

# CDS 스프레드의 결정요인에 대한 연구

강장구\* · 민준홍\*\* · 이창준\*\*\*

## — 국문초록 —

CDS 스프레드는 회사채 스프레드를 대신하여 신용위험을 측정하는 대용치로 최근에 많이 사용되고 있다. 이에 본 논문에서는 CDS 스프레드의 결정요인에 대한 실증분석을 시도하였으며 연구의 주요 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, 각 회사별 CDS 스프레드 및 CDS 스프레드 차이에 대한 회귀분석에서 추정된 주요 설명변수 계수의 부호가 이론과 일치하였으며 이는 CDS 스프레드가 신용위험을 측정하는 좋은 대용치가 될 수 있음을 시사한다. 둘째, 설명변수 중에서 주가 변동성, 부채비율, 절대 매도-매수 스프레드, 외평채 CDS 스프레드의 설명력이 특히 높았으며 이들 변수만으로 회사채 CDS 스프레드의 약 95%를 설명할 수 있었다. 한편, 이들 변수는 CDS 스프레드 차이의 약 21%를 설명하였는데 이는 잡음(noise)이 있는 CDS 스프레드를 차분하면 설명력의 큰 감소가 발생한다는 Ericsson et al.(2009)의 연구결과와 일치한다. 셋째, 2008년 하반기에 발생한 금융위기를 기점으로 각 부표본에 대하여 회귀분석을 실시한 결과에서도 주요변수의 부호가 이론과 일치하여 이론에서 제시된 변수들의 설명력이 재확인되었다.

핵심단어 : 신용 디폴트 스왑, 신용 위험, 신용 스프레드, 채권 스프레드

JEL 분류기호 : G12, G13

\* KAIST 경영대학(Tel : 02-958-3521, E-mail : jkkang@business.kaist.ac.kr)

\*\* 한국거래소(Tel : 02-3774-9234, E-mail : jh.min@krx.co.kr)

\*\*\* 교신저자, KAIST 금융공학연구센터(Tel : 02-958-3165, E-mail : leechangjun0809@gmail.com)

## I. 서론

세계적으로 과거 수년간 신용파생상품 시장은 급격하게 성장하였으며 국내 시장에서도 증권회사의 외화표시 신용파생상품 거래가 가능하게 됨에 따라 그 거래규모가 빠르게 증가하고 있다. 금융투자협회에 따르면 2009년 상반기 신용부도스왑(Credit Default Swap, CDS)을 포함한 신용상품 거래잔액은 전년 동기(4.5조 원) 대비 94.3%나 증가한 8.8조원이었다. 이는 2006년 상반기 1.5조 원의 6배 가까이 되는 수치로 급증세가 이어지고 있다. CDS는 보험의 성격을 지닌 신용파생상품으로 보장 매도자(protection seller)는 신용사건이 발생하였을 때 그 손실의 일부 또는 전부를 보장 매입자(protection buyer)에게 보장해주는 계약이다. 보장 매입자는 준거자산의 신용사건 발생 시 보장을 받는 대가로 주기적으로 일정한 수수료(premium)를 지불하는데 이 수수료가 CDS 스프레드이다.

지금까지 재무 분야에서 신용 프리미엄에 대한 논의는 활발히 전개되었으며 대부분의 연구는 회사채를 이용한 분석이었다. 구조형 모형(structural-form model)은 회사채의 스프레드(corporate bond spread)를 설명하기 위하여 가장 많이 사용되는 모형 중 하나다. 기업의 재무적 곤경(financial distress)과 부도손실률(loss given default)을 결정짓는 경제학적 요인들을 회사채의 가격과 직접적으로 관련짓는 것이 구조형 모형의 장점이며, 회사채의 스프레드를 결정짓는 요인에는 부채비율, 주가 변동성, 무위험 이자율 등이 있다. 그러나, 실증분석에서 회사채의 스프레드를 잘 설명하지 못하는 것이 구조형 모형의 큰 단점이다(Eom et al., 2004). 한편, Collin-Dufresne et al.(2001)은 대안으로서 구조형 모형을 통해 신용 프리미엄을 설명하는 변수를 찾은 후 회귀분석을 통하여 이들 변수의 설명력을 검증하였다.

CDS 시장의 성장과 더불어 최근에는 회사채 스프레드를 대신하여 CDS를 이용한 신용 프리미엄에 대한 연구가 활발히 전개되고 있다. 그러나 국내 시장에서 CDS 스프레드를 이용하여 신용 프리미엄에 대해 살펴본 논문은 드물다.<sup>1)</sup> 이에 본 논문에서는 CDS 스프레드를 신용위험을 측정하는 대용치(proxy)로 사용하여 CDS 스프레드의 결정요인

---

1) 조하연·이승국(2005)은 회사채 스프레드를 신용 프리미엄의 대용치로 사용하여 신용 프리미엄의 결정요인을 분석하였다. 그러나, 본 논문은 회사채 스프레드에 비해 많은 장점을 가진 CDS 스프레드를 신용 프리미엄의 대용치로 사용하였다는 점에서 기존의 논문들과 큰 차이를 보인다. 한편, 국내 시장에서 CDS 스프레드를 이용한 연구가 활발하지 않은 가장 큰 이유는 CDS 시장이 상대적으로 짧은 역사를 가지며 이에 따라 CDS 스프레드에 대한 자료가 충분하지 않기 때문이다.

에 대한 실증분석을 시도한다. 구체적으로, Collin-Dufresne et al.(2001)의 방법과 같이 구조형 모형에서 신용 프리미엄에 영향을 주는 개별회사의 주가 변동성, 도약비율, 부채 비율, 무위험 이자율을 포함하여 선행연구에서 설명력이 검증된 과거 주식수익률, 유동성 등이 CDS 스프레드에 미치는 영향을 회귀분석을 통하여 살펴본다. 또한, 본 논문에서는 달러표시 CDS 스프레드를 사용하며 국내 기업의 달러 기준 CDS 스프레드는 미국 국채 대비 스프레드를 의미하는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 국내 기업의 CDS 스프레드에 중요한 영향을 미치는 우리나라 외평채 5년 만기 CDS 스프레드를 추가적인 설명변수로 설정하였다.<sup>2)</sup>

CDS 스프레드의 결정 요인에 대한 회귀분석은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 첫째,  $t$ 시점의 CDS 스프레드를  $t$ 시점의 설명변수에 회귀분석하는 방법으로 Campbell and Taksler(2003), Cremers et al.(2004) 등이 이 방법을 이용하였다. 둘째,  $t$ 시점과  $t-1$ 시점의 CDS 스프레드 차이를  $t$ 시점과  $t-1$ 시점의 설명변수 차이에 회귀분석하는 방법이며 이는 Pedrosa and Roll(1998)의 주장처럼 CDS 스프레드의 지속적인(persistent) 특성을 반영한 방법론이다. 본 연구에서는 Ericsson et al.(2009)와 같이 두 가지 방법을 모두 사용하여 회귀분석을 시도하였다.

연구의 주요 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, 두 회귀분석 방법에 대하여 주요 설명변수의 계수의 부호가 이론과 일치하게 추정되었으며 이는 CDS 스프레드가 신용위험을 측정하는 좋은 대용치가 될 수 있음을 시사한다. 예를 들어 주가 변동성, 부채비율, 절대 매도-매수 스프레드는 CDS 스프레드와 정의 관계를 보였으며 주식의 과거 수익률 및 무위험 이자율은 부의 관계를 보였다. 둘째, 설명변수 중에서 주가 변동성, 부채비율, 절대 매도-매수 스프레드, 외평채 5년 만기 CDS 스프레드의 설명력이 특히 높았으며 이들 변수만으로 회사채 CDS 스프레드의 약 95%를 설명할 수 있었다. 한편, 주가 변동성, 부채비율, 절대 매도-매수 스프레드, 외평채 5년 만기 CDS 스프레드는 회사채 CDS 스프레드 차이의 약 21%를 설명하였는데 이는 잡음(noise)이 있는 CDS 스프레드 데이터를 차분하면 설명력의 큰 감소가 발생한다는 Ericsson et al.(2009)의 연구결과와 일치한다. 셋째, Chow(1960)의 테스트를 통해 2008년 하반기에 발생한 금융위기를 기점으로 주요 설명변수 계수들의 구조적 변화(structural change)가 관측되었으며 이는 각 부표본(sub-sample)에 대하여 회귀분석을 시도해야 함을 시사한다. 넷째, 각 부표본에 대하여

2) 이 점과 관련하여 유익한 조언을 해주신 익명의 심사위원께 감사드린다.

회귀분석을 실시한 결과에서도 주요변수의 부호가 이론과 일치하며 대부분의 계수가 통계적으로 유의하게 추정되어 이론에서 제시된 변수들의 설명력이 재확인되었다.

본 논문의 가장 큰 특징은 회사채 스프레드가 아닌 CDS 스프레드를 신용위험에 대한 대용치로 사용한 점이다. CDS 스프레드는 회사채 스프레드에 비해 다음과 같은 장점을 가진다. 첫째, Zhang et al.(2009)의 보고하였듯이 CDS 스프레드는 표준화된 조건으로 거래되기 때문에 우선순위, 이표율, 체화된 옵션(embedded option)에 영향을 받는 회사채 스프레드에 비해 신용위험을 더 직접적으로 측정할 가능성이 높다. 둘째, CDS 스프레드는 그 자체가 이미 스프레드의 의미를 가지므로 벤치마크 무위험 수익률 곡선에 대한 정보가 필요하지 않다. Houweling and Vorst(2005)는 무위험 자산의 선택이 문제를 야기할 수 있음을 기술하였는데 CDS 스프레드에서는 이러한 문제가 발생하지 않는다. 셋째, Blanco et al.(2005)와 Zhu(2006)의 실증분석을 통해 검증된 것처럼 CDS 스프레드는 회사채 스프레드보다 단기적으로 신용조건의 변화를 더 잘 반영할 가능성이 높다. 마지막으로, 회사채를 사용할 경우에 이론적으로 신용 스프레드를 설명하는 것으로 알려진 주가 변동성, 부채비율, 무위험 이자율과 같은 변수들의 설명력이 낮다(Jones et al., 1984; Eom et al., 2004).

이후 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 회사채 및 CDS 스프레드에 관한 선행 연구 결과를 살펴본다. 제 III장에서는 본 논문의 가설을 제시하며 제 IV절에서는 실증분석에 사용된 자료 및 방법론을 살펴본다. 제 V장에서는 전체기간 및 각 부표본에 대하여 CDS 스프레드의 결정요인에 대한 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제 VI장에는 본 연구의 결론과 한계점을 제시한다.

## II. 관련문헌연구

### 1. 회사채에 관한 연구

회사채에 대한 연구는 크게 구조형 모형과 축약형 모형으로 나눌 수 있다. 구조형 모형은 기업의 재무적 곤경과 부도손실률을 결정짓는 경제학적 요인들을 회사채의 가격과 직접적으로 관련하여 회사채를 평가하는 방법이다. 구조형 모형에서는 기업의 자산가치에 대한 확률과정을 가정하고 자산가치가 특정 임계치 이하가 되면 부도가 발생한다고

가정한다. 구조형 모형에서 회사채의 스프레드를 결정짓는 요인에는 부채비율, 주가 변동성, 무위험 이자율 등이 있다. 구조형 모형에는 Merton(1974), Geske(1977), Longstaff and Schwartz(1995), Leland and Toft(1996) 등의 모형이 있지만 실증분석 결과에서 이들 모형은 회사채의 스프레드를 잘 설명하지 못함이 기술되고 있다. 특히, Eom et al.(2004)은 5가지 구조형 모형의 가격 결정력을 실증적으로 검증하였는데 모형에서 추정된 스프레드는 전반적으로 시장에서 관측되는 스프레드보다 낮음을 보고하였다.<sup>3)</sup>

이에 반해 축약형 모형은 부도 과정에 대한 가정을 하지 않으며 회사채를 평가하기 위한 모수들을 시장 자료로부터 추정한다. 따라서, 축약형 모형은 시장 가격 정보에 포함되어 있는 신용위험에 대한 정보를 잘 반영할 수 있는 장점이 있지만 부도가 발생하는 과정에 대한 경제학적인 해석이 부재하는 단점도 있다. 축약형 모형에는 Jarrow and Turnbull(1995), Duffie and Singleton(1999) 등이 있다.

한편 국내에서는 구조형 모형을 이용하여 신용 스프레드의 결정 요인을 살펴본 조하현·이승국(2005)의 연구가 있다. 이들의 연구에 의하면 무위험 이자율의 신용 스프레드에 대한 영향은 기간에 따라 다르게 나타났으며 예상부도확률, 주가지수, 경기동행지수 등의 신용 스프레드에 대한 설명력은 유의하게 나타났다.

## 2. CDS 스프레드에 관한 연구

Hull et al.(2004)은 무디스(Moody's) 사의 신용등급 공표가 CDS 스프레드에 미치는 영향을 실증분석 하였다. 이들의 연구에 의하면 첫째, 하향검토(review for downgrade)가 발표된 날에는 평균적으로 CDS 스프레드가 10bp 증가하였고 이는 통계적으로 유의하게 추정되었다. 그러나, 하향(downgrade) 또는 하향전망(negative outlooks)이 공표된 날에는 CDS 스프레드에 큰 영향을 미치지 못했다. 둘째, CDS 스프레드의 변화가 신용등급에 미치는 영향을 살펴본 결과 CDS 스프레드가 가장 많이 변한 20%에서 등급이 하향될 확률이 42.6%, 하향검토될 확률이 39.8%, 하향전망될 확률이 50.9%로 각각 추정되어, CDS 스프레드의 변화가 신용등급 하향 예측에 유용함을 보고하였다.

Tang et al.(2007)은 유동성이 CDS 시장에 미치는 영향을 분석하였다. 유동성 프리미엄이 존재하지 않는다고 가정한 기존의 연구들과 달리 이들은 실제 CDS 시장은 유동

3) 5가지의 모형은 Merton(1974), Geske(1977), Longstaff and Schwartz(1995), Leland and Toft(1996), Collin-Dufresne and Goldstein(2001)이다.

적이지 않으므로(illiquid) 유동성이 가격에 영향을 미친다고 가정하였다. 실증분석을 위해 네 가지 유동성 변수를 도입하였고 유동성이 CDS 스프레드에 상당한 영향을 미친다는 결론을 도출하였다.<sup>4)</sup>

Zhang et al.(2009)은 고빈도(high-frequency) 자료를 이용하여 개별주가의 변동성과 점프위험을 추정한 후 이들 변수의 CDS 스프레드에 대한 설명력을 고찰하였다. 이들의 연구에 의하면 변동성만으로 CDS 스프레드의 48%, 점프위험만으로 CDS 스프레드의 약 19%를 예측하였다. 또한 신용등급, 거시경제변수 등을 설명변수로 추가할 경우 CDS 스프레드의 77%를 설명하는 것으로 나타났다. 이들은 고빈도 주가 자료를 이용하여 변동성과 점프위험을 추정할 경우에 기초자산의 추계적 변동성(stochastic volatility)과 점프위험을 더 잘 반영할 수 있음을 시뮬레이션을 통해 보였다.

Pires et al.(2009)는 CDS 스프레드의 상당부분을 개별주식옵션의 내재 변동성과 풋 기울음(put skew)으로 설명 가능함을 보였다.<sup>5)</sup> 또한 이론적으로 CDS 스프레드는 회사채 스프레드와 동일한 크기를 가지며 회사채 스프레드에 유동성 프리미엄이 내재되어 있으므로 CDS 스프레드에도 유동성의 영향이 존재한다고 추론하였다. 기존 논문들에서 유동성의 영향이 다소 작다는 결론이 도출된 이유는 상대 매도-매수 스프레드(relative bid-ask spread)를 설명변수로 사용했기 때문이며 절대 매도-매수 스프레드(absolute bid-ask spread)를 사용함으로써 설명력을 높일 수 있음을 보였다.

### 3. 회사채와 CDS 스프레드의 비교에 관한 연구

Houweling and Vorst(2005)는 1999년 5월부터 2001년 1월까지 837개의 자산(entity)의 CDS 스프레드를 이용하여 CDS 스프레드의 가격결정에 대하여 실증분석하였다. 그들의 연구에 의하면 첫째, 회사채 스프레드를 대신하여 축약형 모형을 통해 추정된 CDS 스프레드를 사용하면 시장에서 거래되는 CDS 스프레드와의 오차가 감소하였다. 둘째, 국채 수익률 곡선보다 스왑 곡선(swap curve) 또는 환매이자율 곡선(repo curve)을 무위험 이자율의 대용치를 사용할 경우에 성과가 향상되었는데, 이는 금융시장에서 국채 수익률

---

4) 유동성 변수로 V2V(volatility-to-volume), NOC(number of contract outstanding), T2Q(trade-to-quote ratio), BAS(bid-ask spread)의 네 변수를 사용하였으며 유동성과 신용위험 외의 다른 변수들은 모두 통제한 후 분석하였다.

5) 과외가격풋옵션(deep OTM option)과 등가격풋옵션(ATM option)의 변동성 차를 의미한다.

을 무위험 자산으로 간주하지 않음을 의미한다.

Longstaff et al.(2005)는 다양한 무위험 이자율 곡선을 이용하여 CDS 스프레드와 회사채 스프레드의 차이를 실증분석 하였다. 이들은 CDS 스프레드에 유동성 요인이 없다는 가정 하에서 회사채 스프레드와 CDS 스프레드의 차이는 회사채의 부도위험 및 유동성과 관련이 있음을 기술하였다. 또한, 모든 신용등급에 대하여 부도 위험이 대부분의 회사채 스프레드를 설명함을 보였는데 이는 부도 위험이 회사채 스프레드의 일부만 설명함을 기술한 Elton et al.(2001), Huang and Huang(2003) 등의 연구와 배치된다.

Blanco et al.(2005)은 Duffie(1999)가 이론적으로 증명한 CDS 스프레드와 회사채 스프레드 사이의 관계에 대하여 실증분석하였다. Duffie(1999)는 액면(par) 고정이표 회사채와 액면(par) 고정이표 무위험 채권의 스프레드가 CDS 스프레드와 같음을 보였는데, Blanco et al.(2005)는 이 등식이 성립함을 실증분석을 통해 기술하였다.

### Ⅲ. 논문의 가설

본 논문에서는 기존 선행연구를 바탕으로 부채비율, 개별주가의 변동성, 점프 요인, 주식의 과거수익률, 유동성, 거시경제변수가 CDS 스프레드에 미치는 영향을 살펴보고 회귀분석에서 각 변수의 부호에 대한 가설은 다음과 같다.

가설 1 : 다른 조건이 동일할 때, 부채비율이 커질수록 CDS 스프레드는 증가한다.

Merton(1974)은 구조형 모형을 이용하여 다른 조건이 일정할 경우에 부채비율이 증가하면 부도확률이 증가함을 기술하였고 이는 부채비율이 커질수록 CDS 스프레드가 증가함을 의미한다.

가설 2 : 다른 조건이 동일할 때, 개별주가의 변동성이 커질수록 CDS 스프레드는 증가한다.

주가의 변동성이 높으면 일반적으로 자산변동성(asset volatility)이 높아지며 이는 회사가치가 부도경계보다 낮아질 확률이 증가함을 의미하므로 CDS 스프레드는 증가한다. Cremers et al.(2008), Zhang et al.(2009)은 위의 가설이 타당함을 실증적으로 보였다.

가설 3 : 다른 조건이 동일할 때, 점프의 빈도와 분산이 증가하면 CDS 스프레드는 증가한다.

점프의 빈도와 분산이 높으면 자산변동성이 커지므로 가설 2와 같이 회사가치가 부도경계보다 낮아질 확률이 증가하므로 CDS 스프레드는 증가한다. Zhou(2001)는 점프의 빈도와 분산이 증가하면 CDS 스프레드가 증가함을 기술하였다. 다만, 발생하는 점프의 평균이 높으면 회사의 가치는 일반적으로 증가하므로 CDS 스프레드는 감소한다.

가설 4 : 다른 조건이 동일할 때, 주가가 상승하면 CDS 스프레드는 감소한다.

주가가 상승하면 회사의 가치는 증가하게 되며 이는 회사의 부도위험을 감소시키므로 CDS 스프레드는 감소한다.

가설 5 : 다른 조건이 동일할 때, 유동성이 감소하면 CDS 스프레드는 증가한다.

CDS는 일종의 보험 거래로 볼 수 있으며 Acharya and Johnson(2007)는 보험 거래에서는 정보의 비대칭성으로 인해 프리미엄이 증가함을 기술하였다. Pires et al.(2009)는 매도-매수 스프레드와 같은 유동성 지표를 정보 비대칭성의 대응치로 가정하였는데 이 상황하에서는 유동성이 감소하면 CDS 스프레드는 증가한다.<sup>6)</sup> 유동성의 대응치로는 크게 절대 매도-매수 스프레드와 상대 매도-매수 스프레드가 사용되었는데 절대 매도-매수 스프레드를 사용한 Bongaerts et al.(2008), Pires et al.(2009)의 연구에서는 유동성이 감소하면 CDS 스프레드가 증가하는 것으로 나타났다.<sup>7)</sup>

가설 6 : 다른 조건이 동일할 때, 무위험 이자율과 CDS 스프레드의 관계는 명확하지 않다.

Longstaff and Schwartz(1995)는 이자율의 증가가 회사가치 과정에서 무위험 추세

---

6) Pires et al.(2009)은 채권 및 주식시장에서는 상대 매도-매수 스프레드가 유동성의 지표로 흔히 사용되지만 CDS 시장에서는 절대 매도-매수 스프레드가 더 좋은 유동성의 지표임을 기술하였다. 또한, Bongaerts et al.(2008), Pan and Singleton(2008)의 논문에서도 절대 매도-매수 스프레드가 사용되었으므로 본 논문에서도 절대 매도-매수 스프레드를 사용하기로 한다.

7) 그러나, 상대 매도-매수 스프레드를 사용한 Tang and Yan(2007), Acharya and Johnson(2007)의 연구에서는 유동성과 CDS 스프레드는 통계적으로 유의한 관련이 없는 것으로 나타났다.



(risk-neutral drift)를 증가시키고 이는 부도위험을 감소시킴을 보였다. 이들의 연구는 이자율과 CDS 스프레드가 부의 관계를 가짐을 의미한다. Ericsson et al.(2009)은 무위험 이자율과 CDS 스프레드 사이의 부의 관계를 실증적으로 보였으며 이들의 연구결과는 Longstaff and Schwartz(1995)의 예측과 일치하였다. 그러나 이자율의 증가는 긴축 재정정책을 의미하므로 부도위험의 증가로 이어질 가능성도 있다.

## IV. 연구의 자료 및 분석 방법론

### 1. 연구의 자료

본 논문에서는 2006년 1월부터 2009년 9월까지의 국내기업 CDS 스프레드의 일별 데이터를 사용하였다. 원화표시 CDS의 경우 여러 제약으로 인해 관련 시장이 아직 활성화되지 못하였고 스프레드 데이터가 2008년 이후부터 가능하여 시계열 분석에 무리가 있다고 판단하여 달러표시 CDS 스프레드 데이터를 이용하였다. 거래량이 가장 많은 5년물을 택하였으며 이 중에서 국내 주식시장에 상장되어 있는 기업을 선정하여 최종적으로 삼성전자, 하이닉스, 현대차, 기업은행, 한국전력, KT, LG전자, POSCO, SK브로드밴드, SK, SK텔레콤의 11개 기업을 대상으로 하였다.<sup>8)</sup> 11개 기업의 CDS 자료는 데이터스트림(Data Stream)으로부터 수집하였으며 해당기업의 주가 정보는 Fn Guide를 통하여 채집하였다.<sup>9)</sup>

본 연구에서는 CDS 스프레드의 결정 요인을 살펴보기 위하여 부채비율, 개별주가의 변동성, 점프 요인, 과거 주식수익률, 유동성, 거시경제변수를 사용하였다. 부채비율은 Collin-Dufresne et al.(2001)과 같이 총부채를 시가총액과 총부채의 합으로 나눈 값으로 정의하였다. 총부채는 분기별로 공시되므로 Ericsson et al.(2009)과 같이 선형보간법(linear interpolation)을 이용하여 일별 총부채를 계산하였다.<sup>10)</sup> 개별주가의 변동성은 주가의 로

8) 데이터의 제약으로 인하여 표본 회사의 수가 충분하지 못하지만 2009년 9월 30일 기준으로 본 연구에 사용된 11개 기업의 시가총액은 KOSPI 200 시가총액의 약 37%를 차지한다.

9) 하이닉스와 SK브로드밴드의 경우 CDS의 거래가 활발하지 않아 특정일 이후 거래가 없었으므로 2009년 9월까지의 데이터를 모두 사용하지 않았다. 하이닉스의 경우 2009년 6월 10일 이후, SK브로드밴드는 2009년 2월 4일 이후의 거래가 이루어지지 않았으므로 각각 마지막 거래가 이루어 2009년 6월 10일, 2009년 2월 4일까지의 데이터만 사용하였다.

그수익률의 표준편차를 연단위로 환산하였으며 1개월, 3개월, 6개월 변동성을 사용하였다. 점프 위험을 측정하기 위하여 HL 및 점프를 판단하는 더미 변수인 Jump를 사용하였다. HL은 일중 종가대비 고가와 저가의 차이로서 실무에서 많이 사용되고 있으며, Jump은 더미 변수로서 HL 변수와 일별 수익률의 절대치가 5%이상이면 점프가 발생하였다고 판단하여 1, 그렇지 않은 경우는 0의 값을 가진다. 주가 수익률 자료는 1개월, 3개월, 6개월, 1년 수익률을 사용하였다. 한편, 본 논문에서는 유동성이 CDS 스프레드에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 절대 매도-매수 스프레드와 상대 매도-매수 스프레드를 이용하였다. 절대 매도-매수 스프레드는 매도호가와 매수호가의 차이를 의미하며, 상대 매도-매수 스프레드는 절대 매도-매수 스프레드를 매도가격과 매수가격의 평균값으로 나눈 값이다. 또한, 본 연구에서는 CD 금리, 3년 만기 국고채 수익률, 기간 스프레드(10년 만기 국고채 수익률과 1년 만기 국고채 수익률의 차이)를 거시경제 변수로 사용하였다. 해당 기업의 주가 관련 정보는 Fn Guide를 통해 수집하였으며 금리자료는 한국은행으로부터 제공받았다. 마지막으로 본 연구에서는 국내 기업의 CDS 스프레드에 중요한 영향을 미치는 우리나라 외평채 5년 만기 CDS 스프레드를 설명변수로 추가하였으며 블룸버그(Bloomberg) 사를 통해 수집하였다.

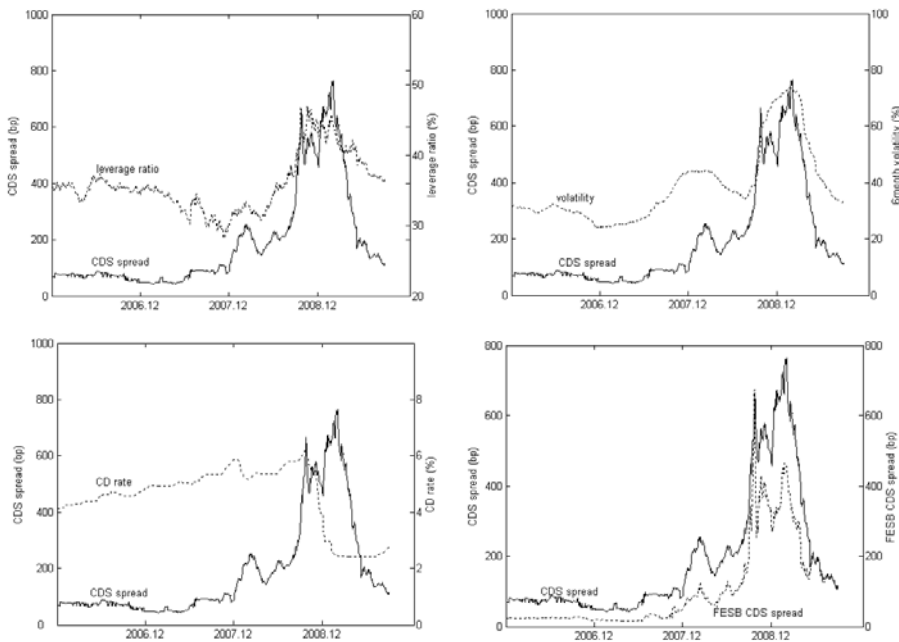
<표 1>은 CDS 스프레드와 설명변수에 대한 요약통계량을 나타내며, <그림 1>은 CDS 스프레드와 주요 설명변수인 부채비율, 주가의 6개월 변동성, CD 금리, 외평채 CDS 스프레드의 시계열 관계를 보여준다. <표 1>의 Panel A는 각 회사별 변수의 평균, 표준편차, 5퍼센타일, 95퍼센타일 및 CDS 스프레드와의 상관계수를 나타낸다. Panel A에서 변동성은 연단단위로 표시하였으며 수익률은 연간으로 환산하지 않았다. CDS 스프레드의 평균은 약 188bp이며 표준편차는 약 180pb로 다소 높게 추정되었는데, 이는 <그림 1>에서와 같이 금융위기로 인하여 2008년 하반기에 스프레드가 급격히 증가했기 때문으로 해석된다. 반면, 설명변수들은 CDS 스프레드에 비해 낮은 변동성을 보였으며 특히 거시경제변수의 변동성이 낮게 나타났다. <표 1>은 CDS 스프레드와 설명변수들 사이의 상관계수를 기술하고 있으며 \*\*는 5% 유의수준에서 유의한 상관계수를 의미한다. CDS

10) 본 논문에서는 부채비율의 일별 시계열 자료를 확보하기 위하여 Ericsson et al.(2009) 방법을 사용하였으며 이는 본 논문에서 사용된 부채비율과 주식수익률이 높은 상관관계를 가질 수 있음을 의미한다. 실제로 부채비율과 1개월 수익률, 3개월 수익률, 6개월 수익률, 12개월 수익률과의 상관계수는 각각 -0.11, -0.24, -0.46, -0.83으로 나타났으며 모두 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 따라서, 단일 회귀분석에서는 부채비율과 주식수익률을 사용한 결과를 모두 보고하되, 다중공선성의 문제를 최소화하기 위하여 다중 회귀분석에서는 주식수익률을 사용하지 않기로 한다.

스프레드와 부채비율, 주가의 6개월 변동성, 주식의 최근 12개월 수익률, CD 금리와 각각 0.79, 0.94, -0.82, -0.33의 상관계수를 보였는데 이는 3절의 가설과 일치한다. 특히, 국내 기업의 CDS 스프레드는 외평채 CDS 스프레드와 가장 높은 0.96의 상관계수를 보였다. 상관계수는 <그림 1>과도 일치하는데 특히 2008년 하반기에 CDS 스프레드, 부채비율, 주가의 6개월 변동성, 외평채 스프레드는 급격히 증가하며 CD 금리는 급격히 감소하는 것으로 나타났다.<sup>11)</sup>

<Figure 1> The relation between CDS spreads and explanatory variables

This figure shows the time-series relation between CDS spreads and explanatory variables. Specifically, it plots the CDS spreads and leverage ratio, volatility, CD rate, and the FESB spread, respectively. Leverage ratio is the book value of debt divided by the sum of market value of equity and the book value of debt as in Collin-Dufresne et al.(2001). Since book values are available at the quarterly frequency, linear interpolation is used as in Ericsson et al.(2009). The volatility is the annualized standard deviation of the stock returns over the past 6 months. FESB spread refers to the CDS spread on foreign exchange stabilization bonds issued by the Korean government whose maturity is 5 years. The sample period is from January 2006 to September 2009.



11) <그림 1>은 2008년 후반기에 CDS 스프레드 및 설명변수의 급격한 변화를 의미하므로 제 V장의 회귀분석에서 표본을 나누어 분석을 시도해야 함을 시사한다. 이에 대하여는 제 V장에서 자세히 논하기로 한다.

<Table 1> Summary statistics

Panel A reports the means, standard deviations, 5 percentile, 95 percentile of each firm level variable. It also presents the correlation coefficients between the firm level variables and the CDS spreads. Panel B shows the means, standard deviations of the macroeconomic variables, and their correlation coefficients with the CDS spreads. The volatility is annualized, and the return is not annualized in Panel A. HL is the difference of the highest and lowest stock price of each day divided by the closing stock price. Jump dummy is 1 if both the HL and the absolute value of the daily return are higher than 5%. Absolute spread is the difference between the ask and bid CDS spreads, and relative spread is the absolute spread divided by the midpoint of the ask and bid CDS spreads. 3-year yield means the 3-year government bond return, and term spread is the return difference between 10-year and 1-year government bonds. FESB spread refers to the CDS spread on foreign exchange stabilization bonds issued by the Korean government whose maturity is 5 years. \*\* indicates two-tailed significance at the 5% level. The sample period is from January 2006 to September 2009.

Panel A : Firm level variable					
	Mean	Standard deviation	5th percentile	95th percentile	Correlation with CDS spreads
CDS spread(bp)	188.48	179.61	47.68	611.70	
Leverage ratio(%)	35.86	3.99	30.32	44.23	0.79**
Volatility of past 1 month(%)	37.56	15.98	22.18	67.23	0.71**
Volatility of past 3 months(%)	38.26	14.92	23.20	79.86	0.83**
Volatility of past 6 months(%)	38.80	13.56	24.41	71.10	0.94**
HL(%)	3.36	1.52	1.93	5.71	0.59**
Jump	0.05	0.11	0.00	0.20	0.41**
Return of past 1 month(%)	1.03	7.32	-11.55	11.56	-0.09**
Return of past 3 months(%)	3.09	12.33	-19.16	21.34	-0.31**
Return of past 6 months(%)	5.34	19.01	-29.94	35.80	-0.63**
Return of past 12 months(%)	8.68	23.43	-33.31	41.96	-0.82**
Absolute spread(bp)	23.12	25.41	4.68	83.18	0.92**
Relative spread(%)	13.86	3.35	8.62	20.15	-0.40**
Panel B : Macroeconomic variable					
	Mean	Standard deviation	Correlation with CDS spreads		
CD rate(%)	4.54	1.11	-0.33**		
3-year yield(%)	4.87	0.62	-0.52**		
Term spread(%)	0.76	0.85	0.59**		
FESB spread(bp)	104.97	122.14	0.96**		

## 2. 분석 방법론

본 연구에서는 CDS 스프레드를 종속변수로 정의하며 부채비율, 주가의 변동성, 절대 매도-매수 스프레드와 같이 이론적으로 CDS 스프레드에 영향을 미치는 변수들을 설명변수로 정의한 후, 선형 회귀분석을 통하여 그 설명력을 실증 분석하였다. 선행연구에 의하면 회귀분석 방법은 아래의 두 가지로 구분할 수 있다. 첫째는 t시점의 CDS 스프레드를 t시점의 설명변수에 회귀분석하는 방법이며 둘째는 t시점과 t-1시점의 CDS 스프레드 차이를 t시점과 t-1시점의 설명변수 차이에 회귀분석하는 방법이다. Campbell and Taksler(2003), Cremers et al.(2004)은 첫 번째 방법을 선택하였으며, Collin-Dufresne et al.(2001)은 두 번째 방법을 선택하였는데 이는 Pedrosa and Roll(1998)의 주장처럼 CDS 스프레드의 지속적인(persistent) 특성을 반영한 방법론이다. 한편, Ericsson et al.(2009)은 두 가지 방법을 모두 사용하였는데 본 연구에서도 Ericsson et al.(2009)와 같이 두 가지 방법을 모두 사용하여 회귀분석을 시도하였다.<sup>12)</sup>

본 연구에서는 Collin-Dufresne et al.(2001)와 같이 개별회사에 대해서 회귀분석을 실시하였으며 이는 각 회사의 설명변수가 CDS 스프레드에 미치는 영향을 살펴보기 때문에 경영자 입장에서 특히 중요한 분석방법이다. 먼저, 개별변수 회귀분석을 통하여 각 변수의 설명력을 살펴본 후 다중회귀분석을 실시하였다. 다중회귀분석에서 모든 설명변수를 포함한 회귀분석식은 다음과 같다.

$$CDS_{i,t} = c_i + \beta_{i,1}^l Lev_{i,t} + \beta_{i,2}^l Vol_{i,t} + \beta_{i,3}^l Jumps_{i,t} + \beta_{i,4}^l Ret_{i,t} + \beta_{i,5}^l Liq_{i,t} + \beta_{i,6}^l Macro_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\Delta CDS_{i,t} = c_i + \beta_{i,1}^d \Delta Lev_{i,t} + \beta_{i,2}^d \Delta Vol_{i,t} + \beta_{i,3}^d \Delta Jumps_{i,t} + \beta_{i,4}^d \Delta Ret_{i,t} + \beta_{i,5}^d \Delta Liq_{i,t} + \beta_{i,6}^d \Delta Macro_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

식 (1)은 t시점의 CDS 스프레드를 t시점의 설명변수에 회귀분석하는 방법이며, 식 (2)는 t시점과 t-1시점의 CDS 스프레드 차이를 t시점과 t-1시점의 설명변수 차이에 회귀분석하는 방법이다. t시점에서 i번째 회사에 대하여,  $CDS_{it}$ 는 CDS 스프레드를 나타

12) CDS 스프레드의 시계열은 지속적인(persistent) 특징을 가지므로 단위근 테스트를 통하여 방법론을 결정할 수도 있다. 그러나, 본 연구의 시계열은 비교적 짧으며 단위근 테스트는 기각력이 약한 것으로 알려져 있으므로 본 연구에서는 두 가지 방법으로 모두 사용하였다.

내며,  $Lev_{it}$ 는 부채비율을 의미한다. 또한,  $Jumps_{it}$ 는 본 연구에서 점프를 측정하는 설명변수로 사용되는 HL 및 더미변수  $Jump$ 를 나타내며,  $Ret_{it}$ 은 주식의 과거 수익률을 의미한다. 한편,  $Liq_{it}$ 는 유동성을 나타내며,  $Macro_t$ 은 무위험 이자율 및 기간 스프레드와 같은 거시경제변수를 의미한다.<sup>13)</sup> 한편,  $\Delta(\cdot)$ 은  $t$ 시점과  $t-1$ 시점의 차이를 나타낸다.

식 (1) 및 식 (2)를 이용하여 각 회사의 회귀분석을 통해 추정된 계수의 평균을 보고하며, 각 회사별로 유의한 추정치의 비율 및 추정된 계수의 평균에 대한  $t$ -값을 보고한다. 각 회사별 계수의 유의성에 대한  $t$ -값은 Newey-West(1987)의 방법으로 계산되었으며, 공분산 행렬 계산시 6기 래그까지의 값을 사용하였다.<sup>14)</sup> 평균계수의 유의성에 대한  $t$ -값은 Collin-Dufresne et al.(2001)와 같이 추정된 계수의 평균을 계수들의 표준오차로 나누어 계산한다.

## V. 실증분석결과

### 1. 전체표본 분석 결과

#### (1) 단일회귀분석 결과

<표 2>의 Panel A는  $t$ 시점의 회사별 CDS 스프레드를 상수항과  $t$ 시점의 각 설명변수에 회귀분석한 결과를 나타낸다. 구체적으로, 각 회사별로 회귀분석을 실시한 후 추정된 계수의 평균, 평균계수의 유의성에 대한  $t$ -값, 양수 및 음수 추정치의 개수, 전체 회사 가운데 각 회사별 회귀분석 시 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정된 계수의 비율 및 조정결정계수의 평균을 나타낸다.<sup>15)</sup>

13) Zhang et al.(2009)는 동시점의 설명변수를 사용할 경우에 설명력이 과도하게 높게 나타날 수 있으므로 회귀분석에서 과거 시점의 설명변수들을 사용하였다. 그러나, 본 연구에서는 동시점 설명변수와 과거시점 설명변수의 설명력이 거의 같으므로 동시점 설명변수의 결과를 기술한다.

14) Newey-West(1987)는 공분산행렬을 계산할 때에 사용하는 래그의 수 ( $q$ )를 다음과 같이 제안하였다.

$$q = \text{floor} \left( 4 \left( \frac{T}{100} \right)^{2/9} \right)$$

$T$ 는 관측치의 수를 의미하여  $\text{floor}(\cdot)$ 는 소수점 이하를 내림하는 연산자를 의미한다. 본 논문에서  $T = 931$ 이므로  $q = 6$ 으로 설정하였다.

15) Collin-Dufresne et al.(2001), Ericsson et al.(2009)은 전체 평균계수에 대한 통계적 유의성만 보고하였지만, 각 회사별 회귀분석에서 설명변수의 유의성도 중요하다고 판단된다. 따라서, 본 연구에서는 전체 회사 중에서 각 회사별 회귀분석에서 통계적으로 유의하게 추정된 계수의 비율도 함께 보고한다.

<Table 2> Univariate regression results

Panel A(B) reports the regression results when the levels of the CDS spreads in each firm at time  $t$  (the differences of the CDS spreads between at time  $t$  and  $t-1$ ) are regressed on a constant and a firm level variable at time  $t$  (the difference of a firm level variable at time  $t$  and  $t-1$ ). Specifically, the average of estimated coefficients,  $t$ -ratios, number of positive coefficients, number of negative coefficients, percent of significant estimates at 5% significance level, and adjusted  $R^2$  are reported. The  $t$ -ratios in the second row are computed based on the time-series regression coefficients as in Collin-Dufresne et al.(2001). The Newey-West(1987) estimators with six lags are used to compute the  $t$ -ratio of each variable in each regression and used to compute the percent of significant estimates at 5% significance level. HL is the difference of the highest and lowest stock price of each day divided by the closing stock price. Jump dummy is 1 if both the HL and the absolute value of the daily return are higher than 5%. Absolute spread is the difference between the ask and bid CDS spreads, and relative spread is the absolute spread divided by the midpoint of the ask and bid CDS spreads. 3-year yield means the 3-year government bond return, and term spread is the return difference between 10-year and 1-year government bonds. FESB spread refers to the CDS spread on foreign exchange stabilization bonds issued by the Korean government whose maturity is 5 years. The sample period is from January 2006 to September 2009.

	Panel A : Regressions in level												
	Volatility			Jump risk		Stock return			Liquidity		Macroeconomy		
	1month	3months	6months	HL	Jump	1months	3months	6months	12months	Absolute spread		Relative spread	
Leverage													
Leverage ratio													FESB CDS
Coefficients	17.08	5.58	7.43	9.15	40.37	223.09	-0.26	-1.38	-2.82	-3.05	7.05	0.09	-71.90
<i>t</i> -ratios	3.63	5.02	5.67	5.82	4.17	3.66	-0.32	-3.22	-3.85	-5.19	9.85	0.01	-2.01
Number of positive slopes	8	11	11	11	11	11	3	1	0	0	11	3	0
Number of negative slopes	2	0	0	0	0	0	8	10	11	11	0	8	11
Percent of significant slopes	90	100	100	100	82	82	9	55	91	91	100	100	100
Adj-R <sup>2</sup> (%)	43.55	39.00	53.88	62.84	22.82	6.67	1.49	6.15	18.29	32.56	80.45	21.15	10.58
													25.56
													36.25
													91.52
	Panel B : Regressions in difference												
	Volatility			Jump risk		Stock return			Liquidity		Macroeconomy		
	1month	3months	6months	HL	Jump	1months	3months	6months	12months	Absolute spread		Relative spread	
Leverage													
Leverage ratio													FESB CDS
Coefficients	5.50	0.19	0.63	1.98	0.65	6.61	-0.47	-0.36	-0.31	-0.43	0.85	0.22	6.20
<i>t</i> -ratios	3.45	2.02	1.68	3.76	3.11	2.40	-6.25	-6.78	-4.38	-4.85	5.15	0.47	0.73
Number of positive slopes	10	9	8	10	9	10	0	0	1	0	11	1	7
Number of negative slopes	0	2	3	1	2	1	11	11	10	11	0	10	2
Percent of significant slopes	60	9	9	9	18	9	64	36	55	55	64	0	4
Adj-R <sup>2</sup> (%)	4.97	0.29	0.54	0.63	1.12	1.32	1.96	0.96	1.00	1.23	9.12	0.62	0.36
													0.28
													0.10
													12.09

Panel A의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 부채비율이 증가하면 CDS 스프레드는 증가하는 것으로 나타났으며 통계적으로 유의하게 추정되었다. 조정결정계수도 약 44%로 나타났으므로 부채비율만으로 CDS 스프레드 변동의 상당한 부분을 설명하였다. 구체적으로, 부채비율이 1% 증가하면 CDS 스프레드는 평균적으로 약 17bp 증가하는 것으로 나타났으며 90%의 기업에 대하여 부채비율에 대한 효과는 통계적으로 유의하게 추정되었다.<sup>16)</sup> 둘째, 주가의 변동성 및 점프 위험에 대하여도 모두 계수가 유의하게 양의 값으로 추정되었으며 이는 가설과 동일한 결과이다. 특히 Campbell and Taksler (2003)가 사용한 주가의 6개월 변동성에 대한 결정계수가 약 63%로 가장 높게 추정되었다. 셋째, 주식수익률이 커질수록 CDS 스프레드는 감소하였으며 과거 수익률을 측정하는 기간이 길어질수록 그 효과는 더욱 크게 나타났다. 넷째, 유동성에 관하여는 절대 스프레드의 설명력이 매우 높게 측정되었으며 절대 스프레드가 1bp 증가하면 평균적으로 CDS 스프레드는 약 7bp 증가하는 것으로 나타났다. Pires et al.(2009)는 기존 논문들에서 유동성의 영향이 다소 낮다는 결론이 도출된 이유는 상대 매도-매수 스프레드를 사용했기 때문이라고 기술하며 절대 매도-매수 스프레드를 사용함으로써 설명력을 높일 수 있다고 기술하였는데 본 연구에서도 상대 스프레드에 대한 설명력은 미미한 것으로 나타났다. 넷째, CDS 스프레드는 CD 금리 및 3년 만기 국고채 수익률과 음의 관계를 보이는 것으로 관측되었다. 이는 무위험 이자율의 증가는 위험조정 부도확률을 감소시킨다는 구조형 모형과 일치하는 결과로 해석된다. 마지막으로, 우리나라 외평채 5년 만기 CDS 스프레드가 국내 기업의 CDS 스프레드에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 외평채 CDS 스프레드가 1bp 증가하면 회사의 CDS 스프레드는 평균적으로 약 1.42bp 증가하는 것으로 나타났으며, 조정결정계수는 약 92%로 추정되었다. 국내 기업의 달러 기준 CDS 스프레드는 미국 국채 대비 스프레드를 의미하는 것으로 볼 수 있다. 그러므로 우리나라 외평채 5년 만기 CDS 스프레드가 국내 기업의 CDS 스프레드에 중요한 영향을 미치는 것으로 해석된다. 결론적으로 단일회귀분석의 결과는 제 Ⅲ장의 가설과 일치하며 특히 부채비율, 주가의 변동성, 절대 매도-매수 스프레드, 외평채 5년 만기 CDS 스프레드의 설명력이 높은 것으로 드러났으므로 CDS 스프레드가 신용위험을 측정하는 좋은 대용치가 될 수 있음을 시사한다.

한편, <표 2>의 Panel B는 t시점과 t-1시점의 CDS 스프레드 차이를 t시점과 t-1시점

16) 금융회사인 기업은행은 부채비율 분석에서 제외하였다.



의 설명변수 차이에 회귀분석한 결과를 나타낸다. CDS 스프레드 차이에 대한 회귀분석 결과는 Panel A와 비교하여 다음과 같은 특징을 갖는다. 첫째, CD 금리를 제외하면 모든 설명변수의 평균 계수의 부호가 Panel A의 결과와 동일하게 추정되어 각 설명변수가 CDS 스프레드에 미치는 영향이 재확인되었다. 둘째, 각 계수의 크기가 전반적으로 감소하는 것으로 나타났으나 전체 계수 평균에 대한 통계적 유의성은 유지되었다. 셋째, 각 회사별 회귀분석에서의 통계적 유의성은 다소 감소하는 것으로 나타났으며 이는 평균 조정결정계수의 큰 감소를 초래하였다. Pedrosa and Roll(1998)은 CDS 스프레드가 상당히 지속적인(persistent) 특성을 가지므로 CDS 스프레드 자체를 종속변수로 한 회귀분석에서 결정계수가 높게 측정됨을 주장하였다. Ericsson et al.(2009)은 잡음(noise)이 있는 CDS 스프레드 데이터를 차분하여 회귀분석 할 경우에 귀무가설 하에서 확보할 수 있는 최대 결정계수는 100%보다 낮음을 기술하였다. 이들의 주장은 차분 데이터를 이용한 Panel B의 회귀분석 결과와 일치한다. 결과적으로 차분을 이용한 회귀분석은 전반적인 설명력의 감소를 초래하였지만, 부채비율과 절대 매도-매수 스프레드, 외평채 CDS 스프레드의 조정결정계수는 약 5%, 9% 및 12%로 각각 추정되어 CDS 스프레드 차이에 대한 설명력이 특히 높은 것으로 나타났다.

<표 2>의 실증분석 결과는 이론적으로 신용 프리미엄에 영향을 주는 변동성, 부채 비율, 무위험 이자율 등이 신용 프리미엄을 잘 설명하지 못한다고 기술한 Collin-Dufresne et al.(2001)의 결과와 대치된다. 이는 Collin-Dufresne et al.(2001)은 신용 프리미엄의 대용치로서 회사채 스프레드를 사용한 반면 본 연구에서는 CDS 스프레드를 사용했기 때문에 해석된다. 또한, 최근 신용파생상품 시장의 풍부해진 유동성과도 관련이 있는 것으로 해석된다.

## (2) 다중회귀분석 결과

<표 3>은 CDS 스프레드를 종속변수로 한 다중회귀분석 결과를 나타내며 각 열은 하나의 회귀분석 결과를 의미한다. 각 설명변수에 대하여 첫 번째 행은 개별회사 별로 추정된 계수의 평균을 나타내며, 두 번째 행은 평균계수의 유의성에 대한  $t$ -값으로 Collin-Dufresne et al.(2001)와 같이 추정된 계수의 평균을 계수들의 표준오차로 나누어 계산하였다.<sup>17)</sup> 또한, 각 열의 마지막 행에는 각 회귀분석의 조정결정계수를 표시하였는

17) 다중회귀분석의 결과에 의하면, 전체 회사 가운데 각 회사별 회귀분석 시 통계적으로 유의하게 추정된 계수의 비율은 단일회귀분석의 결과가 거의 일치하였으므로 공간을 절약하기 위하여 생략하였다.

데 이는 각 설명변수에 조합에 대하여 개별회사에서 계산된 조정결정계수의 평균을 의미한다.

<Table 3> Multivariate regressions in levels

This table reports the multivariate regression results when the levels of the CDS spreads in each firm at time  $t$  are regressed on a constant and firm level variables at time  $t$ . Each column represents regression result for each specification. In each specification, the first row shows the average of estimated coefficients, and the  $t$ -ratios computed as in Collin-Dufresne et al.(2001) appear in the parentheses. The adjusted  $R^2(\%)$  is reported in the final row of each column. HL is the difference of the highest and lowest stock price of each day divided by the closing stock price. 3-year yield means the 3-year government bond return, and term spread is the return difference between 10-year and 1-year government bonds. Absolute spread is the difference between the ask and bid CDS spreads. FESB spread refers to the CDS spread on foreign exchange stabilization bonds issued by the Korean government whose maturity is 5 years. The sample period is from January 2006 to September 2009.

Dependent variable : CDS spread in level(bp)								
Explanatory variable	1	2	3	4	5	6	7	8
Constant	-185.34 (-4.58)	-192.12 (-4.83)	-463.81 (-9.82)	-277.42 (-2.18)	-236.64 (-4.21)	-123.63 (-2.18)	-18.30 (-0.98)	-91.64 (-2.10)
Volatility of past 1 month	0.93 (2.11)							
Volatility of past 6 months	8.36 (4.50)	8.60 (5.15)	7.52 (8.31)	7.01 (9.75)	4.21 (4.73)	2.73 (2.38)	1.91 (2.16)	2.23 (2.61)
HL		9.55 (3.46)						
Leverage ratio			10.85 (6.64)	10.42 (4.81)	5.41 (3.30)	2.64 (1.85)		1.93 (1.73)
3-year yield				-26.06 (-1.34)				
Absolute spread					4.42 (5.18)		1.33 (5.79)	1.14 (4.89)
FESB spread						0.94 (9.49)	0.91 (5.82)	0.85 (7.53)
Adj- $R^2(\%)$	65.09	65.61	74.56	77.39	89.04	94.23	94.42	95.04

모형 1은 주가의 1개월 및 6개월 변동성을 이용한 회귀분석 결과를 나타내는데, 이는 Zhang et al.(2009)이 기술한 것처럼 주가 변동성의 시간가변성을 반영하여 단기와 장기 변동성의 설명력을 분석하기 위함이다. Zhang et al.(2009)은 Merton(1974)의 모형에서 자산의 변동성이 상수라고 가정하더라도 자산 가치가 시간에 따라 변하면 비선형적인 델타 함수가 시간에 따라 변함을 관찰하였다. 또한, 이것이 결과적으로 주가 변동성의

시간가변성을 의미한다고 주장하였다. 본 논문에서도 Zhang et al.(2009)의 결과와 마찬가지로 단기 및 장기의 변동성의 설명력이 통계적으로 유의하게 추정되었다. 모형 3에서는 6개월 변동성과 부채비율이 설명변수로 사용되었는데 계수의 부호는 가설과 일치하고 통계적으로 유의하게 추정되었으며 6개월 변동성과 부채비율 만으로 CDS 스프레드의 약 75%를 설명할 수 있었다. 모형 4는 3년 만기 국고채 수익률을 6개월 변동성 및 부채비율과 함께 설명변수로 채택한 결과를 보여준다. 3년 만기 국고채 수익률에 대한 계수는 평균적으로 음의 값을 가지며 이는 이자율의 증가가 회사가치 과정에서 무위험 추세(risk-neutral drift)를 증가시키고 이는 부도위험의 감소를 규명한 Longstaff and Schwartz (1995)의 예측과 일치한다.<sup>18)</sup> 모형 5에서는 6개월 변동성과 부채비율에 추가적으로 절대 매도-매수 스프레드가 사용되었는데 이 모형은 CDS 스프레드 변동의 약 89%를 설명하는 것으로 나타났다. 절대 매도-매수 스프레드는 통계적으로 유의하게 추정되었으며 절대 매도-매수 스프레드를 추가하더라도 6개월 변동성 및 부채비율은 통계적으로 유의한 값을 나타냈다. 그러나, 6개월 변동성 및 부채비율의 계수가 현저히 감소했으며 이는 이들 변수와 절대 매도-매수 스프레드는 CDS 스프레드에 대한 설명력의 상당 부분을 공유함을 의미한다. 모형 6에서는 6개월 변동성과 부채비율에 추가적으로 외평채 CDS 스프레드가 설명변수로 사용되었으며 이 모형은 CDS 스프레드 변동의 약 94%를 설명하는 것으로 나타났다. 특히, 외평채 CDS 스프레드 계수의  $t$ -값은 약 9로 추정되어 외평채 CDS 스프레드가 각 기업에 미치는 영향은 크게 다르지 않음을 시사한다. 한편, 모형 7 및 모형 8의 결과에서도 주가의 6개월 변동성, 절대 스프레드 및 외평채 CDS 스프레드에 대한 계수는 통계적으로 유의하며 이는 <표 2>의 결과와 마찬가지로 이들 변수가 기업의 CDS 스프레드를 설명하는 주요 변수임을 다시 한 번 시사한다.

<표 4>은 CDS 스프레드의 차이를 종속변수로 한 다중회귀분석 결과를 나타내며 각 모형은 <표 3>과 동일하다. <표 4>의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 6개월 변동성, 부채비율, 절대 매도-매수 스프레드의 부호가 가설과 일치하고 통계적으로 유의하게 추정되어 이들 설명변수가 CDS 스프레드에 미치는 영향이 재확인되었으며, 외평채 CDS 스프레드의 설명력도 여전히 통계적으로 유의하였다. 둘째, 단일회귀분석의 결과와 마찬가지로 평균 조정결정계수는 크게 감소하였으며 이는 Pedrosa and Roll(1998) 및 Ericsson et al.(2009)의 연구결과와 일치한다. 결과적으로 각 회사별 CDS 스프레드를 종속변수로

18) 3년 만기 국고채 수익률에 대한 각 기업의 민감도가 다양하게 추정되어 추정된 계수의 평균은 통계적으로 유의하지 않지만, 5% 유의수준에서 10개 기업 중 5개 기업에서 통계적으로 유의하게 추정되었다.

사용한 <표 3> 및 CDS 스프레드의 차이를 사용한 <표 4>의 결과는 주가의 6개월 변동성, 부채비율, 절대 매도-매수 스프레드, 외평채 CDS 스프레드가 회사별 CDS 스프레드의 변동을 가장 잘 설명하는 변수임을 의미한다.

<Table 4> Multivariate regressions in differences

This table reports the multivariate regression results when the differences of the CDS spreads in each firm at time  $t$  are regressed on a constant and the differences of the firm level variables at time  $t$  and  $t-1$ . Each column represents regression result for each specification. In each specification, the first row shows the average of estimated coefficients, and the  $t$ -ratios computed as in Collin-Dufresne et al.(2001) appear in the parentheses. The adjusted  $R^2(\%)$  is reported in the final row of each column. HL is the difference of the highest and lowest stock price of each day divided by the closing stock price. 3-year yield means the 3-year government bond return, and term spread is the return difference between 10-year and 1-year government bonds. Absolute spread is the difference between the ask and bid CDS spreads. FESB spread refers to the CDS spread on foreign exchange stabilization bonds issued by the Korean government whose maturity is 5 years. The sample period is from January 2006 to September 2009.

Dependent variable : CDS spread in difference(bp)								
Explanatory variable	1	2	3	4	5	6	7	8
Constant	0.17 (2.36)	0.17 (2.37)	0.15 (2.27)	0.15 (2.09)	0.16 (2.02)	0.13 (1.87)	0.12 (1.97)	0.14 (1.67)
Volatility of past 1 month	-0.01 (-0.16)							
Volatility of past 6 months	2.01 (3.86)	1.66 (3.27)	2.30 (4.15)	2.26 (4.04)	1.87 (3.97)	2.19 (3.97)	1.60 (3.32)	1.76 (3.62)
HL		0.55 (2.66)						
Leverage ratio			5.58 (3.45)	5.62 (3.43)	4.65 (2.87)	2.29 (3.50)		1.37 (1.52)
3-year yield				-1.74 (-0.23)				
Absolute spread					0.73 (4.68)		0.77 (4.36)	0.68 (4.15)
FESB spread						0.30 (4.21)	0.30 (4.26)	0.31 (4.17)
Adj- $R^2(\%)$	0.68	1.58	5.75	5.98	13.04	14.45	20.88	21.38

### (3) 계수의 안정성(coefficient stability)

이 절에서는 회귀분석에서 추정된 계수의 안정성을 관찰하여 주요 설명변수가 CDS 스프레드에 미치는 영향의 통계학적 및 경제학적 지속성을 살펴보기로 한다. 구체

적으로, 각 회사별 CDS 스프레드 및 CDS 스프레드의 차이를 종속변수로 하고 상수항 및 각 설명변수를 독립변수로 하여 롤링 윈도우(rolling window) 단일회귀분석을 수행한다. 그 후 회귀분석에서 추정된 계수의 추이를 관찰한다. 각 종속변수에 대하여 설명력이 가장 우수한 주가의 6개월 변동성, 부채비율, 절대 매도-매수 스프레드, 외평채 CDS 스프레드를 각 회귀분석의 설명변수로 설정하여 총 4번의 롤링 윈도우 회귀분석을 시도하였다. 한편, 롤링 윈도우 회귀분석에서는 과거 1년 자료를 이용하였으며 각 회사에 대한 계수를 추정한 후 그 평균을 계산하였다.

<그림 2>의 Panel A(B)는 종속변수가 CDS 스프레드(CDS 스프레드의 차이)인 경우에 추정된 주요 계수의 추이를 나타낸다. <그림 2>의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, <표 2>~<표 4>와 마찬가지로 평균적으로 주요 설명변수의 계수 부호가 가설과 일치하게 추정되었다. 특히 2008년 하반기에 발생한 금융위기 이후에는 지속적으로 가설과 일치하게 추정되었다. 이는 금융위기 이전에는 CDS 스프레드가 매우 지속적인(persistent) 추이를 보였지만 금융위기 이후에는 그 크기 및 변동성이 크게 변하여 주요 설명변수들의 설명력이 증가했기 때문으로 해석된다. 둘째, 주요 설명변수 계수의 시간가변성이 관측되었으며 이는 경제학적인 유의성이 변하고 있음을 시사한다. 특히 2008년 하반기에 발생한 금융위기를 기점으로 주요 설명변수의 계수에 큰 변화가 있음이 관측되었다.

## 2. 부표본(subsample) 분석 결과

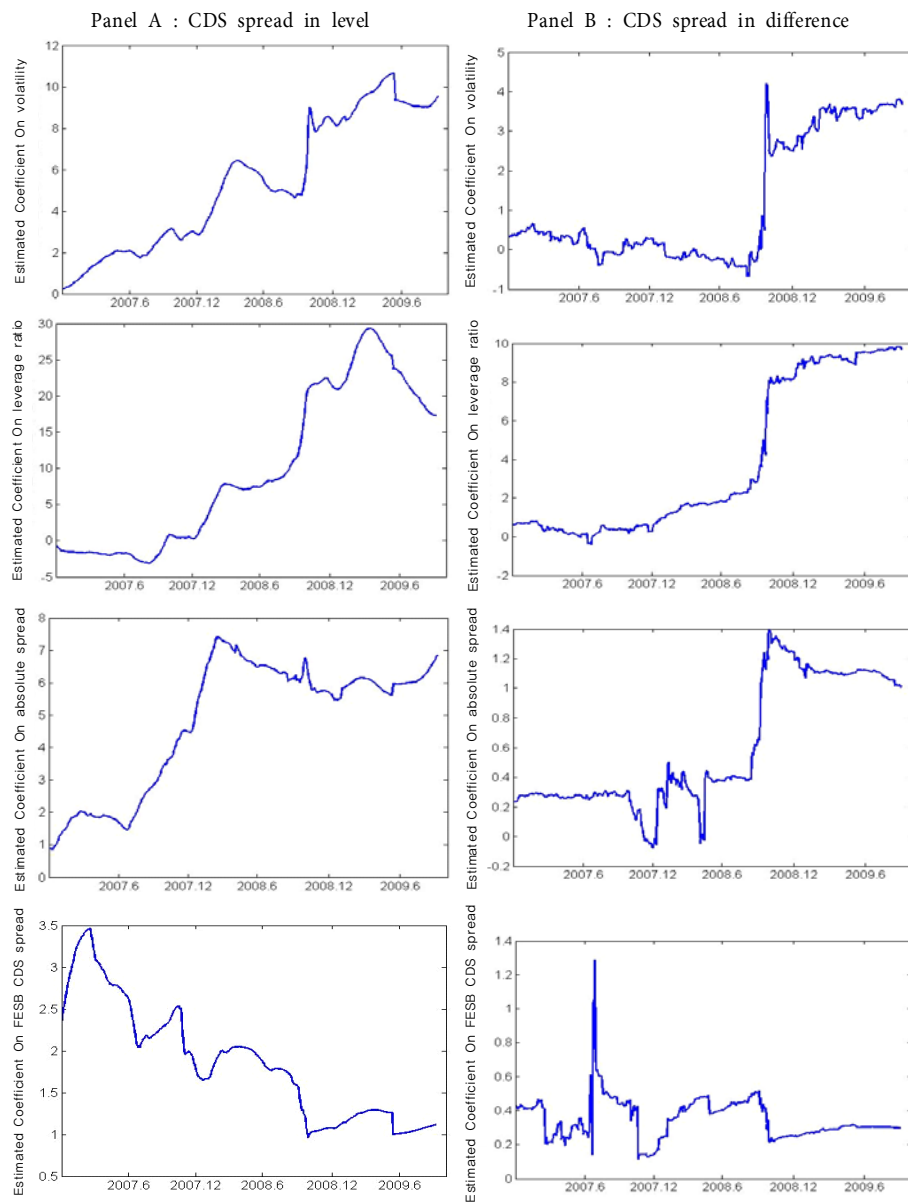
<그림 2>는 2008년 하반기에 발생한 금융위기를 기점으로 주요 설명변수의 계수가 크게 변함을 시사한다. 따라서 본 절에서는 전체 표본을 두 개의 부표본으로 나눈 후 각각의 기간에 대하여 주요 설명변수의 설명력을 재고찰한다. <그림 2>의 Panel B는 특히 2008년 10월 24일을 기점으로 계수가 크게 변했음을 보여주는데 Chow(1960)의 테스트를 이용하여 계수의 구조적 변화를 통계적으로 검증한 후, 각 부표본으로 나누어 회귀분석을 실시한다.<sup>19)</sup>

각 회사별로 주가의 6개월 변동성, 부채비율, 절대 매도-매수 스프레드, 외평채 CDS 스프레드를 설명변수로 하여 Chow(1960)의 테스트를 실시하였으며 F-통계량은 다

19) 2008년 10월 24일에 세계증시는 급격히 동반 하락하였으며 특히 KOSPI 200지수는 -10.33%의 수익률을 기록하였다.

<Figure 2> Coefficient stability

Panel A(B) reports the time-series of the estimated average coefficients with 1-year rolling-window regressions when the levels of the CDS spreads in each firm at time  $t$  (the differences of the CDS spreads between at time  $t$  and  $t-1$ ) are regressed on a constant and a firm level variable at time  $t$  (the difference of a firm level variable at time  $t$  and  $t-1$ ). For each dependent variable, volatility, leverage ratio, absolute spread, and FESB spread are used as an independent variable, respectively. The sample period is from January 2006 to September 2009.



음과 같다.<sup>20)</sup>

$$F = \frac{(e'_*e_* - e'_1e_1)/n_2}{e'_1e_1/(n_1 - k)} \sim F(n_2, n_1 - k) \quad (3)$$

$e'_1e_1$ 는 2008년 10월 24일 이전  $n_1$ 개의 데이터를 통해 계산된 오차항 제곱의 합을 의미하며,  $e'_*e_*$ 는 전체  $n_1+n_2$ 개의 데이터를 통해 계산된 오차항 제곱의 합을 나타낸다.  $k$ 는 추정할 계수의 수를 의미한다. 기업은행을 제외한 10개의 회사에 대해서 Chow(1960) 테스트를 실시한 결과 모든 회사에 대하여  $p$ -value가 0.01보다 작게 추정되어 2008년 10월 24일을 기점으로 계수의 변화가 있는 것이 통계적으로 검증되었다. 따라서, 본 절에서는 이 시점 이전과 이후의 각 부표본에 대하여 회귀분석을 시도하기로 한다.

<표 5>의 Panel A(Panel B)는 각 회사별 CDS 스프레드(CDS 스프레드의 차이)를 종속변수로 하며 상수항 및 각 설명변수를 독립변수로 한 단위회귀분석 결과를 나타낸다. 각 열은 하나의 회귀분석 결과를 의미하며 주가의 6개월 변동성, 부채비율, 절대 매도-매수 스프레드 및 외평채 CDS가 설명변수로 사용되었다. 회귀분석은 각각 두 개의 부표본에 대하여 실시하였다. 각 계수의 첫 번째 행은 개별회사에 대하여 추정된 계수의 평균을 나타내며, 두 번째 행은 평균계수의 유의성에 대한  $t$ -값으로 Collin-Dufresne et al.(2001)와 같이 추정된 계수의 평균을 계수들의 표준오차로 나누어 계산하였다. 또한, 마지막 행은 전체 회사 중에서 각 회사별 회귀분석에서 통계적으로 유의하게 추정된 계수의 비율을 나타낸다. 각 회사별 계수의 유의성에 대한  $t$ -값은 Newey-West(1987)의 방법으로 계산되었다.

<표 5>의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 각 부표본에 대하여 주요변수의 부호가 가설과 일치하며 대부분의 계수가 통계적으로 유의하게 추정되어 설명력이 재확인되었다. 다만, Panel A에서 금융위기 이후에 6개월 변동성의  $t$ -값은 1.43으로 추정되어 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 금융위기 이후 각 회사의 설명변수에 대한 민감도가 큰 차이를 보였기 때문이다. 그러나, 각 기업별 분석에서는 각각 전체의 73%의 계수가 통계적으로 유의하게 추정되어 각 변수들은 금융위기 이후에도 설명력이 있음이 확인되었다. 둘째, 각 부표본에 대하여 주요 설명변수의 추정 값이 큰 차이를 보였다. 6개월 변동성 및 부채비율은 금융위기가 발생한 이후에 경제학적인 설명력이 현저히 증가하였

20) 각 설명변수 별로 단일 회귀분석을 실시한 결과에서도 계수의 구조적 변화가 통계적으로 검증되었다.

으며 절대 매도-매수 스프레드 및 외평채 CDS 스프레드의 계수는 오히려 감소하였다. 마지막으로, CDS 스프레드의 차이를 종속변수로 하고 4개의 변수를 모두 설명변수로 실시한 다중회귀분석의 결과 두 부표본에 대하여 조정결정계수가 31%, 29%로 각각 추정되어 <표 4>에서 전체 표본을 대상으로 추정된 21%에 비해 큰 증가를 보였다. 이는 <그림 2>의 Panel B에서 2008년 10월 24일을 기준으로 추정 계수의 값에 큰 변화가 있었으므로 각 부표본에 대하여 분석할 경우에 모형의 설명력이 향상되었음을 의미한다.

<Table 5> Sub-sample univariate regression results

Panel A (B) reports the regression results when the levels of the CDS spreads in each firm at time  $t$  (the differences of the CDS spreads between at time  $t$  and  $t-1$ ) are regressed on a constant and a firm level variable at time  $t$  (the difference of a firm level variable at time  $t$  and  $t-1$ ). Each column represents regression result for each specification. The average of estimated coefficients is reported in the first row. The  $t$ -ratios in the second row are computed based on the time-series regression coefficients as in Collin-Dufresne et al.(2001). The Newey-West(1987) estimators with six lags are used to compute the  $t$ -ratio of each variable in each regression and used to compute the percent of significant estimates at 5% significance level. The volatility is the annualized standard deviation of the stock returns over the past 6 months. Absolute spread is the difference between the ask and bid CDS spreads. FESB spread refers to the CDS spread on foreign exchange stabilization bonds issued by the Korean government whose maturity is 5 years.

Panel A : CDS spread in level					
		Volatility	Leverage ratio	Absolute spread	FESB spread
2006. 1. 2~ 2008. 10. 23	Coefficients	5.04	8.84	7.44	1.42
	$t$ -ratio	4.05	2.32	9.28	4.68
	Percent of significant slopes	82	82	100	100
2008. 10. 24~ 2009. 9. 30	Coefficients	8.44	14.28	3.62	0.82
	$t$ -ratio	1.43	2.26	3.77	4.99
	Percent of significant slopes	73	50	82	82
Panel B : CDS spread in difference					
2006. 1. 2~ 2008. 10. 23	Coefficients	0.50	2.72	1.03	0.38
	$t$ -ratio	0.81	3.51	6.70	4.71
	Percent of significant slopes	9	70	82	73
2008. 10. 24~ 2009. 9. 30	Coefficients	7.35	10.32	0.61	0.27
	$t$ -ratio	2.15	3.48	1.32	3.18
	Percent of significant slopes	9	70	45	45



## VI. 결론

본 논문에서는 CDS 스프레드를 신용위험을 측정하는 대용치로 사용하여 CDS 스프레드의 결정요인에 대한 실증분석을 시도하였다. 구조형 모형에서 신용 프리미엄에 영향을 주는 개별주가의 변동성, 도약비율, 부채비율, 무위험 이자율을 포함하여 선행연구에서 설명력이 검증된 과거 주식수익률, 유동성 등이 CDS 스프레드에 미치는 영향을 회귀분석을 이용하여 살펴보았다. 또한, 국내 기업의 CDS 스프레드에 중요한 영향을 미치는 우리나라 외평채 5년 만기 CDS 스프레드를 설명변수로 추가하여 분석하였다. CDS 스프레드는 회사채와 달리 표준화된 조건으로 거래되는 점, 그 자체가 이미 스프레드의 의미를 가지므로 벤치마크 무위험 수익률 곡선에 대한 정보가 필요하지 않는다는 점, 단기적으로 회사채 스프레드를 선행하여 위험관리 차원에서도 신용조건의 변화를 더 잘 반영할 가능성이 높은 점 등에서 회사채 스프레드에 비해 장점을 가지므로 최근 신용위험을 측정하는 대용치로 많이 사용되고 있다.

연구의 주요 실증분석결과를 다음과 같다. 첫째, CDS 스프레드 및 CDS 스프레드 차이에 대한 회귀분석에서 주요 설명변수의 계수의 부호가 이론과 일치하게 추정되었으며 이는 CDS 스프레드가 신용위험을 측정하는 좋은 대용치가 될 수 있음을 시사한다. 둘째, 설명변수 중에서 주가의 변동성, 부채비율, 절대 매도-매수 스프레드, 외평채 CDS 스프레드의 설명력이 특히 높았으며 이들 변수만으로 CDS 스프레드의 95%를 설명할 수 있었다. 한편, 주가의 변동성, 부채비율, 절대 매도-매수 스프레드, 외평채 CDS 스프레드는 CDS 스프레드 차이의 약 21%를 설명하였는데 이는 잡음(noise)이 있는 CDS 스프레드 데이터를 차분하면 설명력의 큰 감소가 발생한다는 Ericsson et al.(2009)의 연구결과와 일치한다. 셋째, 2008년 하반기에 발생한 금융위기를 기점으로 각 부표본에 대하여 회귀분석을 실시한 결과에서도 주요변수의 부호가 이론과 일치하며 대부분의 계수가 통계적으로 유의하게 추정되어 설명력이 재확인되었다.

마지막으로, 시가 총액 상위 종목들이 다수 포함되어 KOSPI 200 시가총액의 상당부분을 나타내지만 분석 기업의 수가 충분하지 못한 점이 본 연구의 한계점이라 할 수 있다. 주요 설명변수가 CDS 스프레드에 미치는 영향의 강건성을 검증하기 위해서는 상대적으로 많은 기업에 대한 자료가 필요하다. 국내 파생상품 시장은 급속도로 발달하고 있으며 바젤 II의 시행으로 특히 신용상품 거래가 더욱 증가할 전망이다. 또한 회사채 CDS의 종류가 다양해지면 각 섹터별, 신용등급별로 구분하여 좀 더 세밀한 분석이 가능할 것으로 보인다.

## <참 고 문 헌>

1. 조하현 · 이승국, “신용스프레드의 결정요인에 관한 실증연구,” 『한국경제의 분석』, 제11권 제1호, 2005, 51-97.
2. Acharya, V. and Johnson, T., “Insider trading in credit derivatives,” *Journal of Financial Economics* 84, 2007, 110-41.
3. Blanco, R., Brennan, S., and March, I. W., “An empirical analysis of the dynamic relationship between investment-grade bonds and credit default swaps,” *Journal of Finance* 60, 2005, 2255-81.
4. Bongaerts, D., de Jong, F., and Driessen, J., “Derivative pricing with liquidity risk : Theory and evidence from the credit default swap market,” *SSRN eLibrary*.
5. Campbell, J. and Taksler, G. B., “Equity volatility and corporate bond yields,” *Journal of Finance* 58, 2003, 2321-49.
6. Chow, G. C., “Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions,” *Econometrica* 52, 1960, 211-22.
7. Collin-Dufresne, P. and Goldstein, R., “Do credit spreads reflect stationary leverage ratios?,” *Journal of Finance* 56, 2001, 1929-57.
8. Collin-Dufresne, P., Goldstein, R., and Martin, S., “The determinants of credit spread changes,” *Journal of Finance* 56, 2001, 2177-207.
9. Cremers, M., Driessen J., and Maenhout, P., “Explaining the level of credit spread : Option-implied jump risk premia in a firm value model,” *Review of Financial Studies* 21, 2008, 2209-42.
10. Cremers, M., Driessen J., Maenhout, P., and Weinbaum, D., “Individual stock-option prices and credit spreads,” *Working paper*, 2004, Yale School of Management.
11. Duffie, D., “Credit swap valuation,” *Financial Analysts Journal* 55, 1999, 73-87.
12. Duffie, D. and Singleton, K. J., “Modeling term structures of defaultable bonds,” *Review of Financial Studies* 12, 1999, 687-720.
13. Elton, E. J., Gruber M. J., Agrawal D., and Mann, C., “Explaining the rate spread on corporate bonds,” *Journal of Finance* 56, 2001, 247-77.
14. Eom, Y. H., Helwege, J., and Huang J. Z., “Structural models of corporate bond pricing :

- An empirical analysis," *Review of Financial Studies* 17, 2004, 499-544.
15. Ericsson, J., Jacobs, K., and Oviedo, R., "The determinants of credit default swap premia," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44, 2009, 109-132.
  16. Geske, R., "The valuation of corporate liabilities as compound options," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 12, 1977, 541-52.
  17. Houweling, P. and T. Vorst, "Pricing default swaps : Empirical evidence," *Journal of International Money and Finance* 24, 2005, 1200-25.
  18. Huang, J. Z. and Huang, M., "How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk?," *Working paper*, 2003, Pennsylvania State University.
  19. Hull, J., Predescu, M., and White, A., "The relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements," *Journal of Banking and Finance* 28, 2004, 2789-811.
  20. Jarrow, R. and Turnbull, S., "Pricing options on financial securities subject to default risk," *Journal of Finance* 50, 1995, 53-86.
  21. Jones, F. P., Mason S. P., and Rosenfeld, F., "Contingent claims analysis of corporate capital structures : An empirical investigation," *Journal of Finance* 39, 1984, 611-25.
  22. Leland, H. and Toft, K., "Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads," *Journal of Finance* 51, 1996, 987-1019.
  23. Longstaff, F., Mithal, S., and Neis, E., "Corporate yield spreads: default risk or liquidity? New evidence from the credit-default-swap market," *Journal of Finance* 60, 2005, 2213-53.
  24. Longstaff, F. and Schwartz, E., "A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt," *Journal of Finance* 50, 1995, 789-820.
  25. Merton, R., "On the pricing of corporate debt : the risk structure of interest rates," *Journal of Finance* 29, 1974, 449-70.
  26. Newey, W. K. and West, K. D., "A simple, positive semidefinite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica* 55, 1987, 703-08.
  27. Pan, J. and Singleton, K. J., "Default and recovery implicit in the term structure of sovereign CDS spreads," *Journal of Finance* 63, 2008, 2345-84.
  28. Pedrosa, M. and Roll, R., "Systematic risk in corporate bond credit spreads," *Journal of Fixed Income* 8, 1998, 7-26.

29. Pires, P., Pereira, P., and Martins, L., "The complete picture of credit default swap spreads- A quantile regression approach," *Working Paper*, 2009, ISCTE Business School.
30. Tang, D. and Yan, H., " Liquidity and credit default swap spreads," *Working Paper* 2007, University of South Carolina.
31. Zhang, Benjamin Y., Hao Zhou, and Haibin Zhu, "Explaining credit default swap spreads with the equity volatility and jump risks of individual firms," *Review of Financial Studies* 22, 2009, 5109-31.
32. Zhou, C., "The term structure of credit spreads with jump risk," *Journal of Banking and Finance* 25, 2001, 2015-40.
33. Zhu, H., "An empirical comparison of credit spreads between the bond market and the credit default swap market," *Journal of Financial Services Research* 29, 2006, 250-71.

< Abstract >

# An Empirical Analysis on the Determinants of Credit Default Swap Spreads

Jangkoo Kang<sup>\*</sup>, Joonhong Min<sup>\*\*</sup>, Changjun Lee<sup>\*\*\*</sup>

Estimating and explaining the credit risk has long been a central research question in finance. Structural and reduced-form models are the two most popular approaches in credit risk literature. Both approaches have advantages and disadvantages : while explicitly explaining the mechanism of default, structural models do a poor job in explaining the prices of corporate bonds. On the other hand, the reduced-form models lack of economic rationale for determining the default process despite of the empirical success in pricing the corporate bonds. As an alternative, Collin-Dufresne et al.(2001) identify the determinants of the credit spreads from the structural models, and regress the credit spreads on these determinants to examine the explanatory power of these variables.

Following the approach used by Collin-Dufresne et al. (2001), and employing credit default swap (CDS) spread as a proxy of credit risk, this paper investigates the determinants of CDS spreads by regressing the CDS spreads in level (CDS) and spreads differences ( $\Delta$ CDS) on the variables such as leverage ratio (Lev), equity volatilities (Vol), jump risk (Jumps), past stock returns (Ret), absolute bid-ask spread (Liq), risk-free rate (Macro), and CDS premium on foreign exchange stabilization bonds issued by Korean government (Macro). Specifically, we use the following regressions.

$$\begin{aligned} \text{CDS}_{i,t} = & c_i + \beta_{i,1}^l \text{Lev}_{i,t} + \beta_{i,2}^l \text{Vol}_{i,t} + \beta_{i,3}^l \text{Jumps}_{i,t} + \beta_{i,4}^l \text{Ret}_{i,t} + \beta_{i,5}^l \text{Liq}_{i,t} \\ & + \beta_{i,6}^l \text{Macro}_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{CDS}_{i,t} = & c_i + \beta_{i,1}^l \Delta \text{Lev}_{i,t} + \beta_{i,2}^l \Delta \text{Vol}_{i,t} + \beta_{i,3}^l \Delta \text{Jumps}_{i,t} + \beta_{i,4}^l \Delta \text{Ret}_{i,t} + \beta_{i,5}^l \Delta \text{Liq}_{i,t} \\ & + \beta_{i,6}^l \Delta \text{Macro}_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

---

\* KAIST Business School(Tel : 82-2-958-3521, E-mail : jkkang@business.kaist.ac.kr)

\*\* Korea Exchange(Tel : 82-2-3774-9234, E-mail : jh.min@krx.co.kr)

\*\*\* Corresponding Author, KAIST Financial Engineering Research Center(Tel : 82-2-958-3693, E-mail : leechangjun0809@gmail.com)

Our main findings can be summarized as follows : First, the estimated signs for the explanatory variables are consistent with the theory, which justifies the use of CDS spread as a proxy for the credit risk. For example, while CDS spreads covary positively with equity volatilities, leverage ratios, absolute bid-ask spreads, the estimated signs for the past returns on stocks and risk-free rate are negative. Second, equity volatilities, leverage ratios, absolute bid-ask spreads, and CDS premium on foreign exchange stabilization bonds issued by Korean government are the most powerful variables: they account for approximately 95% of the CDS spreads, and explain 21% of the differences in CDS spread. The reduced explanatory power in difference regressions is consistent with Ericsson et al. (2009), who document that the maximum  $R^2$  is less than 100% given the presence of noise in the CDS data. Third, the estimated signs for the sub-sample regressions are also consistent with the theory. Sub-sample regressions are performed since the Chow (1960) test implies that there is a structural break in parameters in Oct 24, 2008 when the KOSPI 200 index declined more than 10%. Finally, the estimated coefficients of the volatility, leverage ratio, absolute spread, and CDS premium on foreign exchange stabilization bonds issued by Korean government remain positive when we investigate the stability of the regression coefficients over time using rolling-window regressions.

The key distinction in this paper is that we use the credit default swap (CDS) spread as a proxy of the credit risk, while most researchers have used the corporate bonds in credit risk literature. The advantages of CDS spreads over corporate bond spreads are as follows. First, CDS spreads measure the credit risk better than corporate bond spreads because the CDS spreads are traded on standardized terms while corporate bond spreads varies from the coupon rates, seniorities. Second, CDS spreads are independent of the specification of risk-free rates. Finally, CDS spreads may better reflect the short-term credit conditions since it is known that the CDS spreads lead corporate bond spreads (Zhu, 2006).

We perform the regressions using the CDS spread levels and CDS spread differences. While Campbell and Taksler (2003), Cremers et al. (2004) conduct the level regressions, Collin-Dufresne et al. (2001) perform the regressions in spread differences. Pedrosa and Roll (1998) argue that high  $R^2$  may be attainable with level regressions since the CDS spreads are highly persistent. However, given that the power of unit root test is quite weak, we conduct both regressions following Ericsson et al. (2009).

Key words : Credit Default Swaps, Credit Risk, Credit Spread, Bond Spread.  
*JEL Classification* : G12, G13