

# 아시아 국가 CDS 스프레드의 장기기억과 시장의 효율성에 관한 연구\*

조 대 형(국회입법조사처)\*\*

## < 요약 >

글로벌 금융위기 이후 국가 CDS 스프레드는 금융시장의 리스크를 보여주는 대표적인 지수로 활발히 이용되고 있지만, CDS 거래가 투기목적으로 활용되면서 CDS 스프레드의 급등과 금융시장의 불안에 고조시킨다는 비판이 상존하고 있다. 본 연구는 ARFIMA-FIGARCH 모형을 통해 아시아 국가 CDS 스프레드의 시계열적인 특징을 분석하여 시장의 효율성(efficiency)을 연구하였다. 한국, 일본, 중국 등 아시아 7개국을 대상으로 분석한 결과, 분석 대상 국가 모두 CDS 스프레드 변화는 장기기억(long memory) 특징이 발견되지 않아 효율적 시장가설을 지지하고 있었으나, CDS 스프레드의 변동성에는 장기기억(long memory) 과정이 나타나고 있음을 발견하였다. 아울러 이들 국가 CDS 스프레드의 변동성을 추정하는 경우 FIGARCH 모형이 일반적인 GARCH 모형보다 더 뛰어난 성과를 보였는데, CDS 스프레드의 변동성을 예측하는 경우 장기기억 특징을 모형에 반영하여 추정하는 것이 보다 적절하다는 것을 시사하고 있다.

핵심단어: 국가 신용부도스왑, 장기기억, 효율적 시장, ARFIMA-FIGARCH 모형  
JEL Codes: C33, F30, G15

\* 본 논문은 최종 연구결과가 아니므로 인용을 삼가 해 주시기 바랍니다.

\*\* 국회입법조사처 금융공정거래팀 입법조사관, 서울시 영등포구 여의도동 의사당대로 1,  
E-mail: dhcho@assembly.go.kr, Tel: 02-788-4585, Fax: 02-788-4585

## I. 서 론

글로벌 금융위기 이후 신용부도스왑(credit default swap, CDS) 거래가 크게 위축되었지만, 국가 CDS 거래는 전 세계 금융시장에서 가장 빠르게 성장한 파생상품 중의 하나이다. 글로벌 금융위기 이후 종종 뉴스에서 국가 CDS 스프레드<sup>1)</sup> 수치가 언급되고 있는데, 한 나라의 경제상황 뿐만 아니라 금융시장의 리스크를 나타내는 대표적인 지표로 활용되고 있다. 예를 들어, CDS 스프레드는 보장매도자의 입장에서 예상손실률을 의미하므로 국가 CDS 스프레드가 상승했다는 의미는 예상손실률이나 신용사건 발생 확률 등이 높아졌다는 의미이므로 국가 CDS 스프레드는 해당 국가에 대한 신용위험을 나타내는 지표로 매우 유용하다. 이러한 국가 CDS 스프레드 지표의 유용성은 기존 연구에서도 많이 언급되어 지고 있는데, Hull, Predescu, and White(2004)는 CDS 스프레드 변화가 신용등급의 하향 예측에 유용하다고 보고하고 있으며, Blanco, Brennan, and March(2005), Zhu(2006), Ammer and Cai(2007) 등 많은 문헌에서 CDS 시장이 가격발견(price discovery) 기능 면에서 채권시장보다 우위에 있는 것으로 보고되고 있다.<sup>2)</sup>

CDS 시장에 대한 기존의 문헌들은 주로 CDS 스프레드의 결정요인을 설명하는 데 초점이 맞추어져 있는데, Duffie(1999)는 동일한 만기를 가지는 위험채권(risky bond)과 무위험채권(risk-free bond) 간의 채권 스프레드와 해당 위험채권을 준거자산으로 하는 CDS 스프레드가 서로 같아야 한다는 것을 증명했다. Elton, Gruber, Agrawal, and Mann(2001)과 Huang and Huang (2003)은 CDS 스프레드와 개별 회사채의 부도위험(default risk)와의 관계를 분석하여 부도위험이 회사채 스프레드 변화의 일부분만을 설명할 수 있음을 주장한 반면, Longstaff, Mithal, and Neis(2005)는 부도위험이 회사채 스프레드 변화의 대부분을 설명한다고 주장하였다. 또한, Alexander and Kaeck(2008)은 마코프 스위

---

1) CDS는 신용위험을 회피하려는 보장매수자(protection buyer)가 위험을 부담하는 보장매도자(protection seller)에게 프리미엄을 지급하는 구조인데, 스프레드가 바로 CDS 거래의 가격이 된다. 이때 보장매도자가 지불하는 비용을 프리미엄(premium) 또는 스프레드(spread)라고 하는데 본 논문에서는 스프레드라는 용어를 사용한다.

2) 이와 관련된 국내연구로는 성광진(2009), 한덕희·이상원(2009), 조대형·최경욱(2011), 김홍배 등(2011) 등이 있다.

청 국면전환 모형으로 분석한 결과 변동성이 심한 시기에는 CDS 스프레드가 주식시장의 변동에 민감하지만, 안정적인 시기에는 이자율 변동에 더 민감하다는 실증결과를 얻었다.

최근에는 주식시장의 리스크와 연결하여 CDS 스프레드의 변화 요인을 설명하고 있는 논문들이 있는데, Zang, Benjamin, Zhou, and Zhou(2009)는 개별주가의 변동성과 점프위험(jump risk)을 추정한 후 이들 변수와 CDS 스프레드의 관계를 분석했으며, Pires, Rereira, and Martins(2009)은 CDS 스프레드가 개별주식옵션의 내재 변동성으로 설명할 수 있음을 보였다. Fonseca and Gottschalk(2013) 등 최근의 연구에서도 주식시장의 리스크를 이용하여 CDS 스프레드의 변화요인을 설명하려는 시도가 계속 이어지고 있다. 국내 연구로는 배광일·강한길·이창준(2010)은 주식시장이 CDS시장을 선도하며, 주가의 증가가 CDS 스프레드의 감소를 예측한다는 것을 발견하였으며, 홍종효(2012)는 코스피200 현물이 코스피200 선물보가 CDS 스프레드에 보다 크게 영향을 받는 결과를 얻었다. 한편, 장국현·윤병조(2012)는 주가지수의 급등락 위험이 CDS 스프레드의 변화율과 직접 관련이 있다는 것으로 발견하였다.

한편, CDS 스프레드를 시스템리스크와 연결하여 설명하는 논문들도 있는데, Lown and Morgan(2006)은 신용순환(credit cycle)이 경기순환(business cycle)에 영향을 준다는 것을 보였으나, Gorton and He(2008)은 신용순환(credit cycle)은 경기순환(business cycle)과는 다른 자체의 동적인 움직임이 있다고 주장하고 있다. Gündüza and Kaya(2013)는 유로존 10개 국가들을 대상으로 분석하여 그리스, 아일랜드, 포르투갈 등 경제가 다소 불안정적인 국가들의 국가 CDS 스프레드의 변동성에 장기기억 특성이 있다는 사실을 발견하고, DCC- GARCH 분석을 통해 유로존 내에서의 전염효과(spillover effect)를 발견하였다. 조대형·최경욱(2014)은 일본, 한국, 중국 등 아시아 7개국을 대상으로 cDCC(corrected DCC) 모형을 이용한 실증 분석결과 아시아 국가 CDS 시장 내의 동조화 현상을 발견하였다.

이와 같이 CDS 스프레드의 결정요인에 대해서는 다양한 관점에서 많은 연구들이 계속 이어지고 있으나, 주식시장이나 외환시장 등과 같이 CDS 시장의 효율성(market efficiency)을 분석한 논문들은 거의 찾을 수 없다. 국가 CDS 스프레드가 금융시장의 리스크를 보여주는 지표로 널리 활용되고 있지만, 이에 반해 CDS 거래가 투기(speculation) 목적으로 이용되면서 특정 국가의 CDS 스프레드의 급등이 야기되고 또한 해당 국가 금융시장의 불안감을 증폭시킨다는 비판

도 끊이지 않고 있다.<sup>3)</sup> 아시아 국가 CDS 시장의 경우에도 개별 국가의 경제상황이나 금융시장 등의 펀더멘털과 같은 요인 보다는 리먼브러더스 파산, 미국의 신용등급 강등 등의 전 세계적인 이벤트에 국가 CDS 스프레드가 크게 반응해 온 것을 볼 수 있다.<sup>4)</sup>

하지만, 아시아 국가 CDS 스프레드의 시계열적인 특징에 대해서는 거의 알려져 있지 않은데, 만약 아시아 국가 CDS 스프레드의 시계열적 특성을 분석하여 이를 금융시계열 예측모형에 적절히 반영하는 경우 보다 높은 예측력을 가질 수 있을 것이다. 이러한 점에서 본 논문은 ARFIMA-FIGARCH 모형을 이용하여 아시아 국가 CDS 시계열의 장기기억(long memory)의 속성을 분석하고 시장의 효율성(market efficiency)에 대한 연구를 시도하였다. 아울러 국가 CDS 시장의 변동성 추정 시 시계열의 장기기억 특징의 반영 여부가 추정결과에 어느 정도 영향을 미치는 지를 추가적으로 분석하였다.

이후 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서 본 연구에서 이용한 데이터를 설명하고 기초통계량을 제시한다. 제3장에서는 아시아 국가 CDS 스프레드의 시계열적 특징을 살펴보기 위해 ARFIMA-FIGARCH 모형을 이용하여 장기기억 과정을 분석하여 그 결과를 제시하고, FIGARCH 모형과 GARCH 모형과의 예측성과(prediction performance) 비교를 시도한다. 마지막으로 제4장에서 본 연구의 결론을 요약하고 시사점을 제시한다.

## II. 데이터 및 기초통계량

본 연구의 분석대상 국가는 2013년 5월 미국예탁결제원(DTCC) 거래잔액 기준으로 상위 50위 안에 있는 한국, 일본, 중국, 필리핀, 인도네시아, 말레이시아, 태국 등 7개국이다. 국가 CDS 스프레드는 시장에서 가장 대표적인 지표로 활용

---

3) 이에 따라, 2012년 말 유럽연합(EU)은 유럽 재정위기를 초래한 여러 요인들 중의 하나로 지적되고 있는 CDS의 투기거래를 금지하기 위하여 채권을 보유하지 않은 투자자의 CDS 거래(naked CDS)를 금지하는 규제를 시행하고 있다.

4) 실제로 2008년 9월 15일 리먼브러더스 파산 이후 1주일 동안 아시아 주요 7개국은 평균 9.4 bp 상승한 반면, 유럽 주요 10개국은 0.9 bp 상승하는 데 그쳤다. 또한, 2011년 8월 5일 미국의 신용등급 강등 이후 1주일 동안 아시아 주요 7개국은 평균 22.3 bp 상승했으나, 유럽 주요 10개국은 오히려 -1.5 bp 하락하였다.

되는 있는 달러표시 5년 만기 일일 자료이며, 분석기간은 2007년 8월 9일부터 2013년 5월 31일까지이다. 분석대상 기간의 시점은 유럽의 국가 CDS 시장을 연구한 Gündüza and Kaya(2013)와 동일하게 금융위기의 발생시점인 2007년 8월 9일 이후의 자료를 대상으로 분석하였다.<sup>5)</sup> 본 연구에 이용된 아시아 국가 CDS 스프레드 데이터는 세계 신용파생상품 시장에서의 전문 데이터 제공회사인 CMA로부터 얻었다.

=== [ Figure 1 about here ] ===

<Figure 1>은 2005년 1월 이후 2013년 5월까지 아시아 7개국의 국가 CDS 스프레드 추이를 보여주고 있다. 이를 살펴보면, 아시아 국가 CDS 스프레드의 패턴에 상당한 유사점을 발견할 수 있다. 아울러 금융위기의 발생시점으로 일반적으로 간주되는 BNP Paribas가 모기지 관련 펀드의 환매를 금지한 2007년 8월 9일 이전에는 인도네시아와 필리핀을 제외한 국가들의 국가 CDS 스프레드의 변화가 거의 없었음을 확인할 수 있다. 따라서, 이 기간을 분석대상 기간에 포함하는 경우 오히려 자료의 왜곡이 발생할 수 있을 뿐만 아니라 이 시점을 기준으로 아시아 국가 CDS 스프레드의 변화를 비교하는 것도 크게 의미가 없는 것으로 판단되므로 분석대상 기간을 금융위기 발생 시점 이후로 하는 것이 타당해 보인다.

<Table 1>에 아시아 7개국의 국가 CDS 스프레드, 스프레드 변화(spread change)<sup>6)</sup> 및 일중 변동성(daily volatility)으로서 Squared Spread Change, Absolute Spread Change에 대한 기초통계량이 제시되어 있다. CDS 스프레드의 변동성은 일반적으로 금융시계열의 변동성 지표의 대용치(proxy)로 많이 이용되는 수익률 제곱값과 수익률 절대값에 해당하는 Squared Spread Change, Absolute Spread Change를 사용하였다.

=== [Table 1 about here ] ===

5) Gündüza and Kaya(2013)은 2007년 8월 9일을 글로벌 금융위기의 시작으로 보는 근거를 같은날 Federal Reserve와 European Central Bank가 각각 USD 130 billion, USD 84 billion을 금융시장에 공급한 점을 언급하고 있다.

6) 본 연구에서 이용된 CDS 스프레드 변화는  $CDS\ Spread\ Change_t = \log(CDS\ Spread_t / CDS\ Spread_{t-1})$ 로 계산된다.

우선 국가 CDS 스프레드를 살펴보면, 분석기간 CDS 스프레드가 높았던 국가는 인도네시아도 1256.7 베이스 포인트(basis points)를 기록했으며, 필리핀, 한국이 각각 870.0 bp, 700.0 bp로 높은 수치를 기록하였다. 그 외 말레이시아와 태국도 500 bp 이상을 기록 했는데 모두 리먼브러더스가 파산한 이후 최고점을 기록하였다. CDS 스프레드 평균은 일본이 70.56 bp로 가장 낮고, 인도네시아가 239.11 bp로 가장 높은 수치를 보이고 있다. CDS 스프레드 변화의 평균값을 보면 - 0.0541 bp에서 0.0414 bp로 CDS 스프레드의 평균값(70.56 bp ~ 238.11 bp)과는 달리 아시아 7개국이 모두 크게 차이가 나지 않는 특징을 보이고 있다. 또한, 일중 변동성을 보여주는 Squared Spread Change와 Absolute Spread Change 값을 보면 아시아 국가 CDS 시장은 비교적 변동성이 높은 시장으로 판단된다.

기초통계량 값을 통해서 볼 때 아시아 국가 CDS 시장에서 일본과 중국은 비교적 CDS 스프레드 수치가 상대적으로 낮고 변동성도 낮은 그룹으로, 필리핀과 인도네시아는 CDS 스프레드 수치도 높고 변동성도 매우 높은 그룹으로 분류할 수 있다. 한편, 왜도(skewness), 첨도(kurtosis) 값을 보면 모든 국가에서 정규성(normality)이 관찰되지 않았다. Ljung-Box 테스트 결과는 모든 아시아 국가의 CDS 스프레드와 스프레드 변화의 시계열이 강한 자기상관을 보여주고 있는데, 이는 동 시계열이 GARCH 과정을 따른다는 것을 의미하고 있다.

### III. 모형 및 분석결과

#### 1. 장기기억(long memory) 모형

##### (1) 장기기억 과정

장기기억(long memory)이란 시계열의 자기상관함수가 천천히 감소하여 시계열에 가해지는 충격이 오랫동안 지속되는 것을 의미한다. 정상성(stationarity)을 가지고 있는 시계열  $y_t$ 의 시차( $k$ )에 해당하는 자기상관(autocorrelation)  $\rho(k)$ 가 다른 정상성을 가지고 있는 시계열과는 다르게 매우 느린 속도로 감소하는 지

속성(persistence)을 보이는 현상을 의미하며 다음 식(1)과 같이 표현할 수 있다.

$$\sum_{k=-n}^n |\rho(k)| \rightarrow \infty, \quad n \rightarrow \infty \quad (1)$$

일반적으로 시계열이 차분연산자  $(1-L)^d$ 에 의해 안정적이고 가역적인 ARMA 모형으로 표현될 수 있을 때,  $d$  차수로 적분되었다고 하며  $I(d)$  과정이라고 한다. 장기기억의 속성이 있는 시계열의 자기상관함수의 지속성은 충격이 지수적으로 감소하는  $I(0)$ 이나 충격의 영향이 영구적으로 지속되는  $I(1)$  과정이 아닌 분수적분 과정인  $I(d)$  과정을 따른다. 분수적분 과정은 비정상적인 시계열 과정을 정상적인 과정으로 전환하기 위해 정수차분을 분수차분으로 확장한 ARFIMA(fractionally integrated ARMA) 과정으로 다음 식(2)와 같이 표현된다.

$$\phi(L)(1-L)^d(y_t - \mu) = \theta(L)e_t, \quad e_t \sim iid N(0, \sigma_e^2) \quad (2)$$

여기서  $L$ 은 시차 연산자(lag operator)를,  $d$ 는 분수차분 모수를 나타내며  $e_t$ 는 오차항이다. 분수차분의 모수는 이항전개를 통해 다음 식(3)과 같이 근사할 수 있다.

$$(1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} \binom{d}{j} (-L)^j = \sum_{j=0}^{\infty} b_j L^j \quad (3)$$

이때, 장기기억 과정을 나타내는 분수차분 모수  $d$ 가 1과 같은 정수가 아닌 영역까지 포함하는 경우를 장기기억 과정이라고 한다.  $-0.5 < d < 0.5$ 일 경우 정상성과 가역적인 속성을 가지는 장기기억 과정이라고 한다. 여기서,  $d=0$ 이면 정상적 단기기억(short memory) 과정이라 하며,  $0.5 < d < 1$ 를 정상적 장기기억 과정(stationary long memory process)이라고 한다. 즉, 정상적 장기기억 과정은 시계열이 정상적인 성격을 가지고 있지만 동시에 장기기억 속성을 가지고 있다는 것을 의미한다.  $-0.5 < d < 0$  범위에 있으면 역지속성(anti-persistent)을 갖는 장기기억 과정이라 한다.<sup>7)</sup>

---

7) 이 경우 Baillie(1996)가 지적한 바와 같이 자기상관함수가 정상적 단기기억 과정보다

한편,  $0.5 < d < 1$ 인 경우를 비정상적 장기기억 과정(non-stationary long memory process)을 가지는 것으로 정의된다. 비정상적 장기기억 과정은 정상적인 단기기억 과정보다 자기상관함수의 감소 형태가 매우 느린 형태를 보이지만 장기적으로는 평균회귀 성향을 보인다. 또한,  $d = 1$ 이면 단위근 과정을 나타내며 평균회귀성향이 없다.<sup>8)</sup>

이러한 금융시계열 변수의 장기기억 속성은 금융시장에서 가격의 결정 행태에 대한 중요한 이론적인 설명의 토대를 제공해 준다. 효율적시장가설(efficient market hypothesis)이란 정보의 효율성 측면에서 현재의 가격( $P_t$ )이 과거정보를 포함하여 현재 이용 가능한 모든 정보를 충분히 반영하고 있다는 가설로 주가 등을 설명하는 가장 널리 알려진 이론이다. 효율적시장가설 중의 하나인 Bachelier(1900)에 의해서 제안되고 Osborne(1959)과 Fama(1965)에 의하여 정형화된 랜덤워크가설(random walk hypothesis)에 따르면 과거의 모든 정보가 현재 가격( $P_t$ )에 포함되어 있지만, 과거정보는 예측의 정확성( $E[P_{t+1}|P_t, P_{t-1}, \dots] = P_t$ )을 향상시키는 어떤 추가적인 정보(extra information)를 포함하고 있지 않는다. 또한, 이러한 랜덤워크과정(random walk process)은 가격변수가 정상적인(stationary) 시계열이고,  $ARIMA(m, d, n)$ ,  $d = 0$ 으로 표현될 수 있음을 의미하고 있다(Nagayasu, 2003).

따라서, 장기기억의 속성을 가지는 금융시계열( $d \neq 0$ )은 시장의 비효율성(market inefficiency)의 증거를 제시하는 것이며, 이는 과거의 정보를 이용하여 예측의 정확성을 향상시킬 수 있다는 것을 말한다. 결국 이러한 결과들은 재정거래(arbitrage)의 가능성을 가져오며 많은 이론적인 자산가격모형(asset pricing models)의 근간을 이루는 효율적시장가설을 부정하게 된다. 또한, 효율적시장가설에 모순되는 경우는 해당 자산가격이 공공적으로 이용 가능한 정보만을 반영한다는 것을 가정하고 있다(Mandelbrot, 1971; Gil-Alana, 2006).

---

는 크게 나타나지만 충격에 대한 반응이 한쪽 방향으로만 나타나는 것이 아니라 반대 방향으로 번갈아 가며 나타난다.

8) 이와 관련된 보다 자세한 유도과정 및 증명은 Beran(1994), Baillie(1996) 등을 참조하기 바란다.



## (2) 자기상관함수

시계열자료의 장기기억 특성은 자기상관(autocorrelation) 분석을 통해서도 살펴볼 수 있는데, 이러한 사전적인 기초 검정을 통해 아시아 국가 CDS 스프레드의 시계열적 특성을 우리가 직관적으로 이해할 수 있는 도움을 줄 수 있다. <Figure 2>는 아시아 국가 CDS Spread Change와 Squared Spread Change, Absolute Spread Change에 대한 자기상관 함수를 보여주고 있다.

=== [Figure 2 about here ] ===

이를 살펴보면, 먼저 CDS Spread Change를 보면 대부분의 국가에서 1~3차에서는 자기상관 관계가 나타나지만 그 이후에는 자기상관 관계가 빠르게 사라지고 있음을 볼 수 있다. 반면, 변동성을 보여주는 CDS Squared Spread Change의 자기상관 관계는 서서히 감소하면서 10차 이후까지도 계속 지속하는 장기기억의 특성이 나타나고 있다. 이는 장기기억의 특성은 다른 변동성 대응치인 CDS Absolute Spread Change의 경우에 더욱 명확하게 나타나고 있다.

자기상관함수 분석 결과는 아시아 국가 CDS Spread Change에는 장기기억 특성이 나타나지 않았지만, 아시아 국가 CDS Spread의 변동성에는 장기기억 과정이 발견되었다. 이러한 결과들은 아시아 CDS 시장에서 CDS Spread Change가 효율적시장가설을 따르지만, CDS Spread의 변동성은 효율적시장 가설을 지지하지 않는다는 것을 의미한다. 또한, 이는 주식시장의 위험으로 변동성이 중요한 지표로 다루어지는 것과 마찬가지로 국가 CDS 시장에서도 변동성의 장기기억의 시계열적 특성에 주목해야 한다는 것을 시사하고 있다.

## 2. GPH 검정

이번 장에서는 아시아 국가 CDS 스프레드의 장기기억 특성을 분석하기 위하여 Geweke and Porter-Hudak(1983)이 제시한 검정결과를 제시하였다. 아울러 단위근 확인을 위해 ADF(Augmented Dickey Fuller) 및 KPSS(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin(1992)) 검정을 실시하였는데, ADF는 단위근을 가진다는 귀무가설을 테스트하는 가장 일반적인 검정방법이며, KPSS는 시계열 자

료의 안정성(stationarity)을 테스트하는 검정방법이다. 특히, KPSS 검정방법의 경우 시계열이 안정적이다 라는 귀무가설을 검정하게 된다. 만약, 시계열자료가 단위근과 안정성에 대한 귀무가설이 모두 거부되는 결과가 나오는 경우 시계열자료가 장기기억 특성을 가진다는 것을 의미한다. 이는 KPSS 검정이 short memory 분포를 가정하기 때문이다(Lee and Schmidf, 1996; Su, 2003).

<Table 2>의 ADF 검정결과를 보면 CDS Spread Change, Squared Spread Change, Absolute Spread Change 모두 단위근을 가지고 있지 않은 가진 것으로 판정할 수 있다. 반면, KPSS 검정결과에서는 CDS Spread Change는 시계열자료가 안정적인 것으로 나타났으나, Squared Spread Change의 경우에는 아시아 7개국 모두 귀무가설인 안정성이 거부되었는데, 이러한 결과 역시 아시아 국가 CDS 시장에서 Squared Spread Change의 장기기억의 속성을 보여주고 있다고 하겠다. Absolute Spread Change의 경우에도 일본을 제외한 아시아 6개국 모두 귀무가설인 안정성이 거부되고 있음을 확인할 수 있다.

=== [Figure 2 about here ] ===

시계열자료의 장기기억 속성을 검정하는 일반적인 방법으로 GPH 검정이 있는데 GPH 검정을 하는 경우 적절한 periodogram ordinates의 수( $T^\alpha$ )를 결정해야 한다. 일반적으로  $\alpha = 0.5$ 에서 좋은 결과가 나오는 것으로 보고되고 있으며, 본 논문에서는 비교를 위해서  $\alpha = 0.45$ ,  $\alpha = 0.55$ 의 경우도 함께 결과를 제시하였다. 먼저 CDS Spread Change에 대한 검정결과를 보면 모든 아시아 국가에서 장기기억 특징이 발견되지 않았다. 이에 반해, Squared Spread Change에 대한 검정결과를 보면,  $\alpha = 0.5$ 에서는 중국과 인도네시아에서 장기기억이 발견되었으며,  $\alpha = 0.55$ 에서는 일본을 제외한 아시아 6개국에서 모두 장기기억이 있는 것으로 나타났다. 반면, Absolute Spread Change는  $\alpha = 0.45$ ,  $\alpha = 0.5$ ,  $\alpha = 0.55$  모두 아시아 7개 국가에서 장기기억의 특징이 발견되었으며 수치도 가장 높게 나타났다.

이러한 결과들은 분석대상의 아시아 국가 CDS 시장에서 새로운 정보가 발생하여 확대된 변동성은 즉시 감소하지 않고 장시간 동안 지속적으로 변동성에 영향을 주고 서서히 사라지는 장기기억의 속성을 가지고 있다고 해석할 수 있다. 아울러 아시아 국가 CDS 시장의 변동성을 보여주는 지표 중 Absolute Spread Change가 Squared Spread Change 보다 장기기억 특징이 보다 강하다고 볼 수

있다.

한편, Diebold and Inoue(2001), Granger and Hyung(2004), Choi and Zibot(2007), Choi, Yu, and Zibot(2010) 등이 지적한 것처럼 구조변화를 고려하지 않을 경우 가성적인(spurious) 장기기억 과정의 문제가 발생할 수 있으므로 분석 결과의 강건성(robustness) 체크를 추가로 실시하였다. 구조적 변화가 두드러진 리먼브러더스가 파산한 2008년 9월 15일 이후 기간에 대해 GPH 테스트를 추가로 실시하였으며, 분석결과가 크게 달라지지 않았다.<sup>9)</sup>

### 3. ARFIMA-FIGARCH 모형

금융시계열 자료의 장기기억을 검정하는 일반적인 방법 중의 하나인 GPH 테스트는 준모수적 방법(semi-parametric method)으로 이러한 추정방법은 시계열 자료가 단기기억의 특징을 가지고 있는 경우 편의를 초래할 수 있다고 알려져 있다. 따라서 이번 장에서는 아시아 국가 CDS 스프레드의 변동성에 대한 장기기억의 속성을 파악할 수 있는 parametric model인 FIGARCH 모형을 이용하여 분석해 보고자 한다.

Baillie, Bollerslev and Mikkelsen(1996)이 standard GARCH 모형을 확장한 fractionally integrated GARCH 모형을 개발하였는데 FIGARCH( $p, d, q$ ) 모형은 다음 식(4), (5)와 같다.

$$r_t = u + \varepsilon_t, \text{ where } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (4)$$

$$\beta(L)\sigma_t^2 = a + [\beta(L) - \phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2 \quad (5)$$

where  $0 < d < 1$   $\sigma_t^2$  denotes the variance,  $\phi(L)$  and  $\beta(L)$  are polynomials for the lag operators of orders  $p$  and  $q$ , respectively, and  $\varepsilon_t$  denotes the residuals with the conditional normal distribution. The roots of  $\phi(L)$  and

---

9) 강건성 확인을 위한 GPH 테스트 결과 CDS Spread Change의 경우 아시아 7개국 모두 장기기억이 발견되지 않았으며, Squared Spread Change는  $T^{0.55}$ 에서 일본의 경우에도 장기기억이 추가로 발견되었다. 또한, Absolute Spread Changes의 경우에도 동일하게 아시아 7개국 모두 장기기억을 가지는 것으로 나타났다.

$\beta(L)$  lie outside the unit circle. FIGARCH( $p, d, q$ ) 모형은 시계열 평균에 대한 장기기억 모형인 ARFIMA 모형의 개념을 변동성에 적용한 형태인데, 식(1)에서  $d=1$  이면  $I(0)$ 인 GARCH( $p, q$ ),  $d=0$  이면  $I(0)$ 인 IGARCH( $p, q$ ) 모형과 같은 형태가 된다.

본 논문에서는 아시아 국가 CDS 스프레드 변화와 변동성에 대한 장기기억을 동시에 살펴보기 위해 FIGARCH 모형의 평균방정식에 ARFIMA( $p, d, q$ )를 포함시키는 ARFIMA( $p, d, q$ )-FIGARCH( $p, d, q$ ) 모형으로 분석하였다. 분석모형의 시차는 AIC, BIC 정보 기준을 이용하여  $p, q \leq 2$ 에서 적정시차를 선택하였다. Baillie, Bollerslev and Mikkelsen (1996)에 따라 fractional differencing operator로 1000 truncation lag를 두었으며, Quasi Maximum Likelihood Estimation (QMLE)를 통해서 추정하는 한편, student t 분포를 가정하였다.

<Table 3>에 제시된 추정 결과를 보면, 우선 모형의 적절성을 체크하기 위해 squared standardized residuals과 standardized residuals에 대해서 Box-Pierce Q test를 실시하였는데 검정결과 모형이 적합하다는 것으로 보여주고 있다. 또한, GARCH와 ARCH 계수의 합이 1 보다 작고,  $\omega$  값이 0 보다 커 GARCH 모형의 안정성이 확보된 것으로 판단할 수 있다. 아울러 비대칭적 변동성의 존재 여부를 확인하기 위한 Engle and Ng(1993)의 Sign and size bias test<sup>10)</sup>를 실시하였으며 <Table 3>에 결과가 제시되어 있다.

검정결과를 보면 인도네시아는 제외하고 나머지 국가에서 Negative size bias와 Positive size bias가 나타나고 있지 않으며, Joint test 결과에서는 모든 아시아 국가에서 귀무가설인 No sign and size bias를 거부하고 있지 않으므로 비대칭적 변동성의 존재를 확인할 수 없었다. 이와 같이 비대칭적 변동성의 존재가 확인되지 않아 ARFIMA( $p, d, q$ )-FIGARCH( $p, d, q$ ) 모형이 적절하다는 판단할 수 있다.

10) Sign and size bias test는 다음의 회귀식을 추정하며 정(+)과 부(-)의 충격이 추정된 모형을 통해 예측되지 않은 변동성에 다르게 영향을 줄 수 있는지를 보여준다.

$$\begin{aligned}\hat{\varepsilon}_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1} + \alpha_3 S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_t \\ S_{t-1}^+ &= 1 - S_{t-1}^-\end{aligned}$$

Negative size bias test의 검정통계량은 계수  $S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}$ 에 대한 t-통계량이며, Positive Size Bias Test는  $S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}$ 에 대한 t-통계량이다. 또한, sign and size bias를 동시에 검정하는 joint test는 lagrange multiplier test를 통해 검정하였다.

=== [Table 3 about here ] ===

이제 분석결과에서 관심이 있는 부분은 CDS Spread Change의 장기기억의 속성을 나타내는 d-Arfima 계수와 CDS Spread의 변동성에 대한 장기기억의 속성을 보여주는 d-Garch의 계수이다. 우선, d-Arfima 계수를 보면 7개국 모두 통계적으로 유의하지 않아 장기기억 속성을 발견하지 못했다. 반면, d-Garch의 계수는 분석대상 아시아 7개국 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타나 CDS Spread의 변동성에는 장기기억 과정을 보이고 있음을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 앞서 분석한 semi-parametric 검정방법인 GPH 테스트 결과와 일치하고 있다. 또한, 아시아 7개국 모두  $0.5 < d < 1$  사이에 있는 비정상적 장기기억 과정(non-stationary long memory process)<sup>11)</sup>인 것으로 나타났으며, d-Garch 계수가 가장 큰 국가는 한국으로 0.893이며, 일본 0.866, 중국 0.821, 태국 0.796 등 아시아 대부분의 국가가 높은 수치를 보이고 있어 충격이 비교적 오랫동안 지속되는 해석할 수 있다.

분석결과를 Gündüza and Kaya(2013)와 비교해 보면 국가 CDS Spread Change에서 동일하게 장기기억 속성이 발견되지 않았고, 변동성에서는 장기기억 속성이 나타나는 데에 일치하고 있다. 또한, 유로존 10개국 중 6개국이 장기기억이 있는 것으로 나타난 반면, 본 연구결과에서는 분석대상 아시아 7개국 모두에서 장기기억 속성이 있는 것으로 분석되어 아시아 국가 CDS 시장에서 장기기억 특징이 보다 강하게 나타나고 있다는 사실을 확인하였다.

아울러 정보의 효율성 측면에서 보면 분석대상 7개국 모두 CDS Spread Change에는 장기기억의 속성이 나타나지 않아 효율적시장가설을 지지하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 분석대상 아시아 국가 CDS 스프레드의 1차 차분한 현재의 가격은 과거의 정보를 포함하여 현재 이용가능한 모든 정보를 반영하고 있다는 것을 시사하고 있다. 반면, CDS Spread의 변동성에는 분석대상 국가 모두 장기기억의 속성이 발견되었으며, 이는 앞에서 서술한 바와 같이 시장의 비효율성의 증거로 볼 수 있다. 따라서, 아시아 국가 CDS 스프레드의 변동성을 추정하는 경우 과거의 정보를 이용하여 예측의 정확성을 높일 수 있음을 의미하고 있다.

---

11) 불안정적 장기기억 과정은 정상적인 단기기억 과정보다 자기상관함수가 매우 느리게 감소하는 형태를 보이지만 장기적으로는 평균회귀성향을 보인다.

#### 4. 예측성과 비교

이번 장에서는 분석대상 아시아 7개 국가의 CDS 스프레드의 변동성 추정 시장기기억 속성의 반영 여부가 추정결과에 어느 정도 영향을 미치는 지를 판단하기 위해 FIGARCH 모형과 GARCH 모형의 예측성과(prediction performance)를 비교하여 평가하였다. 예측성과 비교에는 기존 문헌에서 표본외 예측(out-of-sample forecast)의 평가 기준으로 많이 사용되고 있는 평균제곱오차근(Root Mean Squared Error : RMSE), 평균절대오차(Mean Absolute Error : MAE)를 사용하였다. 평균제곱오차근(RMSE)는 실제변동성과 예측 변동성간의 차이의 제곱을 평균한 것이며, 평균절대오차(MAE)는 실제 변동성과 예측 변동성의 절대치를 평균한 것으로서 다음 식(6), (7)과 같다. 여기서 T는 표본 크기이고,  $\sigma_t$ 은 실제변동성이며,  $\hat{\sigma}_t$ 는 모형으로 추정하거나 예측한 변동성이다.

$$\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{\sigma}_t - \sigma_t)^2} \quad (6)$$

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\hat{\sigma}_t - \sigma_t| \quad (7)$$

<Table 4>에 GARCH 모형과 FIGARCH 모형을 이용한 아시아 7개국의 국가 CDS 스프레드에 대해 예측한 조건부 변동성의 평가결과가 제시되어 있다. 예측된 표본외 자료(out-of-sample)는 2013년 1월 1일부터 5월 31일까지 5개월이다. 결과를 보면 아시아 7개국 모두 FIGARCH 모형으로 추정한 조건부 변동성이 GARCH 모형보다 더 뛰어난 성과를 보여주고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 아시아 국가 CDS 시장의 변동성을 추정하는 경우 장기기억 속성을 반영할 수 있는 모형을 이용하는 것이 보다 높은 예측력을 가질 수 있다는 것을 시사하고 있다.

=== [Table 4 about here ] ===

## IV. 결 론

글로벌 금융위기 이후 국가 CDS 스프레드는 금융시장의 리스크를 보여주는 대표적인 지수로 활발히 이용되고 있지만, CDS 거래가 투기목적으로 활용되면서 CDS 스프레드의 급등과 금융시장의 불안을 고조시킨다는 비판이 상존하고 있다. 본 연구는 ARFIMA-FIGARCH 모형을 통해 아시아 국가 CDS 스프레드의 장기기억(long memory)과 시장의 효율성(efficiency)을 연구하였다. 분석대상 국가는 한국, 일본, 중국 등 아시아 7개국이며 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

우선 분석대상 아시아 국가 CDS 스프레드의 시계열적인 특징을 살펴보기 위해 사전적인 분석으로 자기상관함수를 분석하고 GPH 검정을 실시하였다. 분석결과 CDS Spread Change는 장기기억 속성이 발견되지 않았으며, 변동성 지표인 Squared Spread Change, Absolute Spread Change에는 장기기억의 특징이 발견되었다.

이를 바탕으로 아시아 국가 CDS 시장의 장기기억 속성을 보다 정확하게 포착하기 위해 FIGARCH 모형을 이용하여 분석하였으며, 본 연구에서는 CDS 스프레드 변화와 변동성에 대한 장기기억을 동시에 살펴보기 위해 ARFIMA( $p, d, q$ )-FIGARCH( $p, d, q$ ) 모형을 선택하였다. 분석결과 CDS Spread Change는 장기기억의 속성이 발견되지 않았지만, CDS Spread의 변동성은 분석대상 7개국 모두 장기기억 과정을 보이고 있음을 발견하였다. 특히, 아시아 국가 대부분이 장기기억을 보여주는 d-Garch 계수가 1에 가까운 높은 수치를 보이고 있어 충격이 비교적 오랫동안 지속되는 것으로 나타났다.

이러한 결과를 정보의 효율성 측면에서 보면 분석대상 7개국 모두 CDS Spread Change는 장기기억의 속성이 나타나지 않아 효율적시장가설을 지지하고 있는 반면, CDS Spread의 변동성은 모든 국가에서 장기기억과 시장의 비효율성이 발견되었다. 이는 아시아 국가 CDS 스프레드의 변동성을 추정하는 경우 과거의 정보를 이용하여 예측의 정확성을 높일 수 있음을 시사하고 있다. 아울러 표본외 예측(out-of-sample forecast)의 성과를 비교하여 아시아 국가 CDS 스프레드의 변동성 추정 시 장기기억 속성의 반영 여부가 추정결과에 영향을 미칠 수 있음을 확인하였다.

## <참고문헌>

- 김홍배 (2011), 자산스왑 스프레드와 CDS 스프레드 간 차이거래 및 가격 발견, 한국금융공학회 학술발표논문집, 1-23.
- 배광일 · 강한길 · 이창준 (2010), 국내 CDS 시장과 주식시장의 관계에 관한 연구, 선물연구, 18, 1-22.
- 성광진 (2009), 우리나라의 국가신용위험지표에 관한 분석, 한국은행.
- 장국현 · 윤병조 (2012), CDS 프리미엄과 주식시장의 점프 리스크에 관한 연구, 선물연구, 20, 347-364.
- 조대형 · 최경욱 (2011), 우리나라의 국가 CDS 프리미엄과 외평채 가산금리의 동태적 관계 분석, 경제연구, 29(3), 47-68.
- 조대형 · 최경욱 (2014), 아시아 국가 CDS 시장의 동조화와 전염효과에 대한 연구, 2014 재무금융 관련 5개 학회 학술연구발표회.
- 한덕희 · 이상원 (2009), 국가 CDS가 주식 및 채권시장에 대한 선행지표로 유용한가?, 산업경제연구, 22(5), 2131-2148.
- 홍정호 (2012), 신용부도스왑(CDS: Credit Default Swap) 시장과 KOSPI200 지수, 현 · 선물시장간의 동태적 특성에 관한 연구, 산업경제연구, 25(1), 639-656.
- Alexander, C., and A. Kaeck (2008). Regime dependent determinants of credit default swap spreads. *Journal of Banking and Finance*, 32, 1008-1021.
- Ammer, John, and Fang Cai (2007), Sovereign CDS and bond pricing dynamics in emerging markets: Does the cheapest-to-deliver option matter? Board of Governors of the Federal Reserve System. *International Finance Discussion Paper*, 912.
- Bachelier, L. (1900), *Theory of Speculation*(Paris: Gauthier-Villars).
- Baillie T. R. (1996), Long Memory Processes and Fractional Integration in *Econometrics*, 73, 5-59.
- Baillie, R. T., T. Bollerslev, & H. O. Mikkelsen (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.
- Beran J. (1994), *Statistics for Long-memory Processes*, New York: Chapman



and Hall.

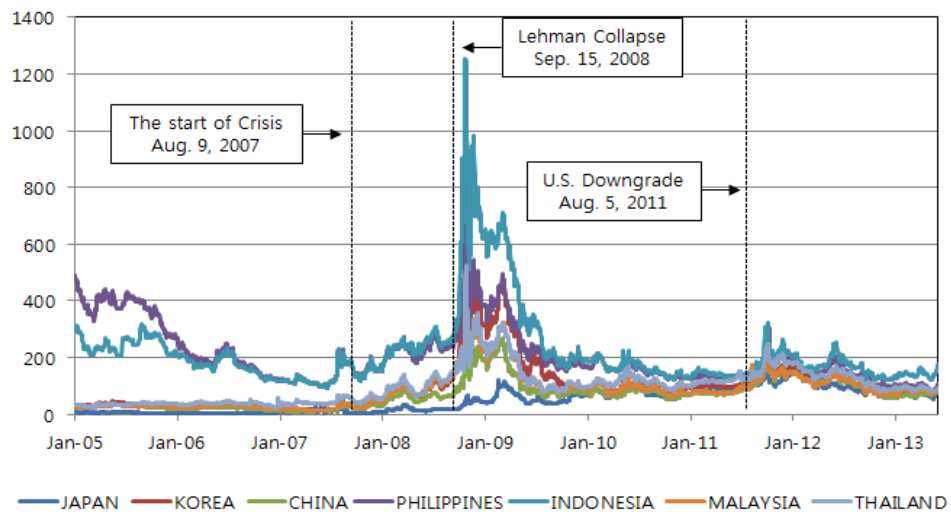
- Blanco, R., Brennan, S., and Marsh, I. (2005). An empirical analysis of the dynamic relation between investment-grade bonds and credit default swaps. *Journal of Finance*, 60, 2255–2281.
- Choi, K., and Zivot, E. (2007). Long memory and structural breaks in the forward discount: An empirical investigation. *Journal of International Money and Finance*, 26, 342–363.
- Choi, K., Yu, W. C., and Zivot, E. (2010). Long memory versus structural breaks in modelling and forecasting realized volatility. *Journal of International Money and Finance*, 29, 857– 875.
- Diebold, F. X., and Inoue, A. (2001). Long memory and regime switching. *Journal of Econometrics*, 105, 131–159.
- Duffe, D. (1999), Credit swap valuation. *Financial Analysts Journal*, 55, 73–87.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Agrawal, D., and C. Mann (2001). Explaining the rate spread on corporate bonds. *Journal of Finance*, 56, 247–277.
- Engle, Robert F., & Victor K. Ng (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance*, 48(5), 1749–1778.
- Fama, Eugene. F. (1965), The Behavior of Stock Market Prices, *Journal of Business*, 38(1), 34–105.
- Fonseca, Jose Da, and Katrin Gottschalk (2013), A joint analysis of the term structure of credit default swap spreads and implied volatility surface. *Journal of Futures Markets*, 33(6), 494–517
- Geweke, J., and S. Porter-Hudak (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221–238.
- Gil-Alana, L. (2006). Fractional integration in daily stock market indexes. *Review of Financial Economics*, 15, 28–48.
- Granger, C. W. J., & N. Hyung (2004). Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P 500 absolute stock returns. *Journal of Empirical Finance*, 11, 399–421.
- Gorton, G. B., and P. He (2008). Bank credit cycles. *Review of Economic*

- Studies, 75, 1181–1214.
- Gündüza, Yalin, and Orcun Kaya (2013), Sovereign default swap market efficiency and country risk in the Eurozone. Deutsche Bundesbank, Discussion Paper No 08/2013.
- Huang, J., and M. Huang (2003). How much of the corporate–treasury yield spread is due to credit risk?. Pennsylvania State University, Working Paper.
- Hull, J., Predescu, M., and White, A. (2004). The relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements. *Journal of Banking and Finance*, 28, 2789–2811.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.
- Lee, D., and P. Schmidt (1996). On the power of the KPSS test of stationarity against fractionally–integrated alternatives. *Journal of Econometrics*, 73, 285–302.
- Longstaff, F., Mithal, S., and Neis, E. (2005). Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? New evidence from the credit default swap market. *Journal of Finance*, 60, 2213–2253.
- Lown, C., and D. Morgan (2006). The credit cycle and the business cycle: New findings using the loan officer opinion survey, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38, 1575–1597.
- Mandelbrot, B. B. (1971). When can price be arbitrated eciently? A limit to the validity of the random walk and martingale models. *The Review of Economics and Statistics*, 53, 225–236.
- Nagayasu, Jun (2003), The Efficiency of the Japanese Equity Market, IMF Working Paper.
- Osborne, M. F. M. (1959), Brownian Motion in the Stock Market, *Operations Research*, 7, 145–173.
- Pires, P., Pereira, P., and Martins, L. (2009), The complete picture of credit default swap spreads–A quantile regression approach. ISCTE Business School, Working Paper.

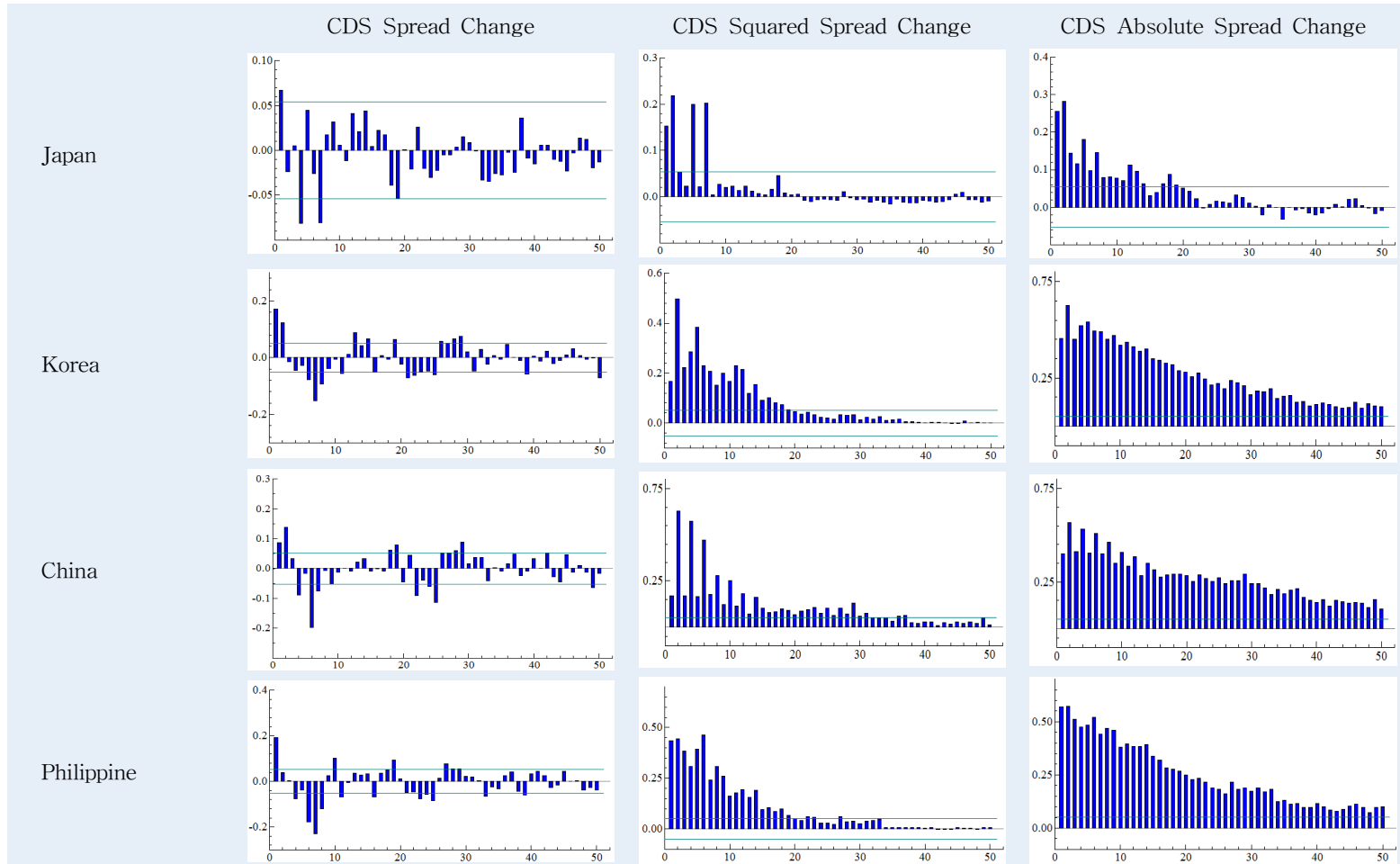
- Su, J. J. (2003). On the power of the multivariate KPSS test of stationarity against fractionally integrated alternatives. *Applied Economics Letters*, 10, 637–641.
- Zhang, B. Y., Zhao, H., and Zhu, H. (2009). Explaining credit default swap spreads with the equity volatility and jump risks of individual firms. *Review of Financial Studies*, 22, 5099–5131.
- Zhu, H. (2006). An empirical comparison of credit spreads between the bond market and the credit default swap market. *Journal of Financial Services Research*, 29(3), 211–235

## Appendix A. Figures

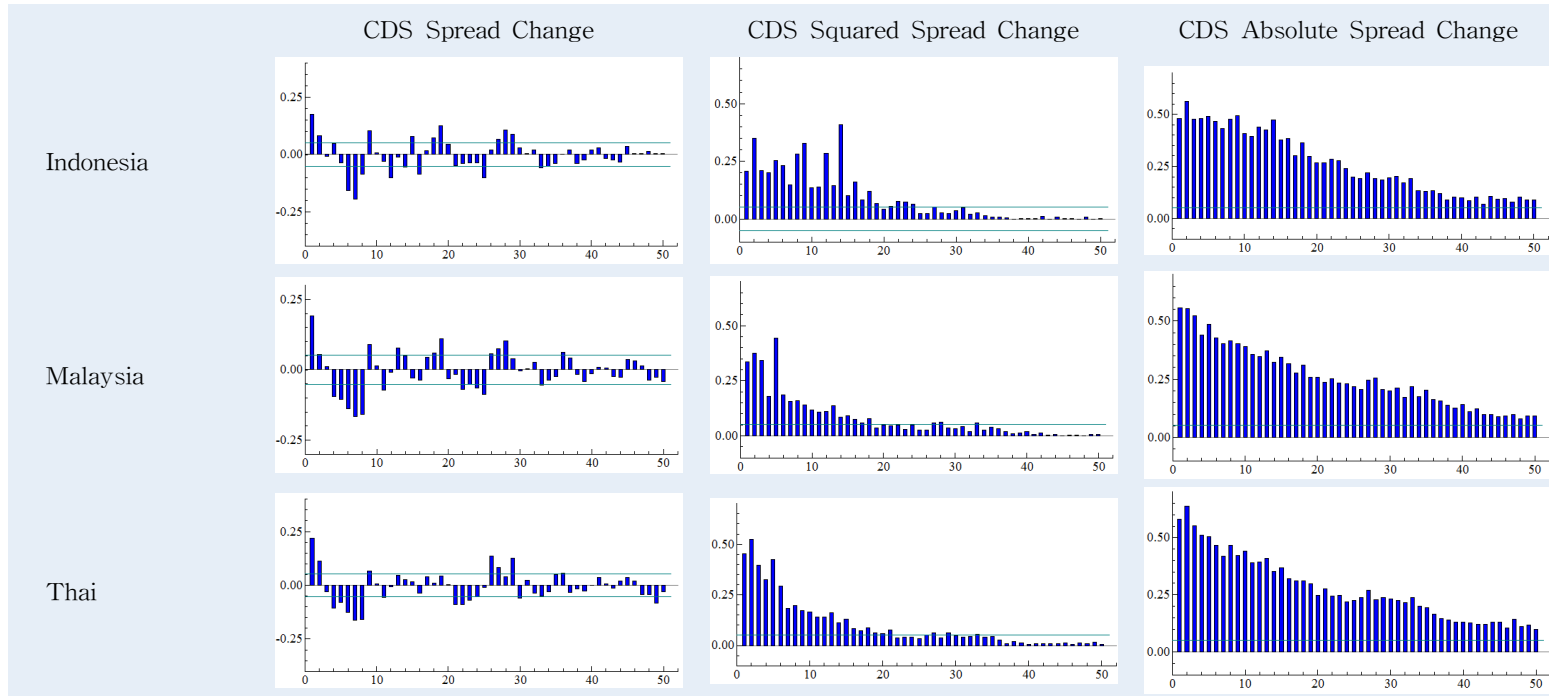
<Figure 1> Sovereign CDS Spread for 7 Asian Countries



<Figure 2> Autocorrelation Functions for CDS Spread



<Figure 2> Autocorrelation Functions for CDS Spread (Continued)



## Appendix B. Tables

**<Table 1> Summary Statistics of CDS Spread**

	Mean	Min	Max	SD	Skewness	Kurtosis	$Q_{20}$
Panel A CDS Spread							
Japan	70.56	2.3	154.75	32.66	0.02	-0.77	24649.8**
Korea	128.78	22.1	700.0	87.16	2.22	5.73	21744.2**
China	92.22	17.8	286.7	46.53	1.26	1.73	22367.0**
Philippine	197.10	92.14	870.0	88.03	2.42	8.11	21091.2**
Indonesia	239.11	117.8	1256.7	160.12	2.55	6.85	22535.0**
Malaysia	111.28	23.0	520.2	59.07	1.92	5.24	21242.3**
Thai	131.08	37.8	524.2	57.40	1.67	4.39	20554.0**
Panel B. CDS Spread Change							
Japan	0.0414	-30.2	28.7	3.19	-0.23	21.95	220.17**
Korea	0.0298	-178.3	122.1	3.33	-2.16	67.45	156.99**
China	0.0306	-56.7	65.4	6.08	0.47	28.57	143.53**
Philippine	-0.0541	-162.9	156.7	13.68	0.26	47.44	248.21**
Indonesia	-0.0328	-255.0	295.0	19.51	1.66	78.44	236.82**
Malaysia	0.0352	-114.2	133.4	9.03	0.62	60.82	248.49**
Thai	0.0292	-116.7	113.4	8.93	0.03	53.54	232.90**
Panel C. CDS Squared Spread Change							
Japan	11.13	0	912.1	51.62	12.42	181.03	220.17**
Korea	122.91	0	31791	1075.8	21.48	555.50	1363.9**
China	32.72	0	4277	188.2	15.81	295.72	2003.2**
Philippine	175.19	0	26536	1299.9	15.39	272.3	2131.6**
Indonesia	357.62	0	87025	3385.5	18.76	404.47	1429.5**
Malaysia	77.67	0	17796	642.08	20.72	505.50	1187.4**
Thai	75.85	0	13619	590.68	17.64	357.30	1882.7**
Panel D. CDS Absolute Spread Change							
Japan	1.98	0	30.2	2.68	4.61	33.61	426.18**
Korea	4.99	0	178.3	9.89	8.15	101.05	5592.4**
China	3.11	0	65.4	4.80	5.52	48.63	4473.7**
Philippine	6.14	0	162.9	11.72	7.17	71.38	5337.7**
Indonesia	7.66	0	295	17.28	8.93	109.67	5632.7**
Malaysia	4.07	0	133.4	7.81	7.70	91.37	4751.5**
Thai	4.19	0	116.7	7.63	7.52	83.15	5571.4**

Note. This statistics is from August 9, 2007 to May 31, 2013. Kurtosis means excess Kurtosis statistic.  $Q(20)$  is Ljung-Box test statistics for twentieth order serial correlation. \* and \*\* denote significance at 5% and 1% level respectively.

**<Table 2> Stationary and Fractionary Order Test**

ADF			KPSS	GPH		
				$T^{0.45}$	$T^{0.5}$	$T^{0.55}$
Panel A. Spread Change						
Japan	-20.54**	0.061	-0.175	-0.201	-0.093	
Korea	-20.43**	0.060	-0.162	0.173	0.012	
China	-19.34**	0.059	0.014	0.068	0.007	
Philippine	-20.82**	0.024	-0.158	0.043	-0.104	
Indonesia	-20.74**	0.039	-0.186	0.072	0.050	
Malaysia	-20.47**	0.042	-0.127	0.053	0.066	
Thai	-20.85**	0.041	-0.060	0.065	0.001	
Panel B. Squared Spread Change						
Japan	-20.91**	0.501*	-0.004	0.032	0.081	
Korea	-11.83**	1.288**	0.115	0.161	0.225*	
China	-10.75**	1.495**	0.218	0.262*	0.292**	
Philippine	-11.66**	1.303**	0.117	0.162	0.221*	
Indonesia	-14.07**	1.379**	0.129	0.201*	0.332**	
Malaysia	-12.23**	1.019**	0.143	0.187	0.214*	
Thai	-11.02**	1.226**	0.145	0.181	0.213*	
Panel C. Absolute Spread Change						
Japan	-11.37**	0.180	0.432**	0.347**	0.357**	
Korea	-7.918**	3.944**	0.371*	0.446**	0.554**	
China	-7.695**	2.718**	0.505**	0.584**	0.656**	
Philippine	-8.318**	5.053**	0.347*	0.397**	0.507**	
Indonesia	-8.576**	4.752**	0.354*	0.445**	0.633**	
Malaysia	-8.092**	3.084**	0.407**	0.522**	0.585**	
Thai	-7.342**	3.849**	0.418**	0.482**	0.539**	

Note. ADF indicates the Dickey and Fuller (1982) unit root test. KPSS indicates Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) stationarity test. Note. GHP indicates the long memory test of the Geweke and Porte-Hudak(1983). \* and \*\* denote significance at 10% and 1% level respectively.



**<Table 3> Estimation Results for the ARFIMA–FIGARCH models**

	Japan	Korea	China	Philippine	Indonesia	Malaysia	Thai
ARFIMA	(1,d,1)	(0,d,2)	(0,d,0)	(0,d,0)	(0,d,0)	(0,d,0)	(0,d,0)
FIGARCH	(1,d,0)	(1,d,0)	(1,d,0)	(1,d,1)	(1,d,0)	(1,d,1)	(1,d,1)
$\mu$	0.001	-0.059	-0.030	-0.140	-0.175	-0.039	-0.021
d-Arfima	0.025	-0.023	0.021	0.003	0.035	0.027	0.048
AR(1)	0.213**	—	—	—	—	—	—
AR(2)	—	—	—	—	—	—	—
MA(1)	-0.182**	0.006	—	—	—	—	—
MA(2)	—	0.047	—	—	—	—	—
$\omega$	0.929	0.517**	0.294*	0.455	0.832	0.582*	0.478*
d-Figarch	0.866*	0.893**	0.821**	0.700**	0.787**	0.748**	0.796**
ARCH	—	—	—	0.105	—	0.133	0.041
GARCH	0.570	0.686*	0.686**	0.551**	0.654**	0.632**	0.636**
AIC	4.576	5.894	5.179	6.352	6.677	5.597	5.676
BIC	4.607	5.922	5.200	6.378	6.699	5.622	5.701
J-B	11451**	579.3**	392.1**	1252**	1230**	7498**	473.9**
$Q_{20}$	26.82	22.80	25.36	28.44	26.28	18.53	26.64
$Q_{20}^2$	17.17	8.94	15.07	27.26	20.77	14.36	13.39
SBT	0.091	1.439	0.794	1.131	2.392*	0.961	1.089
Negative SBT	0.895	0.681	0.693	0.407	0.367	0.408	0.519
Positive SBT	0.194	0.013	0.815	0.758	0.185	1.384	1.213
Joint Test	1.300	3.884	3.843	3.674	7.389	5.164	5.461

Note. The table reports the ARFIMA(p,d,q)–FIGARCH(p,d,q) model estimated by quasi-maximum likelihood(QMLE) for Asian Sovereign CDS spread change. The model is chosen by the AIC and BIC refer to the Akaike and Schwarz–Bayesian information criteria, respectively. J-B is normality test statistics for standardized residuals. The  $Q_{20}$  and  $Q_{20}^2$   $Q(20)$  are the Box–Pierce test statistics for standardized residuals and the squared for up to 20th order serial correlation. SBT is the Sign Bias Test statistics and Joint test is statistics for the three effects. \* and \*\* denote significance at 5% and 1% level respectively.

**<Table 4> Prediction Power of GARCH, and FIGARCH**

	GARCH		FIGARCH	
	MAE	RMSE	MAE	RMSE
Japan	26.27	34.39	6.04	6.60
Korea	20.50	26.52	5.34	5.72
China	11.34	13.38	3.93	4.07
Philippine	13.71	16.04	4.01	4.16
Indonesia	11.45	13.13	4.13	5.27
Malaysia	20.58	26.55	3.63	4.26
Thai	6.87	7.59	3.95	4.37

Note. This table presents out-of-sample forecast performance of conditional volatility estimated by GARCH(p,q) and, FIGARCH(p,d,q) model. The model is chosen by the AIC and BIC refer to the Akaike and Schwarz-Bayesian information criteria, respectively. Forecast period is the data from January 1, 2013 to May 31, 2013, which are not used for estimation.