

# 상해 주식시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 전이효과: GARCH계열 모형을 활용한 분석\*

정대진\*\* 류두진\*\*\*

목 차	
I. 서론	IV. 연구자료
II. 문헌연구	V. 실증결과
III. 연구모형	VI. 결론

| 논문요약 |

본 연구에서는 확장된 ARMA-GARCH모형을 사용하여 상해 주식시장과 한국 주식시장간의 변동성 전이효과를 실증적으로 분석하였다. 본격적인 글로벌 금융위기와 유동성위기 이전의 기간인, 2000년부터 2006년 동안의 미국의 Dow Jones지수, 중국의 상해 A주 종합지수, 한국의 KOSPI지수의 일간 수익률을 사용하여, 상해 주식시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 전이효과를 조사한 결과, 발견한 사실은 다음과 같다. (1) 평균방정식 측면에서 KOSPI지수는 Dow Jones지수의 영향을 받지만, 상해 A지수의 영향력은 미미하게 나타났다. (2) 변동성 전이의 측면에서 Dow Jones지수가 KOSPI지수에 미치는 영향보다, 상해 A지수가 KOSPI지수에 미치는 영향력이 통계적으로 더 높은 설명력을 보여준다. (3) 하위구간 분석결과, 변동성 전이 효과는 2005년과 2006년 사이에 더 높게 나타나는 것을 확인할 수 있다.

▪ 주제어: ARMA-GARCH, 변동성 전이효과, 상해 주식시장, KOSPI지수, Dow Jones지수

\* 본 논문은 정대진의 석사학위논문 수정 및 보완한 연구임을 밝혀둡니다. 본 연구에 대하여 유익한 조언을 해주신 성태윤 교수님과 심혜인 박사님께 감사드립니다.  
\*\* 제1저자. 미래에셋자산운용 금융공학본부 운용역.  
\*\*\* 교신저자. 중앙대학교 경영경제대학 경제학부 교수.

## I. 서론

그 동안 우리나라 주식시장은 선진국 주식시장의 영향을 크게 받아왔으며, 다양한 연구들이 이 사실을 실증적으로 분석해 왔다(김경원 외 2010; 김석진 외 2011; 정진호 외 2012). 특히 세계의 주식시장을 선도하는 미국과 한국의 주요 수출입국인 일본의 주식시장 반응은 한국의 주식시장에 많은 영향을 끼치고 있다. 또한, 한국의 주식시장은 외환위기를 겪은 이후 보다 더 민감하게 미국과 일본의 주식시장에 반응을 보이고 있다. 외환위기 이후 한국의 주식시장은 외국자본에 본격적으로 개방되었으며, 외국 금융시장의 가격 및 거래량의 움직임과 상호 밀접한 관계를 가지게 되었다.

2000년 이후 한국의 아시아시장에 대한 투자, 특히 중국시장에 대한 투자가 증가하면서 우리나라의 주요 투자지역이 점차 이동해가고 있다. 수출입은행의 지역별 해외 투자현황자료를 보면, 2000년 이후 북미와 유럽 대륙에 투자한 금액보다 아시아지역에 투자한 금액이 월등히 증가하였음을 알 수 있다. 2000년을 전후로 해서 비슷하던 북미, 유럽, 아시아의 투자금액은 그 이후에 아시아시장에 대한 급속한 투자의 증가로 인해서 그 격차가 현격히 벌어졌다. 한국 수출입은행에 의하면 2004년의 아시아시장 투자금액이 북미 또는 유럽시장 투자금액의 3배 이상에 이르고 있다.

특히 한국의 아시아 대륙에 대한 투자의 대부분을 중국이 차지하고 있다. 중국 주식시장의 성장과 그에 따라서 이어지는 해외투자가 증가함으로써 인해서 중국과 한국의 경제적인 상호의존도는 점차 증가하는 추세이다. 또한 실물 경제의 무역에서도 한국은 미국, 일본에 이어 중국에서 세 번째로 큰 수출입 대상국으로 자리매김을 하고 있다. 2006년 12월 정부의 통상홍보기획관실 주요 경제통계보고서에 따르면 중국은 한국의 가장 큰 수출입 대상국이며, 또한 한국의 가장 큰 투자 대상국이 되고 있는 것으로 보인다.

중국과 한국 양국의 실물경제의 상호의존도가 증가하고, 중국의 주식시장에 한국의 활발한 투자가 증가하면서 양국의 주식시장의 연관성을 충분히 예상할 수 있다. 증권시장은 금융시장 자체로서 의미를 갖고 있을

뿐만 아니라 실물경제의 현상을 반영하고 있기 때문에, 여러 가지 면에서 보다 밀접한 관계를 가지게 되는 중국과 한국의 주식시장간의 상호관련성에 관한 실증분석은 의미 있는 연구가 될 것이라 생각한다.

또한 아시아 외환위기 이후에 한국의 주식시장은 비교적 외국인들에게 보다 확대 개방되어 외국 자본의 출입이 자유로운 반면에, 중국시장은 제도적으로 내국인과 외국인의 투자자의 활동을 제한하고 있었기 때문에 중국의 주식시장은 외부자본의 영향을 덜 받아 왔다. 이에 따라 상대적으로 미국 및 일본과 독립적인 가격변화를 보일 것이라 예상되는 중국시장의 한국주식시장에 대한 영향을 분석하는 것은 나날이 증가하는 중국에의 영향을 고려할 때 의미 있는 연구라 할 수 있다.

본 연구에서는 중국의 주식시장에서 가장 큰 비중을 차지하는 상해 A지수의 한국 주식시장과의 변동성 전이의 정도를 GARCH 계열 모형을 통해서 실증적으로 분석하고자 한다. 해외의 거시적 충격과 글로벌 위기 요소로 부터 비교적 자유로운 기간인 2000년부터 2006년까지의 자료를 바탕으로, 실증분석을 통해서 확인하고자 하는 사실은 다음과 같다.

첫째, 중국에서 한국 주식시장의 수익률 변화에 영향을 주는지를 실증적으로 분석한다. 중국시장의 수익률 값과 수익률 평균방정식의 오차 항이 한국의 수익률 평균방정식에 유의하게 영향력을 행사하는지 확인을 한다. 이 결과를 통해 두 시장의 수익률간의 직접적인 연관관계 여부를 알 수 있다.

둘째, 중국에서 한국 주식시장으로의 변동성 전이효과가 통계적으로 의미 있는 값을 가지고 있는지를 확인한다. GARCH모형에서 중국시장의 수익률 평균방정식에서 구한 오차의 제곱 항을 한국시장의 수익률 분산방정식에 설명변수로 사용하여 통계적으로 유의한 값을 가지고 있는지 확인한다.

셋째, 이미 여러 논문을 통해서 검증된 미국에서 한국 주식시장으로의 수익률과 변동성에 대한 영향력과 중국시장의 영향력 차이를 분석한다. 교역량이나 해외투자 면에서 보다 높은 비중을 차지하고, 지리적으로도 가까운 중국의 영향력이 주식시장에서도 미국의 영향력 이상으로 발휘되는 지를 확인하고자 한다.

## II. 문헌연구

변동성 전이에 관한 연구가 필요한 이유는 변동성의 효과를 고려하는 것이 투자 의사결정에 있어서 중요한 역할을 하기 때문이다. Milunovich and Thorp(2006)은 유럽주식시장의 런던, 프랑크푸르트, 파리주식시장 간의 변동성 전이효과를 고려하는 것이 실질적으로 투자 의사결정에 의미가 있음을 dynamic conditional correlation(DCC)모형을 통해서 설명하고 있다. 관련하여, 본 연구 또한 한국의 주식시장에서 투자자들이 의사결정을 하는데 있어서, 중국시장의 변동성을 고려해야 하는지 여부를 판단할 수 있는 실증적 자료가 될 것이라고 생각한다.

먼저, 미국 주식시장의 다른 나라의 시장에 대한 영향력에 대한 연구를 살펴보자. Eun and Shim(1989)은 VAR(vector auto-regression)모형을 사용하여 각국의 9개 주식시장의 상호 연관관계를 분석하여 미국 주식시장은 세계 금융시장의 선도적인 역할을 하고 있으며 그 영향력이 세계 각국의 시장으로 전이되고 있음을 실증적으로 확인하였다. Hamao, Masulis, and Ng(1990)는 ARCH모형을 사용하여, 런던과 동경의 주식시장의 변동성 전이효과를 분석했다. 이들은 뉴욕에서 동경, 런던에서 뉴욕, 뉴욕에서 런던으로 세 방향으로 변동성 전이효과가 존재함을 실증적으로 보여주었다. Milunovich and Thorp(2007)은 VAR-GARCH모형을 이용하여 역시 1996년에서 2005년 사이의 Nikkei225, FTSE100, 그리고 S&P500 간의 변동성전이 효과가 존재하는 것을 실증적으로 증명했다.

이외에도 EGARCH와 같은 확장된 GARCH계열 모형을 사용하여 변동성 전이를 연구한 논문들이 있다. Bae and Karolyi(1994)는 EGARCH모형을 사용하여 다른 시장의 나쁜 소식에 보다 민감하게 반응하는 주식시장의 변동성 전이효과를 실증적으로 보여주었다. 여기에서 나쁜 소식, 즉 타국 투자자들이 손해를 보는 경우에 보다 민감하게 반응하고 있음을 확인할 수 있었다. Koutmos and Booth(1995)는 EGARCH모형을 사용해서 뉴욕, 런던, 동경 주식시장의 변동성 전이효과를 분석하여 뉴욕 거래소의 영향이 런던, 동경시장에 전이되는 것을 확인할 수 있었다. 특히 나쁜 뉴스(negative innovation)가 긍정적 뉴스(positive innovation)보다 더 잘

전이되어 나쁜 소식에 더 민감하게 반응하는 주식시장의 모습을 실증적으로 보여 주었다. Lee, Rui, and Wang(2004)은 아시아 외환위기 전후로 EGARCH모형을 사용하여 미국의 NASDAQ과 한국의 KOSDAQ간의 변동성 전이효과가 통계적으로 의미가 있음을 실증적으로 보여주고 있다. 이것은 주거래 시장인 KOSPI시장의 영향력까지 고려해서 측정한 것으로 2차 시장의 나라 간 변동성 전이효과가 존재하는 것을 확인할 수 있게 해준다.

다음으로 한국시장과 비교적 비슷한 경제적인 환경을 지닌 아시아-태평양 지역의 주식시장의 변동성전이에 관한 논문은 다음과 같다. Lin(2006)은 VAR모형을 사용하여 대만시장의 변동성 전이효과가 외환위기 이후 보다 강하게 나타나는 것을 보여주고 있다. 비교적 아시아 외환위기 때 적은 타격을 받은 대만의 사례를 한국에 직접 적용하기는 힘들겠지만, 외환위기 전후에 변동성 전이효과가 증가했을 수 있다고 예측해 볼 수 있다. Chan-Lau and Ivaschenko(2003)는 TGARCH 모형을 사용하여 미국시장과 아시아시장 간의 변동성 전이효과를 확인하였다. 10년간의 기간을 LTCM(Long Term Capital Management)위기 이전 기간, IT/기술 버블(bubble) 기간, 주식시장 정정(correction)기간의 하위기간으로 나누어 분석한 결과 미국에서의 영향보다 홍콩, 일본, 싱가포르 등의 아시아-태평양 지역의 시장으로부터의 변동성 전이효과가 더 영향력이 있다는 사실을 밝혀냈다. 즉 기존의 미국과 일본 시장으로부터의 변동성 전이효과뿐만 아니라, 아시아-태평양 지역에서 밀접한 관계를 가지고 있는 국가들 간의 변동성 전이효과가 더 큰 의미를 가질 수 있을 가능성을 예측할 수 있다. Miyakoshi(2003)의 연구 또한 EGARCH모형을 사용하여 일본과 미국의 주식시장에서 다른 아시아시장으로의 영향력을 분석했다. 분석결과 수익률에 있어서는 미국시장의 영향력이 압도적으로 강했으나 변동성 전이의 측면에서는 일본시장의 영향력이 미국시장의 영향력보다 높았다. 또한 반대로 아시아 주식시장의 변동성은 일본시장에 역으로 전이되는 모습을 보이고 있음을 보여 주었다. 2000년 이후 중국시장의 급성장과 더불어 중국 경제의 영향력이 주변 아시아 국가들에게 미치게 됨에 따라서 주변 국가들에게 변동성 전이 현상이 존재할 수 있음을 충분히

예상할 수 있다. Kim(2003)은 호주, 홍콩, 싱가포르 주식시장이 미국과 일본시장의 변동성 전이의 영향을 받고 있음을 보였다.

John Wei, Liu, Yang, and Chaung(1995)의 논문에서는 뉴욕, 도쿄, 런던의 주식 거래소가 대만과 홍콩의 주식시장에 미치는 영향을 분석하였다. 뉴욕 시장의 영향력이 도쿄시장보다 더 컸으며, 대만시장이 홍콩보다 덜 개방되어 있음에도 불구하고 뉴욕시장의 변화에 더 민감하게 반응하는 것을 확인할 수 있었다.

미국에서 한국 주식시장으로의 변동성 전이에 관한 논문은 다음과 같다.

조담, Richard, and Bauer(2002)는 미국 주가변동에 대한 아시아 신흥시장의 주가반응을 AR-GARCH모형을 사용하여 실증분석을 실시하여 한국 주식시장에 대해서 외환위기 이후에 미국 시장의 영향력이 증가했음을 보여 주었다. 남주하, 김상봉(2001)은 미국 주식시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 전이효과를 분석하기 위하여, GARCH-M모형을 사용하여 미국의 Dow Jones지수가 KOSPI지수에, NASDAQ지수가 KOSDAQ지수에 각각 변동성 전이효과가 있음을 실증적으로 증명하였다. 또한 외환위기 이후에 KOSPI지수가 KASDAQ지수보다 더 높은 변동성 전이효과 있음을 보였다. 외환위기 이후 외국자본에 보다 많이 노출되어서 한국시장의 변동성 전이효과가 증가한 것을 실증적으로 확인할 수 있었다. 그 이후, 남주하, 김상봉(2003)은 EGARCH모형을 적용하여 변동성 전이효과가 비대칭적으로 발생하는 것을 확인했다. 외환위기 이후에 한국 주식시장의 변동성은 미국 주식시장에 대해 음의 변동성 전이효과가 더 크게 나타났음을 보여 주었다.

Kim and Rogers(1995)는 이미 1992년 외국 투자자들에게 주식시장에 직접 투자를 허용함으로써 일본과 미국시장으로부터 한국 주식시장으로의 변동성 전이효과가 관찰되었다고 주장하였다. 또한 강석규(2004)에 의하면 VAR모형으로 인한 분석에서는 일본과 미국 주식시장의 변동성 전이효과가 외환위기 이후 크게 나타났으나, GARCH(1,1)모형으로 분석했을 때에는 일본의 영향력이 상대적으로 미미한 편으로 나타났다.

국제적인 주변국들의 변동성 전이효과에 대한 연구로써, Hoti(2005)는

발칸반도에 있는 국가들의 경제, 재무, 정치적인 위험도를 International Country Risk Guide(2005)의 기준에 맞추어 변동성 전이효과를 분석했다. 주변국가들 간의 위험도는 매우 밀접한 관련이 있음을 보여주고 있다. 또한 Gebka and Serwa(2007)는 한국, 말레이시아, 대만, 태국 등의 아시아-태평양 연안의 국가들 간의 변동성 전이효과가 다른 지역들보다 강하게 나타난다는 것을 확인하였다. 즉, 신흥시장에서는 세계적인 자본시장의 영향력과 함께 지역적인 변동성 전이효과도 유의해서 고려해야 한다는 것을 의미한다.

최근의 중국의 주식시장과 관련된 국내논문들에 따르면, 한국의 주식시장에 미치는 전이효과나 상관관계가 예전 또는 금융위기 이전에 비하여 최근이나 금융위기 이후의 기간에 증가하였다는 것을 보고하고 있다(박진우 2010; 박종해 외 2010). 이처럼 중국시장과 한국시장 간에 밀접한 관계가 있으며 여러 국제정세의 변화를 통하여 과거에 비하여 최근에 전이효과나 동조화효과가 증대되고 있다는 것은 분명하나, 이러한 관계가 미국시장을 제외하고 생각하기는 어렵다는 의견도 있다(정진호 외 2012).

이와 같은 기존연구들을 고려하여, 본 연구는 중국주식시장을 대표하는 상해 주식시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 전이효과의 순수효과를 검증하기 위하여, 미국 주식시장의 변동성 전이효과의 영향을 감안하여 상해주식시장에서 한국주식시장으로의 변동성 전이효과를 분석하는 방향으로 연구를 진행한다.

### III. 연구모형

각 주식시장의 수익률은 식 (1)에서와 같이, 전날 마감대비 상대비율의 로그(log)값으로 사용한다.

$$= \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad \text{식 (1)}$$

위 식에서,  $P_t$ 는  $t$ 일의 주가지수를 나타낸다. 주가지수 수익률의 분포

는 로그 정규분포를 가정한다. 또한 일반적으로 전날의 주가지수는 다음 날 주가지수에 영향을 주기 때문에, 자기회귀(autoregressive)모형을 가정한다. 그리고, 각 지수의 오차와 전날의 오차가 수익률에 영향을 주기 때문에 이동평균 1차 모형을 가정한다. 즉, 기본적인 평균방정식의 모형은 ARMA(1,1)모형을 가정한다. 이를 고려한, 기본적인 수익률의 평균방정식 모형은 식 (2)와 같다.

$$= a + \phi r_{t-1} + \epsilon_t + \theta \epsilon_{t-1} \quad \text{식 (2)}$$

위 식에서  $\epsilon_t$ 는  $t$ 시점의 오차항을 나타낸다. 주가지수의 변동성을 고려하기 위해서 식 (3)과 같은 분산방정식을 도입한다.

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad \text{식 (3)}$$

위 식에서  $\sigma_t^2$ 는  $t$ 시점의 조건부 분산을 나타낸다. 분산방정식은 전기의 오차의 제곱과 전기의 조건부 분산과의 함수로 나타내어진다. 주식시장의 변동성은 작은 자극에도 민감하게 반응을 하며, 한 번 전기의 영향으로 생성된 분산이 당기의 분산의 결정에도 영향을 줄 수 있기 때문에 위 식과 같은 분산모형을 가정한다.

또한 평균방정식에 조건부 분산 (혹은 조건부 표준편차)의 영향력이 있는지 검증하기 위해서 조건부 분산 혹은 조건부 표준편차의 항을 넣어서 그 의미가 있는지 확인을 해볼 필요가 있다. 확장된 평균방정식은 식 (4)와 같다.

$$r_t = a + \phi r_{t-1} + \epsilon_t + \theta \epsilon_{t-1} + \delta \sigma_t \quad \text{식 (4)}$$

이와 같이, 평균방정식을 ARMA모형으로, 분산방정식을 GARCH모형으로 가정하여 주가지수를 분석하고자 한다. 이렇게 각각 비교적 독립적인 중국과 미국의 주식시장의 평균방정식과 분산방정식을 얻어 낸다.

먼저 미국 Dow Jones지수의 영향을 받는 KOSPI지수에 대한 평균방

정식을 산출할 때는 Dow Jones지수의 영향력이 충분히 존재할 것으로 예상이기 때문에 다음의 식 (5)와 같이 평균방정식을 확장한다.

$$= a + \phi r_{t-1} + \epsilon_t + \theta \epsilon_{t-1} + \phi_{us} r_{us,t-1} + \theta_{us} \epsilon_{us,t-1} + \delta \sigma_t \quad \text{식 (5)}$$

위 식에서  $r_{us,t}$ 는  $t$ 시점의 미국 Dow Jones지수의 수익률을 나타내고,  $\epsilon_{us,t}$ 는  $t$ 시점의 미국시장의 오차항을 나타낸다. 즉, 미국 Dow Jones지수의 수익률과 수익률의 오차항을 평균방정식에 도입했다. 한국의 주식시장은 상당부분 미국의 증시변화에 민감하게 변화하고 있기 때문에, 보다 설명력을 높이기 위해서 미국시장지수의 평균수익률의 오차항까지 포함되는 식을 구성한 것이다.

한편, 한국의 KOSPI지수에 대한 모형에서는 미국의 Dow Jones 지수의 영향력을 고려해서 모형을 설정하기 위해서 분산방정식에 다음과 같은 오차 제곱의 항을 추가로 반영한다.

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \lambda \epsilon_{us,t-1}^2 \quad \text{식 (6)}$$

우측항의  $\epsilon_{us,t}^2$ 는 Dow Jones지수의 오차의 제곱항이다. 이 항의 계수가 통계적으로 의미가 있다면 미국에서 한국으로의 변동성 전이효과를 확인할 수 있을 것이다. 이것은 미국시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 전이효과가 존재하는지를 통계적으로 설명하기 위한 모형이다.

마찬가지로 중국의 상해 A지수의 평균 및 변동성 전이효과도 비슷한 방법으로 측정할 수 있을 것이다. 평균방정식에 상해 A지수와 관련된 수익률과 오차의 영향력을 설명변수로 도입하고, 분산방정식에 상해 A지수의 오차의 제곱항을 도입하여 통계적으로 의미가 있는 지 확인을 할 수 있을 것이다.

$$r_t = a + \phi r_{t-1} + \epsilon_t + \theta \epsilon_{t-1} + \phi_{us} r_{us,t-1} + \theta_{us} \epsilon_{us,t-1} + \phi_{sh-a} r_{sh-a,t} + \theta_{sh-a} \epsilon_{sh-a,t} + \delta \sigma_t \quad \text{식 (7)}$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \lambda_{us} \epsilon_{us,t-1}^2 + \lambda_{sh-a} \epsilon_{sh-a,t}^2 \quad \text{식 (8)}$$

위 식들에서  $h_{a,t}$ 는  $t$ 시점의 상해 A지수의 수익률을 나타내고,  $\epsilon_{sh-,t}$ 는  $t$ 시점의 상해 A지수의 오차항을 나타낸다. 평균방정식을 살펴보면 두 나라의 영향력을 각각 독립적인 요소로 보고, 두 나라의 오차의 변화까지 KOSPI지수에 영향력을 주는지를 확인하도록 설정되었다. 또한 분산방정식에서도 Dow Jones지수와 상해 A지수의 영향력이 각각 독립적으로 영향을 주며, 그 변동성 영향력의 정도는 각 오차의 제곱항들에 의해 결정된다. 여기에서 각 나라의 오차의 제곱항에 대한 계수가 통계적으로 의미가 있다면 중국의 한국 주식시장에 대한 변동성 전이효과를 설명해 낼 수 있을 것이다.

위의 방법을 통하여 자료를 분석하면, 평균방정식에서 상해 A지수의 수익률과 오차의 계수와 분산방정식의 영향력이 미국 Dow Jones지수의 영향력에 비해서 더 큰 영향력을 줄 것으로 예상된다. 즉 평균방정식의 상해A지수 수익률과 오차의 계수가 미국 Dow Jones지수의 수익률과 오차의 계수보다 더 큰 값을 가질 것으로 예상된다. 이는, 중국 증시의 급 성장과 중국 경기의 호조가 한국 주식시장의 전반적인 상승세와 연관이 있다고 생각하기 때문이다.

중국과 한국의 교역량의 증가 및 투자량의 증가 그리고 중국 경제의 성장을 고려해볼 때, 중국 시장의 주가지수의 변동성이 한국 시장에 대해서 영향력을 줄 것으로 예상된다. 미국의 금융시장이 세계적인 영향력을 행사하고 있지만, 한국의 경우 이미 상당부분의 교역과 투자가 중국에 집중되어 있는 것으로 볼 때 중국 주식시장의 영향력이 더 클 수 있을 것으로 예상된다.

분산방정식에서 변동성 전이효과를 나타내는 계수인  $\lambda_1$ 과  $\lambda_2$ 을 비교했을 때 후자가 더 큰 값을 가질 것으로 예상된다. 수년간 미국시장의 변동성 전이효과는 입증되어 왔으나, 급격한 중국의 성장은 미국보다 불안정적인 면이 많이 가지고 있다. 자체적으로 더 안정적인 미국의 증시에서 받는 변동성 전이효과는 중국에 비해 더 적을 것이라고 예상된다.

## IV. 연구자료

2000년 1월부터 2006년 12월까지의 한국의 KOSPI지수, 상해 주식시장의 상해 A지수, 미국 주식시장의 Dow Jones지수의 일별 종가자료를 사용한다. 2000년 이후 점차적으로 한국의 중국에 대한 투자금액이 북미나 유럽에 대한 투자보다 증가한 시점이기 때문에 이 시기의 자료를 사용하도록 한다.

상해 A지수는 선진 등의 중국내의 다른 주식시장에서 사용하는 지수 중에서 가장 비중이 높고 중국의 상장된 회사들의 많은 비중을 포함하고 있다. 또한, 선진 B지수에 비해서 2배 이상의 규모를 포함하고 있으며, 상해 B지수와 선진 B지수의 경우는 외국인에게 부분적으로 개방된 시장으로 그 규모가 매우 작다. 그러므로 홍콩 증권시장을 제외한 중국 본토의 증권시장에서 가장 대표적인 지수로 상해 A지수를 선택해서 사용하기로 한다. 또한 상해 B지수의 경우에는 외국인들에게 투자가 개방되어 있기 때문에 변동성 전이효과를 측정함에 있어서 외부시장의 영향을 배제할 수 없다. 그러므로 독립적인 상해 주식시장의 한국 주식시장으로의 변동성 전이효과를 측정하기 위해서 상해 A지수를 선택하였다.

또한 전 세계주식시장에 큰 영향력을 행사하고 있는 미국의 Dow Jones지수는, 한국의 주식시장에서 미국시장의 영향 부분을 제외하여, 중국시장 사이의 순수한 변동성 전이효과와 관계를 분석하기 위해서 분석에 포함한다. 세 주가지수 수익률에 대한 기초통계량은 다음의 <표 1>과 같다.

**<표 1> 주가지수 수익률의 기초통계량**

	KOSPI	DOW JONES	SHANGHAI_A
Mean	0.000183	0.000144	0.000363
Median	0.000303	3.25E-06	0.000000
Maximum	0.076972	0.053455	0.093998
Minimum	-0.128047	-0.081497	-0.065053

Std. Dev.	0.018104	0.010384	0.013067
Skewness	-0.543470	-0.211034	0.650211
Kurtosis	7.248154	7.315149	9.033486
Jarque-Bera	1461.347	1428.697	2895.148
Probability	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	1824	1824	1824

각 지수의 표준편차를 살펴보면 KOSPI지수가 가장 높은 것을 볼 수 있으며, 다음으로 상해 A지수, Dow Jones지수가 뒤를 이어가고 있다. 또한 지수 별로 수익률의 상관관계를 조사해보면 다음의 <표 2>와 같다.

**<표 2> 지수 수익률간의 상관관계**

	KOSPI	DOW JONES	SHANGHAI_A
KOSPI	1.000000	0.095017	0.032210
DOW JONES	0.095017	1.000000	0.013793
SHANGHAI_A	0.032210	0.013793	1.000000

KOSPI지수와 Dow Jones지수의 상관계수는 상대적으로 상해 A지수에 비해서 상관관계가 높게 나타나고 있다. 또한 Dow Jones지수의 경우 KOSPI에 비해서 상해 A지수와 상관관계가 낮게 나타나는 것을 볼 수 있다. 중국의 상해A지수는 결과적으로 다른 두 지수에 비해서 보다 독립적으로 움직일 것이라고 예상할 수 있겠다.

다음으로, 자료의 안정성(stationary) 유무를 분석하기 위해서 단위근 검정(unit-root test)을 실시한 결과는 다음의 <표 3>과 같다.

<표 3> 단위근 검정

	Augmented Dickey-Fuller Test		Phillips-Perron Test	
	ADF Test Statistic	1% Critical Value	PP Test Statistic	1% Critical Value
KOSPI	-19.82403	-3.4369	-42.22702	-3.4369
Dow Jones	-19.69913		-42.97144	
Shanghai_A	-18.94894		-41.31462	

Augmented Dickey-Fuller Test와 Phillips-Perron Test 결과 모두 1% 유의수준으로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하므로, 안정적인 시계열 값을 가지고 있음을 확인할 수 있었다. 그러므로 특별히 차분을 하지 않고 현재의 자료를 이용하여 분석을 하고자 한다.

## V. 실증결과

본 연구는 확장된 ARMA-GARCH모형을 사용하기로 한다. 먼저 미국의 Dow Jones지수에 대한 이 모형의 추정결과는 다음의 <표 4>와 같다.

<표 4> Dow Jones지수에 대한 GARCH모형 분석결과

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	0.000450	0.000198	2.276371	0.0228
$\phi$	-0.564072	0.315037	-1.790493	0.0734
$\theta$	0.582746	0.311117	1.873076	0.0611
Variance Equation				
$\omega$	1.10E-06	3.27E-07	3.353153	0.0008
$\alpha$	0.068504	0.008973	7.634811	0.0000
$\beta$	0.922120	0.008678	106.2542	0.0000
R-squared	-0.000237	Mean dependent var		0.000158

Adjusted R-squared	-0.002989	S.D. dependent var	0.010370
S.E. of regression	0.010385	Akaike info criterion	-6.516553
Sum squared resid	0.195975	Schwarz criterion	-6.498424
Log likelihood	5945.838	Durbin-Watson stat	2.041106
<hr/>			
Inverted AR Roots	-0.56		
Inverted MA Roots	-0.58		

주: 평균방정식은  $r_t = a + \phi r_{t-1} + \epsilon_t + \theta \epsilon_{t-1}$  이고, 분산방정식은  $\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$  이다.

모형의 분석결과 분산방정식의 계수는 통계적으로 1%내에서 유의하지만 평균 방정식의 계수들은 자기회귀 1차 항과 이동평균 1차 항의 값이 각각, 7%와 6% 유의수준에서 의미를 가지는 것으로 나타나고 있다. 이 논문에서 사용한 해당모형은 자료분석 기간에 분산에 대한 설명력이 높은 반면에 평균에 대한 설명력이 다소 떨어지는 것을 볼 수가 있다.

또한 Dow Jones지수의 수익률은 전날의 증가에 음의 상관관계를 나타내고 있으나 전날 오차에 대해서는 오히려 양의 상관관계를 나타내고 있다. 분산방정식에서는 전기까지의 분산이 가장 큰 결정요인이나 전기의 오차의 제곱항 또한 통계적으로 유의미한 영향력을 행사하고 있다.

다음 Dow Jones지수의 영향력을 고려한 KOSPI지수에 대한 모형의 추정은 다음과 같다. 평균방정식에는 Dow Jones지수의 수익률과 오차 값을 추가변수로 사용하고, 분산방정식에는 미국시장으로부터의 변동성 전이를 반영하기 위해서 오차의 제곱항을 도입한다. 미국과 한국시장의 시차가 존재하기 때문에 미국은 한국을 기준으로 하루 전날 증가 자료를 반영하여 모형에 사용한다. 추정결과는 <표 5>와 같다.

<표 5> Dow Jones지수의 변동성 전이를 고려한 KOSPI지수에 대한 GARCH모형 분석

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic c	Prob.
	0.000690	0.000277	2.495221	0.0126
$\phi_s$	0.519460	0.033243	15.62634	0.0000
$\theta_{us}$	0.178335	0.036447	4.893041	0.0000
	0.686730	0.139595	4.919459	0.0000
$\theta$	-0.732301	0.129526	-5.653693	0.0000
Variance Equation				
$\omega$	1.01E-06	5.54E-07	1.822526	0.0684
$\alpha$	0.057611	0.008269	6.967197	0.0000
$\beta$	0.935565	0.007829	119.4963	0.0000
$\lambda$	0.013961	0.009125	1.530078	0.1260
R-squared	0.099952	Mean dependent var		0.000206
Adjusted R-squared	0.095980	S.D. dependent var		0.018023
S.E. of regression	0.017136	Akaike info criterion		-5.514230
Sum squared resid	0.532400	Schwarz criterion		-5.487024
Log likelihood	5032.463	F-statistic		25.16702
Durbin-Watson stat	1.965384	Prob(F-statistic)		0.000000

주: 평균방정식은  $r = a + \phi_{us}r_{us,t-1} + \theta_{us}\epsilon_{us,t-1} + \phi r_{t-1} + \epsilon_t + \theta\epsilon_{t-1}$   
 이고, 분산방정식은  $\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \lambda\epsilon_{us,t-1}^2$ 이다.

평균방정식에서 미국의 Dow Jones지수의 전기 평균과 오차항이 의미 있는 계수 값을 가지고 있다. KOSPI지수의 상당부분을 미국의 Dow Jones지수의 영향력에 의존하고 있음을 알 수 있다. 특히 Dow Jones지수의 전일 수익률이 오차의 계수 값이 다른 계수에 비해서 그 절대값이 상당히 크고 유의함을 볼 때, 높은 영향력을 가지고 있음을 알 수 있다.

Dow Jones지수를 고려하여 KOSPI시장에 대한 모형을 분석한 결과 Dow Jones지수의 변동성이 KOSPI시장에 전이되는 것이 통계적으로 설명력이 조금 떨어지는 것을 알 수 있다. 단지 미국시장의 변동성만을 고

려해서 한국 주식시장의 KOSPI지수의 변동성을 설명하기에는 무리가 있음을 확인할 수 있다. Dow Jones 지수의 오차의 제곱항을 분산방정식에 고려하여 회귀분석을 하였으나 그 결과 계수의 추정치에 대한 유의확률 값이 0.1260으로 비교적 크게 추정되었다. 즉, 통계적으로 의미를 갖기 위해서 다른 설명변수가 필요함을 암시한다.

뉴욕 주식시장에서 한국 주식시장으로 변동성 전이효과를 측정하기 위해서 S&P500과 KOSPI200지수를 가지고 같은 모형으로 결과를 분석해 보았다. 위의 모형과 마찬가지로 두 지수의 전날대비 수익률의 로그합수 값을 기준으로 두 시계열 자료간의 변동성 전이효과를 GARCH모형으로 추정하였다. <표 6>에서 KOSPI200 지수에 대한 S&P500지수의 변동성 전이효과는 통계적으로 1% 유의수준에서 의미 있는 것으로 확인할 수가 있다. Dow Jones지수의 변동성 전이효과를 고려한 KOSPI지수에 대한 GARCH모형과 비교하면, 보다 유의한 통계적인 변동성 전이효과를 확인할 수가 있다.

**<표 6> S&P500지수의 변동성 전이를 고려한 KOSPI200지수에 대한 GARCH모형 분석**

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	0.000711	0.000292	2.438375	0.0148
$\phi_s$	0.591951	0.039859	14.85119	0.0000
	0.644877	0.140153	4.601227	0.0000
$\theta$	-0.717061	0.124991	-5.736883	0.0000
Variance Equation				
$\omega$	-6.42E-06	8.07E-07	-7.961600	0.0000
$\alpha$	0.039164	0.006906	5.671393	0.0000
$\beta$	0.948794	0.007506	126.4096	0.0000
$\lambda$	1.03E-05	1.02E-06	10.10582	0.0000
R-squared	0.132374	Mean dependent var		0.000258
Adjusted R-squared	0.128704	S.D. dependent var		0.019582
S.E. of regression	0.018279	Akaike info criterion		-5.375732
Sum squared resid	0.552967	Schwarz criterion		-5.349676
Log likelihood	4477.921	F-statistic		36.07190

Durbin-Watson stat	1.974107	Prob(F-statistic)	0.000000
--------------------	----------	-------------------	----------

주: 평균방정식은  $r = a + \phi_{us}r_{t-1} + \phi r_{t-1} + \epsilon_t + \theta\epsilon_{t-1}$  이고, 분산방정식은  $\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \lambda\epsilon_{us,t-1}^2$  이다.

보다 통계적으로 유의한 변동성 전이효과를 확인하기 위해서 분석기간을 보다 작은 기간으로 세분하기로 한다. 남주하, 김상봉(2001)의 논문 “미국주식시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 이진효과 분석”에서도 이미 전체구간에서는 변동성 전이효과를 확인할 수 없었으나 하위구간 내에서 변동성 전이가 확인된 바가 있다. 본 연구에서도 같은 방법으로 전체기간을 3개의 하위구간으로 나누어서 변동성 전이효과를 분석한다. 각각은 2000년-2001년, 2002년-2004년, 2005년-2006년이다. 각 기간의 경우 Dow Jones지수에서 KOSPI지수로의 변동성 전이효과를 확인할 수 있었다.

먼저 각각의 기간에 대한 Dow Jones지수의 모형과 분석결과는 <표 7>, <표 8>, 그리고 <표 9>에 나타나 있다.

<표 7> Dow Jones지수에 대한 GARCH모형 분석(2000년-2001년)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	-0.437753	0.242947	-1.801848	0.0716
$\theta$	0.536232	0.230888	2.322479	0.0202
Variance Equation				
$\omega$	6.73E-06	2.28E-06	2.948058	0.0032
$\alpha$	0.049607	0.016186	3.064759	0.0022
$\beta$	0.900550	0.025476	35.34907	0.0000
R-squared	0.014404	Mean dependent var		-0.000114
Adjusted R-squared	0.006719	S.D. dependent var		0.011644
S.E. of regression	0.011605	Akaike info criterion		-6.114619
Sum squared resid	0.069089	Schwarz criterion		-6.073596
Log likelihood	1588.686	Durbin-Watson stat		2.034839

주: 평균방정식은  $r_t = \phi r_{t-1} + \epsilon_t + \theta\epsilon_{t-1}$  이고, 분산방정식은  $\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$  이다.

<표 7>에서 직전일의 수익률에 대한 계수의 설명력이 떨어지는 것을 확인할 수 있었다. 분산방정식에서 비교적 높은 수준에서 설명력을 보여 주고 있는 것을 확인할 수 있었다.

<표 8> Dow Jones지수에 대한 GARCH모형 분석(2002년-2004년)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	0.000566	0.000307	1.841394	0.0656
Variance Equation				
$\omega$	9.56E-07	5.84E-07	1.636539	0.1017
$\alpha$	0.071472	0.014909	4.794008	0.0000
$\beta$	0.919713	0.016245	56.61581	0.0000
R-squared	-0.001039	Mean dependent var		0.000205
Adjusted R-squared	-0.004889	S.D. dependent var		0.011213
S.E. of regression	0.011241	Akaike info criterion		-6.443478
Sum squared resid	0.098557	Schwarz criterion		-6.419680
Log likelihood	2529.843	Durbin-Watson stat		2.110093

주: 평균방정식은  $r = c + \epsilon_t$  이고, 분산방정식은

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \text{ 이다.}$$

<표 8>에서 이 기간은 GARCH모형의 설명력이 가장 떨어짐을 알 수 있다. 또한, 평균방정식의 수익률은 비교적 0의 값을 안정적으로 유지하는 것을 확인할 수 있었다.

<표 9> Dow Jones지수에 대한 GARCH모형 분석(2005년-2006년)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$c$	0.000554	0.000225	2.457167	0.0140
$\phi$	0.713173	0.132985	5.362799	0.0000
$\theta$	-0.791372	0.114101	-6.935695	0.0000
Variance Equation				
$\omega$	2.16E-06	1.44E-06	1.496787	0.1344
$\alpha$	0.058773	0.023164	2.537293	0.0112
$\beta$	0.899076	0.045609	19.71259	0.0000
R-squared	0.018360	Mean dependent var		0.000366
Adjusted R-squared	0.008829	S.D. dependent var		0.007241
S.E. of regression	0.007209	Akaike info criterion		-7.068794

Sum squared resid	0.026764	Schwarz criterion	-7.019783
Log likelihood	1847.421	F-statistic	1.926435
Durbin-Watson stat	2.042937	Prob(F-statistic)	0.088347

주: 평균방정식은  $r_t = c + \phi r_{t-1} + \epsilon_t + \theta \epsilon_{t-1}$  이고, 분산방정식은  $\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$  이다.

<표 9>에서 이 기간에는 평균방정식의 경우, 전일보다 2일전의 변수의 설명력이 오히려 높게 나타났다.

세 하위기간에서 각각, Dow Jones지수의 변동성 전이효과를 고려한 KOSPI지수에 대한 GARCH모형과 분석결과는 다음의 <표 10>, <표 11>, 그리고 <표 12>에 나타나 있다. 여기에서 각각의 모형의 설명력을 보다 높이기 위해서 평균 방정식을 ARMA(2,2)까지 모형을 확대하여 적용했다.

**<표 10> Dow Jones지수의 영향력을 고려한 KOSPI지수에 대한 GARCH모형 분석 (2000년-2001년)**

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$s$	0.007334	0.001095	6.696173	0.0000
	0.406521	0.012929	31.44323	0.0000
$\phi_2$	-0.975576	0.011067	-88.15175	0.0000
$\theta_1$	-0.410793	0.018216	-22.55173	0.0000
$\theta_2$	0.972211	0.017051	57.01718	0.0000
Variance Equation				
$\omega$	0.000100	4.78E-05	2.092873	0.0364
$\alpha$	0.103821	0.041764	2.485908	0.0129
$\beta$	0.657091	0.123627	5.315092	0.0000
$\lambda_{us}$	2.99E-05	1.55E-05	1.926511	0.0540
R-squared	0.094654	Mean dependent var		-0.000607
Adjusted R-squared	0.080369	S.D. dependent var		0.024464
S.E. of regression	0.023460	Akaike info criterion		-4.714357
Sum squared resid	0.279040	Schwarz criterion		-4.640297
Log likelihood	1225.304	Durbin-Watson stat		2.026855

주: 평균방정식은

$$r_t = \theta_{us} \epsilon_{us,t-1} + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} \text{ 이고,}$$

분산방정식은  $\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \lambda_{us}\epsilon_{us,t-1}^2$  이다.

<표 10>에서 평균방정식에서 Dow Jones지수의 영향력은 통계적으로 1%수준에서 유의하다. 그러나 분산방정식의 변동성 전이효과는 설명력이 상대적으로 떨어지는 것을 확인할 수 있다.

**<표 11> Dow Jones지수의 영향력을 고려한 KOSPI지수에 대한 GARCH모형분석 (2002년-2004년)**

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$s$	0.532418	0.053936	9.871294	0.0000
	0.730245	0.190240	3.838539	0.0001
$\theta_1$	-0.778933	0.173405	-4.491978	0.0000
Variance Equation				
$\omega$	-3.95E-06	2.28E-06	-1.734396	0.0828
$\alpha$	0.035473	0.010125	3.503605	0.0005
$\beta$	0.942795	0.012428	75.86302	0.0000
$\lambda_{us}$	9.02E-06	2.82E-06	3.203331	0.0014
R-squared	0.115500	Mean dependent var		0.000327
Adjusted R-squared	0.108661	S.D. dependent var		0.016834
S.E. of regression	0.015893	Akaike info criterion		-5.520963
Sum squared resid	0.196014	Schwarz criterion		-5.479275
Log likelihood	2168.457	Durbin-Watson stat		1.996577

주: 평균방정식은  $r_t = \phi_{us}r_{us,t-1} + \phi_1r_{t-1} + \epsilon_t + \theta_1\epsilon_{t-1}$  이고, 분산방정식은  $\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \lambda_{us}\epsilon_{us,t-1}^2$  이다.

<표 11>에서 분산방정식의 상수항을 제외하고 모든 계수의 설명력이 비교적 높게 나타났다. 변동성 전이효과도 또한 1% 유의수준에서 충분히 설명력이 있는 것을 확인할 수 있다.

<표 12> Dow Jones지수의 영향력을 고려한 KOSPI지수에 대한 GARCH모형분석(2005년-2006년)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$s$	0.493479	0.071012	6.949280	0.0000
Variance Equation				
	7.10E-05	3.77E-07	188.0355	0.0000
$\alpha$	0.146129	0.077402	1.887931	0.0590
$\beta$	0.589959	0.060153	9.807639	0.0000
$\lambda_s$	-1.62E-05	2.64E-06	-6.148118	0.0000
R-squared	0.103363	Mean dependent var		0.000905
Adjusted R-squared	0.096399	S.D. dependent var		0.010773
S.E. of regression	0.010240	Akaike info criterion		-6.213404
Sum squared resid	0.054003	Schwarz criterion		-6.172501
Log likelihood	1620.485	Durbin-Watson stat		2.071204

주: 평균방정식은  $r_t = \phi_{us} r_{us,t-1} + \epsilon_t$  이고, 분산방정식은

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \lambda_{us} \epsilon_{us,t-1}^2 \text{ 이다.}$$

<표 12>에서, 이 시기에는 평균방정식에서 확인할 수 있듯이, 미국의 Dow Jones지수를 쫓아가는 모습을 확인할 수가 있다. 또한 변동성 전이 효과도 오차 제곱항의 계수를 통해서 확인할 수 있듯이, 매우 높은 설명력을 보여주고 있다.

정리하면, 2000년-2001년 기간에는 변동성 전이효과가 설명력이 다소 떨어지는 것을 보이나, 점차 변동성 전이효과의 설명력이 증가하는 것을 볼 수 있다. 2002년-2004년과 2005년-2006년에는 모두 1% 유의수준에서 변동성 전이효과가 존재하는 것을 확인할 수 있다.

다시 전체기간을 대상으로 분석으로 돌아와서, 보다 정확한 KOSPI지수에 대한 모형을 설계하기 위해서 중국의 상해 A지수를 도입하여 분석을 실시한다. 상해 A지수도 Dow Jones지수와 마찬가지로 먼저 자체적으로 GARCH모형을 통해서 분석을 하여 오차의 제곱항을 KOSPI지수에 대한 모형의 분산방정식에 도입해서 통계적인 설명력이 증가했는지 확인을 한다.

상해 A지수의 평균방정식에 표준편차 항을 추가한 이유는 중국시장이 성장하고 있으며, 또한 미국의 주식시장에 비해서 비교적 불안정하기 때

문에 설명력을 높이기 위해서이다. 평균방정식에 영향을 주는 표준편차의 계수가 0.538로, 표준편차가 평균방정식에 가장 큰 영향을 주는 것을 볼 수 있다. 중국 상해 A지수에 대한 모형의 추정결과는 다음의 <표 13>과 같다.

<표 13> 상해 A지수에 대한 GARCH모형 분석

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	0.212941	0.105415	2.020025	0.0434
$a$	-0.002118	0.001227	-1.726432	0.0843
$\phi$	-0.521155	0.149631	-3.482929	0.0005
$\theta$	0.537951	0.149772	3.591809	0.0003
Variance Equation				
$\omega$	4.86E-06	7.42E-07	6.555196	0.0000
$\alpha$	0.074292	0.004914	15.11763	0.0000
$\beta$	0.900367	0.005104	176.4213	0.0000
R-squared	0.004264	Mean dependent var		0.000347
Adjusted R-squared	0.000974	S.D. dependent var		0.013053
S.E. of regression	0.013047	Akaike info criterion		-5.939538
Sum squared resid	0.309127	Schwarz criterion		-5.918387
Log likelihood	5420.889	F-statistic		1.296171
Durbin-Watson stat	1.971586	Prob(F-statistic)		0.255523

주: 평균방정식은  $r = a + \phi r_{t-1} + \epsilon_t + \theta \epsilon_{t-1} + \delta \sigma$  이고, 분산방정식은

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \text{ 이다.}$$

<표 13>의 추정결과는, 분산방정식에서 전기까지의 분산이 현재의 분산을 결정하는데 가장 많은 영향력을 주고 있으나, 다른 KOSPI지수나 DowJones 지수에 비해서 전일의 오차제곱에 대한 의존도가 상대적으로 높은 것을 확인 할 수 있다. 이것 또한 상해 A지수의 변동성이 다른 시장에 비해서 상대적으로 크다는 것을 의미한다.

한편, 중국시장은 내국인의 투자만으로 제한을 두고 있는 것을 고려해 보면 상대적으로 다른 시장에 대해서 영향을 적게 받는 독립적인 시장으로 볼 수 있다. 따라서 중국시장만을 고려할 때는, 비교적 세계의 주식시

장에 대하여 일반적으로 변동성 전이효과를 보이고 있는 Dow Jones지수에 대한 변동성 전이효과를 고려하지 않을 수 있다. 그러나 한국의 경우 미국과 중국시장으로 부터 많은 영향을 받으므로 모형에 대한 확장이 필요하다. 이와 같이 확장된 모형을 바탕으로 상해 A지수의 영향력을 반영한 한국의 KOSPI지수에 대한 모형의 분석은 다음의 <표 14>와 같다.

**<표 14> Dow Jones지수와 상해 A지수 변동성 전이를 고려한 KOSPI지수에 대한 GARCH모형 분석**

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	0.000591	0.000280	2.112286	0.0347
$\phi_s$	0.513803	0.031429	16.34830	0.0000
$\theta_{us}$	0.175992	0.034266	5.136089	0.0000
$h_a$	0.057621	0.024707	2.332171	0.0197
$\phi$	0.677401	0.139742	4.847527	0.0000
$\theta$	-0.723639	0.130170	-5.559203	0.0000
Variance Equation				
$\omega$	-1.36E-08	4.99E-07	-0.027327	0.9782
$\alpha$	0.052669	0.007070	7.449338	0.0000
$\beta$	0.944921	0.006914	136.6614	0.0000
$\lambda$	0.006653	0.002533	2.626496	0.0086
R-squared	0.100847	Mean dependent var		0.000206
Adjusted R-squared	0.096381	S.D. dependent var		0.018023
S.E. of regression	0.017133	Akaike info criterion		-5.517753
Sum squared resid	0.531871	Schwarz criterion		-5.487524
Log likelihood	5036.673	F-statistic		22.58108
Durbin-Watson stat	1.965463	Prob(F-statistic)		0.000000

주: 평균방정식은

$$r_t = a + \phi_{us}r_{us,t-1} + \theta_{us}\epsilon_{us,t-1} + \phi_{sh-a}r_{sh-a,t} + \phi r_{t-1} + \epsilon_t + \theta\epsilon_{t-1}$$

고, 분산방정식은  $\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \lambda\epsilon_{sh-a,t}^2$  이다.

<표 14>에서 추정된 평균방정식을 살펴보면 상해 A주가지수의 영향력의 의미를 가지고 있음을 알 수 있다. Dow Jones지수에 비해서, 그 계수가 상대적으로 작지만 그 영향력이 유의함을 알 수 있다. 분산방정식의 추정결과를 살펴보면 중국시장에서 한국시장으로의 변동성 전이효과가

유의함을 알 수 있다. 또한, Dow Jones지수의 변동성만을 고려했을 때보다 훨씬 높은 R-squared값을 얻을 수 있었으며, 더 높은 조정된 R-squared값을 얻을 수 있었다. 오히려 상수항의 값이 통계적으로 무의미 해졌으며, 상수항 없이도 상해 A주가지수의 영향만으로도 충분히 KOSPI지수의 변동성을 설명할 수 있음을 알 수가 있다.

또한 상대적으로 미국 Dow Jones지수의 설명력이 통계적으로 볼 때 훨씬 덜 유의함을 보이고 있다. 즉 KOSPI지수에 대한 상해 A지수의 변동성 전이가 통계적으로 더 의미가 있다는 것을 확인 할 수 있다. 단지 계수만을 놓고 확인해 볼 때 Dow Jones지수의 오차의 제공함에 더 민감하게 반응하는 것을 볼 수 있으나, 1% 유의수준에서는 통계적 의미를 가지고 있다고 말할 수는 없다.

마지막으로 전체기간을 세분하여 상해 주식시장의 변동성 전이효과가 각 하위기간별로 존재하는지를 확인하고자 한다. 2005년-2006기간에는 변동성 전이효과가 어느 정도 유의수준에서 존재함을 확인할 수 있으나, 나머지 하위구간에서는 변동성 전이효과를 확인할 수 없었다. 단, 2000년-2001년, 2002년-2004년까지의 처음 두 기간의 경우에는 상해 A지수의 영향력을 반영한 경우 너무 낮은 설명력을 가지고 있기 때문에, 앞서 언급한 Dow Jones지수의 영향력을 고려한 KOSPI모형으로 대체한다. 세 하위기간 중 가장 최근의 기간인 2005년-2006년의 기간 동안 상해 주식시장으로부터 한국 주식시장으로의 변동성 전이효과 모형과 분석 결과는 다음의 <표 15>와 같다.

**<표 15> Dow Jones지수와 상해 A지수 변동성 전이를 고려한 KOSPI지수에 대한 GARCH모형 분석(2005년-2006년)**

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$s$	0.417874	0.062674	6.667413	0.0000
	0.001215	0.000383	3.169121	0.0015
$\phi$	1.462987	0.105797	13.82824	0.0000
$\phi_2$	-0.764123	0.107415	-7.113768	0.0000
$\theta_1$	-1.513988	0.112818	-13.41968	0.0000
$\theta_2$	0.778067	0.100168	7.767587	0.0000
Variance Equation				

	1.72E-06	3.09E-06	0.555864	0.5783
$\alpha$	0.055949	0.023399	2.391100	0.0168
$\beta$	0.831588	0.054305	15.31327	0.0000
$\lambda_s$	6.59E-06	3.60E-06	1.830738	0.0671
$\lambda_{sh_a}$	3.16E-06	1.77E-06	1.786959	0.0739
R-squared	0.115662	Mean dependent var		0.000905
Adjusted R-squared	0.098288	S.D. dependent var		0.010773
S.E. of regression	0.010229	Akaike info criterion		-6.378993
Sum squared resid	0.053263	Schwarz criterion		-6.289009
Log likelihood	1669.538	F-statistic		6.657207
Durbin-Watson stat	1.977400	Prob(F-statistic)		0.000000

주: 평균방정식은

$$r_t = \phi_{us}r_{us,t-1} + c + \phi_1r_{t-1} + \phi_2r_{t-2} + \epsilon_t + \theta_1\epsilon_{t-1} + \theta_2\epsilon_{t-2} \text{ 이고,}$$

$$\text{분산방정식은 } \sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \lambda_{us}\epsilon_{us,t-1}^2 + \lambda_{sh_a}\epsilon_{sh_a,t}^2 \text{ 이다.}$$

<표 15>는 이 기간에도 역시 평균방정식에서 Dow Jones지수의 영향력이 있음을 확인할 수 있다. 분산방정식에서는 그 설명력이 Dow Jones 지수의 변동성 전이효과보다는 낮게 나타나지만 상해 A지수의 변동성 전이효과가 존재하는 것을 확인할 수 있었다.

## VI. 결론

2000년대 이후 중국 경제의 급성장과 중국과의 교역량의 증대로 인해서 한국과 중국의 경제적인 협력관계는 더욱 긴밀하게 되었다. 한국의 대중 수출입 무역량은 이미 미국을 넘어섰으며, 대외 투자부분도 역시 중국에 많은 부분을 의존하고 있다. 중국은 이제 한국의 주요 거래국이며, 한국경제 전반에 대하여 큰 영향을 미치고 있다. 이번 논문을 통해서 중국과 한국, 미국 시장의 변동성 전이에 관한 통계적인 의미를 살펴보면 다음과 같다.

먼저 평균방정식의 측면에서, KOSPI지수는 Dow Jones지수에 영향을 받으나 중국의 상해 A지수에서는 오차항의 영향력은 예상과 달리 통계적

으로 영향력이 적음을 알 수가 있다. 전체적인 주식시장 수익률의 평균적인 성향은 아직 세계금융시장을 주도하고 있는 미국의 영향력이 더 크다는 것을 확인할 수 있었다.

변동성 전이의 측면에서 KOSPI지수의 경우, 전체기간에서는 Dow Jones지수의 변동성 전이보다 상해 A지수의 영향이 더 통계적으로 의미가 있었다. 상해 A지수의 오차제곱을 분산방정식에 반영할 경우, Dow Jones지수의 오차제곱의 영향력은 높은 유의수준에서 통계적으로 의미가 없었다. 이것은 급변하는 중국의 주식시장의 변화가 훨씬 더 주식시장의 수익률 변동에 있어서 더 큰 영향력을 주는 것을 암시한다. 상대적으로 안정적인 미국의 Dow Jones지수는 중국에 비해서 한국의 평균적인 수익률에는 영향을 많이 주지만, 변동성에 있어서는 중국의 상해 A지수보다 영향력을 행사하지 못했다.

그러나 보다 세분된 기간에서는, 오히려 미국 Dow Jones지수의 전이효과가 더 설명력이 높게 나타났다. 상해 A지수의 변동성 전이효과는 마지막 하위구간인 2005-2006년 기간에만 통계적으로 의미를 가지고 있었으나, Dow Jones지수의 변동성 전이효과는 세분된 하위기간에도 모두 발견되는 것을 확인할 수 있었다.

중국 주식시장이 점차 외국인에게 개방이 되어 상해 주식시장 A와 B가 통합되어짐에 따라서 중국 주식시장의 주가지수는 보다 외국 자본에 많은 영향을 받으며 많은 영향을 줄 것이라고 예측할 수가 있다. 그렇게 되면 다른 주식시장, 특히 세계적으로 영향력이 있는 미국시장의 설명력을 제외한 후에 순수한 중국 주식시장과 한국 주식시장의 변동성 전이효과를 연구해야 할 것이다. 이러한 후속연구들은 중국 주식시장이 개방될수록 중국 시장의 변동성의 전이가 점차 증가할 것을 입증할 것으로 생각된다.

이번 논문에서는 GARCH모형을 기반으로 해서 3개국 주식시장의 상관관계를 살펴보았다. 앞으로는 주식시장의 변화에 보다 진보된 GARCH계열 모형을 적용해 볼 수 있을 것이다. 또한 변동성 전이의 증가와 가장 큰 연관이 있는 변수를 찾아볼 수 있을 것으로 생각된다. 그리고 변동성 전이의 정도가 증가하는 것이 두 나라간 어떤 거시경제변수와 연관이 있

는지 고찰해보는 것도 추후 연구의 방향이 될 수 있을 것이다. 그리고 GARCH모형이외에도 VAR모형이나 VECM(vector error-correction model)의 틀 하에서 충격반응(impulse response)분석 등을 수행해 본다면 흥미로운 결과를 얻을 수 있을 것으로 기대한다.

| 참고문헌 |

- 강석규(2004). “외환위기 전·후 미국·일본 주식시장이 신흥 아시아 주식시장에 미친 주가 변동성 전이효과.” 『산업경제연구』. 제17권. 제5호, pp. 1893-1913.
- 김경원·문규현(2010). “글로벌 금융위기 전후 미국과 중국주식시장이 한국주식시장에 미치는 정보전이효과 비교.” 『국제경영연구』. 제21권. 제2호, pp. 61-80.
- 김석진·포영영·도영호(2011). “한국, 중국 및 미국 주식시장의 동조화.” 『재무관리연구』. 제28권. 제2호, pp. 1-23.
- 남주하·김상봉(2003). “미국주식시장의 동아시아 주식시장으로의 비대칭적 변동성 이전효과 분석.” 『국제경제연구』. 제9권. 제2호, pp. 119-148.
- 남주하·김상봉(2001). “미국주식시장에서 한국 주식 시장으로의 변동성 이전효과 분석.” 『국제경제연구』. 제7권. 제3호, pp. 23-44.
- 박종해·정대성·김태혁·변영태(2010). “한국과 중국 주식시장의 동조화 현상에 관한 연구: 글로벌금융위기 전후 비교를 중심으로.” 『금융공학연구』. 제9권. 제2호, pp 1-22.
- 박진우(2010). “동아시아 주식시장의 동조화에 관한 연구.” 『금융공학연구』. 제21권. 제2호, pp. 1-22.
- 정진호·임재욱·제상영(2012). “한국, 중국, 일본, 미국 주식시장의 변동성 이전과 상관관계 변화에 관한 비교 연구.” 『금융공학연구』. 제11권. 제1호, pp. 1-16.
- 조담·J. 리처드·바우어 Jr.(2002). “미국 주가변동에 대한 아시아 신흥시장의 주가반응에 관한 실증적 연구.” 『재무관리연구』. 제19권. 제2호, pp. 135-157.
- Bae, K-H. and G. A. Karolyi(1994). “Good News, Bad News and International Spillovers of Stock Return Volatility Between Japan and the U.S.” *Pacific-basin Finance Journal*. Vol. 2, pp. 405-438.

- Bollerslev, T.(1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." *Journal of Econometrics*. Vol. 31, pp. 307-327.
- Chan-Lau, J. A. and I. Ivaschenoko(2003). "Asian Flu or Wall Street virus? Tech and Non-tech Spillovers in the United States and Asia." *Journal of Multinational Financial Management*. Vol. 13, pp. 303-322.
- Engle, R. F. and V. K. Ng(1993). "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility." *Journal of Finance*. Vol. 48. No. 5, pp. 1749-1778.
- Eun, C. S. and S. Shim(1989). "International Transmission of Stock Market Movements." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. Vol. 24. No. 2, pp. 241-256.
- Gebka, B. and D. Serwa(2007). "Intra- and Inter-regional Spillovers Between Emerging Capital Markets Around the World." *Research in International Business and Finance*. Vol. 21, pp. 203-221.
- Hamao, Y., R. W. Masulis and V. Ng(1990). "Correlation in Price Changes and Volatility across International Stock Markets." *Review of Financial Studies*. Vol. 3, pp. 281-307.
- Hoti, S.(2005). "Modelling Country Spillover Effects in Country Risk Ratings." *Emerging Markets Review*. Vol. 6, pp. 324-345.
- Kim, S. W. and J. H. Rogers(1995). "International Stock Price Spillovers and Market Liberalization: Evidence from Korea, Japan, and the Untied States." *Journal of Empirical Finance*. Vol. 2, pp. 117-133.
- Kim, S-J.(2003). "The Spillover Effects of US and Japanese Public Information News in Advanced Asia-Pacific Stock Markets." *Pacific-basin Finance Journal*. Vol. 11, pp. 611-630.
- Koutmos, G. and G. G. Booth(1995). "Asymmetric Volatility

- Transmission in International Stock Markets.” *Journal of International Money and Finance*. Vol. 14. No. 6, pp. 747-762.
- Lee, B. S., O. M. Rui and S. S. Wang(2004). “Information Transmission between the NASDAQ and Asian Second Board Markets.” *Journal of Banking and Finance*. Vol. 28, pp. 1637-1670.
- Lee, K. S. and S. Yoon(2007). “Interrelationships and Volatility of the Financial Asset Prices under Capital Flows: The Case of Korea.” *Economic Modelling*. Vol. 24, pp. 386-397.
- Li, Q., J. Yang, C. Hsiao and Y-J. Chang(2005). “The Relationship Between Stock Returns and Volatility in International Stock Markets.” *Journal of Empirical Finance*. Vol. 12, pp. 650-665.
- Lin, A. Y(2006). “Has the Asian Crisis Changed the Role of Foreign Investors in Emerging Equity Markets: Taiwan’s Experience.” *International Review of Economics and Finance*. Vol. 15, pp. 364-382.
- Milunovich, G. and S. Thorp(2006). “Valuing Volatility Spillovers.” *Global Finance Journal*. Vol. 17, pp. 1-22.
- Milunovich, G. and S. Thorp(2007). “Measuring Equity Market Integration Using Uncorrelated Information Flows: Tokyo, London and New York.” *Journal of Multinational Financial Management*. Vol. 17. No. 4, pp. 275-289.
- Miyakoshi, T.(2003). “Spillovers of Stock Return Volatility to Asian Equity Markets from Japan and the US.” *Journal of International Financial markets, Institutions, and Money*. Vol. 13, pp. 383-399.
- Wei, John K. C., Y-J. Liu, C-C. Yang and G-S. Chung(1995). “Volatility and Price Change Spillover Effects Across the Developed and Emerging Markets.” *Pacific-basin Finance Journal*. Vol. 3, pp. 113-136.

- Oh, N. Y. and J. T. Parwada(2007). "Relations Between Mutual Fund  
Lows and Stock Market Returns in Korea." *Journal of  
International Financial Markets, Institutions, and Money*. Vol.  
17, pp. 140-151.
- Susmel, R. and R. F. Engle(1994). "Hourly Volatility Spillovers  
Between International Equity Markets." *Journal of  
International Money and Finance*. Vol. 13, pp. 3-25.

| 논문투고일 : 2013년 06월 06일 |

| 논문심사일 : 2013년 07월 19일 |

| 게재확정일 : 2013년 08월 16일 |

ABSTRACT

Journal of Asia-Pacific Studies Vol. 20, No. 2 (2013)

## **Volatility Spillover Effect from the Shanghai Stock Market to the Korean Stock Market**

**Dae-Jin Joung**

(Financial Engineering Division, Mirae Asset Global Investments.)

**Doo-Jin Ryu**

(School of Economics, Chung Ang Univ.)

Based on the ARMA-GARCH model, we empirically analyze whether volatility spillover effect exists between the Shanghai stock market and the Korean stock market. By analyzing daily returns of Dow Jones index (US), Shanghai SE A index (China), and KOSPI index (Korea) for the sample period from 2000 to 2006, we find that there exists the volatility spillover effect between the Shanghai and Korean stock markets.

Specifically, we find that the stock returns of the Shanghai market have less influence on the stock returns of the Korean market while the stock returns of the US market significantly affect the stock returns of the Korean market. However, the volatility spillover effect between the Shanghai and Korean stock markets is stronger than the effect between the US and Korean markets during the whole sample period. If we divide the sample into the three sub-periods, the volatility spillover effect between the Shanghai and Korean stock markets is more clearly observed in the last sub-period, which is from 2005 to 2006.

Key words: ARMA-GARCH, Volatility Spillover, Shanghai Stock Market, KOSPI Index, Dow Jones Index