

국내 CDS시장과 주식시장의 관계에 관한 연구

배 광 일*

강 한 길**

이 창 준***

<초 록>

CDS 스프레드는 회사채 스프레드에 비해 신용위험을 측정하는 대용치로 최근에 많이 사용되고 있다. 이에 본 논문에서는 회사의 위험을 측정할 수 있는 대표적인 척도인 주가와 CDS 스프레드 사이의 관계를 살펴봄으로써 주식시장과 CDS 시장의 가격 움직임에 어떤 관계가 있는지 알아보았다. 연구의 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 살펴본 표본의 모든 기업에서 주가는 CDS를 음의 방향으로 예측하였고, 주가에서 CDS로의 그랜저 인과성(Granger causality)이 항상 존재하였으며 이는 주식시장이 CDS시장을 선도하고 있음을 의미한다. 둘째, CDS 스프레드 변화를 통해 주가 변화를 설명하고 예측하는 능력은 그 방향성이나 유의성이 뚜렷하지 않음이 발견되었다. 즉, 기업 가치에 대한 정보가 CDS시장보다는 주식시장으로 먼저 유입되어 가격에 반영된다는 가설을 지지한다. 셋째, 2008년 하반기에 발생한 금융위기를 기준으로 기간을 구분하여 분석했을 때, 금융위기 이전 표본에서는 주식시장과 CDS시장 사이의 관계가 뚜렷하지 않았으나 금융위기 이후 표본에서는 주식시장과 CDS시장 사이의 관계가 전체 표본기간에 비해 두드러지게 나타났다.

논문접수일 : 2010년 09월 01일, 게재확정일 : 2010년 11월 13일

* 카이스트 금융공학 연구센터, megapoong@business.kaist.edu

** 카이스트 경영대학, feelsal@business.kaist.ac.kr

*** 교신저자, 광운대학교 경영대학, cjlee@kw.ac.kr

I. 서론

최근 수년간 신용파생상품 시장은 급격하게 성장하였으며 미국, 유럽뿐 아니라 우리나라에서도 외화표시 신용파생상품 거래가 가능하게 됨에 따라 그 시장이 빠른 속도로 커지고 있다. 가장 대표적인 신용파생상품으로 신용부도스왑(CDS, Credit Default Swap)을 들 수 있다. 금융투자협회에 따르면, 2006년 상반기에는 1.5조 원의 거래가 이루어지던 것이 2009년 상반기에는 8.8조 원으로 무려 6배 가까이 증가하는 등 성장세가 빠르다. CDS는 회사의 신용사건에 대한 일종의 보험으로, 보장 매도자(protection seller)는 신용사건이 발생하였을 때 그 손실의 일부 혹은 전부를 보장 매입자(protection buyer)에게 보장해 주고, 그 대가로 주기적으로 일정한 수수료(premium)를 받는데, 이 수수료가 CDS 스프레드이다.

해외에서도 CDS가 활발하게 거래된 것은 10년 정도밖에 되지 않지만, CDS에 관한 연구는 활발하게 이루어지고 있는데 이는 CDS 스프레드가 회사채 스프레드에 비해 신용위험을 측정하는 대용치로 많이 인식되고 있기 때문이다. Blanco et al.(2005)는 실증분석을 수행하여 CDS 스프레드가 회사채 스프레드보다 단기적인 신용조건의 변화에 대한 설명력이 높음을 보고하였다. 한편, Zhang et al.(2009)은 우선순위, 이표율 등에 영향을 받는 회사채에 비해 CDS는 표준화된 조건으로 거래되므로 신용위험을 측정하는 더 좋은 대용치임을 기술하였다. 또한, Houweling and Vorst(2005)가 기술하였듯이 회사채 스프레드는 무위험 자산의 선택에 민감하게 반응하지만 CDS 스프레드는 그 자체가 이미 스프레드의 의미를 가지므로 무위험 수익률에 대한 정보가 필요하지 않은 점도 CDS 스프레드가 많이 사용되고 있는 이유 중의 하나다.

본 논문에서는 전통적으로 회사의 위험을 측정할 수 있는 대표적인 척도인 주가와 신용위험을 측정하는 대용치로 새롭게 인식되고 있는 CDS 스프레드의 관계에 대해 알아보고자 한다. 어떤 두 시장이 존재할 때 두 시장 간의 가격발견과정이나 리드-래그(lead-lag) 관계를 살펴보는 것은 시장 정보의 흐름을 연구하는 데 있어서 매우 중요하다. 국내 CDS시장이 나타내는 신용프리미엄의 중요성에 대한 연구는 많지 않으며 CDS시장과 다른 시장과의 가격발견과정을 고찰한 연구는 아직까지 없었다. 따라서, 본 논문에서는 주가와 CDS 스프레드 사이의 관계를 살펴봄으로써 주식시장과 CDS시장의 가격 움직임에 어떤 관계가 있는지 고찰한다.

구체적으로 벡터자기회귀모형(VAR)을 사용하여 주가의 변화와 CDS 스프레드 변화 사이의 상호간 예측력 여부를 살펴보았다. 연구의 주요 실증분석결과는 다음과

같다. 첫째, Norden and Weber(2009), Forte and Pena(2009)에서 살펴본 미국, 유럽 시장의 결과와 일치하게, 관찰한 모든 기업에서 주가는 CDS 스프레드를 음의 방향으로 예측하였고, 주가에서 CDS 스프레드로의 그랜저 인과성이 항상 존재하였다. 둘째, CDS 스프레드 변화에서 주가 변화를 설명하고 예측하는 능력은 그 방향성이나 유의성이 뚜렷하지 않음을 발견하였다. 앞의 두 결과는 CDS 스프레드에 영향을 미치는 변수들을 통제한 후에도 동일하게 나타났으며 이는 한국 시장에서도 주식시장이 CDS시장을 선도한다는 증거로 해석할 수 있다. 셋째, 2008년 하반기의 금융위기 이전 표본에서는 주식시장과 CDS시장 사이의 리드-래그 관계가 뚜렷하지 않았으나 금융위기이후 표본에서는 두 시장 간의 선·후행 관계가 뚜렷하게 관찰되었다. 이는 2008년 금융위기 이후 CDS 및 주가가 신용위험에 더욱 민감하게 반응하여 결과적으로 CDS 스프레드 및 주가의 변동성이 증가했기 때문으로 해석된다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 II장에서는 CDS 스프레드에 관련된 선행 연구들을 살펴본다. 제 III장에서는 논문에 사용된 자료와 분석 방법론을 제시하며 제 IV장에서는 논문에서 수행한 실증 분석의 결과를 보고한다. 마지막으로 제 V장에서는 본 논문의 결론과 한계점을 제시한다.

II. 관련 문헌 연구

Longstaff et al.(2005)는 북미 68개 회사를 대상으로 벡터자기회귀모형을 이용하여 CDS 스프레드의 변화, 채권 스프레드의 변화 및 주식 수익률의 선행 관계를 살펴보았다. 연구에 의하면 신용위험에 대한 정보는 먼저 CDS시장과 주식시장에 반영된 후 채권시장으로 전이되는 것으로 나타났다. 그러나, CDS시장과 주식시장 사이에는 뚜렷한 선·후행 관계가 존재하지 않았다. Norden and Weber(2009)도 벡터자기회귀모형을 통해 전세계 58개의 회사를 대상으로 정보의 선행관계에 대한 연구를 실시하였다. 분석에 의하면 주식시장이 CDS시장과 채권시장을 선행하는 것으로 나타났으며, CDS시장이 채권시장을 선행하는 것이 다시 한번 확인되었는데 Norden and Weber(2009)는 이를 유동성 때문이라고 기술하였다.

Norden and Weber(2004)는 신용 등급에 관련된 사건이 주식시장과 CDS시장에 주는 영향을 살펴보았다. 주식시장과 CDS시장은 모두 신용 등급에 관련된 사건을 예측하여 반영하므로 신용에 관련된 정보를 미리 반영한다는 사실을 발견하였다. 이는 주가와 CDS 스프레드 모두가 신용위험의 중요한 척도가 되며, 신용위험 관련 정보

를 빠르게 반영한다는 증거로 볼 수 있으나 주식시장과 CDS 스프레드 시장 사이의 정보 비대칭성 및 정보 전달 속도에 대한 비교는 하지 않았다.

Blanco et al.(2005)은 Duffie(1999)에서 언급된 회사채 스프레드와 CDS 스프레드 간 가격 사이의 등가 관계를 실증 분석으로 확인하였다. 추가적으로, 북미와 유럽 33개 회사를 대상으로 벡터오차수정모형(VECM)을 통해 채권시장과 CDS시장의 선행관계를 살펴보았는데 CDS시장이 채권시장을 선행함을 보였으며 CDS 스프레드가 신용위험을 측정하는 데 회사채 스프레드보다 더 좋은 측도가 될 수 있음을 주장하였다.

Zhu(2006)는 전세계 24개의 회사를 대상으로 살펴보았는데 그랜저 인과성 검증에서 어느 시장도 다른 시장을 선행하지 않는 것으로 나타났지만, 벡터오차수정모형 분석에서는 선행연구와 마찬가지로 CDS시장이 채권시장을 선행함을 실증적으로 보였다. Forte and Pena(2009)도 일반적 벡터오차수정모형(general VECM)을 통하여 주식, 채권, CDS시장의 관계를 살펴보았는데 주식시장이 채권과 CDS시장을 선도하며 CDS시장이 채권 시장을 선도함을 보였다.

한편 국내에서는 신용위험과 관련하여 다음의 연구들이 있다. 김우철 등(2009)은 Arrelano and Bond(1991)의 동태적 패널 추정법을 이용하여 신용등급에 따른 주식시장과 채권시장간의 정보 선행성을 살펴보았다. 연구에 의하면 신용등급이 낮은 기업의 경우에는 부분적으로 채권시장의 선행성이 관찰되었으나, 신용등급이 높은 기업의 경우에는 오히려 주식시장이 채권시장을 선행하는 것으로 나타났다. 또한, 강장구 등(2010)은 실증분석을 통해 CDS 스프레드의 결정요인에 대하여 살펴보았다. 연구에 의하면 부채비율, 주가 변동성, 절대 매수-매도 스프레드(유동성)가 CDS 스프레드를 결정하는 주요 요인임을 밝혀내었다. 추가적으로 국내에서는 외평채 CDS 스프레드도 중요한 변수임을 발견하였다.

Ⅲ. 연구의 자료 및 분석 방법론

1. 연구의 자료¹⁾

본 논문에서는 2006년 1월부터 2009년 9월까지의 국내 기업 CDS 스프레드와 주

1) 본 연구에 사용된 자료는 강장구 등(2010)의 자료와 동일하므로 이 부분은 강장구 등(2010)의 논문을 참고하였다.

가의 일별 수익률을 사용하였다. 원화표사 CDS의 경우 관련 시장의 활성화가 잘 이루어지지 않았으며 2008년 이후의 자료만 존재하여 본 논문의 목적인 시계열 분석을 하기에는 무리가 있다고 판단하여 달러표시 CDS 스프레드 자료를 이용하였다. CDS 스프레드는 거래량이 가장 많은 5년물을 선택하였으며 이 중에서 주가 자료를 동시에 수집할 수 있는 11개 기업을 선택하였다.²⁾ 선택한 기업은 삼성전자, 하이닉스, 현대차, 기업은행, 한국전력, KT, LG전자, POSCO, SK브로드밴드, SK, SK텔레콤이다. 기업의 CDS 스프레드 자료는 데이터스트림(DataStream)에서 확보하였으며 주식 관련 데이터는 FnGuide를 통하여 수집하였다. 분석 과정 중에 하이닉스, LG전자, SK브로드밴드는 일부 표본 기간에서 자료가 존재하지 않아 추후의 벡터자기회귀모형 검정에서 주가와 CDS 스프레드 간의 상호 관계가 유의하지 않았으므로 실제 8개 기업을 대상으로 분석을 수행하였다.

<표 1>은 주가와 CDS 스프레드의 기초 통계량을 나타낸다. CDS 스프레드의 시계열 평균은 약 129bp이며 표준편차는 139bp로 다소 높게 추정되었다. 주가와 CDS 스프레드의 상관계수는 -0.44로 추정되었으며 한 번 차분한 시계열에서도 상관계수가 -0.15로 추정되어 약한 음의 관계를 나타냈다. 이는 주가의 상승은 회사가치를 증가시키며 부도위험을 감소시켜 결국 CDS 스프레드를 감소시킨다는 직관과 일치한다. 주가와 CDS 스프레드의 음의 상관관계는 <그림 1>에 제시된 삼성전자의 주가와 CDS 스프레드 그래프에서도 확연히 나타난다. 또한, 2008년 하반기 금융위기 이전에는 CDS 스프레드 및 그 변동성이 전반적으로 낮았지만 금융위기 이후에는 CDS 스프레드가 크게 증가하고 그 변동성도 커짐을 관찰할 수 있다.

본 논문에서는 CDS 스프레드에 영향을 주는 통제변수로서 강장구 등(2010)에서 제시되었던 개별주가의 변동성, 절대 매도-매수 스프레드, 우리나라 외평채 5년 만기 CDS 스프레드를 사용하였다.³⁾ 개별주가의 변동성은 6개월 변동성을 사용하였으며 이는 주가 로그수익률의 표준편차를 연단위로 환산한 값이다. 또한, 외평채 5년 만기 CDS 스프레드는 블룸버그(Bloomberg)를 통해 수집하였다.

2) 국내 CDS시장이 활성화되어 있지 못하므로 본 논문에서는 11개 기업만을 사용하였다. 하지만, 2009년 9월 30일 기준으로 11개 기업의 시가총액은 KOSPI 200 시가총액의 약 37%를 차지한다.

3) 강장구 등(2010)은 CDS 스프레드의 결정 요인을 살펴보기 위하여 부채비율, 개별주가의 변동성, 접프 요인, 과거 주식수익률, 유동성, 거시경제변수 등을 사용하였다. 이들 변수 중에서 주가의 변동성, 절대 매도-매수 스프레드, 외평채 5년 만기 CDS 스프레드의 설명력이 가장 높았으므로 본 논문에서는 이들 변수를 통제변수로 사용하였다.

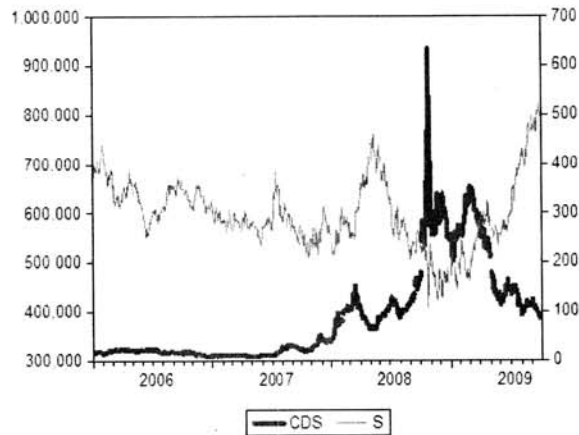
<표 1> 요약통계량

본 표는 주가와 CDS 스프레드의 기본적인 요약통계량을 나타낸다. 첫 번째 행과 두 번째 행은 각 기업에 대하여 CDS 스프레드 및 주가의 평균, 중앙값, 최대, 최소값, 표준편차를 평균한 수치를 나타내며, 상관계수 또한 각 기업에 대하여 두 시계열의 상관계수들을 평균한 값이다. 세 번째 행과 네 번째 행은 주가와 CDS 스프레드의 차분에 대한 요약통계량을 제시한다. D(CDS)와 D(S)는 CDS 스프레드와 주가를 각각 한 번 차분한 시계열을 의미한다. 분석기간은 2006년 1월부터 2009년 9월까지이다.

	평균	중앙값	최대값	최소값	표준편차	상관계수
CDS 스프레드(bp)	129.08	56.45	671.41	19.19	139.00	-0.44
주가(원)	184387.64	181893.75	298912.5	114420	35425.98	
D(CDS)	0.07				13.22	-0.15
D(S)	54.52				4593.71	

<그림 1> 삼성전자의 CDS 스프레드, 주가 시계열의 관계

본 그림은 전체 표본기간에서 삼성전자 주가와 CDS 스프레드의 시계열을 표시한 것이다. 좌측의 y축은 주가(원)를, 우측의 y축은 CDS 스프레드(bp)를 각각 나타낸다.



2. 분석방법론

시계열 분석에 앞서, 주가와 CDS 스프레드에 대해 단위근 검정(unit-root test)과 공적분 검정(cointegration test)을 수행하였다. 첨가 Dickey-Fuller 검정(Augmented Dickey-Fuller test)을 통해 단위근의 유무를 확인하였으며, 공적분 검정에는 Johansen의 공적분 검정 테스트와 회귀분석의 잔차(residual)를 이용한 방법을 사용하였다. 분석 대상인 모든 기업에 대해 주가는 단위근을 가진다는 귀무가설을 5% 유의수준에서

기각할 수 없었다. 다만, 주가는 한 번 차분하면 안정적이 되는 $I(1)$ 의 특성을 지니고 있었으므로 수익률은 안정적인(stationary) 시계열임이 확인되었다. 마찬가지로, CDS 스프레드도 단위근이 하나 존재하는 $I(1)$ 시계열으로 확인되었다.

주가와 CDS 스프레드에 각각 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하므로 각 기업에 대하여 공적분 검정을 실시하였으며 모든 기업에 대해 공적분 관계가 없는 것으로 나타났다. 이 결과를 바탕으로 두 변수간의 리드-래그 관계를 살펴보기 위하여 벡터자기회귀모형을 사용하였다. 본 논문에서 사용된 벡터자기회귀모형의 추정식은 다음과 같다.

$$\Delta S_t = \alpha_1 + \sum_{p=1}^p \beta_{1p} \Delta S_{t-p} + \sum_{p=1}^p \gamma_{1p} \Delta CDS_{t-p} + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta CDS_t = \alpha_2 + \sum_{p=1}^p \beta_{2p} \Delta S_{t-p} + \sum_{p=1}^p \gamma_{2p} \Delta CDS_{t-p} + \epsilon_{2t} \quad (2)$$

위 식에서 ΔS_t 는 t 와 $t-1$ 시점 사이의 주가 변화량, ΔCDS_t 는 t 와 $t-1$ 시점 사이의 CDS 스프레드 변화량, p 는 래그(lag)의 개수, ϵ_t 는 t 시점의 잔차항을 뜻한다.

본 논문에서는 위의 벡터자기회귀모형을 통하여 그랜저 인과관계 검정, 충격반응 분석, 분산분해분석을 수행한다. 일반적으로 어떤 변수 A의 과거 자료를 통해 다른 변수 B의 미래 움직임을 예측할 수 있는 경우에 A가 B를 그랜저 코즈(Granger cause) 한다고 일컫는다. CDS 스프레드의 변화를 주가 변화가 예측할 수 있는지, 혹은 반대로 CDS 스프레드 변화가 주가 변화를 예측할 수 있는지에 대한 그랜저 인과관계 검정을 위해서 다음 귀무가설에 대한 Wald 검정을 수행한다.

$$H_0 : \beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{23} = \dots = \beta_{2p} = 0 \quad (3)$$

$$H_0 : \gamma_{11} = \gamma_{12} = \gamma_{13} = \dots = \gamma_{1p} = 0 \quad (4)$$

식 (3)의 귀무가설이 기각되면 주가 변화로 CDS 스프레드의 변화를 설명할 수 있으므로 주가 변화가 CDS 변화를 Granger cause하는 경우이다. 반면, 식 (4)의 귀무가설이 기각되면 CDS 변화가 주가 변화를 Granger cause하는 경우이다. 즉, 식 (3) 및 식 (4)의 귀무가설을 통해 두 변수 간의 리드-래그 관계에 대해 파악할 수 있으며 어떤 시장이 다른 시장에 비해 더 먼저 반응하며 다른 시장의 미래 움직임을 예측할 수 있는지 확인할 수 있다.

IV. 실증분석 결과

1. 벡터자기회귀모형 분석 결과

기본적인 분석을 위하여 표본에 포함된 8개 기업의 CDS 스프레드와 주가를 각각 한 번씩 차분하여 벡터자기회귀모형 분석을 실시하였다. 벡터자기회귀모형에서 래그의 개수는 다음과 같이 설정하였다. 우선, Norden and Weber(2009)와 같이 거래일 기준으로 일주일 정도인 5일까지의 래그를 설정한 후, 그 다음으로 래그의 개수를 변화시키면서 모형을 다시 추정하였다. 이 때, Akaike Information Criterion(AIC)과 Bayesian Information Criterion(BIC) 통계량을 고려하여 래그의 수를 결정하였으며 모든 회사에 대하여 각각 3개의 래그를 설정한 벡터자기회귀모형이 가장 적합한 것으로 판단되어 향후 분석에서는 래그의 수를 각각 3개로 설정하였다.

<표 2>의 Panel A는 종속변수가 주가의 변화량, Panel B는 종속변수가 CDS 스프레드의 변화량인 경우에 벡터자기회귀모형의 결과를 각각 나타낸다. 각 Panel의 첫째 행은 8개 회사에 대해서 각각 추정된 계수의 평균을, 둘째 행은 t값의 평균을 각각 나타낸다.⁴⁾ 추가적으로, 각각의 회사에 대해 계수가 양으로 추정된 개수, 음으로 추정된 개수 및 통계적으로 유의한 계수의 비율(%)을 보고한다. 각 Panel의 마지막 열은 그랜저 인과관계에서 귀무가설인 “그랜저 인과관계가 없다”를 기각하는 비율(%)을 나타낸다. 한편, $D(\cdot)$ 는 t시점과 t-1시점의 차이를 나타낸다.

<표 2>의 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 주가 변화를 종속변수로 설정하는 경우에 비해 CDS 스프레드 변화를 종속변수로 사용할 때의 조정결정계수(adjusted R^2)가 더 높으므로, 주가 변화의 예측이 더 어려웠음을 알 수 있다. 둘째, CDS 스프레드의 변화가 종속변수일 때, ΔS 의 1일 전부터 3일 전까지 변수의 계수들은 음으로 추정된 비율이 80% 이상이었으며 유의한 계수가 높은 비율로 존재하였다. 또한, CDS 스프레드의 변화를 설명하는 주가 변화의 계수가 모두 0인지를 검정하는 그랜저 인과관계 검정 결과, 모든 기업에서 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되어 주가 변화가 CDS 스프레드 변화를 Granger cause함을 확인하였다. 셋째, 미래 주가 변화에 대한 CDS 스프레드 변화의 설명력은 명확하지 않다. 회사 및 래그에 따라 계수의 부호가 다르게 추정되었으며 통계적으로 유의한 추정치의 비율도 낮았다.

4) 평균이 아닌 중앙값을 보고해도 논문의 주요 실증분석 결과는 변하지 않는다.

〈표 2〉 벡터자기회귀모형(VAR) 분석 결과

본 표는 식 (1)과 식 (2)의 추정결과를 나타내는데 Panel A는 종속변수가 주가 변화인 경우, Panel B는 종속변수가 CDS 스프레드 차이인 경우의 결과를 각각 제시한다. 구체적으로, 각 회사별로 분석을 실시한 후 추정된 계수의 평균, 평균 계수의 유의성에 대한 t-값, 양수 및 음수 추정 계수의 평균, 조정 결정 계수의 평균, 그리고 전체 회사 가운데 각 회사별 회귀분석 시 통계적으로 유의하게 추정된 계수의 비율을 나타낸다. D(S_t)는 과거 주가의 변화량을, D(CDS_t)는 과거 CDS 스프레드의 변화량을, C는 상수 항을 각각 의미한다. 조정 결정 계수(Adj. R²)는 각 회사별로 분석한 조정 결정 계수의 평균을 의미한다. 또한, 마지막 열에는 그랜저 인과관계 검정에서의 기각 비율을 표시하였다. 분석 기간은 2006년 1월부터 2009년 9월까지이다.

Panel A : 종속변수가 D(S_t)인 경우

	D(S(-1))	D(S(-2))	D(S(-3))	D(CDS(-1))	D(CDS(-2))	D(CDS(-3))	C	Adj. R ²	그랜저 인과성
추정된 계수	0.03	-0.06	-0.05	9.04	-3.62	14.78	55.73	0.01	
t-값	1.01	-1.68	-1.47	0.24	-0.48	0.19	0.12		
양으로 추정된 계수	7	1	1	6	3	5			
음으로 추정된 계수	1	7	7	2	5	3			25
통계적으로 유의한 계수의 비율	37.5	50	37.5	37.5	12.5	0			

Panel B : 종속변수가 D(CDS_t)인 경우

	D(S(-1))	D(S(-2))	D(S(-3))	D(CDS(-1))	D(CDS(-2))	D(CDS(-3))	C	Adj. R ²	그랜저 인과성
추정된 계수	-0.00	-0.00	-0.00	0.01	0.01	-0.03	0.19	0.05	
t-값	-2.63	-1.18	-1.85	0.20	0.36	-1.04	0.24		
양으로 추정된 계수	1	2	0	6	6	3			
음으로 추정된 계수	7	6	8	2	2	5			100
통계적으로 유의한 계수의 비율	75	37.5	62.5	50	62.5	50			

또한, 그랜저 인과관계 검증에서도 두 개 회사만이 CDS 스프레드 변화가 주가 변화를 예측할 수 있다는 결론을 1% 유의수준에서 확인할 수 있었다. 즉, CDS 스프레드 변화의 주가 변화에 대한 예측력이 뚜렷하게 존재하지 않았다. 결론적으로, 주가의 변화가 CDS 스프레드의 변화를 리드하며 두 변수는 음의 관계를 가진다. 이는 Norden and Weber(2009) 및 Forte and Pena(2009)이 미국, 유럽 시장의 기업들을 대상으로 분석한 결과와 일치한다.

Kwan(1996)은 주가와 채권의 가격은 기업 가치에 관련된 정보에 대해 동일한 방향으로 변화함을 보였다. CDS도 채권 스프레드와의 등가 관계에 의해 동일한 방향으로 변화할 것으로 생각할 수 있다. 주가가 상승하면 기업가치가 증가하며 신용 위험이 감소하므로 결국 CDS 스프레드의 감소를 야기할 것이다. 한편, 주식시장이 CDS 스프레드 시장을 리드하는 대표적인 이유로는 Norden and Weber(2009)가 지적한 유동성을 들 수 있다. 우리나라 CDS 스프레드 시장이 가파르게 성장하고 있지만 주식시장에 비해서는 유동성이 떨어진다. 기업의 정보를 가진 투자자(informed trader)는 유동성이 풍부한 시장에서 자신의 행동을 보다 쉽게 숨길 수 있다. 따라서, 정보를 가진 투자자는 CDS시장보다는 유동성이 풍부한 주식시장에서 먼저 거래하게 되고 결국 새로운 정보는 주가에 먼저 반영될 가능성이 있다.

2. 첨가 벡터자기회귀모형(augmented VAR) 분석 결과

지금까지는 주가와 CDS 스프레드 사이의 관계를 확인하기 위해 다른 요인들을 배제한 채 주가와 CDS 스프레드만을 이용하여 벡터자기회귀모형에 대한 분석을 수행하였다. 본 절에서는 강건성 검증을 위하여 Norden and Weber(2009)와 마찬가지로 CDS 스프레드의 변화를 설명하는 외생변수(exogenous variable)를 추가한 후에 분석을 다시 수행하였다.⁵⁾ 강장구 등(2010)은 한국 CDS 스프레드를 설명하는 주요 요인은 개별주가의 변동성, 절대 매도-매수 스프레드, 우리나라 외평채 5년 만기 CDS 스프레드임을 보고하였다. 따라서, 본 논문에서도 이들 변수를 외생변수로 설정한 후 분석을 실시하였다. X_t 를 외생변수의 벡터라고 할 때 첨가 벡터자기회귀모형의 추정식은 다음과 같다.

5) 통제변수 없이 실시한 분석에서 조정결정계수는 각각 0.01, 0.05로 낮게 추정되었으며, 분석에서 생략변수의 문제가 제기될 수 있다. 따라서 이러한 변수들을 통제한 상태에서 주가의 변화와 CDS 스프레드 변화 사이의 관계를 알아볼 필요가 있다고 판단하여 첨가 벡터자기회귀모형에 대한 분석을 추가적으로 실시하였다.

〈표 3〉 첨가백터자기회귀모형(Augmented VAR) 분석 결과

본 표는 식 (5)와 식 (6)의 추정결과를 나타내는데 Panel A는 종속변수가 주가 변화인 경우, Panel B는 종속변수가 CDS 스프레드 차이인 경우의 결과를 각각 제시한다. 구체적으로, 각 회사별로 분석을 실시한 후 추정된 계수의 평균, 평균계수의 유의성에 대한 t-값, 양수 및 음수 추정계수의 평균, 그리고 전체 회사 가운데 각 회사별 회귀분석 시 통계적으로 유의하게 추정된 계수의 비율을 나타낸다. $D(S_{it})$ 는 과거 주가의 변화량을 $D(CDS_{it})$ 는 과거 CDS 스프레드의 변화량을 C는 상수 항을 각각 의미한다. $D(VOL6M)$, $D(FESB)$, $D(AB_BAS)$ 는 6개월 주가의 변동성, 우리나라 외평채 5년 만기 CDS 스프레드, 절대 매도-매수 스프레드의 변화량을 각각 나타낸다. 조정결정계수(Adj. R^2)는 각 회사 별로 분석한 조정결정계수의 평균을 의미하며 마지막 열에는 그랜저 인과관계 검정에서의 기각 비율을 표시하였다. 분석기간은 2006년 1월부터 2009년 9월까지이다.

Panel A : 종속변수가 $D(S)$ 인 경우

	$D(S(-1))$	$D(S(-2))$	$D(S(-3))$	$D(CDS(-1))$	$D(CDS(-2))$	$D(CDS(-3))$	C	$D(VOL6M)$	$D(FESB)$	$D(AB_BAS)$	Adj. R^2	그랜저 인과성
추정된 계수	0.03	-0.06	-0.04	5.33	0.88	17.15	80.62	5077.31	6113.84	-72.62	0.05	
t-값	1.02	-1.93	-1.25	0.34	-0.33	0.46	0.28	1.11	4.95	-0.98		
양으로 추정된 계수	7	1	1	6	4	5		6	8	1		
음으로 추정된 계수	1	7	7	2	4	3		2	0	7		
통계적으로 유의한 계수의 비율	25	50	25	25	12.5	12.5		25	87.5	25		25

Panel B : 종속변수가 $D(CDS)$ 인 경우

	$D(S(-1))$	$D(S(-2))$	$D(S(-3))$	$D(CDS(-1))$	$D(CDS(-2))$	$D(CDS(-3))$	C	$D(VOL6M)$	$D(FESB)$	$D(AB_BAS)$	Adj. R^2	그랜저 인과성
추정된 계수	-0.00	-0.00	-0.00	0.03	0.01	-0.04	0.06	20.88	-11.10	0.93	0.16	
t-값	-2.93	-1.46	-1.83	0.79	0.34	-1.17	0.15	1.64	-3.58	8.61		
양으로 추정된 계수	1	2	1	4	6	2		6	0	8		
음으로 추정된 계수	7	6	7	4	2	6		2	8	0		
통계적으로 유의한 계수의 비율	75	37.5	50	37.5	75	37.5		25	87.5	100		100

$$\Delta S_t = \alpha_1 + \sum_{p=1}^p \beta_{1p} \Delta S_{t-p} + \sum_{p=1}^p \gamma_{1p} \Delta CDS_{tp} + \delta \Delta X_t + \epsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta CDS_t = \alpha_2 + \sum_{p=1}^p \beta_{2p} \Delta S_{t-p} + \sum_{p=1}^p \gamma_{2p} \Delta CDS_{t-p} + \delta \Delta X_t + \epsilon_{2t} \quad (6)$$

<표 3>은 외생변수를 포함한 벡터자기회귀모형의 분석 결과를 <표 2>와 같은 방법으로 제시하고 있다. 다만, D(VOL6M), D(FESB), D(AB_BAS)는 6개월 주가의 변동성, 우리나라 외평채 5년 만기 CDS 스프레드, 절대 매도-매수 스프레드의 변화량을 각각 나타낸다. <표 3>의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, Panel A와 Panel B에서 조정결정계수가 증가하여 모형에 대한 설명력이 향상되었으며 추가된 외생변수들은 대체로 통계적으로 유의하게 추정되었다. 특히, Panel B에서 외평채 5년 만기 CDS 스프레드는 87.5%, 절대 매도-매수 스프레드는 100%가 통계적으로 유의하게 추정되어 이들 변수가 CDS 스프레드에 미치는 영향이 재확인되었다. 둘째, 내생변수들의 계수는 주요변수를 통제한 후에도 <표 2>의 결과와 유사하였다. 즉, 종속변수가 CDS 스프레드의 변화일 때 주가 변화의 전기 변수들은 여전히 음수이며 유의한 변수의 비율도 높았다. 그러나, 종속변수가 주가의 변화일 때에는 계수의 부호나 유의성이 일정하지 않았으며 이는 CDS 스프레드 변화의 주가 변화에 대한 예측력이 뚜렷하게 존재하지 않음을 의미한다.

3. 부표본(Subsample) 분석 결과

기업 신용위기는 2008년 하반기에 발생한 금융위기를 기점으로 특히 대두되었다. 실제로 CDS 스프레드 및 그 변동성은 2008년 하반기 금융위기 때 급격히 증가하였으며 주가도 급락하였다. 이에, 주가와 CDS 스프레드 간 관계에도 구조적 변화(structural change)가 있을 것이라 판단하여 금융위기 이전과 이후 기간에 대하여 각각 벡터자기회귀모형 분석을 수행하였다. 금융위기 이전과 이후를 나누는 기준은 리만 브라더스의 파산일인 9월 15일로 정하였다.⁶⁾ <표 4>는 금융위기 이전과 이후 기간에 대한 벡터자기회귀모형의 결과를 제시하며 Panel A는 금융위기 이전, Panel B는 금융위기 이후의 결과를 각각 나타낸다.

금융위기 이전 표본에서는 벡터자기회귀모형의 설명력이 크게 떨어지는 것을 관

6) 세계 증시가 급격히 동반 하락하였으며 KOSPI 200지수도 10.33% 하락한 2008년 10월 24일을 기준으로 분석했을 때에도 주요 결과는 변하지 않았다.

〈표 4〉 부표본별 벡터자기회귀모형(VAR) 분석 결과

본 표는 〈표 2〉에서 수행했던 벡터자기회귀모형을 두 개의 부분본으로 나누어서 수행한 결과를 나타낸다. Panel A는 2006년 1월 2일부터 2008년 9월 15일까지의 자료, Panel B는 2008년 9월 16일부터 2009년 9월 30일까지의 자료를 사용한 결과를 각각 나타낸다. 구체적으로, 각 회사별로 분석을 실시한 후 추정된 계수의 평균, 평균계수의 유의성에 대한 t-값, 양수 및 음수 추정계수의 평균, 그리고 전체 회사 가운데 각 회사별 회귀분석 시 통계적으로 유의하게 추정된 계수의 비율을 나타낸다. $D(S_{it})$ 는 과거 주가의 변화량을 $D(CDS_{it})$ 는 과거 CDS 스프레드의 변화량을 C는 상수항을 각각 의미한다. 조정결정계수(Adj. R^2)는 각 회사별로 분석한 조정결정계수의 평균을 의미한다. 또한, 마지막 열에는 그래프 인과관계 검증에서의 기각 비율을 표시하였다.

Panel A : 금융위기 이전 기간 (2006년 1월 2일 ~ 2008년 9월 15일)									
종속변수가 D(S)인 경우									
	D(S(-1))	D(S(-2))	D(S(-3))	D(CDS(-1))	D(CDS(-2))	D(CDS(-3))	C	Adj. R^2	인과성
추정된 계수	0.04	-0.07	-0.05	-12.65	5.69	-25.46	35.93	0.01	
t-값	0.98	-1.74	-1.23	0.32	-0.50	-0.66	0.03		
양으로 추정된 계수	7	1	1	4	3	3			
음으로 추정된 계수	1	7	7	4	5	5			
통계적으로 유의한 계수의 비율	12.5	37.5	25	0	25	12.5			12.5
종속변수가 D(CDS)인 경우									
추정된 계수	0.00	0.00	0.00	0.03	0.04	0.09	0.18	0.02	
t-값	-0.88	-0.45	0.25	0.64	1.06	2.16	1.33		
양으로 추정된 계수	2	4	5	5	6	8			
음으로 추정된 계수	6	4	3	3	2	0			
통계적으로 유의한 계수의 비율	25	12.5	12.5	12.5	25				12.5
Panel B : 금융위기 이후 기간 (2008년 9월 16일 ~ 2009년 9월 30일)									
종속변수가 D(S)인 경우									
추정된 계수	0.05	-0.02	-0.04	18.58	-0.22	20.23	179.85	0.02	
t-값	0.68	-0.34	-0.60	0.47	-0.10	0.55	0.31		
양으로 추정된 계수	7	4	2	6	5	6			
음으로 추정된 계수	1	4	6	2	3	2			
통계적으로 유의한 계수의 비율	12.5	25	12.5	25	50	12.5			12.5
종속변수가 D(CDS)인 경우									
추정된 계수	0.00	0.00	0.00	-0.02	-0.01	-0.07	-0.18	0.10	
t-값	-2.93	-1.57	-2.01	-0.40	-0.16	-1.11	-0.20		
양으로 추정된 계수	1	1	0	2	5	3			
음으로 추정된 계수	7	7	8	6	3	5	87.5		
통계적으로 유의한 계수의 비율	75	50	62.5	12.5	37.5	50			87.5

찰할 수 있는데 특히 종속변수가 CDS 스프레드의 변화인 경우에 조정결정계수가 현격하게 낮아지는 현상을 보였다. 금융위기 이전까지 CDS 스프레드의 거래량이나 가격변동이 금융위기 이후에 비해 매우 적는데 이를 변동성이 큰 주가의 변화로 잘 설명하지 못하는 결과로 해석할 수 있다. 각각의 계수도 일정한 방향성이 없이 양과 음으로 골고루 추정되었다. 그랜저 인과관계 검정에서 종속변수 모두에 대하여 12.5%의 기업에서만 그랜저 인과관계가 없다는 귀무가설을 기각하였다.

그러나, 금융위기 이후 표본에서는 벡터자기회귀모형의 설명력이 크게 향상되었으며 특히 CDS 스프레드 변화 예측에 대한 조정결정계수의 평균이 0.1로 크게 증가하였다. 그랜저 인과관계 검정에서도 87.5%의 기업에 대해 주가의 변화가 CDS 스프레드의 변화를 Granger cause하며, CDS 스프레드의 변화는 12.5%의 기업에서만 주가의 변화를 Granger cause하는 것으로 나타났다. 이는 금융위기로 인해 주가와 CDS 스프레드의 변동성이 증가하여 CDS 스프레드 변화에 대한 주가의 예측력이 향상되었음을 의미한다.

4. 충격반응분석(Impulse-response analysis) 결과

식 (1), 식 (2)를 변형하여 다음과 같이 $x_t = \begin{pmatrix} \Delta S_t \\ \Delta CDS_t \end{pmatrix}$ 에 대한 $MA(\infty)$ 꼴을 이끌어낼 수 있다.

$$x_t = \bar{x} + \theta_0 \xi_t + \theta_1 \xi_{t-1} + \dots \quad (7)$$

위 식에서의 오차항 $\xi_t = \begin{pmatrix} \xi_{1t} \\ \xi_{2t} \end{pmatrix}$ 는 $\xi_t \sim N(0, I_2)$ 를 가지는 구조적 오차(structural error)이다.

이 식을 통해서, 전기의 변수들에 충격(impulse)이 발생하였을 때 균형에서 벗어나는 정도(response)를 측정할 수 있다. 이 충격반응분석을 <표 2>에서 추정했던 벡터자기회귀모형에 대하여 수행하였다.⁷⁾

<그림 2>는 삼성전자에 대한 충격반응분석 결과이다.⁸⁾ ΔS 및 ΔCDS 모두 자기 자신의 충격에 대해서는 단기적으로 큰 양의 반응을 보였으나 빠르면 2일, 늦어도 4일 정도 이내에 급격히 소멸하였다. ΔS 의 충격에 대한 ΔCDS 의 반응은 단기에서

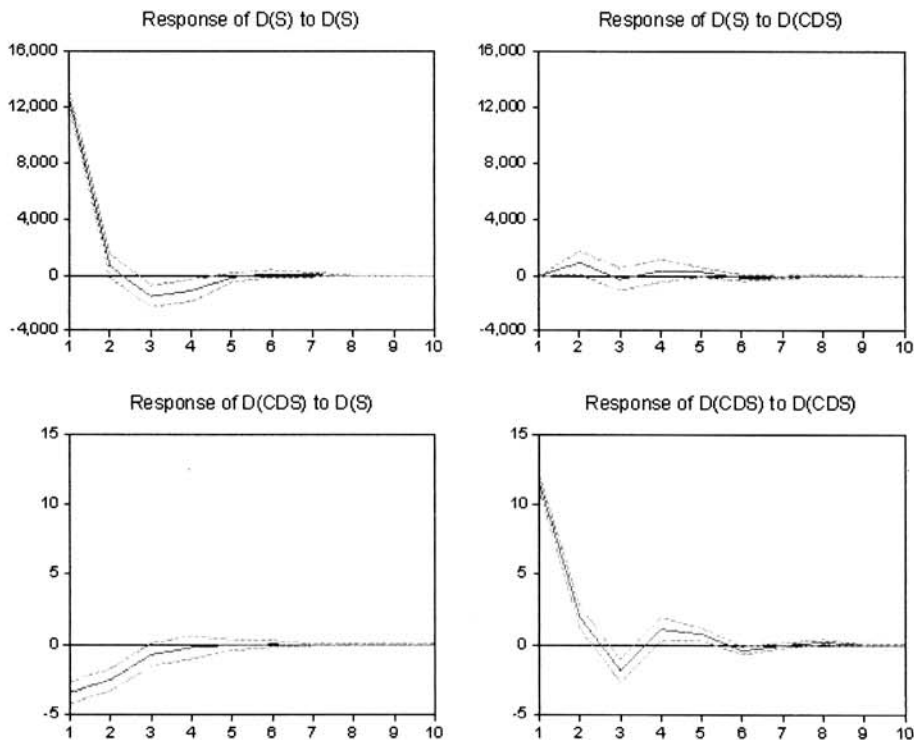
7) ΔS 와 ΔCDS 변수의 순서를 변경한 경우에도 주요 실증분석 결과는 변하지 않는다.

8) 다른 기업의 충격반응분석의 결과도 삼성전자와 거의 동일하였다. 공간을 절약하기 위하여 본 논문에서는 삼성전자의 결과를 대표로 제시한다.

음으로 나타났으며 5일 정도 이내에 대체로 소멸하는 반응을 보였다. 이 결과는 주가의 전기 변화가 CDS 스프레드의 미래 변화를 음으로 예측한다는 결과와 일치한다. ΔCDS 의 충격에 관한 ΔS 의 반응은 ΔS 에 충격에 대한 ΔCDS 의 반응에 비해서 크지 않았으며 반응의 방향도 양 혹은 음으로 선명하게 드러나지 않고 그림에서와 같이 양과 음의 반응이 모두 나타났다. 이는 미래 주가 변화에 대한 CDS 스프레드의 변화의 예측력이 떨어지고 방향성이 보이지 않았던 앞의 실증분석 결과와 일치한다.

<그림 2> 삼성전자의 충격반응분석 그래프(전체구간)

<그림 2>는 전체 표본기간에 대한 삼성전자의 충격반응분석 결과와 95% 신뢰구간을 각각 보여준다. 위의 두 그래프는 주가 변화의 반응을 나타내며 아래의 두 그래프는 CDS 변화의 반응을 제시한다. $D(S)$ 는 주가의 변화, $D(CDS)$ 는 CDS 스프레드의 변화를 각각 나타낸다. 각 그래프의 x축은 충격이 도달한 후 경과한 날을 의미한다. 각 그래프는 전체 구간인 2006년 1월 2일부터 2009년 9월 30일까지의 자료에서 추정된 벡터자기회귀모형에 기반한 분석 결과이다.

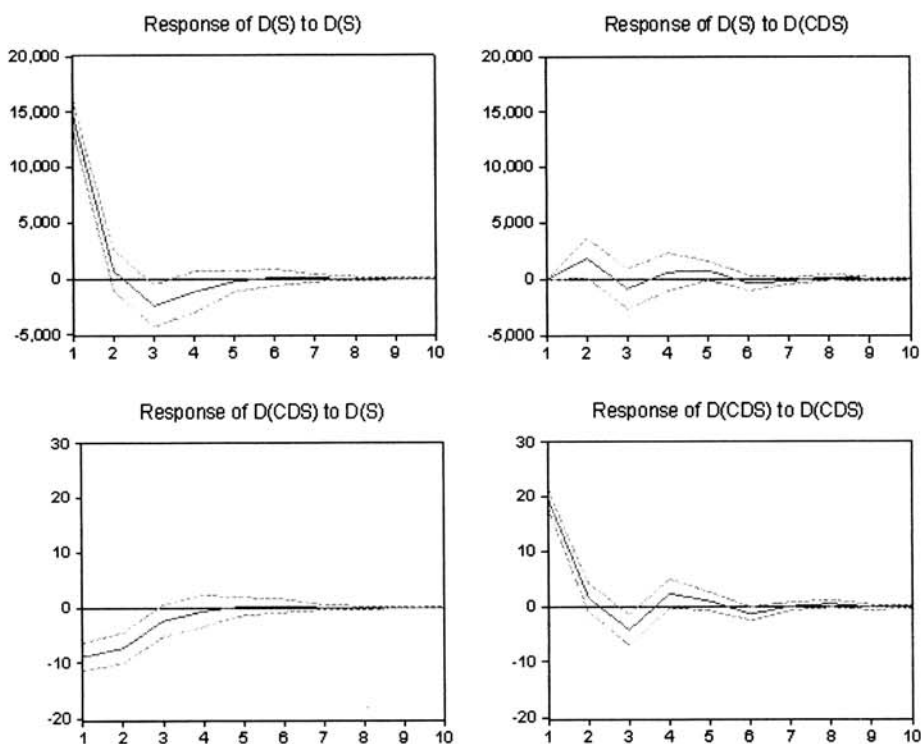


<그림 3>은 금융위기 이후 기간에서 수행한 삼성전자의 충격반응분석 결과이다.

전체적으로 충격에 대한 반응의 크기가 증가한 것을 확인할 수 있으며 이는 <표 4>의 부표본 분석결과와 일치한다.

<그림 3> 삼성전자의 충격반응분석 그래프(금융위기 이후 구간)

<그림 3>은 금융위기 이후 표본기간에 대한 삼성전자의 충격반응분석 결과와 95% 신뢰구간을 각각 보여준다. 위의 두 그래프는 주가 변화의 반응을 나타내며 아래의 두 그래프는 CDS 변화의 반응을 제시한다. D(S)는 주가의 변화, D(CDS)는 CDS 스프레드의 변화를 각각 나타낸다. 각 그래프의 x축은 충격이 도달한 후 경과한 날을 의미한다. 각 그래프는 금융위기 이후인 2008년 9월 16일부터 2009년 9월 30일까지 추정된 벡터자기회귀모형에 기반한 분석 결과이다.



5. 분산분해분석(Variance decomposition) 결과

식 (7)을 통해 x_{t+k} 와 이 값의 t 시점 예측치를 각각 식 (8)과 식 (9)로 나타낼 수 있다.

$$x_{t+k} = \bar{x} + \theta_0 \varepsilon_{t+k} + \theta_1 \varepsilon_{t+k-1} + \dots \quad (8)$$

$$E[x_{t+k}|I_t] = \bar{x} + \theta_k \xi_t + \theta_{k+1} \xi_{t-1} + \dots \quad (9)$$

한편, k 기 후의 예측 오차는 식 (10)과 같다.

$$\eta_{t+k|t} = x_{t+k} - E[x_{t+k}|I_t] = \theta_0 \xi_{t+k} + \theta_1 \xi_{t+k-1} + \dots + \theta_{k-1} \xi_{t+1} \quad (10)$$

$\theta_i = \begin{pmatrix} \theta_{i,11} & \theta_{i,12} \\ \theta_{i,21} & \theta_{i,22} \end{pmatrix}$ 라 하고, ΔS_t 와 ΔCDS_t 에 대한 k 기 후의 예측 오차를 각각 $\eta_{\Delta S,t+k|t}$ 와 $\eta_{\Delta CDS,t+k|t}$ 라고 하면, 예측 오차의 분산은 식 (11), (12)와 같다.

$$\text{Var}(\eta_{\Delta S,t+k|t}) = (\theta_{0,11}^2 + \theta_{1,11}^2 + \dots + \theta_{k-1,11}^2) \quad (11)$$

$$+ (\theta_{0,12}^2 + \theta_{1,12}^2 + \dots + \theta_{k-1,12}^2) = V_{11} + V_{12}$$

$$\text{Var}(\eta_{\Delta CDS,t+k|t}) = (\theta_{0,21}^2 + \theta_{1,21}^2 + \dots + \theta_{k-1,21}^2) \quad (12)$$

$$+ (\theta_{0,22}^2 + \theta_{1,22}^2 + \dots + \theta_{k-1,22}^2) = V_{21} + V_{22}$$

분산분해분석은 벡터자기회귀 모형에서 각각의 변수들이 다른 변수들의 미래 예측 오차의 분산을 설명하는 정도를 알아봄으로써 각각의 변수들이 다른 변수들에 대해 갖는 정보의 양을 측정하는 것이다. 위 식에서는 k 기 후의 예측 오차의 분산을 구성하는 두 요소인 V_{11} , V_{21} 가 전체 분산의 얼마만큼의 비율을 차지하느냐를 통해 분석할 수 있다. 이 때 변수의 순서는 이 때 변수의 순서는 ΔS , ΔCDS 순으로 설정하였다.

<표 5>는 각각의 종속변수에 대해 예측 오차의 분산에서 두 변수가 차지하는 퍼센트 비율을 8개 기업에 대해 평균한 것을 나타낸다. Panel A는 전체 기간, Panel B에서는 금융위기 이후 기간의 결과를 각각 제시한다. 종속변수가 ΔS 인 경우에는 CDS 스프레드의 변화가 주가 변화의 예측 오차 분산의 최대 3% 미만을 설명하며, 종속변수가 ΔCDS 인 경우에는 주가 변화가 최대 15%의 예측 오차 분산을 설명한다. 이는 주가 변화가 미래 CDS 스프레드 변화를 잘 예측하며 CDS 변화가 미래 주가 변화를 잘 설명하지 못한다는 앞에서의 결과와 일치한다. Panel B에서 서로 다른 변수를 예측하는 비율이 Panel A보다 크게 증가한 것도 금융위기 이후에 설명력이 향상된다는 앞 절의 결과와 일치한다. 또한, 예측 기간이 4일보다 크면 예측 오차 분산의 설명력 증가가 미약해지는 점은 충격반응분석의 결과와도 일치한다.

<표 5> 분산분해분석결과

이 표는 식 (11)과 (12)를 바탕으로 한 분산분해분석의 결과를 나타낸다. Panel A는 전체 기간에서, Panel B는 <표 4>에 있는 금융위기 이후의 기간에서 수행한 결과를 각각 제시한다. 구체적으로, 주가와 CDS 스프레드 각각의 예측 오차의 분산 설명 정도를 각각 퍼센트로 표시한 것을 예측 기간에 따라 나타내고 있으며 표에 드러난 수치는 개별 기업에 대해 분석한 평균값이다.

	Panel A : 전체 표본 기간				Panel B : 금융위기 이후 기간			
	D(S)		D(CDS)		D(S)		D(CDS)	
	D(S)	D(CDS)	D(S)	D(CDS)	D(S)	D(CDS)	D(S)	D(CDS)
1	100.00	0.00	3.65	96.35	100.00	0.00	7.47	92.53
2	99.68	0.32	5.63	94.37	99.14	0.86	12.24	87.76
3	99.44	0.56	6.09	93.91	97.97	2.03	13.52	86.48
4	99.22	0.78	6.52	93.48	97.34	2.66	14.81	85.19
5	99.19	0.81	6.54	93.46	97.27	2.73	14.86	85.14
6	99.19	0.81	6.56	93.44	97.25	2.75	14.92	85.08
7	99.18	0.82	6.57	93.43	97.24	2.76	14.96	85.04
8	99.18	0.82	6.57	93.43	97.23	2.77	14.97	85.03
9	99.18	0.82	6.57	93.43	97.23	2.77	14.97	85.03
10	99.18	0.82	6.57	93.43	97.23	2.77	14.97	85.03

V. 결 론

본 논문에서는 신용위험의 척도로 그 중요성이 커지고 있는 CDS 스프레드를 사용하여 CDS 스프레드와 주식시장 사이의 관계를 기업별 자료를 통해 살펴보았다. CDS 스프레드는 회사채 스프레드보다 단기적인 신용조건의 변화를 더 잘 설명한다는 점, 우선순위, 이표율 등에 영향을 받는 회사채에 비해 표준화된 조건으로 거래된다는 점 등에서 장점을 가지므로 회사채 스프레드에 비해 최근 연구에서 많이 사용되고 있다.

실증분석 방법으로는 벡터자기회귀모형을 이용하였으며 연구의 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 주식시장은 CDS시장을 선도하며, 주가의 증가는 CDS 스프레드의 감소를 예측하였다. 둘째, CDS 스프레드 변화에서 주가 변화를 설명하고 예측하는 능력은 그 방향성이나 유의성이 뚜렷하지 않았다. 셋째, 2008년 하반기에 발

생한 금융위기 전후로 기간을 나누어서 분석했을 때, 금융위기 이전 표본에서는 주식시장과 CDS시장 사이의 관계가 뚜렷하지 않았으나 금융위기 이후 표본에서는 주식시장과 CDS시장 사이의 관계가 매우 두드러지게 나타났다.

마지막으로 본 논문은 한국 CDS시장과 주식시장 간의 관계와 정보 전달 과정에 대한 실증적 증거를 제시하였지만, 분석 기업의 수가 충분하지 못한 점이 한계점이라 할 수 있다. 국내 시장에서 신용상품 거래가 더욱 활발하여 보다 많은 회사의 CDS 자료가 확보 가능하면 좀 더 세밀한 분석이 가능하여 추후 연구에 공헌할 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 강장구, 민준홍, 이창준, “CDS 스프레드의 결정요인에 대한 연구,” 『금융연구』, 24, 2010, 99-126.
- 강우철, 원승연, 이진범, 이기영, “신용등급과 채권시장의 정보효율성 : 개별 주가와 신용스프레드의 동태적 패널 분석,” 『금융연구』, 23, 2009, 75-110.
- Arellano, M., Stephen Bond, “Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and application to employment equations,” *Review of Economic Studies*, 58, 1991, 277-297.
- Blanco, R., Brennan, S. and Marsh, I. W., “An empirical analysis of the dynamic relationship between investment-grade bonds and credit default swaps,” *Journal of Finance*, 60, 2005, 2255-81.
- Collin-Dufresne, P., Goldstein, R. S. and Martin, J. S., “The determinants of credit spread changes,” *Journal of Finance*, 56, 2001, 2177-2207.
- Duffie, D., “Credit swap valuation,” *Financial Analysts Journal*, 55, 1999, 73-87.
- Duffie, D., Singleton, K. J., “Modeling term structures of defaultable bonds,” *Review of Financial Studies*, 12, 1999, 687-720.
- Forte, S. and J. I. Peña, “Credit spreads : An empirical analysis on the informational content of stocks, bonds, and CDS,” *Journal of Banking and Finance*, 33, 2009, 2013-2025.
- Houweling, P., and T. Vorst, “Pricing default swaps: Empirical evidence,” *Journal of International Money and Finance*, 24, 2005, 1200-25.
- Kwan, S. H., “Firm-specific information and the correlation between individual stocks and bonds,” *Journal of Financial Economics*, 40, 1996, 63-80.
- Longstaff, F. A., 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.
- Norden, L. and Weber, M., “Informational efficiency of credit default swap and stock markets : the impact of credit rating announcements,” *Journal of Banking and Finance*, 28, 2004, 2813-43.
- Norden, L., Weber, M., “The co-movement of credit default swap, bond and stock markets : an empirical analysis,” *European Financial Management*, 15, 2009, 529-562.
- 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.

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.

Korean Journal of Futures and Options

Volume 18 Number 4

November 2010

The Lead-lag Relationship between the Stock Market and CDS Market in Korea

Kwangil Bae

Hankil Kang

Changjun Lee

< Abstract >

This study examines the lead-lag relationship between the stock market and CDS market in Korea using the firm-level data during 2006-2009. Our main findings can be summarized as follows. First, our empirical finding shows that stock returns Granger cause CDS spread changes for a larger number of firms than vice versa. Second, the sub-sample analysis reveals that while the stock market leads the CDS market in each sub-sample, the lead-lag relationship is more pronounced in the post-crisis period. Finally, our main findings remain the same even in the presence of controlling variables such as equity volatilities, absolute bid-ask spreads, and CDS premium on foreign exchange stabilization bonds issued by Korean government. In sum, consistent with the U. S. and U. K. evidence, it appears that the stock market leads the CDS market in Korea.

JEL classification : G10

Keywords : Credit Spreads, CDS Spreads, Lead-lag Relationship