong, superlong)	29
<표 12> 평균만기(average), 평균만기의 제곱(sq_average)	31
<부록 1> 독립변수로 만기별 채권금액(_m)을 사용	34
<부록 2> 통제변수에 유동비율 추가	35
<부록 3> 시차 조정	36

그림 목차

<그림 1> 2007.12~2008.12 기간 동안 국내은행 CDS 프리미엄 추이	3
--	---

1. 서론

금융시스템의 운영에 있어서 은행이 차지하는 중요성은 매우 크다. 은행은 기업과 가계에 신용을 제공할 뿐만 아니라 지급결제 기능까지도 담당하고 있다. 따라서 은행시스템이 흔들리게 된다면 이는 전체 금융시스템의 위기 나아가 국민경제 전체의 기반을 뒤흔드는 심각한 문제가 된다.

그러나 은행이 항상 안전하다는 믿음은 1997년의 외환위기를 겪으면서 크게 흔들리게 되었다. 1998년 외환위기 당시 여러 부실은행들은 정부의 구조조정을 통해 퇴출되거나 인수, 합병되었다. 또한 2008년 글로벌 금융위기 당시에도 국내은행들은 수익성 지표가 절반 이하로 하락하고 CDS 프리미엄이 전년도의 몇 배나 급등하는 등의 위기를 겪었다. 이와 같은 일련의 사건들을 통해서 은행은 이제 더 이상 안전한 기관이 아니며 다른 기업들과 마찬가지로 항상 부도의 위협에 노출되어 있다는 것이 드러나게 되었다.

1997년 외환위기의 원인으로 지목되는 것 중의 하나는 바로 과도한 단기 외채이다.¹⁾ 단기차입금의 이자가 장기차입금의 이자보다 싸기 때문에 은행들은 주로 단기외채를 통해 해외자본을 국내로 들여왔다. 당시 정부에서는 장기차입에 대해서는 많은 규제를 두었지만 단기차입에 대해서는 별다른 규제를 두지 않았기에, 이러한 비대칭적인 규제 역시 은행들이 단기차입을 선택하게 되는 구조적 요인으로 작용하였다. 그러나 유동성이 충분할 시기에는 단기차입금이 별로 문제가 되지 않았으나 외국 금융기관들이 불안정한 국내외 경제상황으로 인해 단기외채의 상환을 연기해주지 않으면서부터 문제가 생겨났다. 이로 인해 발생한 외화유동성 부족사태는 우리나라 경제를 금융위기 상황에 이르게 한 직접적인 원인이 되었고, 이후 국내 은행산업은 급격한 구조변화를 경험하였다. 1998년에는 사상 처음으로 5개의 부실은행이 시장에서 퇴출되었으며, 은행 간 합병을 통해 1997년 말 26개에 달했던 일반은행은 2006년 10개로 축소되었다.²⁾

1) 이제민(2007), p7.

2) 최호상(2007), p121.

<표 1> 90년대 국내은행 장단기외채

(단위: 백만 달러)

	단기외채	전기대비 증감률	장기외채	전기대비 증감률
1994	17,942.00	N/A	16,383.00	N/A
1995	28,553.00	59.10	25,083.00	53.10
1996	42,188.00	47.80	35,011.00	39.60
1997	27,303.00	-35.30	37,993.00	8.50
1998	15,052.00	-44.90	38,586.00	1.60
1999	18,633.00	23.80	31,233.00	-19.10

자료: 한국은행

<표 2> 국내은행 당기순이익, ROA 및 ROE

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
당기 순이익	1.6	8.7	13.6	13.3	15.1	7.7	6.9	9.3	14.5	9.4
ROA	0.17	0.85	1.27	1.11	1.10	0.48	0.39	0.54	0.66	0.47
ROE	3.41	15.16	18.42	14.64	14.60	7.17	5.76	7.22	8.40	6.17

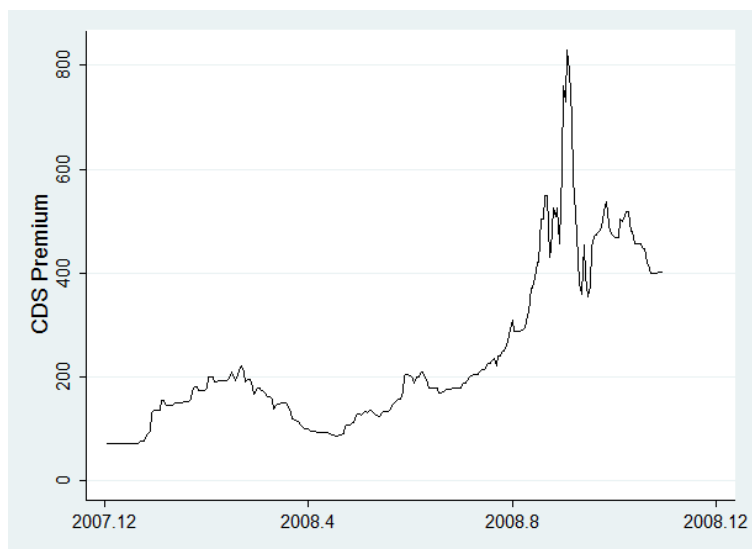
주: 1) 당기순이익 (단위: 조원)

2) ROA, ROE (단위: %)

자료: 금융감독원

2008년에는 글로벌 금융위기의 여파로 국내은행의 당기순이익, ROA, ROE 등의 지표들이 동시에 하락하였다. 국내은행들의 부도확률을 나타내는 지표인 CDS 프리미엄은 2007년 말까지는 100bp 내외로 안정적인 수준을 유지했으나 2008년 말에는 800bp까지 치솟았다. 2008년 말 국내은행들의 CDS 프리미엄이 급격하게 증가한 원인으로는 2000년대 들어 시장성자금에 대한 은행들의 의존도가 크게 높아진 점을 주목해볼 수 있다. <표 3>에 의하면 은행들의 원화부채 중에서 시장성수신이 차지하는 비중은 2000년대에 들어 점점 증가하다가 2007년도에 최고치를 기록했다.

<그림 1> 2007.12~2008.12 기간 동안 국내은행 CDS 프리미엄 추이



자료: Datastream

<표 3> 국내은행의 원화부채 항목별 구성비 (단위: %)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
예수금	54.50	53.00	51.05	47.86	43.26	41.76	47.13	54.43	55.73	56.89
시장성 수신	16.52	17.93	20.09	22.81	25.79	23.5	21.74	15.39	13.14	11.87
CD	3.61	4.15	5.66	6.27	7.89	6.71	6.85	2.57	1.81	1.36
은행채	9.49	11.15	11.30	13.38	15.21	14.77	13.57	11.89	10.46	9.97
RP 순매도	3.42	2.63	3.13	3.16	2.69	2.02	1.32	0.93	0.87	0.54

자료: 금융감독원

은행은 전통적으로 예금을 통해 자금을 조달해 왔지만, 금융시장이 발달하면서 시장성 수신을 통한 자금조달 역시 활발히 이루어지고 있다. 그러나 이러한 시장성수신은 시장의 상황에 민감하게 반응하기 때문에 위기상황에서 은행의 부도확률을 높이는 결정적인 요소가 될 수 있다. 시장상황이 좋지 않은 금융위기 시기에는 부채의 만기를 연장하거나 신규 채권을

발행하는 것이 어려워지기 때문에 은행이 유동성 위기를 겪게 될 수도 있는 것이다.

<표 3>에서 볼 수 있듯이 은행의 시장성수신은 주로 채권발행을 통해서 이루어진다. 은행이 자금조달을 위해 발행하는 채권은 만기에 따라 단기 채권과 장기채권으로 구분할 수 있다. 단기채권은 1년 이내로 상환해야 하는 채권을 말하며, 장기채권은 만기가 1년 이후에 도래하는 채권을 뜻한다.

단기채권의 경우 장기채권에 비해 융통성을 확보하기가 쉬우므로 자금이 필요할 때 단기간에 자금을 빠르게 조달할 수 있다는 장점이 있다. 또한 장기채권에 비해 이자율이 낮아 비용 면에서도 유리하다. 그러나 단기간 안에 원리금을 상환하여야 하므로 경기변동에 따라 상환연장에 실패해 지급불능 상태에 빠질 수 있다. 이처럼 만기가 1년 이내인 단기채권은 언제나 상환연장위험(roll over risk) 노출되어 있기 때문에 은행의 부도확률을 높일 수 있다.

반면에 장기채권은 채권의 상환기한이 상대적으로 길기 때문에 그 기간 동안 은행의 포트폴리오를 안정적으로 운영할 수 있다. 그러나 장기채권의 경우에는 단기채권에 비해 보유기간이 길어서 위험 또한 크기 때문에 그에 대한 보상으로 더 높은 이자율을 보장해줘야 한다. 따라서 장기채권으로 자금조달을 하는 경우에는 그로 인한 이자비용이 부담이 될 수 있다.

이처럼 은행이 자금조달을 위해 발행한 채권의 만기가 은행의 부도확률에 미치는 영향은 이론적으로는 긍정적·부정적 효과가 모두 존재한다고 할 수 있다. 따라서 실증분석을 통해 그 구체적인 내용을 확인하는 작업이 필요하다고 할 수 있다. 본고에서는 이러한 점에 착안하여 은행채(bank bond)의 만기가 은행의 부도확률에 미치는 영향을 분석하고 이를 통한 시사점을 도출하고자 한다.

은행의 부도확률을 나타내는 지표로는 해당 은행의 CDS 프리미엄을 사용하였다. 신용부도스왑(CDS)은 가장 기본적인 신용파생상품으로, 보장매입자가 보장매도자에게 일정기간 보험료 개념의 프리미엄을 지급하다가

신용사건 발생 시 손실을 보장받기로 하는 계약이다. 손해보험에 가입할 때 사고가 일어날 확률이 높을수록 보험료가 비싸지는 것처럼 채권을 발행한 은행의 신용위험도가 높아질수록 CDS 프리미엄은 상승하게 된다.³⁾ 만약 은행채의 만기에 따라 은행의 부도위험이 달라진다면 그 영향은 곧바로 해당 은행의 CDS 프리미엄에 반영될 것이다. 결국 은행이 발행한 채권의 만기에 따라 은행의 CDS 프리미엄이 변하게 될 것이라고 예측할 수 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서는 은행의 부도확률을 측정하는 방법들을 소개한다. 3장에서는 은행의 부채만기와 CDS 프리미엄에 관련된 선행연구들을 살펴본다. 4장에서는 은행채의 만기에 따라 실제로 은행의 CDS 프리미엄이 어떻게 변하는지 실증분석을 통해 확인하였다. 마지막으로 5장에서는 분석을 통해서 도출된 결론과 시사점을 기술하였다.

3) 시사경제용어사전, 기획재정부.

2. 은행의 부도확률 측정

은행의 부도위험에 관한 연구는 일반기업의 부도위험에 대한 연구와 비교했을 때 상대적으로 미흡하다. 이는 은행과 같은 금융기관의 경우 과거 부도사례가 매우 적고 시기적으로도 외환위기 직후로 편중되어 있어 합리적인 모델을 도출하기가 힘들기 때문이다. 은행의 부도확률을 측정하는 방법으로는 Z-score, KMV의 예상부도확률(EDF)모형과 같은 것들이 있다. 근래에 들어서는 CDS 프리미엄이 은행의 부도확률을 나타내는 지표로 많이 사용되고 있는데, 이는 CDS 프리미엄이 해당 은행의 신용위험을 보장받기 위해 지불하는 보험료의 성격을 띄고 있기 때문이다.

2.1. Z-score

Z-score는 은행의 위험도를 나타내는 척도로서 Boyd, Graham and Hewitt(1993), Boyd and Runkle(1993), Demirguc-kunt and Huizinga(2010) 등이 은행의 부도확률을 추정하는 데 사용하였다. 국내에서는 이지언, 정재욱(2002)과 이태규(2003) 등이 사용한 바 있다.

은행의 순이익을 π 라고 정의하면, 은행의 부도확률은 순손실($-\pi$)이 자본금(E)보다 클 확률이라고 정의할 수 있다.

$$\text{은행의 부도확률} = \text{Prob}(-\pi > E)$$

양변을 총자산(A)으로 나누고, $r = \frac{\pi}{A}$, $h = \frac{E}{A}$ 라고 정의하면 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$\text{은행의 부도확률} = \text{Prob}(r < -h) = \int_{-\infty}^{-h} f(r) dr$$

여기서 $r \sim N(\mu, \sigma^2)$ 이라고 가정하면 위 식은 다음과 같다.

$$\text{Prob}(r < -h) = P\left(\frac{r - \mu}{\sigma} < \frac{-h - \mu}{\sigma}\right) = P(z < z_k) = \int_{-\infty}^{z_k} f(z) dz = F(z_k)$$

여기서 z 는 표준정규분포를 따르고 $F(z)$ 는 누적분포함수이다. $Z = -z_k$ 로 정의하면, Z 가 커질수록 부도위험은 낮아진다. 이때의 Z 가 바로 Z-score가 된다.

그러나 이렇게 Z-score를 가지고 은행의 위험을 평가하는 방법에는 한 가지 큰 문제점이 있다. Z-score 도출 공식에서도 알 수 있듯이 Z-score는 단순히 ROA와 자산 대비 자본비율만을 가지고 평가한 은행의 위험이기 때문이다. 이처럼 Z-score는 은행의 재무변수만을 가지고 부도확률을 측정하게 되므로 시장에서 평가하는 은행의 부도확률에 대한 정보가 빠지게 된다. 또한 재무제표는 해당 분기의 자료가 공시되는 시차가 있으므로, 부도확률을 즉각적으로 파악할 수 없다는 단점이 있다. 따라서 이렇게 도출한 은행의 부도확률은 불완전하다고 할 수 있다.

2.2. KMV 모형

KMV사의 EDF 모형은 부도예측모형의 대표라고 할 수 있다. 이 모형은 주식의 시가총액을 기업가치에 대한 옵션가치라고 보는 Merton의 일반옵션모형에 이론적 기반을 두고 있다. KMV 모형의 가장 큰 의의는 시장 정보에 따라 변화하는 은행의 주가에서 부도확률을 구할 수 있다는 점이다. 은행의 재무제표를 사용한 Z-score의 경우에는 해당 분기의 자료가 공시되는 시차가 있기 때문에 즉각적인 부도확률 추정이 어렵다는 단점이 있었다. 그러나 KMV 모형은 매 시점 변동하는 주가 정보에서 부도확률을 도출함으로써 보다 빠르게 은행의 부도위험을 인지할 수 있다.

부채의 청산을 할 경우 은행의 자산가치가 부채보다 작다면 주식의 가치는 없다고 할 수 있다. 그러나 은행의 자산가치가 부채보다 크다면 채무

를 상환하고 남은 가치는 모두 주식보유자에게 귀속된다. 따라서 은행의 주가자료를 얻을 수 있다면, 주식은 부채를 행사가격으로 하는 은행에 대한 콜 옵션으로 생각할 수 있다. 이 경우 블랙숄즈 옵션가격모형을 이용하여 주식의 가치와 변동성을 가지고 자산의 가치와 변동성을 도출할 수 있다.

먼저 은행의 자산(V_A)이 기하브라운운동(Geometric brownian motion)을 따른다고 가정하자.

$$\frac{dV_A}{V_A} = \mu_A dt + \sigma_A dW_t$$

W_t : 표준 위너과정 (standard Wiener process)

σ_A : 자산의 변동성

μ_A : 자산의 수익률

부도를 예측하고자 하는 시점 T 에서의 부채의 장부가를 D 라고 하면, 블랙숄즈 옵션가격 공식⁴⁾에 의해 주식의 시장가격(V_E)은 아래와 같이 정해진다.

4) 블랙숄즈 옵션가격 공식의 구체적인 계산방법에 대해서는 Fischer Black and Myron Scholes (1973) 참조.

$$V_E = V_A N(d_1) - e^{-rT} D N(d_2) \quad (1)$$

$$\sigma_E = \sigma_A \frac{V_A}{V_E} \frac{\partial V_E}{\partial V_A} \quad \text{by Ito's lemma} \quad (2)$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_A}{D}\right) + \left(r + \frac{1}{2}\sigma_A^2\right)(T)}{\sigma_A \sqrt{T}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{T}$$

r : 무위험 이자율

$N(\cdot)$: 표준누적정규분포

V_A : 자산의 시장가치

V_E : 주식의 시장가치

σ_A : 자산의 변동성

σ_E : 주식의 변동성

T : 부채의 만기

D : 부채의 장부가

식 (1)과 식 (2)는 두 개의 변수 V_A 와 σ_A 로 이루어진 연립방정식이다. 위 식의 계산을 위해서는 시장에 알려져 있는 V_E 와 σ_E 으로부터 반복적(iterative) 시행착오의 조정을 거쳐 자산가치 V_A 와 자산의 변동성 σ_A 을 알아내는 과정이 필요하다. 이렇게 V_A 와 σ_A 를 추정해내게 되면 은행의 부도거리(Distance to default) 관해 아래와 같은 식을 도출할 수 있게 된다.

$$\text{DTD} = \frac{\ln\left(\frac{V_A}{D}\right) + \left(\mu - \frac{\sigma_A^2}{2}\right)T}{\sigma_A \sqrt{T}} \quad (\mu: \text{자산수익률의 평균치})$$

DTD의 확률분포가 표준정규분포를 따른다는 가정 하에서 구한 부도확률(EDF: expected default frequency)은 다음과 같다.

$$\text{EDF} = P(V_A \leq D) = N(-\text{DTD})$$

그러나 실제 시장에서 DTD의 분포는 표준정규분포가 아닐 가능성이 크다. 따라서 KMV 모형에서는 축적된 과거 자료를 이용하여 EDF를 산출한다. 예를 들어 어떤 기업의 1년 후의 부도거리가 4이면, 부도거리가 4인 기업모집단(10,000개)에서 1년 후에 100개의 기업에서 부도가 발생한 경우 EDF는 1%가 된다.

그러나 우리나라의 경우에는 은행의 부실이 감지되면 정부가 먼저 나서서 인수·합병을 통해 구조조정을 시행했기 때문에 부도가 발생한 사례가 없다.⁵⁾ 이런 자료상의 문제로 인해 KMV 모형과 같이 DTD와 부도율을 경험적 관계로 매칭하는 것은 매우 어렵다. 또한 2011년까지도 EDF가 산출되는 국내은행의 수는 4개에 불과해 CDS 프리미엄이 산출되는 국내은행의 수와 비교했을 때 그 절반에도 미치지 못했다.⁶⁾ 이는 EDF의 산출을 위해서는 추가정보가 존재해야 하는데 실제로 상장되어 있는 국내은행의 수는 제한적이기 때문이다. 이와 같은 이유로 KMV모형을 가지고 실제 은행의 부도확률을 추정하는 데에는 한계가 따른다.

2.3. CDS 프리미엄 결정 모형⁷⁾

CDS는 채권이나 대출금 등의 준거자산(reference assets)의 신용위험을 헷지하기 위해 만들어진 장외신용파생상품이다. 신용위험을 전가하고자 하는 보장매입자는 일정한 수수료를 지급하는 대가로 실제 신용사건 발생 시 보장매도자로부터 손실액을 보전 받게 된다. CDS 프리미엄은 보장대상이 되는 준거자산의 부도위험에 따라 달라지는데, CDS 프리미엄이 높을수록 부도확률이 높은 것으로 이해할 수 있다.

신용파생상품의 가격결정모형에 대한 연구는 지금까지 많은 학자들과 전문가들에 의해 이루어져 왔지만, 실제로 시장에서 활용되고 있는 모형은

5) 따라서 인수·합병 직전의 부실은행들의 재무상태를 기술적 부도상태로 간주하고 부도사례 데이터를 얻는다. 최영수, 장욱(2007) 참조.

6) 김명석, 최경욱, 형남원(2013), p8.

7) 여기에서 보인 CDS 프리미엄 공식은 가장 단순한 경우를 모형화한 것이며, 근사치의 의미만을 가지고 있다. 주어진 가정을 완화한 보다 일반적인 모형은 Hull and White(2000a,b)를 참조.

몇 개 되지 않는다. 그 중에서 Bloomberg 등이 실제 CDS 가격평가에 사용하고 있는 모형으로는 Hull and White 모형이 있다.⁸⁾ Hull and White(2000a,b)는 회수율과 부도확률 등을 이용한 CDS 프리미엄 결정모형을 제시하였다. 그러나 본고의 목적이 CDS 프리미엄의 도출과정을 밝히는 데 있는 것이 아니므로, 여기서는 Hull and White의 모형을 단순화하여 CDS 프리미엄이 부도확률 p 에 대한 정보를 내재하고 있음을 보이는 선에서 그치도록 하겠다.

표준적인 CDS 계약은 고정현금흐름과 변동현금흐름이라는 두 개의 현금흐름으로 구성된다. 고정현금흐름(fixed leg)은 보장매입자가 보장매도자에게 지급하는 CDS 프리미엄액의 현재가치로 구성된다. 변동현금흐름(contingent leg)은 부도가 일어났을 경우 보장매도자의 손실액의 현재가치이다.

만약 보장매도자와 준거자산 발행기업 간에 부도상관관계가 있는 경우에 거래상대방 위험이 존재한다고 말한다. 단순성을 위해 다음과 같은 가정을 한다.

가정1. 거래상대방위험은 존재하지 않는다.

가정2. 회수율은 부도사건과 독립적으로 결정되는 변수로서

사전에 알려져 있는 상수값인 평균회수율을 사용한다.

가정3. 부도는 채권만기 이전 어느 때에도 발생할 수 있다.

가정4. 부도 시 청구금액은 준거자산의 액면금액이며,

준거자산에 대한 미수이자(accrued interest)는 존재하지 않는다.

부도 시 보장매도자는 해당 채권의 액면금액만큼을 보장매입자에게 지불하고 채권을 건네받은 뒤, 채권의 액면금액에 회수율을 곱한 값만큼을 시장에서 회수하게 된다. 보장매입자가 매기마다 지불하는 수수료는 해당 채권의 액면금액에 CDS 프리미엄을 곱한 금액이다. 시점 $s > t$ 에서의 변동현금흐름과 고정현금흐름의 가치는 다음과 같다.

8) 김인준, 강장구, 장경운(2003), p4.

C : CDS 프리미엄

p : 부도확률

R : 회수율

$S(s)$: 생존확률

$D(s)$: 할인율

변동현금흐름의 가치 : $\int_t^T (1-R)pD(s)S(s)ds$

고정현금흐름의 가치 : $C \int_t^T D(s)S(s)ds$

이제 변동현금흐름에서 고정현금흐름을 빼면 아래와 같은 식을 얻을 수 있다.

$$V(t) = [(1-R)p - C] \int_t^T D(s)S(s)ds$$

계약이 이루어지는 시점인 $t=0$ 에서 각각의 현금흐름의 현재가치가 계산되며, 그때 CDS는 시장가치 $V(0)=0$ 을 만족해야 한다. 결과적으로 CDS 프리미엄은 다음과 같이 얻어진다.

$$\therefore C = (1-R)p$$

R 에 해당하는 평균회수율은 주어진 상수값이므로, 결국 부도확률 p 가 높아지면 CDS 프리미엄은 상승하고 p 가 낮아지면 CDS 프리미엄은 하락한다.

이제 순간부도확률을 $p(t)$ 라고 정의하자.⁹⁾ $p(t)$ 는 $t_{i-1} < t < t_i$ 사이에서 p_i 로 일정하다. CDS의 만기 T 까지의 누적생존확률 β 는 다음과 같다.

9) $p(t)$ 는 시점 s 에서 t 까지는 부도가 발생하지 않고 t 시점에 순간적으로 부도가 나는 확률밀도함수이다. Hull and White는 이러한 확률밀도함수가 일정구간에서는 동일하다고 가정했다.

$$\beta = 1 - \int_0^T p(t) dt$$

$u(t)$: 0에서 t시점 동안 프리미엄 지급일자마다 연간 1원씩 지급되는
연금의 현재가치

$v(t)$: t시점에서 지급받는 1원의 현재가치

w : 보장매입자가 지급하는 연간 총 프리미엄 금액

c : CDS의 가치가 0이 되게 하는 w 의 값

변동현금흐름의 현재가치 :
$$\int_0^T (1-R)p(t)v(t) dt$$

고정현금흐름의 현재가치 :
$$w \int_0^T p(t)u(t) dt + w\beta u(T)$$

CDS 프리미엄은 두 현금흐름의 현재가치가 같아지도록 설정되어야 한다.

$$\therefore c = \frac{\int_0^T (1-R)p(t)v(t) dt}{\int_0^T p(t)u(t) dt + \beta u(T)}$$

이용할 수 있는 자료가 제한되어 있는 KMV 모형의 EDF와는 달리, CDS 프리미엄 자료가 산출되는 은행은 모두 11개로¹⁰⁾ 분석대상 은행의 범위가 크게 확대된다. 또한 CDS 프리미엄은 주가와 같이 일별로 변동하는 값이므로 위험에 대한 정보를 즉각적으로 파악할 수 있다는 장점이 있다.

10) 국민, 기업, 농협, 산업, 신한, 수출입, 씨티, 외환, 우리, 제일, 하나

3. 선행연구

3.1. 은행 부채의 만기구조

은행의 부채는 채권뿐만 아니라 은행 용자, 어음, 정기예금 등으로 이루어져 있다. 본고에서는 채권으로 연구의 범위를 한정짓고 있지만 기존의 연구들은 주로 은행의 총부채 만기구조가 은행의 부도위험에 어떤 영향을 미치는지를 다루고 있다.

통상적으로 단기부채는 상황연장의 위험 때문에 위기 시에 은행의 부도확률을 높인다고 알려져 있다. 따라서 국가적으로 은행의 부채만기를 장기화하려는 여러 시도들이 이루어지고 있는데, 우리나라에서 2011년 8월부터 시행되고 있는 거시건전성 부담금¹¹⁾도 그 일환이라 할 수 있다. 이 때문에 선행연구들은 주로 단기부채가 실제로 은행의 부도확률을 높이는지를 실증적으로 규명하는 것에 초점이 맞춰져 있다.

Diamond and Rajan(2000)은 금융기관이나 국가가 보유하고 있는 단기부채와 위험에의 민감성(susceptibility to crises) 사이에 연관성이 존재하기는 하지만, 그것은 유동성의 문제 때문이지 단기부채 자체의 문제는 아니라고 주장한다. 은행이나 국가는 비유동적인 투자(illiquid investments)를 위한 자본조달방법으로 단기부채를 사용한다. 따라서 위기가 발생하게 되는 원인은 단기부채에서가 아니라 비유동성과 차입능력의 고갈 등에서 찾을 수 있다는 것이다.

Efraim and Eyal(2011)은 97-98년도 동아시아의 사례를 가지고 단기외채가 정말로 위기 시에 은행의 취약성을 높이는가에 대해 실증분석을 시

11) 정부가 위기 시에 자본·외환시장의 충격을 막기 위해 내놓은 ‘거시건전성 3종 세트: 선물환포지션 제도, 외국인 채권투자 과세, 외환건전성 부담금’ 중의 하나이다. 지난 2008년 Lehman Brothers가 파산하면서 시작된 미국발 글로벌 금융위기 당시, 우리나라는 보유하고 있던 외화자금이 대거 유출되면서 위기를 겪은바 있다. 거시건전성부담금은 이와 같은 위험을 사전에 방지하기 위해 은행권 기관들이 보유 중인 비예금성외화부채(전체외화부채-외화예수금)에 대해 부담금을 부과하는 제도이다. 부담금의 부과율은 만기별로 다르다. 1년 이하의 부채는 0.2%, 1년 초과~3년 이하는 0.1%, 3년 초과~5년 이하는 0.05%, 5년 초과분에 대해서는 0.02%가 적용된다. 이는 은행의 단기외채를 제한하고 외채 만기구조를 장기화하는데 그 목적이 있다.

행하였다. 그들은 먼저 1997년도에서 2002년도 사이에 부도가 일어난 은행들의 정확한 부도시점을 확인한 뒤, 부도가 일어난 해에 만기가 도래한 부채들을 각각 발행연도별로 장·단기로 구분하였다. 부도가 일어난 경우에는 1의 값을, 생존한 경우에는 0의 값을 주어 프로빗 테스트를 시행한 결과 장기외채의 경우 은행의 부도확률에 유의하게 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그들은 장기외채가 은행의 부도확률에 음의 영향을 미치므로 은행들은 당연히 장기로 자금조달을 하는 것을 선호할 것이지만, 장기가 아닌 단기로 자금조달을 하게 되었다는 것은 그 은행의 기초자산이 건전하지 못했기 때문이라고 주장한다. 시장에서는 은행의 장기적 건전성에 대해 의구심을 가지고 있으므로 장기로는 자금을 빌려주려 하지 않고, 결국 은행은 단기로밖에 자금을 조달할 수 없게 된다. 그러므로 만약 이 은행이 망하게 된다면 그것은 단기부채 때문이 아니라 은행의 기초자산이 이미 부실해 있었기 때문이라는 것이다. 따라서 정부가 은행들의 단기부채를 규제하게 된다면 그것은 위기의 결과에 대한 것이지 원인에 대한 처방이 아니라고 결론내리고 있다.

국내에서는 한상섭, 이병윤(2012)이 은행이 시장성수신 중에서도 금리가 높은 장기채권으로 자금조달을 하게 되면 과도한 이자비용으로 인해 오히려 은행의 수익성이 낮아진다는 것을 실증분석으로 통해 보였다.

3.2. 은행의 CDS 프리미엄

CDS가 시장에 도입된 기간이 그리 길지 않기 때문에 은행의 CDS 프리미엄을 대상으로 한 연구는 아직 미흡한 수준이다. CDS 프리미엄과 관련된 연구는 개별국가의 CDS 프리미엄을 다룬 것과 개별기업의 CDS 프리미엄을 다루는 것이 주를 이룬다. 일반적으로 한 국가나 기업의 부도위험은 그들이 발행하는 채권의 가산금리에 반영되어있다고 보는데, 이와 관련하여 CDS 프리미엄과 가산금리를 비교하는 연구가 많이 이루어졌다.

조대형, 최경욱(2011)은 우리나라의 국가 CDS 프리미엄과 외평채 가산금리의 동태적인 관계를 분석하였다. 국가 CDS 프리미엄은 한 국가의 부

도위험을 나타내는 지표이고, 외화 유동성 확보를 위해 발행되는 외평채의 가산금리는 위험채권인 우리나라 국채와 무위험채권인 미국국채 간의 채권 스프레드로 볼 수 있다. 따라서 Duffie¹²⁾가 증명한 바와 같이 국가 CDS 프리미엄과 외평채가산금리는 이론적으로 동일해야 한다. 벡터오차 수정모형으로 동태적인 상호 연관성을 분석한 결과, 국가 CDS 프리미엄은 외평채가산금리를 선도하고 있는 것으로 나타났다. 또한 외평채가산금리의 변동요인은 자체요인보다 CDS 프리미엄 요인에 더 크게 영향을 받고 있는 것으로 분석되었다. 이상의 결과에서 이들은 우리나라 신용위험에 대한 지표로 국가 CDS 프리미엄이 외평채가산금리보다 더 유용하다고 결론을 내렸다.

Lauran and Barbara(2010)는 2005~2010년의 기간을 위기 전 시기, 위기 시기, 위기 이후시기로 나누어 과연 CDS 프리미엄이 은행위험의 좋은 대용치(proxy)가 될 수 있는지를 실증분석했다. 그 결과 은행의 CDS 프리미엄은 위기 전 시기와 특히 위기시기에 은행 대차대조표 상에 나타난 위험관련 정보들을 잘 반영하고 있는 것으로 나타났다.

은행의 CDS 프리미엄을 다룬 국내연구로는 국내외 은행의 CDS 프리미엄 결정요인을 분석한 서병호, 이윤석(2010)이 유일하다. 이들은 은행의 CDS 프리미엄을 결정하는 요소로 은행의 경영변수와 국가의 거시지표를 모두 고려하여 그 영향력을 측정하였다. 실증분석 결과 개별은행의 특성을 나타내는 변수들보다 소속국가의 특성을 반영하는 변수들이 통계적으로 더 유의하게 나타났다.

12) Duffie(1999)는 차익거래에 의해 CDS 프리미엄이 위험채권과 무위험채권간의 스프레드와 동일한 값을 갖게 된다는 것을 보였다.

4. 실증분석

4.1. 자료

4.1.1 종속변수

은행의 부도확률을 나타내는 종속변수로는 개별은행의 CDS 프리미엄을 사용하였다. 일반적으로 CDS시장의 대표적 지표로는 5년 만기 CDS 프리미엄이 이용되고 있다. 따라서 본고에서도 은행의 부도확률을 측정하는 지표로 5년 만기 CDS 프리미엄을 사용하였다. 또한 후순위채보다 선순위채가 더 많은 데이터를 보유하고 있기 때문에 선순위채 데이터를 사용하였다.

<표 5>에 따르면 국내은행들의 CDS 프리미엄은 대체적으로 비슷한 양상을 보이고 있다. 평균값이 가장 낮은 은행은 산업은행으로 158.68bp로 나타났고, 가장 높은 은행은 우리은행으로 190.28bp로 나타났다. 최대값이 800bp대로 평균값의 4배 이상 높게 나타난 것은 2008년 글로벌 금융위기 당시 국내 은행의 CDS 프리미엄이 급등했기 때문이다.

4.1.2 독립변수

독립변수로는 개별은행의 만기별 채권비율을 사용하였다. 만기별 채권비율은 t 기에 은행이 발행한 총 채권액 중에서 특정 만기의 채권액이 차지하는 비율로 계산하였다. 따라서 은행 i 의 t 기 장기채권비율을 $B_{i,t}$ 라고 하면 단기채권비율은 $1 - B_{i,t}$ 가 된다.

<표 6>에는 은행별 장기채권비율의 요약통계량이 제시되어 있다. 장기채권비율이 가장 낮은 은행은 기업은행으로 0.29이고, 가장 높은 은행은 신한은행으로 0.8이다. 이는 <표 5>에 제시된 은행들의 CDS 프리미엄과 연관성이 없는 결과이므로 실제 패널데이터분석을 통해 채권만기의 영향을 확인해야 할 필요성이 존재한다. 신한, 외환, 우리, 하나은행의 경우에는 단기채권만 발행한 경우(Min=0)와 장기채권만 발행한 경우(Max=1)가 모두 존재했다.

<표 4> CDS 프리미엄 요약통계량

기간	2008년 3분기~2012년 4분기			
CDS Premium	Mean	Std.Dev	Min	Max
국민	170.90	112.27	74.31	830
기업	163.99	113.75	69.34	825
산업	158.68	106.71	67.46	800
신한	177.77	122.08	74.38	830
외환	182.08	117.51	83.48	850
우리	190.28	133.96	80.77	850
하나	180.16	123.87	78.90	830

<표 5> 장기채권비율 요약통계량

기간	2008년 3분기~2012년 4분기			
장기채권비율	Mean	Std.Dev	Min	Max
국민	0.71	0.20	0.33	1.00
기업	0.29	0.16	0.03	0.66
산업	0.68	0.22	0.28	1.00
신한	0.80	0.29	0.00	1.00
외환	0.47	0.41	0.00	1.00
우리	0.67	0.38	0.00	1.00
하나	0.68	0.31	0.00	1.00

4.1.3 통제변수

통제변수로는 기존의 국내외 문헌들을 참고하여 은행의 부도확률에 영향을 미칠 수 있는 은행 재무지표들과 거시경제 지표들을 모두 사용하였다. 은행의 재무변수로는 ROA, BIS자기자본비율, 고정이하 여신비율을 고려하였다. 은행의 수익성지표인 ROA가 낮아진다는 것은 해당 은행의 부도가능성이 높아진다는 것으로 받아들여질 수 있다. 또한 규모가 큰 은행일수록 대마불사(too-big-to-fail)의 효과가 존재하므로 자기자본비율을 통제변수로 고려하였다. 마지막으로 은행의 여신건전성을 반영하기 위해 고정이하 여신비율을 포함시켰다. 고정이하 여신비율은 은행이 보유한 채권의 회수가능성을 나타내는 것으로 대표적인 은행의 건전성 지표라 할 수 있다. 고정이하 여신비율이 낮아질수록 은행의 부도위험은 높아질 것이다.

<표 6> 통제변수 요약통계량

기간	2008년 3분기~2012년 4분기			
	Mean	Std.Dev	Min	Max
roa	0.60	0.29	0.00	1.5
bis	14.06	1.57	9.77	17.58
npl	1.59	0.60	0.69	4.16
ex_rate	0.61	0.44	0.17	2.18
i_rate	0.73	0.37	0.13	1.24
net	6.86	20.55	-42.30	59.10
econ	2.77	3.33	-4.20	8.70

거시경제지표로는 환율변동성, 장단기 금리차, 순대외채권 변동성, 경제성장률을 고려하였다. 소규모 개방국가인 우리나라의 경우 환율의 변동성이 국내 통화가치에 영향을 미쳐 은행의 자산가치에 영향을 미칠 수 있다. 또한 장단기 금리차는 향후 경기전망을 예측하는 지표로서 은행의 CDS 프리미엄에 영향을 줄 수 있다. 은행이 속해 있는 국가의 대외건전성 또한 은행의 부도확률에 영향을 미치는 중요한 요소이므로, 국가의 대외지급능력을 나타내는 변수로 순대외채권 변동성을 고려하였다. 우리나라의 경제성장률은 국내은행의 수익성 및 자산건전성에 영향을 줄 수 있으므로 분기별 경제성장률을 통제변수로 사용하였다.

<표 7> 상관계수

	roa	bis	npl	long	ex_rate	i_rate	net	econ
roa	1							
bis	0.2562	1						
npl	0.0493	0.2950	1					
long	-0.2251	0.1499	-0.1048	1				
ex_rate	-0.1308	-0.3054	-0.2077	0.0731	1			
i_rate	-0.0646	0.2811	0.2625	-0.1701	0.1520	1		
net	-0.1093	0.3256	0.1903	-0.0299	-0.2526	0.4887	1	
econ	0.2506	0.2522	0.2140	-0.1578	-0.6103	0.0351	-0.2024	1

다중공선성(Multicollinearity) 문제가 없는지 확인하기 위해 모형에서 사용된 변수들 간의 상관계수를 확인하였다. 상관계수의 절대값이 0.6을 초과하는 경우는 환율변동성(ex_rate)과 경제성장률(econ)이었다. 그러나 실증분석 결과에서 두 변수 모두 유의한 영향력을 보였으므로 다중공선성 문제는 없는 것으로 판단된다.¹³⁾

13) 다중공선성이 심각하게 내재된 경우에는 추정치의 표준오차가 매우 커지게 되며, 이에 따라 두 변수 모두 유의하지 않게 된다.

<표 8> 변수의 출처 및 계산방식¹⁴⁾

변수		출처	계산방식
은행 CDS 프리미엄	cds	Datastream	일간데이터의 분기평균
ROA	roa	금융 감독원	$\frac{\text{당기순이익}}{\text{총자산}}$
BIS 자기자본 비율	bis		$\frac{\text{BIS기준자기자본}}{\text{위험가중자산}}$
고정이하 여신비율	npl		$\frac{\text{고정이하여신}}{\text{총여신}}$
만기별 채권비율	long	fnguide	$\frac{\text{해당분기 만기별 채권발행액}}{\text{해당분기 총채권발행액}}$
	short		
	mid		
	midlong superlong		
환율변동성	ex_rate	한국은행	$\frac{ \text{금일종가} - \text{전일종가} }{\text{전일종가}} * 100$
장단기 금리차	i_rate		10년 국고채 이자율-3년 국고채 이자율
순대외채권 변동성	net		순대외채권 전기대비 증감률
경제성장률	econ		전년 동기대비
표본 은행		국민, 기업, 산업, 신한, 외환, 우리, 하나 (7개)	
표본 개수		126개	
표본 기간		2008년 3분기~2012년 4분기	

14) CDS 프리미엄과 채권비율은 각각 1분기(1월~3월), 2분기(4월~6월), 3분기(7월~9월), 4분기(10월~12월)의 값을 계산해서 사용한다.

4.2. 모형

은행채의 만기가 은행의 부도확률에 미치는 영향을 분석하기 위해 다음과 같은 모형을 상정한다. 특정기간 t 에 있어 어떤 은행 i 의 부도확률이 은행채의 만기와 그 외 통제변수들과 함수관계에 있다고 한다면 다음과 같은 추정모형을 설정할 수 있다.

$$\text{은행의 부도확률}_{i,t} = f(\text{은행채의 만기}_{i,t}, \text{그 외 통제변수}_{i,t}) + v_{i,t}$$

위 식에서 종속변수인 은행의 부도확률을 나타내는 변수로는 개별 은행의 CDS 프리미엄을 사용하였다. 독립변수로는 각 은행의 만기별 채권비율을 사용한다. 통제변수로는 은행의 부도확률에 영향을 미칠 수 있는 은행 재무변수들과 거시경제 변수들을 사용하였다. 또한 2008년 9월에 있었던 Lehman Brothers 파산 이후 각 은행의 CDS 프리미엄이 동시에 급등하였으므로 이와 같은 금융위기의 영향을 반영해야 할 필요성이 있었다. 따라서 CDS 프리미엄이 급격하게 상승했던 2008년 4분기와 2009년 1분기에 대해 금융위기 더미변수를 추가하였다. 실증분석 모형은 다음과 같다.

$$\text{CDS}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 B_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \alpha_3 Z_t + \alpha_4 D_t + u_i + e_{i,t}$$

$\text{CDS}_{i,t}$ 는 은행 i 의 t 기 CDS 프리미엄을 나타낸다. $X_{i,t}$ 는 은행 i 의 t 기 재무지표를 나타내는 벡터이며, Z_t 는 우리나라의 t 기의 거시경제지표를 나타내는 벡터이다. D_t 는 금융위기 더미변수로서 2008년 4분기와 2009년 1분기에 1의 값을, 나머지 시기에는 0의 값을 준다.

$B_{i,t}$ 는 은행 i 의 t 기 만기별 채권비율을 나타낸다. 먼저 채권의 만기를 장기(만기 1년 이상)와 단기(만기 1년 미만) 두 가지로 나누어 장기채권비율과 단기채권비율을 각각 독립변수로 사용하여 분석을 시행하였다. 그

이후에 장기채권의 만기를 더 세분화하여 중기채(만기 1년 이상 5년 미만), 중장기채(만기 5년 이상 10년 미만), 초장기채(만기 10년 이상)로 나누어 각각의 비율을 독립변수로 사용하여 추가적인 분석을 시행하였다.

u_i 는 관측이 불가능한 각 은행별 특성을 나타내는 오차항이며 $e_{i,t}$ 는 은행 i 와 시간 t 에 따라 변하는 순수한 오차항이다. u_i 를 처리하기 위해 고정효과모형과 임의효과모형을 각각 추정한 후, Hausman 검정을 통해 어느 모형이 더 적절한 것인지 판단하였다. Hausman 검정결과 영가설을 기각하지 못했으므로 고정효과모형을 사용하여 분석을 시행하였다.

4.3. 결과

<표 9>에는 각각의 독립변수들을 사용해 분석한 결과가 제시되어 있다. 먼저 장기채권비율과 단기채권비율은 모두 개별 은행의 CDS 프리미엄에 유의한 영향을 미치는 변수로 나타났다. 그러나 장기채권비율은 음의 방향으로, 단기채권비율은 양의 방향으로 유의한 효과를 보였다. 이는 장기채권비율이 높을수록 자금운영에 있어서의 안정성이 확보되어 은행의 부도확률은 낮아지고, 단기채권비율이 높을수록 상환연장의 위험 때문에 은행의 부도확률은 높아지는 것으로 해석할 수 있다.

그러나 장기채권의 만기를 더 세분화하여 분석한 결과, 상반되는 효과가 모두 나타났다. 먼저 중기채권비율과 중장기채권비율은 모두 CDS 프리미엄을 낮추는 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이것은 앞서 장기채권비율이 음의 효과를 가지는 것과 일치하는 결과이다. 그러나 초장기채권비율의 경우에는 오히려 CDS 프리미엄을 높이는 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이것은 은행채의 만기가 길어질수록 은행의 부도확률이 그에 비례하여 감소하는 것은 아니라는 것을 의미한다. 이것은 논리적으로 타당한 결과인데, 장기채권의 경우에는 단기채권보다 훨씬 높은 이자비용을 감당해야하기 때문에 그로 인한 비효율성 역시 존재하기 때문이다.

통제변수들 중에서는 BIS자기자본비율, 금융위기 더미변수, 환율변동성, 장단기금리차, 경제성장률 등이 통계적으로 유의하게 나타났다. 자기자본비율은 은행의 CDS 프리미엄과 음의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 자기자본비율이 높을수록 그만큼 은행이 자본건전성이 높다는 것이므로 은행의 부도확률은 낮아지게 된다. 금융위기 더미변수는 양의 방향으로 유의하게 나타났는데, 이는 금융위기 당시에 국내은행의 CDS 프리미엄이 급등한 것을 반영한 것이다. 환율변동성이 커지면 은행의 외화표시자산과 외화표시부채의 변동성 또한 커지므로 은행의 CDS 프리미엄과는 양의 상관관계를 나타냈다. 장단기 금리차의 경우 은행의 CDS 프리미엄과 양의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 일반적으로 경기확장기에는 장단기 금리차가 축소되며 경기수축기에는 장단기 금리차가 확대된다. 이는 경기

확장기에 인플레이션 압력이 높아지면 중앙은행은 정책금리를 인상하게 되므로, 그에 따라 인플레이션 기대심리가 완화되면서 장기금리 상승폭이 낮아지게 되기 때문이다. 또한 경기수축기에는 중앙은행의 정책금리 인하로 인해 단기금리는 하락하지만 향후 경기회복에 대한 기대감으로 장기금리는 단기금리에 비해 하락폭이 축소되는 데 기인한다.¹⁵⁾ 따라서 경기수축기에는 장단기 금리차가 커지게 되고 은행의 CDS 프리미엄 역시 상승하므로 서로 양의 상관관계가 나타나는 것으로 이해할 수 있다. 경제성장률의 경우 국가의 경제발전 수준이 높을수록 CDS 프리미엄이 낮을 것으로 예상할 수 있다. 실증분석 결과, 예상한 것과 동일하게 경제성장률은 은행의 CDS 프리미엄에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

15) 박하일, 김화균(2011) p79.

<표 9> 장기채권비율(long), 단기채권비율(short)
 중기채권비율(mid), 중장기채권비율(midlong), 초장기채권비율(superlong)

The dependent variable is CDS Premium which measure the probability of default					
Variable	장기채	단기채	중기채	중장기채	초장기채
roa	20.462 (13.81)	22.312 (13.81)	21.687 (13.78)	18.373 (13.69)	21.201 (13.76)
bis	-18.484*** (3.814)	-18.505*** (3.815)	-19.079*** (3.843)	-17.028*** (3.776)	-18.109*** (3.793)
npl	-0.262 (6.252)	-0.826 (6.279)	0.207 (6.234)	0.046 (6.170)	0.991 (6.226)
long	-18.262* (9.490)	-	-	-	-
short	-	19.285* (10.06)	-	-	-
mid	-	-	-19.826** (9.994)	-	-
midlong	-	-	-	-41.808** (16.57)	-
superlong	-	-	-	-	29.831** (14.35)
dummy	102.738*** (19.25)	100.685*** (19.19)	98.222*** (19.17)	92.369*** (19.17)	87.240*** (20.03)
ex_rate	105.887*** (12.73)	107.261*** (12.73)	106.613*** (12.71)	119.249*** (13.56)	116.769*** (13.62)
i_rate	40.290*** (11.88)	41.535*** (11.80)	43.356*** (11.73)	41.699*** (11.63)	47.364*** (11.83)
net	0.331 (0.236)	0.352 (0.237)	0.350 (0.237)	0.241 (0.233)	0.278 (0.234)
econ	-10.337*** (1.663)	-10.302*** (1.664)	-9.956*** (1.676)	-10.613*** (1.646)	-9.984*** (1.670)
constant	371.431*** (50.89)	351.710*** (49.51)	371.630*** (50.78)	337.851*** (49.09)	338.249*** (49.59)
Banks	7				
Observations	126				
Adjusted R ²	0.939	0.939	0.939	0.940	0.939

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

전기의 채권발행이 시차를 두고 다음기의 CDS 프리미엄에 영향을 주는 경우를 고려하기 위해 다음과 같은 추가적인 모형을 설정한다.

$$CDS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 B_{i,t-1} + \alpha_2 X_{i,t} + \alpha_3 Z_t + \alpha_4 D_t + u_i + e_{i,t} \quad (1)$$

$$CDS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 B_{i,t} + \alpha_2 B_{i,t-1} + \alpha_3 X_{i,t} + \alpha_4 Z_t + \alpha_5 D_t + u_i + e_{i,t} \quad (2)$$

식 (1)에서 $B_{i,t-1}$ 은 은행 i 의 $t-1$ 기 만기별 채권비율을 나타낸다. 또한 현재기($B_{i,t}$)와 전기($B_{i,t-1}$)의 상관계수 값이 모두 0.35 이하로 나타났으므로, 현재기와 전기를 동시에 고려한 식 (2)를 다음과 같이 쓸 수 있다.

<표 10>과 <표 11>은 전기의 독립변수 값을 고려한 분석 결과이다. 분석 결과, 전기의 만기별 채권비율은 모두 유의하지 않은 변수로 나타났다. 유일하게 초장기채권비율의 경우에만 전기의 값이 양의 영향력을 가지는 것으로 나타났으나, 현재기의 값을 함께 고려했을 때에는 그 효과가 사라졌다.

통제변수들의 경우에는 앞선 결과와 동일했으나, 순대외채권 변동성이 새롭게 유의한 변수로 나타났다. 국가의 대외건전성이 불안정할수록 은행의 부도확률 역시 상승할 것이므로 순대외채권 변동성은 은행의 CDS 프리미엄에 양의 영향을 미친다. ROA의 경우에는 부분적으로 유의한 양의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났으나 각 독립변수별로 일관성을 보이지 않아 신뢰도가 높은 결과라고 보기 힘들다. 그러나 은행의 ROA는 그 수익성의 원천이 어디인지에 따라서 은행의 부도확률과 양의 상관관계를 가질 수도 있다. 한국은행이 발표한 보고서에 따르면¹⁶⁾ 은행채 등 비예금 자금조달 비중이 높을수록 은행의 ROA와 EDF가 동시에 높아졌다. 이는 비예금 자금조달비중이 높을수록 은행의 수익성과 함께 부도위험도 증가한다는 의미이다.

16) BOK 경제리뷰(2013-8).

<표 10> 전기의 값을 고려한 경우 (long, short)

The dependent variable is CDS Premium which measure the probability of default				
Variable	(1)	(2)	(1)	(2)
roa	24.621* (14.33)	23.395 (14.15)	25.152* (14.36)	25.842* (14.13)
bis	-13.253*** (5.009)	-14.080*** (4.959)	-13.516*** (5.034)	-14.293*** (4.968)
npl	3.722 (6.274)	2.995 (6.200)	3.718 (6.269)	2.408 (6.202)
long	-	-18.126* (9.246)	-	-
L.long	2.234 (9.484)	2.353 (9.356)	-	-
short	-	-	-	20.409** (9.783)
L.short	-	-	3.792 (9.979)	3.069 (9.827)
dummy	122.366*** (20.74)	124.368*** (20.48)	123.282*** (20.60)	123.770*** (20.27)
ex_rate	103.276*** (12.58)	102.848*** (12.41)	102.776*** (12.60)	103.746*** (12.41)
i_rate	37.070*** (12.07)	33.890*** (12.01)	36.778*** (11.96)	34.514*** (11.82)
net	0.589** (0.255)	0.617** (0.252)	0.598** (0.253)	0.658*** (0.250)
econ	-9.598*** (1.650)	-9.573*** (1.628)	-9.631*** (1.652)	-9.540*** (1.627)
constant	271.731*** (67.80)	298.499*** (68.26)	275.531*** (67.19)	281.516*** (66.19)
Banks	7			
Observations	119			
Adjusted R ²	0.944	0.945	0.944	0.946

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 11> 전기의 값을 고려한 경우 (mid, midlong, superlong)

The dependent variable is CDS Premium which measure the probability of default						
Variable	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
roa	24.894* (14.19)	24.523* (13.88)	22.651 (14.51)	20.378 (14.31)	27.456* (14.23)	26.545* (13.93)
bis	-13.329*** (4.960)	-13.633*** (4.854)	-12.779** (5.032)	-13.459*** (4.961)	-13.708*** (4.945)	-13.159*** (4.845)
npl	3.702 (6.215)	3.430 (6.082)	3.728 (6.254)	3.333 (6.154)	4.101 (6.195)	4.657 (6.067)
mid	-	-22.949** (9.690)	-	-	-	-
L.mid	-13.871 (9.989)	-11.315 (9.832)	-	-	-	-
midlong	-	-	-	-35.391** (16.78)	-	-
L.midlong	-	-	13.756 (17.10)	10.678 (16.88)	-	-
superlong	-	-	-	-	-	32.327** (13.71)
L.superlong	-	-	-	-	23.640* (14.18)	22.709 (13.88)
dummy	122.240*** (20.41)	123.053*** (19.97)	115.737*** (22.40)	107.019*** (22.42)	127.970*** (20.54)	115.670*** (20.77)
ex_rate	106.234*** (12.65)	105.776*** (12.38)	107.546*** (13.67)	117.816*** (14.30)	102.166*** (12.42)	113.414*** (13.06)
i_rate	35.446*** (11.89)	34.130** (11.64)	35.542*** (12.01)	35.404*** (11.82)	40.528*** (12.03)	43.545*** (11.84)
net	0.606** (0.251)	0.701*** (0.249)	0.595** (0.252)	0.504** (0.252)	0.537** (0.252)	0.542** (0.247)
econ	-9.194*** (1.660)	-8.703*** (1.637)	-9.415*** (1.660)	-9.763*** (1.641)	-9.274*** (1.640)	-8.818*** (1.616)
constant	277.634*** (66.55)	289.454*** (65.30)	265.014*** (67.84)	277.112*** (66.98)	271.525*** (66.25)	250.467*** (65.44)
Banks	7					
Observations	119					
Adjusted R ²	0.945	0.947	0.944	0.946	0.945	0.948

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

앞선 결과에서도 알 수 있듯이 장기채권비율이 은행의 CDS 프리미엄과 음의 상관관계를 가지고 있기는 하지만, 채권 만기를 좀 더 세분화 한 결과 일정 만기를 넘어서면 오히려 장기채권비율이 높아질수록 은행의 CDS 프리미엄을 상승시키는 것을 알 수 있다. 따라서 다음과 같은 모형을 설정할 수 있다.

$$CDS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 A_{i,t} + \alpha_2 A_{i,t}^2 + \alpha_3 X_{i,t} + \alpha_4 Z_t + \alpha_5 D_t + u_i + e_{i,t}$$

$A_{i,t}$ 는 은행 i 가 t 기에 발행한 은행채의 평균만기이며, $A_{i,t}^2$ 은 은행 i 가 t 기에 발행한 은행채의 평균만기를 제곱한 값이다. 평균만기에 대한 변수로 $A_{i,t}$ 와 $A_{i,t}^2$ 을 사용하는 것은 은행의 부도확률과 은행채의 만기 사이에 선형관계가 적용되지 않을 것이라는 가정에 근거한 것이다. 즉, 은행의 부도확률이 일정시점까지 감소하다가 증가하는 이차함수 형태를 취할 것이라는 가정이다.

<표 12>는 은행채의 평균만기를 사용하여 분석한 결과이다. 통제변수들의 경우에는 앞서와 동일한 결과를 보여주고 있다. 은행채의 평균만기 변수들의 경우에는 $A_{i,t}$ 계수의 부호는 (-), $A_{i,t}^2$ 계수의 부호는 (+)로 나타났다. 따라서 은행의 부도확률은 은행채의 만기에 대해 아래로 볼록한 이차함수 형태(제곱항인 $A_{i,t}^2$ 의 계수가 양수)를 취한다. 이때 감소하던 부도확률이 다시 높아지기 시작하는 전환점(이차함수의 꼭짓점)은 일계조건(F.O.C)을 통해 그 근사치를 구할 수 있다. 여기서는 $\alpha_1 = -4.748$, $\alpha_2 = 0.228$ 로 나타났으므로 전환점은 약 10년으로 계산된다.

<표 12> 평균만기(average), 평균만기의 제곱(sq_average)

The dependent variable is CDS Premium which measure the probability of default	
Variable	
roa	10.643 (13.76)
bis	-15.765*** (3.730)
npl	1.211 (6.048)
average	-4.748** (2.346)
sq_average	0.228*** (0.0800)
dummy	82.025*** (19.89)
ex_rate	120.009*** (13.03)
i_rate	32.467*** (12.01)
net	0.307 (0.228)
econ	-9.930*** (1.615)
constant	334.372*** (48.82)
Banks	7
Observations	126
Adjusted R ²	0.943

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5. 결론

은행은 주로 예금을 통해 자금조달을 해 왔지만, 1997년 7월 제 4차 금리자유화 시행으로 인해 일반은행들도 은행채를 발행할 수 있게 되면서 점점 채권발행을 통한 시장수신에 대한 의존도가 높아지고 있다. 채권은 만기에 따라 만기가 1년 미만인 단기채권과 1년 이상인 장기채권으로 구분할 수 있다. 이론적으로 단기채권과 장기채권이 은행의 부도확률에 미치는 영향은 긍정적인 효과와 부정적인 효과가 혼재되어 있으므로 실증분석을 통해 그 효과를 확인하는 것이 본 연구의 목적이다. 본고에서는 이를 위해 은행의 부도확률을 나타내는 변수로 개별 은행의 CDS 프리미엄을 사용하였다. 또한 독립변수로는 은행의 만기별 채권비율을 사용하였다. 실증분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 현재기의 자료를 사용한 경우 은행의 CDS 프리미엄은 장기채권비율과 음의 상관관계가 존재하였으며 단기채권비율과는 양의 상관관계가 존재하였다. 이것은 은행이 장기채권으로 자금조달을 할 경우, 높은 이자비용으로 인한 수익성 악화보다 상환연장의 위험이 사라짐으로써 얻는 경영안정성의 효과가 더 크게 작용하고 있는 것으로 생각할 수 있다. 또한 단기채권의 경우 자금조달 비용을 줄이는 데에서 얻게 되는 유익보다는 상환연장 실패로 인한 채무불이행 위험의 효과가 더 크게 작용하는 것으로 해석할 수 있다.

둘째, 만기를 더 세분화해서 분석한 경우 중기채권비율과 중장기채권비율이 높아질수록 은행의 CDS 프리미엄은 유의하게 낮아지는 것으로 나타났다. 초장기채권비율의 경우에는 오히려 은행의 CDS 프리미엄을 높이는 것으로 나타났다. 이것은 은행채의 만기와 은행의 부도확률이 서로 비례관계가 아님을 의미한다. 즉, 단순히 은행채의 만기가 길어진다고 해서 은행의 부도확률이 계속해서 감소하지는 않는다는 것이다.

셋째, 전기의 만기별 채권비율은 현재기의 CDS 프리미엄에 유의한 영향을 주지 못했다. 이는 은행채 발행의 효과가 시차 없이 즉각적으로 개별

은행의 CDS 프리미엄에 반영되고 있다는 의미이다.

넷째, 은행의 부도확률과 은행채의 만기 사이에는 비선형관계가 존재한다. 은행채의 만기가 길어질수록 은행의 부도확률은 점점 감소하다가, 만기가 전환점을 넘어서게 되면 부도확률은 다시 증가하기 시작한다.

이상의 결과에서 개별 은행이 자금조달을 위해 발행하는 은행채의 만기 구조가 CDS 프리미엄으로 대표되는 은행의 부도확률에 유의한 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다. 본고의 한계점은 가용할 수 있는 데이터의 제약으로 인해 표본의 수가 126개로 상대적으로 적었다는 것이다. 향후 더 많은 개별은행의 CDS 프리미엄 자료가 축적된다면 본 주제에 대한 보다 면밀한 분석이 가능할 것이다. 또한 여기에서는 은행채를 단순히 만기별로 나누어 분석을 시행하였지만, 은행채의 구분을 좀 더 세분화하여 만기뿐만 아니라 이자 지급 방법, 옵션의 유무 여부 등을 고려해보는 것도 의미가 있을 것이라고 생각한다.

부록

<부록 1> 독립변수로 만기별 채권금액(_m)을 사용

The dependent variable is CDS Premium which measure the probability of default					
Variable	장기채	단기채	중기채	중장기채	초장기채
roa	21.076 (13.95)	21.641 (14.00)	21.393 (13.81)	21.400 (14.01)	20.900 (14.04)
bis	-18.362*** (3.861)	-17.687*** (3.869)	-18.561*** (3.820)	-18.150*** (3.883)	-17.795*** (3.869)
npl	0.436 (6.305)	0.433 (6.327)	0.789 (6.244)	-0.115 (6.443)	0.277 (6.351)
long_m	-1.445 (1.252)	-	-	-	-
short_m	-	0.696 (0.920)	-	-	-
mid_m	-	-	-2.040* (1.082)	-	-
midlong_m	-	-	-	-0.537 (0.990)	-
superlong_m	-	-	-	-	-0.458 (0.848)
dummy	99.708*** (19.38)	100.911*** (19.52)	95.489*** (19.31)	97.521*** (19.84)	100.875*** (19.62)
ex_rate	106.853*** (12.86)	106.293*** (12.91)	110.602*** (12.92)	108.189*** (13.29)	104.975*** (13.23)
i_rate	42.329*** (11.93)	43.155*** (11.93)	40.916*** (11.84)	43.918*** (11.92)	42.858*** (12.04)
net	0.298 (0.238)	0.302 (0.239)	0.332 (0.236)	0.274 (0.240)	0.295 (0.239)
econ	-10.361*** (1.681)	-10.343*** (1.688)	-10.130*** (1.670)	-10.482*** (1.697)	-10.428*** (1.690)
constant	366.073*** (52.27)	340.992*** (51.15)	369.661*** (50.77)	353.807*** (51.18)	350.689*** (50.40)
Banks	7				
Observations	126				
Adjusted R ²	0.937	0.937	0.939	0.937	0.937

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<부록 2> 통제변수에 유동비율(current)¹⁷⁾ 추가

The dependent variable is CDS Premium which measure the probability of default					
Variable	장기채	단기채	중기채	중장기채	초장기채
current	43.798 (29.70)	42.216 (29.76)	40.220 (29.83)	45.191 (29.32)	39.884 (29.78)
roa	24.035* (13.95)	25.702* (13.95)	24.934* (13.94)	22.042 (13.81)	24.450* (13.92)
bis	-20.597*** (4.055)	-20.529*** (4.057)	-20.959*** (4.075)	-19.219*** (4.013)	-20.032*** (4.043)
npl	-3.085 (6.507)	-3.508 (6.530)	-2.380 (6.501)	-2.883 (6.419)	-1.621 (6.503)
long	-17.913* (9.442)	-	-	-	-
short	-	18.510* (10.03)	-	-	-
mid	-	-	-18.615* (9.998)	-	-
midlong	-	-	-	-41.803** (16.47)	-
superlong	-	-	-	-	28.073* (14.36)
dummy	99.401*** (19.28)	97.483*** (19.23)	95.297*** (19.22)	88.989*** (19.18)	84.985*** (20.03)
ex_rate	109.527*** (12.90)	110.728*** (12.91)	109.938*** (12.90)	122.991*** (13.69)	119.468*** (13.72)
i_rate	45.198*** (12.27)	46.292*** (12.21)	47.829*** (12.15)	46.695*** (12.01)	51.563*** (12.20)
net	0.364 (0.236)	0.382 (0.237)	0.377 (0.237)	0.276 (0.233)	0.309 (0.235)
econ	-10.604*** (1.665)	-10.562*** (1.667)	-10.227*** (1.682)	-10.888*** (1.646)	-10.251*** (1.676)
constant	345.430*** (53.60)	326.941*** (52.29)	346.743*** (53.85)	311.476*** (51.70)	315.575*** (52.23)
Banks	7				
Observations	126				
Adjusted R ²	0.939	0.939	0.939	0.941	0.939

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

17) 유동비율=유동자산/유동부채

<부록 3> 시차 조정18)

The dependent variable is CDS Premium which measure the probability of default					
Variable	장기채	단기채	중기채	중장기채	초장기채
roa	39.198** (19.39)	38.972** (19.45)	39.398** (19.47)	36.552* (18.50)	39.117** (19.42)
bis	-41.800*** (5.393)	-41.299*** (5.367)	-41.058*** (5.370)	-42.761*** (5.117)	-40.825*** (5.362)
npl	-1.014 (8.767)	-0.432 (8.826)	-0.806 (8.897)	3.416 (8.452)	-1.594 (8.814)
long	-14.325 (14.51)	-	-	-	-
short	-	10.187 (15.37)	-	-	-
mid	-	-	1.823 (13.66)	-	-
midlong	-	-	-	-90.296*** (25.94)	-
superlong	-	-	-	-	14.596 (18.23)
dummy	126.962*** (27.12)	124.974*** (27.06)	124.194*** (27.11)	120.373*** (25.71)	118.853*** (27.75)
ex_rate	74.560*** (18.02)	75.590*** (18.02)	77.019*** (18.05)	99.526*** (18.26)	80.825*** (18.61)
i_rate	35.275** (16.51)	35.693** (16.54)	35.633** (16.71)	29.867* (15.82)	37.912** (16.70)
net	-0.382 (0.330)	-0.391 (0.331)	-0.383 (0.332)	-0.471 (0.316)	-0.405 (0.332)
econ	-3.891* (2.337)	-3.994* (2.345)	-3.945* (2.352)	-3.942* (2.228)	-3.808 (2.345)
constant	690.289*** (72.62)	669.527*** (69.70)	668.276*** (70.50)	687.689*** (66.48)	661.775*** (70.31)
Banks	7				
Observations	126				
Adjusted R ²	0.872	0.872	0.871	0.884	0.872

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

18) 은행의 재무지표와 거시경제 지표의 경우 공시되는 시차가 존재하므로, 이 효과를 고려한다. 은행의 CDS 프리미엄과 채권비용을 각각 1분기(2/15~5/14), 2분기(5/15~8/14), 3분기(8/15~11/14), 4분기(11/15~2/14)로 계산하여 동일한 분석을 시행한다.

참고문헌

- 김명석, 최경욱, 형남원(2013), “금융기관 신용리스크의 파급효과와 시스템 리스크 측정”, 금융연구, Vol.27 No.2.
- 김수진(2013), “국내은행의 영업행태와 위험성 및 수익성 간의 관계: 개별은행 데이터를 이용한 패널분석”, BOK 경제리뷰, No.2013-8.
- 김인준, 강장구, 장경운(2003), “국내 신용연계채권(CLN)의 가격 결정: Hull-White 모형의 응용”, 한국증권학회.
- 박하일, 김화균(2011), “개방경제의 금리기간구조 분석”, 국제경제연구.
- 서병호, 이윤석(2010), “국내외 은행의 CDS 프리미엄 결정요인 분석 및 시사점”, 한국금융연구원.
- 이제민(2007), “한국의 외환위기: 원인, 해결과정과 결과”, 경제발전연구, Vol.13.
- 이지연, 정재욱(2002), “방가슈랑스가 은행의 안전성 및 효율성에 미치는 효과”, 한국금융연구원, Vol.2002 No.8.
- 이태규(2003), “은행의 규모에 따른 자산다각화 및 위험도에 관한 연구”, 한국경제연구원.
- 조대형, 최경욱(2011) “우리나라 국가 CDS 프리미엄과 외평채 가산금리의 동태적 관계 분석”, 경제연구, Vol.29 No.3, 47-68.
- 최병선(2004), “금융파생상품의 수리적 배경”, 세경사.
- 최영수, 장욱(2007), “재무변수와 시장변수를 결합한 은행에 대한 부도예측모형”, 한국경영학회.
- 최호상(2007), “은행산업의 구조변화와 경쟁도 분석”, 한국경제연구, Vol.18.
- 한상섭, 이병운(2012), “우리나라 은행의 자금조달 구조가 은행수익성 및 경영안정성에 미치는 영향”, KIF 연구보고서, Vol.2012 No.5.
- Fischer Black and Myron Scholes(1973), “The Pricing of Options and Corporate Liabilities”, The Journal of Political Economy.

- Boyd, J. H. and D.E. Runkle(1993), "Size and performance of banking firms: Testing the predictions of theory", *Journal of Monetary Economics*, Vol.31, 47 - 67.
- Boyd, J. H., S. L. Graham, and R. S. Hewitt(1993), "Banking Holding Company Mergers with Nonbank Financial Firms: Effects on the Risk of Failure", *Journal of Banking and Finance*, Vol.17.
- Burkhard R. and Martin S.(2009), "Are Banks Different? Evidence from the CDS Market", *OeNB Working paper 152*.
- Demirguc-kunt and Huizinga(2010), "Bank activity and funding strategies: The impact on risk and returns ", *Journal of Financial Economics*, Vol.98 No.3.
- Duffie, D.(1999), "Credit Swap Valuation", *Financial Analysys Journal*, Vol.55 No.1, 73-87.
- Diamond, D. W. and Rajan, R. G.(2000), "Banks, Short-term debt and financial crises: theory, policy implications and applications", *NBER Working Paper*, Vol.- No.7764.
- Efraim Benmelech and Eyal Dvir(2011), "Does short-term debt increase vulnerability to crisis? Evidence from the East Asian financial crisis", *NBER Working Paper No.17468*.
- Hull, J. C., White, A.(2000), "Valuing Credit Default Swaps I: No Counterparty Default Risk", *Journal of Derivatives*, Vol.8 No.1.
- Hull, J. C., White, A.(2001), "Valuing Credit Default Swaps II: Modeling Default Correlations", *Journal of Derivatives*, Vol.8 No.3.
- Laura C., Barbara C.(2010), "Are CDS spreads a good proxy of bank risk? Evidence from the financial crisis", *Centre for Banking Research Working Papers WP-CBR-05*.

Abstract

The Effects of Bank Bond Maturity on a Bank's Probability of Default

Sunwoo Park

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

Bank bonds issued by banks to raise money are classified as short-term bonds or long-term bonds depending on when they mature. Theoretically, there are both positive and negative effects of short-term and long-term bonds on a bank's probability of default. In this context, we conduct a panel data analysis to investigate the effects of the maturity of bank bonds on a bank's probability of default. We use each bank's CDS premium as a proxy of the bank's probability of default.

The results of the empirical analysis conducted in this study indicate that a bank's CDS premium decreases as its long-term bond ratio increases. It also increases as the bank's short-term bond ratio increases. However, when we subdivide long-term bonds into mid-term, mid-long-term and super-long-term bonds depending on maturity, we find that a bank's CDS premium increases again as its super-long-term (i.e., maturity exceeding 10 years) bond ratio

increases. To analyze this result, we conduct additional analysis using the variable of average maturity and conclude that there is a non-linear relationship between bank bond maturity and a bank's probability of default. Thus, a bank's probability of default decreases as the bank bond maturity become longer, though once the maturity exceeds a certain limit, it increases again.

**Keywords: Bank, Probability of default, Bank bond,
Maturity structure, CDS premium**

Student Number: 2012-20164