

한국과 일본 시장에서 주가지수, 국가 CDS 스프레드 및 변동성지수 간의 선·후행 관계*

The Lead-lag Relationships among Stock Index, Sovereign CDS Spread, and Volatility Index in Korean and Japanese Markets

강 내 영**· 박 윤 정***· 현 정 순****

Nae Young Kang · Yuen Jung Park · Jungsoon Hyun

본 연구는 한 국가의 위험을 측정할 수 있는 주가지수, 국가 CDS 스프레드 그리고 변동성지수 사이의 선·후행 관계를 살펴봄으로써 세 변수 간의 가격움직임에 어떤 관계가 있는지 알아보고자 한다. 이를 위해 벡터자기회귀 모형에 기초를 둔 그랜저 인과관계 검증, 충격반응분석 및 분산분해분석을 실시하였다. 특히, 2007년에 발생한 미국 발 금융위기가 이러한 선·후행 관계에 미치는 영향에 초점을 두어 분석기간을 3개의 구간으로 나누었다. 그 결과, 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 동안에는 위기 전기와 후기에 비해 상대적으로 선·후행 관계가 훨씬 강하게 나타났다. 이러한 현상은 시장의 효율적 메커니즘이 제대로 작동하기 어려운 위기기간에는 정보의 전이속도가 느림으로 인해, 또 체계적 위험과 관련된 정보의 전이가 위기기간에 상당히 왕성하게 나타남으로 인해, 위 세 변수 간에 선·후행 관계가 위기기간 동안에 더 두드러지게 관찰된 것이라고 해석할 수 있다. 즉, 비효율적 시장에서는 정보가 시장가격에 신속하게 반영되지 못하므로 특정변수가 다른 변수에 대해 예측력을 가지게 된다. 반면, 시장이 효율적이라면 정보가 거의 동시에 모든 시장에 반영되므로 세 변수 간의 이러한 선·후행 관계는 관찰되지 않을 것이다. 본 논문에서는 이 세 변수 간의 선·후행 관계를 한국시장과 일본시장을 대상으로 분석하였고, 두 시장에서 유사한 결과가 나타남을 발견하였다.

국문 색인어: 그랜저 인과관계, 분산분해분석, 선·후행 관계, 충격반응분석

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700

* 이 논문은 2015학년도 한림대학교 교비연구비(HRF-201502-009)에 의해 연구되었습니다.

** 한국무역협회 국제무역연구원 동향분석실 연구원(nykang87@kita.net), 주저자

*** 한림대학교 경영대학 재무금융학과 조교수(yjpark@hallym.ac.kr), 교신저자

**** KAIST 경영대학 조교수(jshyun@business.kaist.ac.kr)

논문 투고일: 2015. 08. 03, 논문 최종 수정일: 2015. 10. 31, 논문 게재 확정일: 2016. 11. 10

I. 서론

서브프라임 모기지 사태란 미국 내 서브프라임 모기지의 부실화로 인해 서브프라임모기지 관련 금융상품에 투자한 미국과 유럽의 금융기관들이 2007년 들어 대규모 손실을 입으면서 전 세계적 신용 경색과 금융기관들의 유동성 위기 및 연쇄 파산으로 이어진 금융위기라 할 수 있다. 이와 같은 2007년 미국 발 서브프라임 사건은 신용위험이 가지는 위력을 과소평가한 산물이라고 볼 수 있다. 신용위험이란, 거래상대방 또는 채무자가 자신의 의무를 이행하지 못함으로 인해 야기되는 손실을 의미한다. 위기 기간에 거의 모든 금융관련 기관들에서 이러한 신용위험이 발생했기 때문에, 신용위험의 측정, 가격평가 그리고 관리의 중요성이 점점 커지게 되었다.

한편 높은 신용위험을 감수하는 대가로 더 높은 보상을 요구하는 투자자의 수요에 따라 등장한 신용파생상품을 통해, 신용위험은 시장위험과 동일한 방식으로 거래 및 관리될 수 있다. 따라서 신용파생상품은 금융시장에서 신용위험을 다룰 수 있는 혁신적인 상품으로 간주되어 왔다. 최근 몇 년간, 신용파생상품의 거래가 미국, 유럽뿐만 아니라 한국시장에서도 가능해짐에 따라, 신용파생상품시장이 급속도로 성장해왔고, 대표적인 상품으로 Credit Default Swaps(CDS)를 들 수 있다. Credit Default Swaps(CDS)란, 특정 회사가 부도가 난 경우에 대비하기 위해 만들어진 일종의 보험상품이라 할 수 있다. 여기서 특정 회사는 준거자산(reference entity)이 되고, 이 회사의 부도는 신용사건(credit event)이라 불린다. CDS라는 보험계약의 매수자는 매도자에게 주기적인 지급(CDS 스프레드)을 해야 할 의무를 가지고, 대신 매수자는 신용사건 발생 시에 준거자산에 의해 발행된 채권을 액면가에 매도할 수 있는 권리를 가진다.

비록 CDS가 거래된 기간은 15년도 채 되지 않지만, CDS에 관한 연구는 이미 상당 부분 진행된 상태이다. 이는 CDS 스프레드가 기업의 채권 스프레드보다 신용위험을 측정하는 더 좋은 대응치가 될 수 있기 때문이다. 즉, 쿠폰이자율, 우선순위, 무위험 이자율 등에 따라 계약조건이 달라지는 채권과는 달리, CDS는 계약조

건이 표준화되어 있고 또 무위험 이자율에 대한 민감도가 거의 없다는 점에서 CDS가 채권보다 신용위험을 측정하는 좋은 대용치라 할 수 있다. 이런 점들을 고려할 때, 신용위험과 관련된 실증연구에서 회사채 스프레드 대신, CDS 스프레드를 더 많이 사용하고 있다.

2007년부터 2008년 동안에 발생하였던 서브프라임 모기지 사건으로 인해 신용 시장이 제대로 작동하지 못하게 되었고, 나아가 스프레드와 변동성의 급격한 증가, 주가지수 폭락 그리고 시장유동성의 상실이라는 결과를 초래하였다. 여기서 국가 CDS 스프레드, 주가지수 그리고 변동성지수 간의 유기적인 관계가 있을 것이라는 추정하에, 본 연구에서는 미국 발 금융위기가 세 변수 간의 선·후행 관계에 미치는 영향을 평가한다.

연구의 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 일본시장과 한국시장 두 시장 모두에서 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 기간 동안에는 국가 CDS 스프레드와 변동성지수 그리고 주가지수 세 변수 간의 예측력이 그 이외의 기간들에 비해서 월등히 높게 나타났다. 둘째, 상대적으로 신용등급이 높은 국가들인 한국과 일본 시장에서는 일반적 경제상황하에서는 주식시장이 CDS시장을 선행하지만 금융위기 시기에는 양방향 선·후행성 관계가 관찰되었다.

본 연구는 시장 간 선·후행성을 분석한 연구 분야에 대해 다음과 같은 기여점을 갖는다. 첫째, 기존 연구들이 주식시장과 CDS시장 간의 선·후행성만을 연구했다면, 본 연구에서는 옵션시장까지 고려하여 세 시장 간 상호관계를 관측한다. 이를 위해 주가지수, 국가 CDS 스프레드 그리고 변동성지수를 활용하여 세 변수 간의 상호 예측력을 살펴보았다. 이들은 한 국가의 위험을 측정할 수 있는 세 가지 변수이며, 세 시장은 위험에 대한 헤지를 위해 서로 이용 가능하기 때문에 이들의 관계 및 세 시장 간의 정보의 흐름을 규명하는 것은 시장참여자들에게 중요한 정보를 제공할 수 있다. 둘째, 지금까지 국내 금융위기의 영향을 논한 여러 논문들을 살펴보면 대부분 금융위기 전기와 후기의 두 기간으로 구분하여 분석한다. 반면 본 논문에서는 위기기간을 2007년과 2008년으로 지정하고 이를 기점으로 전기와 후기로 나눔으로써 총 세 개의 부표본을 대상으로 선·후행 관계를 연구하였

다. 이러한 설정은 금융위기 시기의 특성을 전기와 후기 특성과 비교하여 좀 더 명확하게 규명할 수 있는 장점이 있다. 마지막으로, 신용등급이 높은 기업의 경우에는 주식시장이 채권시장보다 선행적이라는 기존 연구 결과를 확장하여, 상대적으로 신용등급이 높은 국가들인 한국과 일본의 경우 주식시장이 CDS시장보다 선행적인지를 검토하고, 이에 대한 금융위기의 영향에 대해 살펴 본 점도 추가적인 기여점이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서 선행연구와 가설을 제시하고, Ⅲ장에서는 실증분석에 사용할 자료를 설명하고, 연구모형 및 분석방법론을 살펴보고, Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 서술한 후 Ⅴ장에서 본 논문의 결론을 내린다.

II. 선행연구 및 가설설정

Blanco et al.(2005)은 북미와 유럽 33개 기업들의 CDS를 대상으로 벡터오차수정 모형(VECM)을 적용하여 CDS시장과 채권시장 간의 선·후행 관계를 살펴본 결과, CDS시장이 채권시장을 선행함을 보였으며, 나아가 CDS 스프레드가 신용위험을 측정하는 데 회사채 스프레드보다 더 나은 기준이 될 수 있음을 밝혔다. 한편 Forte and Pena(2009)는 Blanco et al.(2005)과는 달리, 일반적인 벡터오차수정모형을 사용했으며, 주식시장까지 포함하여 주식, 채권, CDS 세 시장 간의 관계를 살펴 보았고, 주식시장이 CDS시장과 채권시장을 선행하며 CDS시장이 채권시장을 선도함을 보였다.

Kim and Chan-Lau(2004)는 Merton(1974) 모형에 근거하여 회사채 CDS 자료를 사용해 분석한 결과, 8개의 개발도상국가들 중 대부분의 경우 회사채 CDS 프리미엄과 주식가격 간의 균형적인 관계를 가지고 있지 않다고 밝혔다. 이에 반해, Zhu(2006)에서는 회사채 CDS 프리미엄과 채권가격 간에는 균형적인 관계가 존재함을 보이고, 나아가 회사채 CDS 프리미엄이 채권수익률을 선행한다고 설명한다.

위의 논문들을 통해서 알 수 있듯이, 기존 연구들의 경우 대부분이 회사채 CDS

스프레드를 사용했다면, 본 논문에서는 국가 CDS 스프레드에 기초함으로써, 금융 위기로 야기된 국가위험을 반영해서 연구의 범위를 확장시키고자 한다.

김우철 외(2009)는 시장 참여자들이 특정한 기업 정보가 주식 및 채권가격에 미치는 영향을 고려하여 그 정보에 상이하게 반응할 유인이 존재하며, 이러한 시장 참여자들의 행태가 주식시장과 채권시장 간의 정보의 선행성을 신용등급별로 차별화시킬 가능성을 제시하였다. 저자들은 한국에서 발행된 회사채의 신용스프레드와 해당 회사채 발행 기업의 주가 간의 관계를 Arellano and Bond(1991)의 동태적 패널 추정법을 이용하여 실증 분석한 결과, 신용등급이 높은 기업의 경우에는 주식시장이 채권시장보다 선행적이나, 신용등급이 낮은 등급의 경우 주식시장의 선행성이 존재하지 않을 뿐 아니라 부분적으로는 채권시장이 선행적일 수 있음을 밝혔다. 따라서 본 연구에서는 해외시장에서 신용등급이 상대적으로 높은 국가들인 한국과 일본의 경우¹⁾ 역시 주식시장의 선행성이 나타나는지 살펴보고자 한다. 이 때, 채권시장 대신 CDS시장을 대용하기로 하여, 한국과 일본 시장 모두에서 주식시장이 CDS시장을 선행함을 가설로 설정할 수 있다.

또한 Longstaff et al.(2005)에서는 68개의 북미 기업들을 대상으로 CDS 스프레드, 채권 스프레드 그리고 주식수익률 각각의 변화율 간에 존재하는 선·후행 관계를 조사하였고, 이 때 벡터자기회귀모형을 분석도구로 이용하였다. 그 결과, 신용위험과 관련된 정보가 초기에는 CDS시장과 주식시장에 영향을 미치고, 시간이 지남에 따라 채권시장으로까지 전이됨을 밝혔다. 그러나 이 논문은 CDS시장과 주식시장 간에 존재하는 선·후행 관계를 규명하지는 못했다는 점에서 추후 연구가 필요하다고 볼 수 있다. 이에 두 논문에 근거하여 본 논문에서 다음의 가설 1과 2를 세우게 되었다.

가설1: 주식수익률의 변화는 국가 CDS 스프레드의 변화를 선행한다.

가설2: 국가 CDS 스프레드의 변화가 주식수익률의 변화를 선행한다.

1) 표본기간 동안 외화평가채권에 대한 주요 신용평가기관들의 평균 신용등급은 한국의 경우 A등급, 일본의 경우 AA등급이었다.

Norden and Weber(2007)도 위에서 소개된 Longstaff et al.(2005)과 비슷한 방식으로 변수들 간의 선·후행 관계에 대한 연구를 진행했지만, 몇 가지 차이점이 있다. 그 중 하나는 서로 다른 58개의 국가들로부터 각각 하나의 기업을 뽑아내서 총 58개의 기업들을 대상으로 연구를 하였다는 점이고, 또 다른 하나는 변수들 간에 선·후행 관계가 존재하는 이유로 유동성을 지적했다는 점이다. 나아가 저자들은 주식의 내재변동성이라는 새로운 변수를 추가하였는데, 이 내재변동성은 등가격 풋옵션에서 유도된 것이다. 내재변동성까지 고려한 결과, 이 변동성이 주식수익률에 음의 영향을 미치고, 기업 CDS 스프레드 변화에는 양의 영향을 미침이 밝혀졌다. 여기서 선·후행 관계를 연구함에 있어서 변동성지수가 국가 CDS 스프레드 및 주식수익률과 가지는 상호작용 또한 상당하다는 추론하에, 본 논문에서는 변동성지수까지 추가하여 다음과 같은 가설을 추가적으로 세우게 되었다.

가설3: 변동성지수의 변화가 주식수익률 변화를 선행한다.

가설4: 주식수익률 변화가 변동성지수의 변화를 선행한다.

가설5: 변동성지수의 변화가 국가 CDS 변화를 선행한다.

가설6: 국가 CDS 스프레드의 변화가 변동성지수의 변화를 선행한다.

실제로 한덕희·이상원(2009)에서 국가 CDS 프리미엄, 주식수익률 그리고 채권 수익률을 이용하여, 특정 변수가 다른 변수에 대하여 예측력을 가지는가에 대한 분석을 하였지만, 여기서도 변동성지수는 고려대상에서 제외되었다는 점에서, 본 연구가 가지는 의미가 크다고 본다.

Norden and Weber(2007)은 Longstaff et al.(2003)의 분석 결과와 동일하게 유럽시장에서도 CDS시장과 주식시장이 채권시장에 선행한다는 점을 주장하였다. 이러한 연구 결과와는 대조적으로, Hotchkiss and Ronen(2002)는 일별, 시간별 거래자료 분석을 통해서 회사채 시장의 정보 효율성이 주식시장의 정보 효율성과 다르지 않다고 주장하였다. 더 나아가 De Bondt(2005)는 신용위험 프리미엄이 주식시장의 가격 변화를 선행한다는 점을 보여주어, 채권시장의 정보가 주식수익률을

예측하는 데 기여할 것이라고 주장하였다.

Norden and Weber(2004)는 신용사건이 주식시장과 CDS시장에 미치는 영향을 조사한 결과, 이 두 시장이 신용의 질과 관련된 정보를 다른 시장보다 앞서서 반영함을 증명하였다. 이는 주식시장과 CDS시장이 신용사건들을 예측하는 데에 있어서 다른 시장들보다 우월하기 때문이다. 이 점은 주가와 CDS 스프레드가 신용위험을 측정하는 데 중요한 역할을 한다는 것을 암시한다. 그럼에도 불구하고 Norden and Weber(2004)는 정보의 비대칭성과 정보가 전이되는 속도의 측면에서 주식시장과 CDS시장을 비교하지 않았으므로 추후 연구가 필요하다고 할 수 있다. 다음으로 Ehlers et al.(2010)는 체계적 위험과 관련된 정보를 주식시장과 CDS시장 간의 선·후행 관계의 원인으로 간주하고, 이 같은 정보의 전이가 특히 금융위기 때 확대됨을 보인다. 여기서 두 시장 간의 선·후행 관계를 분석하기 위해, 유럽시장으로부터 약 22개월에 걸친 서브프라임 기간 데이터를 구해서, 그랜저 인과관계 분석을 수행하였다. 한편, Hou(2007)는 정보 전파의 느린 속도가 두 시장 간의 선·후행 관계를 이끈다고 주장한다. 이 세 가지 연구결과를 종합하여, 본 논문에서는 선·후행 관계에서 정보전이의 중요성과 역할을 분명히 하고자 분석기간을 금융위기를 기준으로 총 3개로 나누었다. 배광일 외(2010)에서는 2008년 하반기를 기점으로 금융위기 전과 후 두 기간으로만 나누어 분석했다는 점을 고려할 때, 본 논문이 금융위기의 여파를 좀 더 명확히 관찰한다는 점에서 연구의 의의가 있다.

III. 자료 및 연구방법론

1. 자료

본 연구는 한국시장과 일본시장을 대상으로 국가 CDS 스프레드와 주가지수 그리고 변동성지수 간의 선·후행 관계를 분석하였다. 분석에 사용된 표본 기간이 한국시장의 경우, 2003년 1월부터 2010년 8월까지이고 일본시장의 경우, 2003년 4

월부터 2010년 8월까지이며, 두 시장 모두 일별데이터를 기초로 분석하였다. CDS 경우 Markit에서 제공받은 자료들 중 가장 거래가 빈번하게 일어나는 만기 5년물을 사용하였다. 주가지수의 대표지수로는 KOSPI와 NIKKEI를, 변동성 지수로는 VKOSPI와 JNIV를 분석 대상으로 하였으며, 모두 Datastream으로부터 수집하였다²⁾.

변수 간의 선·후행 관계를 알아보기 위해 주로 사용하는 분석기법은 벡터자기회귀분석(VAR model; Vector Autoregression Model)인데, 이를 적용하기 위해 우선 각 시계열 자료들에 대해 단위근 검정을 수행하였다³⁾. 단위근 검정은 주로 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정⁴⁾과 PP(Philips Perron) 검정을 통해 이루어진다. <Table 1>은 각 시계열에 대한 단위근 검정의 결과를 보여준다. 검증 결과, ADF 검정과 PP 검정이 동일한 결과를 보여줌을 알 수 있다. 즉, 수준변수의 경우에는 주가지수, 변동성 지수, 국가 CDS 스프레드의 표본으로부터 구한 ADF값과 PP값이 모두 1% 유의수준하에서의 임계치를 초과하지 못하여 귀무가설을 기각하지 못하므로, 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 반면, 차분변수의 경우에는 귀무가설을 기각하여 단위근이 존재하지 않아 안정적인 시계열로 나타남으로써 본 연구에 적절한 데이터라고 할 수 있다.

2) 본 연구에서 사용한 시계열 데이터의 단위는 CDS 스프레드 경우는 베이스스로, 변동성 지수의 경우는 %단위로, 주가지수는 각 나라의 통화기준의 가격으로 하였다.

3) 시계열이 단위근을 갖는 불안정한 경우에는 단위근의 존재로 인해 변수들 간에 아무런 연관이 없음에도 불구하고 유의한 관계가 존재하는 것으로 나타나는 문제가 발생할 수 있다.

4) ADF 검정의 lag 선택은 Schwarz Information Criterion 방법을 사용하여 정하였다.

〈Table 1〉 Unit root test

Table 1 shows the results of unit root test that is for testing stationarity. The figures in parenthesis represent p-values. For this testing, we set up the null hypothesis that each time series have unit root. If the null hypothesis is rejected in each case, it is concluded that the time-series are stationary.

Panel A : ADF Test

	Korea market		Japan market	
	Level	1 st Difference	Level	1 st Difference
Stock index	-1,3051 (0,6293)	-42,7196 (0,0000)	-1,5293 (0,5186)	-32,6025 (0,0000)
Volatility index	-3,3132 (0,0145)	-9,0714 (0,0000)	-2,6235 (0,0883)	-30,9432 (0,0000)
5Y CDS	-1,9718 (0,2996)	-8,9150 (0,0000)	-1,7953 (0,3832)	-8,4243 (0,0000)

Panel B : Philips Perron Test

	Korea market		Japan market	
	Level	1 st Difference	Level	1 st Difference
Stock index	-1,3045 (0,6296)	-42,7139 (0,0000)	-1,5191 (0,5239)	-44,4711 (0,0001)
Volatility index	-3,3836 (0,0117)	-51,5315 (0,0001)	-3,0404 (0,0315)	-51,4742 (0,0001)
5Y CDS	-2,3466 (0,1575)	-30,2811 (0,0000)	-1,0936 (0,7205)	-40,2823 (0,0000)

〈Table 2〉은 연구에 사용될 세 변수의 변화에 관한 요약 통계량을 보여준다. 전체 표본기간에 걸쳐 주가지수 수익률 변화, 변동성지수 변화, CDS 프리미엄 변화의 평균은 한국시장에서 각각 0.06%, -0.03%, -0.02bps이고 일본시장에서 각각 0%, 0%, 0.04bps로 나타나 큰 차이를 보이지는 않았다. 세 변수 변화들의 표준편차는 한국시장에서 각각 1.55%, 1.8%, 8.85bps이고 일본시장에서 각각 1.58%, 1.94%, 1.71bps로 CDS 프리미엄 변화의 경우 한국시장에서 약 5배 정도 큰 것으로 나타났다. 이러한 현상은 금융위기 기간 부표본에서도 더 두드러지게 나타나는데, 세 변수 변화들의 표준편차는 한국시장에서 각각 2.01%, 2.93%, 15.24bps이고, 일본시장에서 각각 2.18%, 2.73%, 1.42bps로 CDS 프리미엄 변화의 경우 한국시장에서 약 11배나 컸다. 또한 해당시기에 CDS 프리미엄 변화의 최댓값과 최솟값을 비교해 보

면, 한국시장에서 137bps, -147bps였고, 일본시장에서 13.12bps, -17.58bps로 그 범위가 크게 달랐다. 한 가지 더 특이한 점은 세 변수 변화의 최댓값들은 대부분 금융위기 시기에 나타났으나 예외적으로 일본시장의 CDS 프리미엄 변화만 금융위기 후기에 28.14bps의 최댓값을 보여, CDS 프리미엄의 변화에 있어서는 국가 간에 다른 성향을 보여주기도 하였다.

〈Table 2〉 Summary statistics

Table 2 shows the summary statistics of stock index, sovereign CDS spread and volatility index. It is analyzed for three sub-sample periods based on financial crisis.

Panel A : Korean market

		$\Delta \ln S$	$\Delta VOL(\%)$	$\Delta CDS(bps)$
Entire sample period	mean	0,0006	-0.03	-0.02
	stdev	0,0155	1.80	8.85
	max	0,1128	23.00	137.00
	min	-0,1117	-13.92	-147.11
Before financial crisis (Before the year 2006)	mean	0,0009	-0.04	-0.07
	stdev	0,0135	1.08	2.62
	max	0,0488	7.48	30.04
	min	-0,0590	-3.69	-16.43
During financial crisis (Between the year 2007 and 2008)	mean	0,0000	0.03	0.36
	stdev	0,0201	2.93	15.24
	max	0,1128	23.00	137.00
	min	-0,1117	-13.92	-147.11
After financial crisis (After the year 2009)	mean	0,0009	-0.07	-0.33
	stdev	0,0134	1.35	8.12
	max	0,0421	8.49	40.26
	min	-0,0622	-3.89	-30.03

Panel B : Japanese market

		$\Delta \ln S$	$\Delta VOL(\%)$	$\Delta CDS(bps)$
Entire sample period	mean	0,0000	0.00	0.04
	stdev	0,0158	1.94	1.71
	max	0,1136	17.67	28.14
	min	-0,1126	-14.15	-17.59
Before financial crisis (Before the year 2006)	mean	0,0007	-0.01	-0.02
	stdev	0,0114	1.30	0.44
	max	0,0326	15.77	2.67
	min	-0,0569	-14.15	-2.46
During financial crisis	mean	-0,0013	0.06	0.08

(Between the year 2007 and 2008)	stdev	0.0218	2.73	1.42
	max	0.1136	17.67	13.12
	min	-0.1126	-10.78	-17.59
After financial crisis (After the year 2009)	mean	0.0001	-0.06	0.15
	stdev	0.0158	1.95	3.23
	max	0.0591	9.99	28.14
	min	-0.0525	-7.08	-15.82

2. 연구 모형

세 변수 간의 선·후행 관계를 살펴보기 위하여 본 논문에서 사용된 벡터자기회기모형의 추정식은 다음과 같다.

$$\Delta CDS_t = \alpha_1 + \sum_j \beta_{1,j}^{(stock)} \cdot \Delta \ln(S)_{(t-j)} + \sum_j \gamma_{1,j}^{(cds)} \cdot \Delta CDS_{(t-j)} + \sum_j \delta_{1,j}^{(vol)} \cdot \Delta VOL_{(t-j)} + \epsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$\Delta \ln(S)_t = \alpha_2 + \sum_j \beta_{2,j}^{(stock)} \cdot \Delta \ln(S)_{(t-j)} + \sum_j \gamma_{2,j}^{(cds)} \cdot \Delta CDS_{(t-j)} + \sum_j \delta_{2,j}^{(vol)} \cdot \Delta VOL_{(t-j)} + \epsilon_{2,t} \quad (2)$$

$$\Delta VOL_t = \alpha_3 + \sum_j \beta_{3,j}^{(stock)} \cdot \Delta \ln(S)_{(t-j)} + \sum_j \gamma_{3,j}^{(cds)} \cdot \Delta CDS_{(t-j)} + \sum_j \delta_{3,j}^{(vol)} \cdot \Delta VOL_{(t-j)} + \epsilon_{3,t} \quad (3)$$

위 식에서 ΔCDS_t 는 t시점에서 국가 CDS 스프레드의 변화분, $\Delta \ln(S)_t$ 은 t시점에서 로그 주가지수의 변화분, ΔVOL_t 은 t시점에서 변동성 지수의 변화분 그리고 ϵ_t 는 t시점의 잔차항에 해당한다.

벡터자기회귀모형에 사용되는 최적의 래그를 판단하는 지표로는 AIC(Akaike Information Criterion), SC(Schwarz Information Criterion) 그리고 HQ(Hnnan-Quinn Information Criterion)이 사용된다. 본 논문에서는 SC와 HQ 중 큰 값을 최적의 래그로 보고, 이 두 지표 모두 영의 값을 가지는 경우에 한하여 AIC 지표를 이용하는 것으로 한다.

3. 분석방법론

차분을 통해 안정적인 변수를 얻었다면, 변수 간의 선후행 관계를 도출하기 위해 벡터자기회귀모형에 근거해 그랜저 인과관계 검정, 충격반응 분석, 분산분해 분석을 수행한다.

가. 그랜저 인과관계 분석

그랜저 인과관계 분석은 선험적인 경제이론을 배제한 상태에서 자료 분석으로부터 경제시계열들 간의 관계에서 나타나는 특징적인 현상을 도출하고자 시도하면서 등장한 분석법이다. 이 분석법은 둘 이상의 시계열을 동시에 모형화하여 상호 동태적인 영향관계를 동시에 살펴보는 것으로 선·후행 관계 분석에 널리 사용되고 있다. 일반적으로 어떤 변수 A의 과거 및 현재 자료를 통해 다른 변수 B의 미래 움직임을 예측할 수 있는 경우에 A가 B를 그랜저 코즈한다고 일컫는다. 한 변수가 다른 변수를 예측할 수 있는지에 대한 그랜저 인과관계 검정을 위해서 아래에 제시된 귀무가설에 대한 Wald 검정 또는 F검정을 수행한다. 이를 통해 두 변수 간의 선·후행 관계에 대해 파악할 수 있으며, 어떤 시장이 다른 시장에 비해 더 먼저 반응하며 다른 시장의 미래 움직임을 예측할 수 있는지 확인할 수 있다.

이때, 그랜저 인과관계를 검정하기 위해 F검정을 이용할 경우, 아래 제시된 바와 같이, VAR(p)모형에서 특정 설명변수의 계수가 모두 0임을 검정하는 것이므로, 해당 가설에 대한 F-통계량을 검정하는 것이다.

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/p}{SSE_u/(T - 2p - 1)} \quad (4)$$

여기서, SSE_r 은 특정 설명변수의 계수가 모두 0이라는 가정하에서의 편차제곱, SSE_u 는 제약조건이 없을 경우의 편차제곱 합, T는 총 관측치 수, p는 벡터자기회귀 모형의 래그 수를 의미한다.

다음으로 Wald 검정을 이용하는 경우이다. 아래 식들에서 기호 m^* 은 최적 래그

의 수를 뜻한다. 주식수익률의 변화는 국가 CDS 스프레드의 변화를 선행하지 않는다고 한 가설 1의 검증 경우, 식 (1)에서 $\beta_{1,j}^{(stock)}$ 이 모두 영의 값을 가지면 식(5)의 귀무가설이 기각된다. 즉, 주식수익률의 변화가 국가 CDS 스프레드의 변화를 예측한다고 할 수 있다.

$$H_0 = \beta_{1,1}^{stock} = \dots = \beta_{1,m}^{stock} = 0 \quad (5)$$

국가 CDS 스프레드의 변화가 주식수익률의 변화를 선행한다고 한 가설 2에 대해서는 식 (2)에서 $\gamma_{2,j}^{cds}$ 를 이용하여 아래와 같이 식(6)의 귀무가설을 나타낼 수 있다.

$$H_0 = \gamma_{2,1}^{cds} = \dots = \gamma_{2,m}^{cds} = 0 \quad (6)$$

변동성지수의 변화가 주식수익률 변화를 선행한다고 한 가설 3의 경우, 식 (2)의 $\delta_{2,j}^{vkospi}$ 이 모두 영이면 식 (7)의 귀무가설이 기각된다.

$$H_0 = \delta_{2,1}^{vkospi} = \dots = \delta_{2,m}^{vkospi} = 0 \quad (7)$$

마찬가지로, 주식수익률 변화가 변동성지수의 변화를 선행한다는 한 가설 4도 식 (3)에서 $\beta_{3,j}^{stock}$ 을 이용하여 귀무가설을 표기하면 다음과 같다.

$$H_0 = \beta_{3,1}^{stock} = \dots = \beta_{3,m}^{stock} = 0 \quad (8)$$

변동성 지수의 변화가 국가 CDS 변화를 선행한다는 가설 5는 식 (1)에 기초하여 $\delta_{1,j}^{vkospi}$ 로 귀무가설을 표현할 수 있다.

$$H_0 = \delta_{1,1}^{vkospi} = \dots = \delta_{1,m}^{vkospi} = 0 \quad (9)$$

마지막으로 국가 CDS 스프레드의 변화가 변동성지수의 변화를 선행한다는 가설 6에 대한 귀무가설은 식 (3)에서 $\gamma_{3,j}^{cds}$ 을 이용하여 수식화하면 다음과 같다.

$$H_0 = \gamma_{3,1}^{cds} = \dots = \gamma_{3,m}^{cds*} = 0 \quad (10)$$

나. 충격반응분석

충격반응분석은 어떤 변수의 한 단위 변화에 따른 충격이 다른 변수에 미치는 시차가 얼마나 되는 지에 관한 정보를 제공해 준다. 즉, 벡터자기회귀 모형에서 도출되는 충격반응함수는 경제에 예상치 못한 변화(충격)가 주어졌을 때 모형내의 모든 변수들이 시간이 흐름에 따라 어떻게 각 충격에 반응하는가를 나타내 주는 것이다. 이는 선형과 비선형의 다변량 모형에 기초한다. 벡터 AR(Autoregressive) 모형은 다음과 같이 벡터 MA(Moving Average)의 형태로 나타낼 수 있다.

$$y_t = \mu + \Phi_0 \cdot \epsilon_t + \Phi_1 \cdot \epsilon_{t-1} + \Phi_2 \cdot \epsilon_{t-2} + \dots \quad (11)$$

여기서 메트릭스 Φ_s 이 $\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \epsilon_t}$ 을 의미함을 추론할 수 있다. 즉, 모든 시점에서 다른 모든 잔차항이 일정할 때, Φ_s 에서 i 번째 행과 j 번째 열의 원소는 t 시점에서 j 번째 변수에 해당하는 잔차($\epsilon_{j,t}$)의 한 단위 증가가 $t+s$ 시점에서 i 번째 변수의 값($y_{i,t+s}$)에 미치는 영향을 나타낸다. s 의 함수라고 할 수 있는 $\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \epsilon_t}$ 이 바로 충격 반응함수라고 불리는 것이다. 이는 t 시점 나아가 그 이전 시점에 해당하는 모든 변수값들이 일정하다는 가정하에, $y_{i,t}$ 가 가하는 한 번의 충격에 대해 $y_{i,t+s}$ 가 반응하는 정도, 즉 전기의 변수들에 충격이 발생하였을 때 균형에서 벗어나는 정도를 측정한다.

다. 분산분해분석

한 변수의 변화를 설명함에 있어 벡터자기회귀 모형 내 포함된 각 변수들의 상대적 중요도를 측정하기 위해 예측오차의 분산을 분해하는 방법을 이용한다. 즉, 예측오차의 분해란 한 변수의 변화에 관한 예측오차를 각 변수들에 의해서 발생

하는 비율로 분할하는 것이다. 이를 이용하여 한 변수의 변화를 설명함에 있어 모형 내 각 충격의 상대적 중요도를 측정할 수 있다. 식 (11)를 통해 y_{t+p} 와 이 값의 t 시점 예측치를 각각 식 (12)과 (13)로 나타내면 다음과 같다.

$$y_{t+p} = \mu + \Phi_0 \cdot \epsilon_{t+p} + \Phi_1 \cdot \epsilon_{t+p-1} + \Phi_2 \cdot \epsilon_{t+p-2} + \dots \quad (12)$$

$$E[y_{t+p}|I_t] = \mu + \Phi_p \cdot \epsilon_t + \Phi_{p+1} \cdot \epsilon_{t-1} + \dots \quad (13)$$

위의 식 (12)과 (13)을 차감하면 p 기 후의 예측오차 식 (14)을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \lambda_{t+p|t} &= y_{t+p} - E[y_{t+p}|I_t] \\ &= \Phi_0 \cdot \epsilon_{t+p} + \Phi_1 \cdot \epsilon_{t+p-1} + \dots + \Phi_{p-1} \cdot \epsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (14)$$

여기서 $\Phi_i = \begin{pmatrix} \phi_{i,11} & \phi_{i,12} & \phi_{i,13} \\ \phi_{i,21} & \phi_{i,22} & \phi_{i,23} \\ \phi_{i,31} & \phi_{i,32} & \phi_{i,33} \end{pmatrix}$ 라고 정의하고, $\ln S_t$, VOL_t , CDS_t 에 대한 p 기 후의

예측오차를 각각 $\lambda_{\ln S, t+p|t}$, $\lambda_{VOL, t+p|t}$, $\lambda_{CDS, t+p|t}$ 라고 하자. 그러면 예측오차의 분산이 다음과 같은 식으로 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} Var[\lambda_{\ln S, t+p|t}] &= [\phi_{0,11}^2 + \dots + \phi_{p-1,11}^2] + [\phi_{0,12}^2 + \dots + \phi_{p-1,12}^2] \\ &\quad + [\phi_{0,13}^2 + \dots + \phi_{p-1,13}^2] \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} Var[\lambda_{VOL, t+p|t}] &= [\phi_{0,21}^2 + \dots + \phi_{p-1,21}^2] + [\phi_{0,22}^2 + \dots + \phi_{p-1,22}^2] \\ &\quad + [\phi_{0,23}^2 + \dots + \phi_{p-1,23}^2] \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} Var[\lambda_{CDS, t+p|t}] &= [\phi_{0,31}^2 + \dots + \phi_{p-1,31}^2] + [\phi_{0,32}^2 + \dots + \phi_{p-1,32}^2] \\ &\quad + [\phi_{0,33}^2 + \dots + \phi_{p-1,33}^2] \end{aligned} \quad (17)$$

IV. 실증 분석

1. 벡터자기회귀모형 분석 결과

2007년 미국의 서브프라임 모기지 사태로 촉발된 금융시장의 위기는 전 세계 금융시장에 영향을 미쳤고, 이는 특히 2008년 하반기에 발생한 여러 기업들의 신용위기로 그 심각성이 커졌다. 실제로 한국시장과 일본시장에서 국가 CDS 프리미엄 및 변동성 지수는 2008년 하반기에 급격히 증가하였으며, 주가지수도 급락하였다. 이는 2007년 하반기부터 글로벌 금융위기의 영향을 받은 것에 기인하며, 특히 2008년 들어 베어스텝스 및 리먼 브라더스 등의 미국의 금융투자사들의 파산이 그 원인일 수 있다. 이에, 세 변수 간에도 상호관계가 존재할 것이고 또 이러한 관계에 금융위기의 역할이 클 것이라는 판단하에, 금융위기를 기점으로 세 개의 부표본을 만들어 벡터자기회귀 모형 분석을 수행하였다. 기간을 나누는 기준은, 통상 금융위기 기간으로 간주되는 2007년에서 2008년을 위기기간으로 설정하고, 이 기간의 전과 후를 위기 전(2006년 이전)과 위기 후(2009년 이후)의 기간으로 정하였다.

우선 <Table 3>와 <Table 4>는 각각 한국시장과 일본시장을 대상으로 그랜저 인과관계 검정을 적용한 결과를 보여준다. Panel A는 전체 표본기간에 대한 결과이며, Panel B, C, D는 각각 금융위기 이전, 금융위기 기간 그리고 금융위기 이후의 부표본들을 분석한 결과이다. 한국시장에 대한 <Table 3>에서 전체 표본을 대상으로 한 결과, 제 2장에서 세운 6개 가설들이 모두 지지되어 국가 CDS 프리미엄 변화, 주가지수 변화 그리고 변동성 지수 변화 상호 간에 강한 선·후행 관계의 존재를 밝혔다. 반면 <Table 4>의 일본시장의 경우 전체 표본자료에 기초할 때 1% 유의수준하에 가설 1, 3, 4, 6 만이 지지되었다. 즉, 일본시장에서는 국가 CDS 프리미엄의 변화는 주가지수의 변화에 대한 예측력을 가지지 못하고, 또 변동성 지수의 변화도 국가 CDS 스프레드 변화에 대한 선도력을 가지지 못한다고 할 수 있다.

〈Table 3〉 Results of Granger-causality test in the Korean market

Table 3 shows the results of Granger-Causality Test in the Korean market. It is analyzed for three sub-sample periods based on financial crisis. The first row in each panel represents outcome variables and the second shows causal variables.

Panel A : Entire sample period

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	69.36	61.09	24.76	188.54	24.88	230.24
P-Value	< .0001	< .0001	0.0017	< .0001	0.0016	< .0001

Panel B : Before financial crisis(Before the year 2006)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	2.83	3.09	4.48	4.25	21.53	6.84
P-Value	0.0925	0.0786	0.0343	0.0392	< .0001	0.0089

Panel C : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	43.16	42.62	21.04	91.96	25	142.13
P-Value	< .0001	< .0001	0.0008	< .0001	0.0001	< .0001

Panel D : After financial crisis(After the year 2009)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	7.37	3.22	0.86	0.5	5.85	19.46
P-Value	0.0066	0.0727	0.3534	0.4791	0.0241	< .0001

〈Table 4〉 Results of Granger-causality test in the Japanese market

Table 4 shows the results of Granger-Causality Test in the Japanese market. It is analyzed for three sub-sample periods based on financial crisis. The first row in each panel represents outcome variables and the second shows causal variables.

Panel A : Entire sample period

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	21.78	5.38	33.38	19.18	32.29	5.75
P-Value	0.0002	0.2502	< .0001	0.0007	< .0001	0.2183

Panel B : Before financial crisis(Before the year 2006)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	5.39	3.34	2.68	0.55	2.66	0.19
P-Value	0.0677	0.1886	0.2624	0.7583	0.2643	0.9072

Panel C : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	17.57	12.29	39.27	42.43	33.08	20.55
P-Value	0.0015	0.0153	< .0001	< .0001	< .0001	0.0004

Panel D : After financial crisis(After the year 2009)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	0.01	1.02	0.05	2.38	7.78	0
P-Value	0.9298	0.3117	0.8222	0.1228	0.0053	0.9704

부표본에 관한 그랜저 인과관계 분석 결과는 다음과 같다. 한국시장의 경우, 금융위기 이전에는 1% 유의수준하에 주가지수의 변화와 변동성 지수의 변화가 국가 CDS 프리미엄 변화를 선행하는 것으로 나타났고, 5% 유의수준하에 주가지수 수익률 변화와 CDS 프리미엄 변화가 변동성 지수 변화에 영향을 주는 것으로 나타났다. 금융위기 이후에는 1% 유의수준하에 가설 3과 가설 5만 지지되어 변동성 지수 변화가 나머지 다른 변수들 변화에 대한 선행성을 보였다. 또한, 5% 유의수준 적용 시 주가지수 변화가 국가 CDS 스프레드 변화를 선도한다는 가설 1까지 지지되었다. 이에 비해, 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 기간 사이에는 1% 유의수준에서 가설 6개 모두 지지되었다. 한편 일본시장의 경우에는 위기기간 이전에는 변수 간에 상호 예측력이 거의 존재하지 않는 것으로 나타났고, 금융위기 이후에는 1% 유의수준하에 가설 1만이 지지되어, 주가지수의 변화만이 국가 CDS 프리미엄 변화를 예측하는 것으로 나타났다. 반면, 금융위기 기간 동안에는 국가 CDS 스프레드 변화가 주가지수 변화를 예측한다는 가설 2는 5% 유의 수준하에 유의했고, 나머지 가설들은 1% 유의수준하에 모두 지지되어 변수들 간의 강력한 예측력을 보여주었다.

Panel B : Before financial crisis(Before the year 2006)

	Dependent : $\Delta \ln S$				Dependent : ΔCDS				Dependent : ΔVOL			
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	-0.0297	0.0432	-0.69	0.4918	8.6994	3.4725	2.51	0.0124	-28.4046	7.3825	-3.85	0.0001
$\Delta VOL(-1)$	-0.0010	0.0005	-1.79	0.0734	-0.0168	0.0426	-0.39	0.6941	-0.0438	0.0906	-0.48	0.6286
$\Delta CDS(-1)$	-0.0003	0.0002	-1.86	0.0627	0.0365	0.0149	2.46	0.0141	0.2501	0.0316	7.92	0.0001
C	0.0008	0.0004	1.81	0.0709	-0.0413	0.0352	-1.17	0.2410	-0.0324	0.0949	-0.43	0.6656

Panel C : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008)

	Dependent : $\Delta \ln S$				Dependent : ΔCDS				Dependent : ΔVOL			
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	0.0406	0.0638	0.64	0.5244	-11.5417	8.8437	-1.31	0.1925	-161.4225	42.1100	-3.83	0.0001
$\Delta \ln S(-2)$	-0.0414	0.0646	-0.64	0.5219	29.3876	8.9630	3.28	0.0011	70.8596	42.6778	1.66	0.0975
$\Delta \ln S(-3)$	0.1151	0.0650	1.77	0.0771	-9.8990	9.0085	-1.10	0.2724	-26.9616	42.8946	-0.63	0.5300
$\Delta \ln S(-4)$	-0.1608	0.0653	-2.46	0.0142	19.3567	9.0617	2.14	0.0332	182.7949	43.1476	4.24	0.0001
$\Delta \ln S(-5)$	-0.0450	0.0663	-0.68	0.4973	10.4649	9.1915	1.14	0.2555	-12.8913	43.7659	-0.29	0.7685
$\Delta VOL(-1)$	0.0025	0.0004	5.77	0.0001	-0.4238	0.0611	-6.94	0.0001	-2.6910	0.2907	-9.26	0.0001
$\Delta VOL(-2)$	0.0004	0.0005	0.95	0.3418	0.0589	0.0622	0.95	0.3447	-0.6923	0.2962	-2.34	0.0199
$\Delta VOL(-3)$	0.0010	0.0005	2.27	0.0238	-0.2746	0.0623	-4.41	0.0001	-1.1773	0.2964	-3.97	0.0001
$\Delta VOL(-4)$	-0.0001	0.0005	-0.18	0.8536	-0.1109	0.0635	-1.75	0.0815	0.6633	0.3024	2.19	0.0288
$\Delta VOL(-5)$	-0.0009	0.0005	-1.88	0.0613	0.0948	0.0634	1.50	0.1356	1.1267	0.3018	3.73	0.0002
$\Delta CDS(-1)$	-0.0005	0.0001	-6.01	0.0001	0.0615	0.0114	5.38	0.0001	0.4436	0.0544	8.16	0.0001
$\Delta CDS(-2)$	0.0000	0.0001	-0.36	0.7227	-0.0107	0.0118	-0.91	0.3625	0.1305	0.0561	2.33	0.0204
$\Delta CDS(-3)$	0.0001	0.0001	0.89	0.3714	-0.0065	0.0117	-0.56	0.5783	0.0610	0.0557	1.09	0.2742
$\Delta CDS(-4)$	-0.0002	0.0001	-2.68	0.0076	0.0768	0.0117	6.57	0.0001	0.0063	0.0557	0.11	0.9104
$\Delta CDS(-5)$	0.0000	0.0001	0.04	0.9692	0.0247	0.0118	2.09	0.0372	0.0069	0.0562	0.12	0.9023
C	0.0003	0.0009	0.31	0.7583	-0.0164	0.1190	-0.14	0.8903	0.1517	0.5668	0.27	0.7892

Panel D : After financial crisis(After the year 2009)

	Dependent : $\Delta \ln S$			Dependent : ΔCDS			Dependent : ΔVOL					
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	0.0306	0.0763	0.40	0.6891	-7.0550	7.6020	-0.93	0.3539	-97.4954	43.2345	-2.26	0.0247
$\Delta VOL(-1)$	0.0019	0.0007	2.71	0.0069	-0.2557	0.0713	-3.59	0.0004	-1.7884	0.4054	-4.41	0.0001
$\Delta CDS(-1)$	-0.0002	0.0001	-1.79	0.0735	0.0076	0.0108	0.71	0.4796	0.1856	0.0612	3.03	0.0026
C	0.0009	0.0007	1.32	0.1866	-0.0841	0.0665	-1.26	0.2069	-0.3255	0.3782	-0.86	0.3900

〈Table 5〉는 한국시장을 대상으로 한 벡터자기회귀 분석 결과를 보여준다. Panel A의 전체 기간에 대한 분석 시 최적 래그는 8일이었다. 각 종속변수별로 살펴보면, $\Delta \ln S$ 가 종속변수인 경우, ΔVOL 의 1일과 3일 전 변수 계수들은 각각 1% 유의수준과 5% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였고, 5일과 8일 전 계수들은 1% 유의수준하에 음(-)의 유의성을 보였다. 더하여 ΔCDS 의 1일과 4일 전 계수들은 모두 1% 유의수준하에 음(-)의 유의성을 보였고, 8일 전 계수는 5% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였다. ΔCDS 가 종속변수인 경우에는, $\Delta \ln S$ 의 2일 전 변수 계수는 1% 유의수준하에, 4, 5일 전 계수들은 5% 유의수준하에 양(+)의 예측력을 보였고, ΔVOL 의 1일과 3일 전 변수 계수들은 1% 유의수준하에 4일 전 변수 계수는 5% 유의수준하에 음(-)의 예측력을 보였다. 마지막으로 ΔVOL 이 종속변수인 경우에는, 위기 기간에는 $\Delta \ln S$ 의 1일과 4일 전 변수 계수들은 강한 유의성을 보였지만 계수의 부호가 서로 달랐고, ΔCDS 의 1일과 2일 전 계수들은 1% 유의수준 하에 양(+)의 영향력을, 7일과 8일 전 계수들은 음(-)의 영향력을 나타냈다. 결과적으로, 전체 표본기간에 있어 각 변수들의 영향은 계수의 부호가 기대와 다르거나 시점에 따라 방향성이 변화하는 등 일관성 있는 결과를 찾기 어려웠다.

이에 금융위기가 변수들 간의 선·후행 관계에 어떤 영향을 미치는지 알아보고자 Panel B는 금융위기 이전, Panel C는 금융위기 기간 그리고 Panel D는 금융위기 이후로 부표본을 나눠 본 결과는 다음과 같다. 우선 부표본별 최적 래그를 살펴보면, 위기 전기와 후기는 1일, 위기 기간에는 5일로 결정되어 최적 래그에서도 부표본 기간에 따라 차이를 보였다⁵⁾. 각 종속변수별로 살펴보면, $\Delta \ln S$ 가 종속변수인 경우, 위기 이전에는 나머지 두 변수의 예측력이 미미했으며, 위기 이후에는 ΔVOL 의 1일 전 변수 계수만이 양(+)의 예측력을 보였다. 반면 위기 기간에는 ΔVOL 의 1일과 3일 전 변수 계수들은 각각 1% 유의수준과 5% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였고, ΔCDS 의 1일과 4일 전 계수들은 모두 1% 유의수준하에 음(-)의 유의성을 보였다. ΔCDS 가 종속변수인 경우에는, 위기 이전에는 $\Delta \ln S$

5) 위기 전기, 위기기간, 위기 후기의 최적 래그의 수는 SC기준에 따르면 각각 1,4,0일이었고, HQ기준에 따르면 각각 1,5,1일이었다.

의 1일 전 변수 계수가 5% 유의수준하에 양(+)으로 유의했으며, 위기 이후에는 ΔVOL 의 1일 전 변수 계수만이 음(-)의 강한 유의성을 보였다. 반면 위기 기간에는 $\Delta \ln S$ 의 2일과 4일 전 변수 계수들은 각각 1% 유의수준과 5% 유의수준하에 양(+)의 예측력을 보였고, ΔVOL 의 1일과 3일 전 변수 계수들은 각각 1% 유의수준하에 음(-)의 예측력을 보였다. 마지막으로 ΔVOL 이 종속변수인 경우에는, 위기 이전에는 나머지 두 변수들의 1일 전 계수가 강하게 유의했으며, 위기 이후에는 $\Delta \ln S$ 과 ΔCDS 의 1일 전 계수들이 각각 5% 유의수준과 1% 유의수준하에 선도함을 보였다. 반면 위기 기간에는 $\Delta \ln S$ 의 1일과 4일 전 변수 계수들은 강한 유의성을 보였지만 계수가 부호가 서로 달랐고, ΔCDS 의 1일과 2일 전 계수들은 각각 1% 유의수준 및 5% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였다.

〈Table 6〉는 일본시장을 대상으로 한 벡터자기회귀 분석 결과를 보여준다. Panel A의 전체 기간에 대한 분석 시 최적 래그는 4일이었다. $\Delta \ln S$ 가 종속변수인 경우, ΔVOL 의 1일과 3일 전 변수 계수가 1% 유의수준하에, 4일 전 변수 계수는 5% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였다. 또한 ΔCDS 의 1일 전 변수 계수는 5% 유의수준하에 음(-)의 유의성을 보였다. ΔCDS 가 종속변수인 경우에는, $\Delta \ln S$ 의 2일 전 변수 계수는 양(+)의 예측력을, 4일 전 변수 계수는 음(-)의 강한 예측력을 보였고, ΔVOL 의 1, 2, 3일 전 변수 계수들은 1% 유의수준하에, 4일 전 변수 계수는 5% 유의수준하에 음(-)의 예측력을 나타냈다. 마지막으로 ΔVOL 이 종속변수인 경우, ΔCDS 의 2일과 3일 전 변수 계수들이 강하게 유의했으나 그 방향성은 달랐으며, $\Delta \ln S$ 의 1일과 2일 전 변수 계수들은 강한 음(-)의 유의성을 보였다.

부표본별 최적 래그를 살펴보면, 위기 전기는 2일, 위기 기간은 4일, 위기 이후는 1일로 결정되어 위기기간에 가장 긴 최적 래그 수를 가지는 한국시장과 유사한 현상을 보였다⁶⁾. 각 종속변수별로 살펴보면, $\Delta \ln S$ 가 종속변수인 경우, 위기 이전에는 나머지 두 변수의 1일 전 계수들이 각각 5% 유의수준하에 예측력을 가졌고,

6) 위기 전기, 위기기간, 위기 후기의 최적 래그의 수는 SC기준에 따르면 각각 1,4,0일이었고, HQ기준에 따르면 각각 2,4,1일이었다.

〈Table 6〉 Results of vector auto-regressive analysis on stock index, sovereign CDS spread and volatility index in the Japanese market

Table 6 shows the results of vector auto-regressive analysis in the Japanese market. Panel A, B, C, and D are the results during the entire sample, the pre-financial crisis, the financial crisis, and the post-financial crisis periods, respectively.

Panel A : Entire sample period

	Dependent : $\Delta \ln S$			Dependent : ΔCDS			Dependent : ΔVOL					
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	0.0328	0.0304	1.08	0.2799	-5.2427	3.6281	-1.45	0.1486	-16.5734	3.0804	-5.38	0.0001
$\Delta \ln S(-2)$	-0.0422	0.0306	-1.38	0.1679	8.5871	3.6528	2.35	0.0188	-9.0168	3.1014	-2.91	0.0037
$\Delta \ln S(-3)$	0.0120	0.0307	0.39	0.6958	-3.7392	3.6682	-1.02	0.3082	-3.8951	3.1145	-1.25	0.2112
$\Delta \ln S(-4)$	0.0788	0.0307	2.57	0.0102	-14.8585	3.6642	-4.06	0.0001	0.2606	3.1111	0.08	0.9333
$\Delta VOL(-1)$	0.0009	0.0003	3.46	0.0006	-0.1980	0.0298	-6.66	0.0001	-0.0548	0.0253	-2.17	0.0303
$\Delta VOL(-2)$	0.0004	0.0003	1.73	0.0836	-0.0851	0.0299	-2.84	0.0045	-0.0557	0.0254	-2.19	0.0285
$\Delta VOL(-3)$	0.0008	0.0003	3.00	0.0027	-0.1236	0.0298	-4.15	0.0001	-0.0523	0.0253	-2.06	0.0391
$\Delta VOL(-4)$	0.0005	0.0003	2.06	0.0395	-0.0745	0.0295	-2.52	0.0117	-0.0207	0.0251	-0.82	0.4097
$\Delta CDS(-1)$	-0.0005	0.0002	-2.03	0.0428	-0.0046	0.0284	-0.16	0.8721	0.0234	0.0241	0.97	0.3320
$\Delta CDS(-2)$	0.0002	0.0002	0.93	0.3540	-0.0068	0.0283	-0.24	0.8110	0.0189	0.0241	0.79	0.4316
$\Delta CDS(-3)$	-0.0002	0.0002	-0.86	0.3872	0.0789	0.0282	2.80	0.0052	0.0894	0.0240	3.74	0.0002
$\Delta CDS(-4)$	-0.0002	0.0002	-0.78	0.4384	0.0494	0.0281	1.76	0.0785	-0.0848	0.0238	-3.56	0.0004
C	0.0001	0.0004	0.13	0.8985	-0.0040	0.0433	-0.09	0.9274	0.0300	0.0368	0.82	0.4144

Panel B : Before financial crisis(Before the year 2006)

	Dependent : $\Delta \ln S$			Dependent : ΔCDS			Dependent : ΔVOL					
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	0.0089	0.0341	0.26	0.7939	-5.0737	3.6428	-1.39	0.1640	0.0069	0.9258	0.01	0.9940
$\Delta \ln S(-2)$	-0.0196	0.0340	-0.58	0.5640	3.2086	3.6324	0.88	0.3773	1.6209	0.9232	1.76	0.0795
$\Delta VOL(-1)$	0.0008	0.0003	2.46	0.0139	-0.3876	0.0337	-11.51	0.0001	0.0041	0.0086	0.48	0.6312
$\Delta VOL(-2)$	0.0003	0.0003	0.93	0.3538	-0.1658	0.0336	-4.93	0.0001	0.0063	0.0085	0.74	0.4583
$\Delta CDS(-1)$	-0.0024	0.0012	-2.01	0.0447	-0.0997	0.1277	-0.78	0.4353	-0.2214	0.0325	-6.82	0.0001
$\Delta CDS(-2)$	-0.0006	0.0012	-0.53	0.5961	-0.0173	0.1280	-0.14	0.8925	-0.0878	0.0325	-2.70	0.0071
C	0.0007	0.0004	1.86	0.0629	-0.0159	0.0395	-0.40	0.6877	-0.0165	0.0100	-1.64	0.1005

Panel C : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008)

	Dependent : $\Delta \ln S$			Dependent : ΔCDS			Dependent : ΔVOL					
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	0.0244	0.0746	0.33	0.7440	-0.6173	9.0255	-0.07	0.9455	-16.3495	4.3772	-3.74	0.0002
$\Delta \ln S(-2)$	-0.1221	0.0746	-1.64	0.1026	11.9371	9.0262	1.32	0.1866	-13.6730	4.3775	-3.12	0.0019
$\Delta \ln S(-3)$	0.0106	0.0757	0.14	0.8887	-11.7149	9.1502	-1.28	0.2010	1.5292	4.4376	0.34	0.7305
$\Delta \ln S(-4)$	0.2857	0.0752	3.80	0.0002	-32.0823	9.0893	-3.53	0.0005	-4.0626	4.4081	-0.92	0.3572
$\Delta VOL(-1)$	0.0011	0.0006	1.88	0.0600	-0.1621	0.0672	-2.41	0.0162	-0.0532	0.0326	-1.63	0.1035
$\Delta VOL(-2)$	-0.0001	0.0005	-0.27	0.7884	-0.0433	0.0649	-0.67	0.5046	-0.0451	0.0315	-1.43	0.1524
$\Delta VOL(-3)$	0.0011	0.0005	1.97	0.0497	-0.2247	0.0647	-3.47	0.0006	-0.0499	0.0314	-1.59	0.1124
$\Delta VOL(-4)$	0.0016	0.0005	2.87	0.0042	-0.1528	0.0652	-2.34	0.0195	-0.0765	0.0316	-2.42	0.0159
$\Delta CDS(-1)$	-0.0017	0.0009	-1.99	0.0475	0.2167	0.1053	2.06	0.0400	0.0389	0.0511	0.76	0.4465
$\Delta CDS(-2)$	0.0015	0.0009	1.68	0.0942	-0.1623	0.1054	-1.54	0.1241	0.0300	0.0511	0.59	0.5573
$\Delta CDS(-3)$	0.0000	0.0008	0.05	0.9586	0.2470	0.1013	2.44	0.0151	0.0835	0.0491	1.70	0.0899
$\Delta CDS(-4)$	0.0014	0.0008	1.72	0.0868	0.2300	0.1009	2.28	0.0231	-0.0581	0.0489	-1.19	0.2358
C	-0.0013	0.0009	-1.40	0.1611	0.0143	0.1141	0.13	0.9004	0.0340	0.0553	0.61	0.5390

Panel D : After financial crisis(After the year 2009)

	Dependent : $\Delta \ln S$				Dependent : ΔCDS				Dependent : ΔVOL			
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	-0.0192	0.0724	-0.26	0.7912	-0.3781	8.8624	-0.04	0.9660	-54.4022	14.0525	-3.87	0.0001
$\Delta VOL(-1)$	0.0001	0.0006	0.21	0.8361	-0.0789	0.0712	-1.11	0.2686	-0.3007	0.1129	-2.66	0.0081
$\Delta CDS(-1)$	-0.0003	0.0003	-1.03	0.3047	-0.0504	0.0331	-1.53	0.1279	0.0086	0.0524	0.16	0.8703
C	0.0002	0.0008	0.22	0.8281	-0.0585	0.0962	-0.61	0.5439	0.0678	0.1526	0.44	0.6572

위기 이후에는 어떤 변수들도 예측력을 가지지 않았다. 반면 위기 기간에는 ΔVOL 의 3일과 4일 전 변수 계수들은 각각 5% 유의수준과 1% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였고, ΔCDS 의 1일 전 변수 계수는 5% 유의수준하에 음(-)의 유의성을 보였다. ΔCDS 가 종속변수인 경우에는, 위기 이전에는 ΔVOL 의 1, 2일 전 변수 계수들은 음(-)의 강한 유의성을 보였지만 위기 이후에는 어떤 변수도 유의하지 않았다. 반면 위기 기간에는 $\Delta \ln S$ 의 4일 전 변수 계수들은 강한 양(+)의 예측력을 보였고, ΔVOL 의 1, 3, 4일 전 변수 계수들은 5% 유의수준하에 음(-)의 예측력을 나타냈다. 마지막으로 ΔVOL 이 종속변수인 경우에는, 위기 이전에는 ΔCDS 의 1, 2일 전 변수 계수들이 강하게 유의했으며, 위기 이후에는 $\Delta \ln S$ 의 1일 전 변수만이 강한 선도력을 보인다. 반면 위기 기간에는 $\Delta \ln S$ 의 1일과 2일 전 변수 계수들만 강한 음(-)의 유의성을 보였다.

위의 결과들을 종합한 주요 발견들은 다음과 같다. 첫째, 한국시장과 일본시장 모두에서 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 기간 동안에는 국가 CDS 스프레드와 변동성지수 그리고 주가지수 세 변수 간의 예측력이 그 이외의 기간들에 비해서 월등히 높게 나타났다⁷⁾. 둘째, 한국과 일본시장에서 일반적 경제상황에서는 국가 CDS 스프레드 변화가 주가지수 수익률 변화를 선행하는 경향을 보였고, 이는 한국시장에서 더 강건하게 나타났다. 반면 금융위기 동안 두 국가에 있어 CDS 스프레드 변화와 주가지수 수익률 변화의 양방향 선·후행성을 관찰할 수 있었다. 이는 일반적인 경제상황에서는 김우철 외(2009)의 연구결과를 지지하며 신용등급이 높은 경우 주식시장의 가격 움직임이 신용시장의 가격 움직임을 선행함을 보인 것이지만, 금융위기라는 상황하에서는 주식시장과 신용시장의 양방향 정보 흐름이 존재함을 보여 해당 결과가 경제상황에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사한다.

7) 금융위기 기간에 유의한 계수가 많은 것은 최적 래그의 차이에 의한 효과도 영향일 수 있다. 이를 방지하기 위해 각 부표본 기간의 최적 래그를 같은 수로 조정한 조건에서 금융위기 전과 후의 유의한 계수를 살펴보았다. 이에 금융위기 전과 후 시기에서 래그수를 늘렸을 때 간혹 5% 또는 10% 유의수준하에 유의성을 지닌 래그들이 한두 개 존재하는 것을 발견하기는 하였다. 하지만 한국시장과 일본시장 모두에서 이들이 금융위기 기간에 나타난 것보다 더 강하게 유의하지는 않아, 금융위기 기간에 유의한 계수가 더 많고 그 유의성이 강하다는 점에서는 기존 결과와 일관성을 보였다. 이와 관련하여 유의한 의견을 주신 익명의 심사위원님께 감사드린다.

2. 충격반응분석 결과

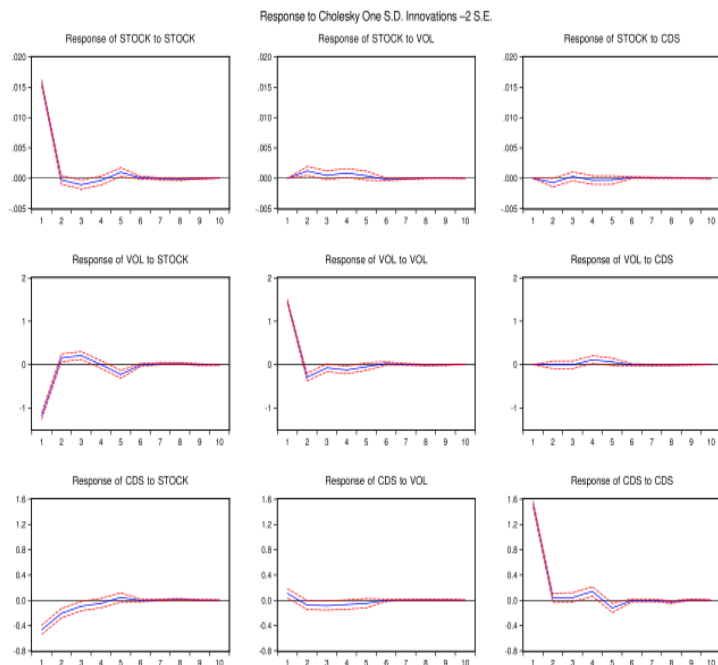
〈Figure 1〉은 전체 표본을 사용한 한국시장과 일본시장에서의 충격반응분석 결과이다. 우선 한국시장 결과를 살펴보면, $\Delta \ln S$, ΔVOL , ΔCDS 은 자기자신의 충격에 대해서는 단기적으로 큰 양(+)의 반응을 보였으나 $\Delta \ln S$ 과 ΔVOL 은 대체로 2, 3일 이내에 급격히 소멸했고, ΔCDS 는 5일 정도 이내에 소멸함을 보였다. $\Delta \ln S$ 의 충격에 대한 ΔVOL 의 반응은 단기에 음(-)으로 나타났고 5일 이내에 대체로 소멸하는 반응을 보였는데, 이는 〈Table 5〉에서 주가지수의 전기 변화가 변동성 지수 변화에 대해 위기 전기, 위기기간 그리고 위기 이후 모두에서 음(-)의 예측력을 보인 것과 일치한다. 또한, $\Delta \ln S$ 의 충격에 대한 ΔCDS 의 반응도 마찬가지로 단기에 음(-)으로 나타났으며⁸⁾, 3일 이내에 대체로 소멸하는 반응을 보였다. ΔVOL 의 충격에 대한 $\Delta \ln S$ 과 ΔCDS 의 반응은 양(+) 혹은 음(-)으로 선명하게 드러나지 않았다. ΔCDS 의 충격에 대한 $\Delta \ln S$ 과 ΔVOL 의 반응도 역시 반응의 크기가 상대적으로 작고 양(+) 혹은 음(-)의 반응을 모두 보였다. 이는 전체기간에 대한 벡터자기회귀 분석 결과에서 미래 주가지수 수익률 변화에 대한 CDS 스프레드의 변화의 예측력이 떨어지고 방향성이 보이지 않았던 것과 일치한다. 한편 일본시장 결과는 한국시장의 결과와 대부분 유사한 패턴을 보였으며, 반응의 크기가 다소 더 작고 소멸 시점이 더 빠르게 나타났다.

8) 전체 표본기간의 충격반응분석에서는 주가지수 수익률의 충격에 대한 CDS 스프레드 변화량의 반응이 단기적으로 음(-)이지만, 〈Table 5〉의 부표본 충격반응분석 결과를 살펴보면 주가지수 수익률은 CDS 스프레드 변화량에 유의한 양(+)의 영향을 주고 있는 것으로 보인다. 이런 차이를 발생하는 이유는 전체 표본기간의 벡터자기회귀 결과를 살펴보았을 때 주가지수 수익률 변화의 레그에 따른 계수가 음(-)과 양(+)을 반복하며 변하는 것과 관련이 있다. 특히, 계수가 양(+)인 레그들은 유의하지만, 계수가 음(-)인 레그들은 유의하지 않았고, 이런 영향이 복합되어 나타난 결과로 해석된다.

〈Figure 1〉 Results of impulse response analysis during entire sample period in Korean and Japanese markets

Figure 1 shows the results of impulse response analysis among stock index, sovereign CDS spread and volatility index. Each graph represents 95% confidence intervals during entire sample period (from January 2003 to August 2010). To be specific, each figure in the first, second, third rows shows impulse response of stock index, volatility index and sovereign CDS spread, respectively. X-axis of each graph indicates how many days have been passed on after the impulse reached. The symbol of STOCK, VOL and CDS stands for the change of logged stock index, volatility index and sovereign CDS spread, respectively. The nine graphs on the left side are for the Korean market and the other nine graphs on the right side are for the Japanese market.



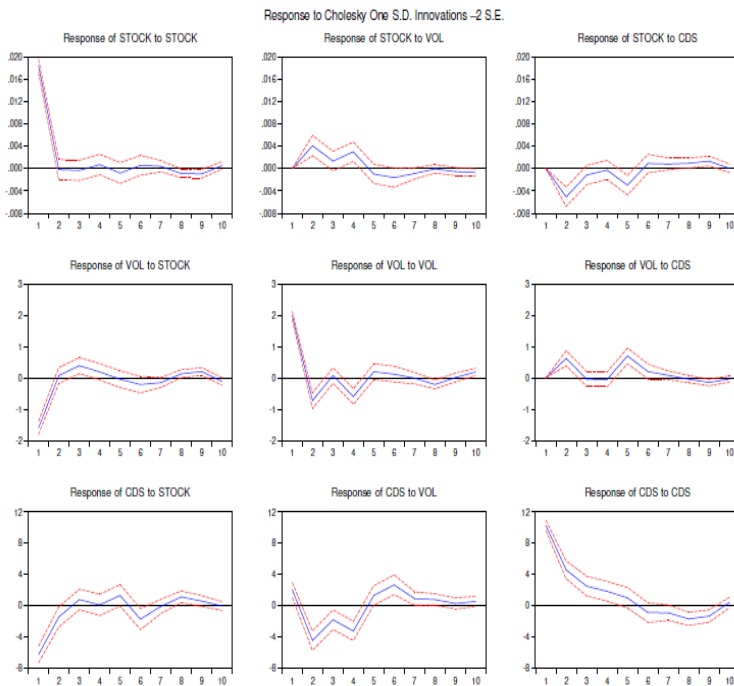


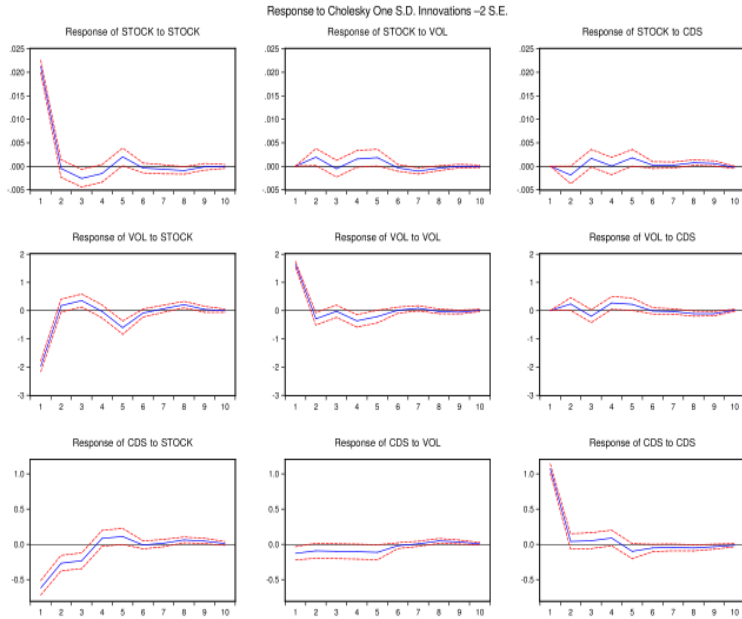
〈Figure 2〉은 금융위기 기간 동안 한국시장과 일본시장에 대한 충격반응분석 결과이다. 우선 한국시장에 대해 살펴보면, 전체표본기간 결과와 비교하여 모든 경우에서 충격에 대한 반응의 크기가 증가한 것을 확인할 수 있다. 특히, ΔVOL 의 충격에 대한 $\Delta \ln S$ 의 반응은 양(+)으로 4일간 지속되었고, 이는 〈Table 4〉에서 위기기간에 3일 전의 변동성지수 변화가 미래 주가지수 변화를 예측한다는 결과와 일치하였다. 또한 ΔCDS 의 충격에 대한 $\Delta \ln S$ 의 음(-)의 반응이 6일이 지나서야 소멸함을 보이는데, 이 역시 위기기간에 한국시장에서 국가 CDS 스프레드 변화가 미래 주가지수 변화를 예측한다는 결과와 일치하였다. 반면 ΔVOL 및 $\Delta \ln S$ 충격에 대한 ΔCDS 의 반응과 $\Delta \ln S$ 충격에 대한 ΔVOL 의 반응 모두 그 크기가 상대적으로 컸지만 양(+) 혹은 음(-)의 반응을 모두 보였고, 이는 벡터자기회귀 분석 결과에서 해당 변수들에 있어 래그 변화에 따라 계수의 부호가 달라졌던 현상과 일관성이 있었다. 일본 시장에서도 충격반응의 패턴은 대체로 유사했으며 전체기간과 비교하여 금융위기기간에 반응의 크기가 커지는 결과를 확인할 수 있었

다. 결론적으로 충격반응분석 결과들은 한국시장과 일본시장 모두에서 금융위기 기간에 세 변수 간의 예측력이 그 이외의 기간들에 비해서 월등히 높게 나타났던 벡터자기회귀 분석의 결과를 지지한다.

〈Figure 2〉 Results of impulse response analysis during financial crisis period in Korean and Japanese markets

Figure 2 shows the results of impulse response analysis among stock index, sovereign CDS spread and volatility index. Each graph represents 95% confidence intervals during the financial crisis period (between the year 2007 and 2008). To be specific, each figure in the first, second, third row shows impulse response of stock index, volatility index and sovereign CDS spread, respectively. X-axis of each graph indicates how many days have been passed on after the impulse reached. The symbol of STOCK, VOL and CDS stands for the change of logged stock index, volatility index and sovereign CDS spread, respectively. The nine graphs on the left side are for the Korean market and the other nine graphs on the right side are for the Japanese market.





3. 분산분해분석 결과

분산분해분석은 벡터자기회귀 모형에서 각각의 변수들이 다른 변수들의 미래 예측 오차의 분산을 설명하는 정도를 알아봄으로써 각각의 변수들이 다른 변수들에 대해 갖는 정보의 양을 측정하는 것이다. <Table 7>과 <Table 8>는 이러한 설명력을 백분율로 환산하여 나타내고 있다. Panel A는 전체기간, Panel B는 금융위기 기간의 결과를 각각 제시한다. 한국시장에 대한 <Table 7>의 실증분석 결과는 다음과 같다. 종속변수가 $\Delta \ln S$ 인 경우에는 ΔCDS 가 $\Delta \ln S$ 의 예측 오차 분산의 최대 10% 미만을 설명하며 ΔVOL 은 $\Delta \ln S$ 의 예측 오차 분산의 최대 8% 미만을 설명한다. 종속변수가 ΔVOL 인 경우에는, $\Delta \ln S$ 가 ΔVOL 의 예측 오차 분산의 최대 40% 미만을 설명하고, ΔCDS 가 ΔVOL 의 예측 오차 분산의 최대 11% 미만을 설명한다. 마지막으로 종속변수가 ΔCDS 인 경우에는, $\Delta \ln S$ 이 ΔCDS 의 예측 오차 분산의 최대 27% 미만을 설명하고, ΔVOL 이 ΔCDS 의 예측 오차 분산의 최대 21% 미만을 설명한다. 더하여, 전반적으로 전체 표본 기간보다는 금융위기 기간에 각

〈Table 7〉 Results of variance decomposition analysis on stock index, sovereign CDS spread and volatility index in the Korean market

Table 7 shows the results of variance decomposition analysis on stock index, sovereign CDS spread and volatility index in the Korean market. The first row in each panel represents dependent variables and the second shows independent variables.

Panel A : Entire sample period (unit: %)

Forecast horizon	$\Delta \ln S$			ΔVOL			ΔCDS		
	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS
1	100.00	0.00	0.00	39.89	60.11	0.00	19.03	2.59	78.38
2	96.07	1.92	2.00	37.22	60.35	2.44	17.08	9.70	73.22
3	95.75	2.04	2.22	37.74	59.81	2.45	16.72	10.17	73.11
4	95.10	2.71	2.20	37.32	60.25	2.43	16.39	11.70	71.91
5	94.38	2.75	2.87	36.25	58.61	5.14	16.50	12.17	71.34
6	93.83	3.32	2.85	36.06	58.40	5.55	16.44	14.12	69.44
7	93.48	3.67	2.85	35.95	58.15	5.90	16.34	14.46	69.20
8	93.43	3.69	2.88	35.68	57.83	6.48	16.33	14.21	69.46
9	92.40	4.08	3.52	35.27	56.90	7.83	15.98	13.83	70.20
10	92.38	4.09	3.53	35.12	57.01	7.88	15.88	14.12	70.00

Panel B : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008) (unit: %)

Forecast horizon	$\Delta \ln S$			ΔVOL			ΔCDS		
	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS
1	100.00	0.00	0.00	38.96	61.04	0.00	26.56	2.70	70.74
2	88.91	4.36	6.73	34.21	60.49	5.31	21.72	12.63	65.65
3	88.19	4.79	7.02	35.52	59.28	5.21	20.92	13.66	65.42
4	86.17	6.96	6.87	34.23	60.79	4.98	19.57	17.73	62.71
5	84.11	7.01	8.88	32.10	57.44	10.46	19.95	18.13	61.92
6	83.40	7.60	9.00	32.23	56.94	10.83	20.33	20.32	59.36
7	83.12	7.75	9.12	32.38	56.75	10.87	20.19	20.50	59.31
8	82.97	7.72	9.31	32.35	56.83	10.81	20.30	20.33	59.38
9	82.60	7.74	9.67	32.60	56.43	10.97	20.23	20.16	59.60
10	82.51	7.85	9.65	32.55	56.53	10.92	20.20	20.24	59.56

종속 변수 예측오차에 관한 타 변수들에 의한 설명력은 증가하였으나 ΔVOL 의 예측 오차 분산에 관한 $\Delta \ln S$ 의 설명력은 유사한 수준이었다⁹⁾.

다음으로 일본시장에 대한 <Table 8> 분석 결과는 다음과 같다. 종속변수가 $\Delta \ln S$ 인 경우에는 ΔCDS 이 $\Delta \ln S$ 의 예측 오차 분산의 최대 3% 미만을 설명하며, ΔVOL 역시 $\Delta \ln S$ 의 예측 오차 분산의 최대 3% 미만을 설명한다. 종속변수가 ΔVOL 인 경우에는, $\Delta \ln S$ 이 ΔVOL 의 예측 오차 분산의 최대 60% 미만을 설명하고, ΔCDS 는 ΔVOL 의 예측 오차 분산의 최대 4% 미만을 설명한다. 마지막으로 종속변수가 ΔCDS 인 경우에는, $\Delta \ln S$ 이 ΔCDS 의 예측 오차 분산의 최대 30% 미만을 설명하고, ΔVOL 이 ΔCDS 의 예측 오차 분산의 최대 4% 미만을 설명한다. 더하여, 전반적으로 한국시장과 유사하게 전체 표본 기간보다는 금융위기 기간에 각 종속 변수 예측오차에 관한 타 변수에 의한 설명력은 증가함을 확인할 수 있다¹⁰⁾.

결과적으로 분산분해분석을 통해 두 시장에서 미래 예측 오차는 대체로 금융위기 전기 또는 후기보다 금융위기 시기에 다른 변수의 변화에 의해 설명되는 비율이 커짐을 확인할 수 있었고, 이는 앞서 두 분석 방법들에 따른 결과들을 지지하는 것이었다. 세 가지 분석 방법에 따른 모든 결과들을 종합하면, 한국시장과 일본시장 모두에서 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 기간 동안에는 세 변수 간의 예측력이 위기 전기와 후기에 비해서 훨씬 강하게 나타났다고 할 수 있다. 이와 같은 현상은 시장의 효율적 메커니즘이 제대로 작동하기 어려운 위기기간에는 정보의 전이속도가 느림으로 인해(Hou, 2007), 또 체계적 위험과 관련된 정보의 전이가

9) 지면의 절약을 위해 표를 삽입하지 않았지만 금융위기 전후에 대한 분산분해분석 결과는 다음과 같다. 한국시장에서 $\Delta \ln S$ 의 예측오차분산은 금융위기 전후 모두에서 다른 변수들에 의해 단지 1.5% 이하 정도만 설명된 반면, ΔVOL 의 예측오차분산은 $\Delta \ln S$ 에 의해 각각 전기에 44%, 후기에 49%까지 설명되었다. 또한, $\Delta \ln S$ 는 ΔCDS 의 예측오차분산을 전기에 6%, 후기에 약 34%까지 설명하기도 했다.

10) 일본시장에서 $\Delta \ln S$ 의 예측오차분산은 금융위기 전후 모두에서 다른 변수들에 의해 단지 0.6% 이하만 설명된 반면, ΔVOL 의 예측오차분산은 $\Delta \ln S$ 에 의해 전기에 9%, 후기에 53%까지 설명되었다. 또한, $\Delta \ln S$ 은 ΔCDS 의 예측오차분산을 금융위기 후기에 약 14%까지 설명하기도 했다.

〈Table 8〉 Results of variance decomposition analysis on stock index, sovereign CDS spread and volatility index in the Japanese market

Table 8 shows the results of variance decomposition analysis on stock index, sovereign CDS spread and volatility index in the Japanese market. The first row in each panel represents dependent variables and the second shows independent variables.

Panel A : Entire sample period										(unit: %)
Forecast horizon	$\Delta \ln S$			ΔVOL			ΔCDS			ΔCDS
	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL		
1	100.00	0.00	0.00	39.93	60.07	0.00	8.61	0.48	90.92	
2	99.21	0.58	0.22	39.41	60.59	0.00	10.09	0.70	89.22	
3	99.09	0.67	0.25	40.08	59.92	0.00	10.35	0.97	88.68	
4	98.76	0.97	0.28	39.78	59.87	0.35	10.33	1.14	88.54	
5	98.66	1.03	0.31	40.54	59.02	0.45	10.33	1.21	88.46	
6	98.64	1.04	0.32	40.53	59.02	0.45	10.33	1.21	88.46	
7	98.64	1.05	0.32	40.54	59.01	0.45	10.33	1.21	88.46	
8	98.64	1.05	0.32	40.55	59.00	0.45	10.33	1.21	88.45	
9	98.64	1.05	0.32	40.55	59.00	0.45	10.33	1.21	88.45	
10	98.64	1.05	0.32	40.55	59.00	0.45	10.33	1.21	88.45	
Panel B : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008)										(unit: %)
Forecast horizon	$\Delta \ln S$			ΔVOL			ΔCDS			ΔCDS
	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL		
1	100.00	0.00	0.00	59.25	40.75	0.00	24.49	1.04	74.47	
2	98.43	0.82	0.75	58.20	41.00	0.80	27.61	1.51	70.88	
3	97.79	0.86	1.35	58.61	40.02	1.37	29.70	2.01	68.30	
4	97.32	1.34	1.34	56.92	40.74	2.35	29.67	2.59	67.75	
5	96.03	2.00	1.97	58.27	38.86	2.86	29.79	3.25	66.96	
6	96.00	2.02	1.98	58.32	38.82	2.86	29.75	3.27	66.99	
7	95.78	2.23	1.99	58.28	38.85	2.87	29.73	3.27	67.01	
8	95.64	2.26	2.10	58.42	38.58	3.01	29.80	3.38	66.82	
9	95.57	2.26	2.17	58.31	38.53	3.15	29.85	3.44	66.71	
10	95.56	2.26	2.19	58.31	38.53	3.16	29.85	3.44	66.71	

위기기간에 특히나 왕성하게 나타남으로 인해(Ehler et al., 2010), 위 세 변수 간에 선·후행 관계가 금융위기 발생 전과 후의 시점보다 위기기간 동안에 더 강력하게 관찰된 것이라고 설명할 수 있다. 즉, 비효율적 시장에서는 정보가 시장가격에 신속하게 반영되지 못하므로 특정변수가 다른 변수에 대해 예측력을 가지게 된다. 반면, 시장이 효율적이라면 정보가 거의 동시에 모든 시장에 반영되므로 세 변수 간의 이러한 선·후행 관계가 잘 관찰되지 않은 것으로 해석된다.

V. 결론

본 연구는 한국과 일본에서 국가 CDS 스프레드, 변동성 지수 그리고 주가지수 간의 동태적 영향력에 대해 특정 변수가 다른 변수에 대하여 선도관계를 보여 예측력을 가지는가, 어느 정도의 시차를 두고 영향을 미치는가, 얼마나 큰 영향을 미치는가를 분석하기 위해, 실증분석의 방법으로는 벡터자기회귀 모형에 근거한 그랜저 인과관계 검정, 충격반응분석 그리고 분산분해분석을 이용하였다.

일본시장과 한국시장 두 시장 모두에서 유사하게 나타나는 연구의 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 기간 동안에는 국가 CDS 스프레드와 변동성지수 그리고 주가지수 세 변수 간의 예측력이 그 이외의 기간들에 비해서 월등히 높게 나타난다. 이러한 현상은 시장의 효율적 메커니즘이 제대로 작동하기 어려운 위기기간에는 정보의 전이속도가 느림으로 인해, 또 체계적 위험과 관련된 정보의 전이가 위기기간에 특히나 왕성하게 나타남으로 인해, 위 세 변수 간에 선·후행 관계가 금융위기 발생 전과 후의 시점보다 위기기간 동안에 더 강력하게 관찰된 것이라고 설명할 수 있다. 즉, 비효율적 시장에서는 정보가 시장가격에 신속하게 반영되지 못하므로 특정변수가 다른 변수에 대해 예측력을 가지게 된다. 반면, 시장이 효율적이라면 정보가 거의 동시에 모든 시장에 반영되므로 세 변수 간의 이러한 선·후행 관계는 관찰되지 않을 것이다. 둘째, 상대적으로 신용등급이 높은 국가들인 한국과 일본 시장에서는 일반적 경제상황하

에서는 주식시장이 CDS시장을 선행하지만 금융위기 시기에는 양방향 선·후행성 관계가 관찰되었다. 이는 일반적인 경제상황에서는 신용등급이 높은 경우 주식시장이 신용시장을 선행하지만, 금융위기라는 상황하에서는 주식시장과 신용시장의 양방향 정보 흐름이 존재함을 보여 주식시장과 신용시장의 연계성이 경제상황에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사한다.

본 연구가 어느 변수가 더 선행성을 가지고 선행지표로서의 역할을 하는가에 대한 검증을 하였다면, 향후에는 각 변수 간에 변동성 전이효과가 있는가에 대한 연구도 이루어져야 할 것으로 본다. 나아가 최근의 글로벌 금융위기 기간에 잘 드러났듯이 국내외 금융시장 간 연계성이 외환위기 이후 커진 가운데 해외금융시장의 변동성이 국내금융시장에 미치는 파급효과도 보다 장기적이고 지속적으로 변화될 것으로 예상된다. 그 밖에도 금융위기의 발생원인, 위기 전후의 국내외 경제·금융 여건, 정책 대응 등에 있어서의 상이성 등도 국내외 금융변수 간 상관관계의 변화에 영향을 주었을 수 있다. 이를 반영하여, 향후에 해외금융시장 변수들이 국내금융시장에 영향을 미치는 경로 등에 대한 보다 세밀한 연구가 추가적으로 필요할 것이다.

참고문헌

김우철 · 원승연 · 이건범 · 이기영, “신용등급과 채권시장의 정보 효율성: 개별 주가와 신용스프레드의 동태적 패널 분석”, **금융연구**, 제23호, 한국금융연구원, 2009, pp. 75-110.

(Translated in English) Woocheol Kim, Seungyeon Won, Keonbeom Lee, and Gi Young Lee, “Credit Ratings and Information Efficiency of Bond Market: Dynamic Panel Analysis on the Stock Returns and Credit Spreads with Firm-Level Data”, *Journal of Money & Finance*, Vol. 23, 2009, pp. 75-110.

배광일 · 강한길 · 이창준, “국내 CDS시장과 주식시장의 관계에 관한 연구”, **선물연구**, 제18호, 한국파생상품학회, 2010, pp. 1-22.

(Translated in English) Kwangil Bae, Hankil Kang, and Changjun Lee, “The Lead-lag Relationship between the Stock Market and CDS Market in Korea”, *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 18, 2010, pp. 1-22.

한덕희 · 이상원, “국가 CDS가 주식 및 채권시장에 대한 선행지표로 유용한가?”. **산업경제연구**, 제22호, 한국산업경제학회, 2009, pp. 2131-2148.

(Translated in English) Duck-Hee Hahn and Sang-Won Lee, “The Comovement of Sovereign Credit Default Swap, Bond and Stock Markets”, *Journal of Korean Industrial Economy*, Vol. 22, 2009, pp. 2131-2148.

Arellano, M. and Bond, S., “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies*, Vol. 58, 1991, pp. 277-297.

Blanco, R., Brennan, S., and Marsh, I.W., “An empirical analysis of the dynamic relation between investment-grade bonds and credit default swaps”, *Journal of Finance*, Vol. 60, 2005, pp. 2255-2281.

Bystrom, H.N.E., “Credit default swaps and equity prices: the iTraxx CDS index

- market”, Working paper, 2005.
- Coronado, M., Corzo, M.T., and Lazcano, L., “A case for Europe: the relationship between sovereign CDS and stock indexes”, Available at SSRN 1889121, 2011.
- De Bondt, G., “Does the credit risk premium lead the stock market?”, *Applied Financial Economics Letters*, Vol. 1, 2005, pp. 263-268.
- Ehlers, S., Guertler, M., and Olboeter, S., “Financial crises and information transfer-an empirical analysis of the lead-lag relationship between equity and CDS index indices”, 2010, Available at SSRN 1585132.
- Fort, S. and Pena, J.I., “Credit spreads: An empirical analysis on the informational content of stocks, bonds, and CDS”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 33, 2009, pp. 2013-2025.
- Hotchkiss, E.S. and Ronen, T., “The informational efficiency of the corporate bond market: An intra-day analysis”, *Review of Financial Studies*, Vol. 15, 2002, pp. 1325-1354.
- Hou, K., “Industry information diffusion and the lead-lag effect in stock returns”, *Review of Financial Studies*, Vol. 20, 2007, pp. 1113-1138.
- Y.S. Kim and Chan-Lau, J.A., “Equity prices, credit default swaps, and bond spreads in emerging markets”, *International Monetary Fund*, Vol. 4, 2004.
- 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*, Vol. 60, 2005, pp. 2213-2253.
- Longstaff, F.A., Mithal, S., and Neis, E., “The credit default swap market: is credit protection priced correctly?”, Working Paper. University of California. Los Angeles, 2003.
- Merton, R.C., 1974, On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates, *Journal of Finance*, Vol. 29, pp. 449-470.

- Norden, L. and Weber, M., “Informational efficiency of credit default swap and stock markets: The impact of credit rating announcements”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 28, 2004, pp. 2813-2843.
- Norden, L. and Weber, M., “The co-movement of credit default swap, bond and stock markets: an empirical analysis”, *European financial management*, Vol. 15, 2007, pp. 529-562.
- Zhu, H., “An empirical comparison of credit spreads between the bond market and the credit default swap market”, *Journal of Financial Services Research*, Vol. 29, 2006, pp. 211-235.

Abstract

This study investigates the lead-lag relationships among stock index, sovereign CDS spread, and volatility index in Korean and Japanese markets. The methodologies we used for clarifying the links among variables include Granger-causality test, the impulse response analysis and the variance decomposition analysis based on vector autoregressive model. In order to expand the research scope and overcome the limitation of previous researches that have focused on the lead-lag linkages only in the ordinary economic environment, our research takes into consideration the distinctive role of financial crisis by splitting the aggregate time horizon into three sub-periods. Our main finding is that lead-lag relationships are more pronounced during financial crisis. The presumable reason would be the speed of transmitting information as well as the market inefficiency during the crisis. Put it differently, in inefficient markets where it is hard for any information to be reflected as fast as possible, one variable can have a predictive power for another variable. On the contrary, any lead-lag relationship between those three variables is not found in efficient markets where it is allowed for any news to be simultaneously transmitted to every markets. The empirical results exhibit the consistency of links among three variables both in the Korean and Japanese markets.

※ **Key words:** lead-lag relationships, Granger-causality test, impulse response analysis, variance decomposition analysis

