

한국, 미국 및 중국 주식시장의 동조화

- 삼변량 GJR-GARCH 모형을 사용하여

김석진* · 포영영** · 도영호***

<요약>

본 논문은 1999년 1월 4일부터 2008년 3월 31일까지 미국 S&P 500 지수, 한국 KOSPI, 그리고 중국 SSE 지수 각각 2,072개 주가지수 자료를 가지고 삼변량 GJR-GARCH 모형을 사용하여 주식시장의 동조화 현상을 살펴보았다. 단위근 검정결과, 수준변수는 세 변수 모두 단위근이 존재하여 불안정하지만 1차 차분한 수익률변수는 모두 단위근이 존재하지 않아 안정적인 시계열자료이었다. 공적분 검정결과, 세 변수 간에 공적분관계가 하나도 존재하지 않아 장기적으로 안정적이지 않았다. 비대칭성 검정결과, 세 변수에서 비대칭성이 존재하였다.

삼변량 GJR-GARCH 모형의 평균방정식 분석결과, 한국과 중국 주식시장은 미국 주식시장에 영향을 미치지 않았다. 하지만 미국 주식시장은 한국 주식시장에 양(+)으로, 중국 주식시장은 음(-)으로 영향을 미쳤다. 또한 미국과 한국 주식시장은 중국 주식시장에 양(+)으로 영향을 미쳤다. 그러므로 미국 주식시장에서 한국과 중국 주식시장으로, 한국과 중국 주식시장 간에 수익률 이전효과가 존재하였다.

분산방정식 분석결과, 주식시장이 주변에 일어나는 좋은 정보와 나쁜 정보에 대해 어떻게 반응을 하는지를 검정하는 계수 값이 세 개의 분산방정식에 모두 유의하였다. 한국과 중국 주식시장은 모두 비대칭성이 존재하며, 좋은 정보보다 나쁜 정보에 더 민감하게 반응한다는 결론을 내릴 수 있다. 한국과 중국 주식시장에 일어난 예측치 못한 충격은 미국 주식시장의 변동성에 양(+)의 영향을 미쳤다. 또한 미국 주식시장에 일어난 예측치 못한 충격도 한국 주식시장의 변동성에 양(+)의 영향을 미쳤고, 한국 주식시장에 일어난 예측치 못한 충격은 중국 주식시장의 변동성에 음(-)의 영향을 미쳤다. 이 결과는 한국과 미국 주식시장 간에, 한국 주식시장에서 중국 주식시장으로 변동성 이전효과가 존재한다는 것을 의미한다.

주제어 : 동조화, 삼변량 GJR-GARCH 모형, 정보 이전효과, 수익률 이전효과, 변동성 이전효과

* 경북대학교 경영학부 교수(E-mail : sckim@knu.ac.kr)

** 경북대학교 경영학부 석사과정

*** 영남대학교 박사후연구원

I. 서론

1987년 10월 19일 미국에서 시작된 주가폭락은 전 세계 주요 주식시장의 연쇄적 주가폭락으로 이어졌다. 1997년 동남아시아에서 시작된 외환위기가 아시아 전체에 영향을 미쳐, 한국뿐만 아니라 아시아 대부분의 주식시장이 폭락하였다. 최근 미국 서브프라임 모기지(sub-prime mortgage) 사태로 인해 또 한 차례 세계 금융시장이 요동치는 사건이 벌어졌다. 이와 같은 일련의 사건은 세계 자본시장이 발전하고 개방됨에 따라 한 국가의 주식시장이 외부시장의 움직임과 연계하여 움직이는 현상이 강하게 나타나고 있음을 보여주는 것이다. 특히 신흥시장에 속하는 국가의 주가가 국제자본시장의 중심인 미국의 주가변동에 민감하게 반응하는 현상을 보이는 것은 어쩌면 당연하다고 할 수 있다.

이에 연구자들은 세계 자본시장간의 상호 관련성이나 주식시장의 동조화 현상을 살펴보려는 노력을 계속 해오고 있다. Grubel(1968), Grubel and Fadner(1971), Agmon(1972), Hilliard(1979) 등의 연구와 달리 Sims(1980)가 개발한 VAR(vector autoregressive) 모형을 최초로 도입하여 세계 주식시장 간 동조화를 살펴본 연구로 Eun and Shim(1989)가 있다. Eun and Shim(1989)은 VAR 모형으로 미국 등 9개국 주식시장들 간의 관계를 분석하여, 미국 주식시장은 다른 나라의 주식시장에 영향을 미치지만 다른 나라의 주식시장은 미국 주식시장에 미치는 영향이 거의 없다는 결과를 제시하였다.

이후 VAR 모형 또는 공적분 분석을 이용한 연구로 Gilmorea and McManus(2002), Daly(2003) 등이 있다. Gilmorea and McManus(2002)는 미국 주식시장과 동유럽 3개국 즉 체코, 헝가리, 폴란드 주식시장 간 관계를 VAR 모형으로 분석하여 미국과 동유럽 3개국 간에는 아직까지 영향력이 미치지 않음을 보였다. Daly(2003)는 공적분 검정을 통해 동남아시아 국가들과 미국 주식시장 간의 상호의존성을 분석한 결과, 외환위기 이후 이들 국가 간의 상호의존성이 더욱 강화된 것으로 나타났다. 이외에도 Arshanapalli and Doukas(1993) 등의 연구가 있다.

VAR 모형 또는 VECM(vector error correction model)을 사용한 국내연구로 유태우·김춘호(1997)와 차백인·오세경(1999), 문규현·홍정효(2003) 등의 연구가 있다. 유태우·김춘호(1997)는 한국 주가변동이 미국 및 일본의 주가변동과 장기적 관계를 갖고 있는지를 공적분 분석과 오차수정 모형을 사용하여 검정하였다. 그 결과 미국 및 일본의 단기적 충격이 한국에 영향을 미칠 수 있음을 확인하였다. 차백인·오세경(1998)은 VAR 모형을 이용하여 아시아 외환위기 이후 아시아의 4개 신흥공업국(홍콩, 한국, 싱가포르, 대만)의 주식 시장과 미국, 일본 주식시장 간의 상호 관련성을 분석하였다. 실증분석 결과에 의하면, 미국과 일본 주식시장이 아시아 4개 신흥공업국 주식시장에 미치는 영향력은 아시아 외환위기 이후 대폭 증가하였으며 이전보다 더 오래 지속되는 것으로 나타났다. 문규현·홍정효(2003)는 미국과 아시아 지역 국가들의 상호 의존성을 분석하기 위해 VAR를 이용한 그랜저 인과관계검정, 충격반응함수 및 분해분산분석을 실시하였다. 그 결과, 미국 주식시장의 충격이 아시아 지역 국가들에 강하게 전달된다고 하였다.

GARCH 류 모형을 사용하여 주식시장 간에 나타날 수 있는 정보 이전효과(information spillover effect)를 살펴본 연구들이 있다. Hamao, Masulis and Ng(1990)는 S&P 500, Nikkei 225, FTSE 100 지수의 낮수익률과 밤수익률 자료를 사용하여 GARCH(1, 1)-M 모형을 추정하였다. 미국 시장에서 영국 시장으로, 영국 시장에서 일본시장으로, 미국 시장에서 영국 시장으로 이전효과가 나타나는 것을 발견하였다. Ng(2000)은 일본과 미국 주식시장에서 6개 아시아 신흥시장으로 변동성 이전효과가 있는지를 분석하였다. Ng(2000)은 미국 및 일본 주식에서 아시아 신흥시장으로 전달되는 변동성 이전효과가 유의하게 존재한다는 분석 결과를 제시하였다.

국내는 지칭·조담·양채열(2001), 김인무·김찬웅(2001), 김태혁·강석규(2001), 장국현(2002), 조담·Bauer(2002), 강석규(2004) 등이 미국 시장으로부터 정보 이전효과에 대한 증거를 제시하고 있다. 지칭·조담·양채열(2001)은 외환위기 이후 한국 주가는 밤수익률뿐만 아니라 낮수익률에서 미국의 주가변동에 대하여 유의하게 반응하고 있다고 하였다. 김인무·김찬웅(2001)은 한·미·일 거래소 및 비거래소 시장들간의 정보전달 메커니즘을 IMF 관리체제를 전후하여 시계열기법으로 분석하는 결과, 거래소와 비거래소에서 일본과 한국 주식시장에 대한 미국 주식시장의 영향력이 강함을 보였다. 그러나 IMF 관리체제 이후에 한국증시에 대한 미국시장의 영향력은 나타나지 않았다. 김태혁·강석규(2001)는 이변량 GARCH 모형을 사용하여 나스닥시장의 주가변동이 한국증시에 미치는 영향을 분석하여 강세시장보다 약세시장에서, 거래소시장보다 코스닥시장에서 영향이 강하게 나타남을 보였다. 조담·Bauer(2002)는 미국 주식시장에서 5개 아시아 신흥시장으로 수익률·변동성 이전효과가 존재한다는 것을 발견하였다. 장국현(2002)은 한국주식시장이 미국 및 일본 주식시장과의 동조화 현상과 정보비대칭으로 인한 다운사이드 리스크(Downside Risk)를 파악하기 위해 이변량 GARCH 모형을 GJR 모형으로 확장하여 분석하였다. 그 결과는 한국과 미국 주식시장 및 한국과 일본 주식시장의 동조화 현상은 1997년 외환위기 이후에 급증하였으며 다운사이드 리스크는 약하게 존재하는 것을 확인하였다. 강석규(2004)는 미국 주식시장의 충격보다 일본 주식시장의 충격이 아시아 외환위기 후 아시아 신흥 시장에 더 큰 영향을 미쳤음을 발견하였다.

국가 간 주식시장의 동조화에 관한 대부분의 선행연구들은 미국, 일본, 유럽 등 선진국 주식시장을 중심으로 이루어져 왔다. 하지만 2007년 8월 중국증시의 시가총액(홍콩 상장 중국 기업 포함)은 4조7200억 달러로 4조 7,000억 달러의 일본을 제치고 아시아 최대의 증권시장으로 부상하였다. 또한 2004년 4월에 중국정부가 중국 경제의 긴축정책을 공식적으로 발언한 이후 전 세계주식시장의 하락 현상은 중국 주식시장의 영향력을 보여주는 단적인 예이다.

이러한 이유로 중국 주식시장과 다른 주식시장의 동조화에 대한 연구가 활발히 이루어지고 있다. Hsiao, Hsiao, and Yamashita(2003)는 VAR 모형으로 미국과 아시아 태평양 지역 자본시장간의 동조화를 분석하여 미국 주가의 폭락은 일본, 한국, 대만 주가 하락의 원인이 될 수 있으나 중국 주식시장에 영향을 안 미친다는 결론을 내렸다. 김경원·최준환(2006)은

한국 주식시장과 중국 주식시장 간의 정보이전효과를 연구하여 중국 심천B주만이 한국 주식시장의 수익률에 영향을 미친다는 것을 밝혔다. 또한 중국A주에서 한국으로, 한국에서 중국B주로 변동성 이전효과도 있는 것을 발견했다. 정진호, 임준형(2007)은 단변량 GARCH 모형을 이용하여 미국, 중국, 그리고 한국 주식시장 간의 이전효과를 확인하였다. 김정렬·김상봉(2008)은 변동성의 비대칭성을 고려하는 EGARCH(Exponential GARCH) 모형으로 중국, 일본, 미국 주식시장에서 한국 주식시장으로 변동성 이전효과를 살펴보았다. 중국 주식시장이 한국 주식시장으로 비대칭적으로 변동성 이전효과를 나타내고 있다고 하였다.

기존의 연구를 살펴보면 장국현(2002), 김정렬·김상봉(2008)의 연구를 제외하면 중국 주식시장이 한국 주식시장에 대한 비대칭적으로 나타날 수 있는 변동성을 고려하지 않고 있다. 또한 대부분의 연구는 분산방정식(variance equation)에서 한 주식시장의 충격이 다른 주식시장의 변동성에 미치는 영향을 살펴보지 않았다.

이에 본 연구는 1999년 1월 4일부터 2008년 3월 31일까지 미국 S&P 500 지수, 한국 KOSPI, 중국 SSEC 지수 자료를 가지고 삼변량 GJR-GARCH 모형을 사용하여 급속한 경제성장이 이루어지고 있는 중국 주식시장과 세계경제의 중심인 미국 주식시장이 한국의 주식시장 간의 동조화로 인한 정보 이전효과를 살펴보았다.²⁾ 본 연구에서 사용한 삼변량 GJR-GARCH 모형은 서로 상호작용하면서 비대칭적으로 영향을 미치는 변동성을 살펴볼 수 있다. 또한 한 주식시장의 충격이 다른 주식시장의 변동성에 어떠한 영향을 미치는지를 알아 볼 수 있도록 모형의 분산방정식을 변형하였다.

1992년 한·중 수교가 체결된 이후 한국기업의 중국진출이 증가하고 있다. 그리고 최근에 들어 중국과 한국 경제의 연관성이 점점 증가하고, 세계경제에서 중국이 차지하는 비중이 증대되고 있다는 측면에서 중국 주식시장과 한국 주식시장 사이의 정보 전이효과에 대한 분석은 학문적 중요성뿐만 아니라 실무적인 차원에서도 매우 필요한 연구라고 판단된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제1절 서론에 이어 제2절에서는 자료와 분석모형을 제시하고 제3절에서 실증분석 결과를 제시하였다. 마지막으로 제5절 결론에서는 본 연구의 결과를 간략히 서술하고 한계점을 제시하였다.

II. 자료 및 모형설정

1. 자료

미국, 한국, 중국의 주식시장 간 동조화를 알아보기 위하여 본 연구는 미국 S&P 500 지수, 한국 KOSPI, 그리고 중국 SSEC 지수를 분석대상으로 선정한다. IMF 금융위기가 다소 안정된 시기인 1999년 1월 4일부터 2008년 3월 27일까지 기간을 표본기간으로 하였다. 전체

2) SSEC(Shanghai Stock Exchange Composite)는 상해증권거래소에서 산출되는 종합지수이다.

표본기간에서 총 2,072개의 일별 주가지수를 사용한다.

실증분석 시 주가지수는 당일의 증가를 전기의 증가로 나눈 다음에 자연대수를 취하고, 이 수에 100을 곱한 값을 수익률로 하여 본 연구에 사용한다. 수익률을 수식으로 정리하면 다음과 같다.

$$R_{1,t} = \ln \frac{Y_{1,t}}{Y_{1,t-1}} * 100 \quad (1)$$

$$R_{2,t} = \ln \frac{Y_{2,t}}{Y_{2,t-1}} * 100 \quad (2)$$

$$R_{3,t} = \ln \frac{Y_{3,t}}{Y_{3,t-1}} * 100 \quad (3)$$

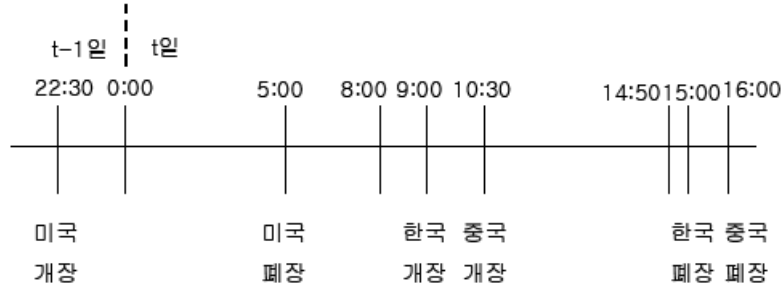
단, $R_{1,t}$, $R_{2,t}$, $R_{3,t}$: t기 S&P 500지수, KOSPI, SSEC 지수의 수익률
 $Y_{1,t}$, $Y_{2,t}$, $Y_{3,t}$: t기 S&P 500지수, KOSPI, SSEC 지수

2. 분석모형

많은 시계열 자료들은 변동성이 서로 상호작용하면서 함께 움직이는 모습을 보인다. 어떤 충격은 두 시계열변수에 동일한 방향으로 영향을 미치고, 또 다른 충격은 다른 방향으로 영향을 미치기도 하므로, 어떤 두 시계열 자료가 시간간변적 상관성을 갖게 될 수도 있다. 이런 경우에는 다변량 변동성모형이 추정될 필요가 있다. 미국, 한국, 중국 주식시장의 동조화를 분석하기 위해 서로 간의 수익률 영향을 나타내는 수익률 이전효과와 변동성 영향을 나타내는 변동성 이전효과를 함께 살펴봐야 한다. 본 연구에서는 세 주식시장간의 상호의존성을 살펴보기 위해 삼변량 GJR-GARCH 모형을 사용한다.

미국, 한국, 중국 주식시장의 개장과 폐장 시간이 서로 다르기 때문에 실증 분석 모형을 구성할 때 시차를 고려해야 한다. 미국의 뉴욕증권거래소는 뉴욕시간으로 t-1일 오전 9:30부터 오후 4:00까지 (한국 시간으로 t-1일 오후 10:30부터 t일 오전 5:00까지)거래가 이루어진다. 그러므로 t기의 한국과 중국의 주가지수수익률은 t-1기의 미국 주가지수수익률로부터 영향을 받을 수 있다. 반대로 t기의 미국 주가지수수익률은 t기의 한국과 중국의 주가지수수익률로부터 영향을 받을 수 있다. 중국 주식시장의 개장시간은 한국과 1시간 차이 밖에 나지 않으므로, 두 시장 간의 시차문제를 고려하지 않는다. 한국 시간을 기준으로 한 세 나라의 시차는 <그림 1>과 같다.

<그림 1> 미국, 한국, 중국의 시차 (한국 시간 기준으로)



평균방정식을 보면, t 기의 미국 주가지수수익률은 $t-1$ 기의 미국 주가지수수익률로부터 영향을 받고 시차를 고려하여 t 기의 한국과 중국 주식시장 수익률로부터 영향을 받을 수 있다. 한국 t 기의 주가지수수익률은 $t-1$ 기의 한국 주가지수수익률, $t-1$ 기 중국 주가지수수익률, 그리고 $t-1$ 기의 미국 주가지수수익률로부터 영향을 받을 것이다. 마찬가지로 중국의 주가지수수익률은 $t-1$ 기의 중국주가지수수익률, $t-1$ 기의 한국 주가지수수익률, 그리고 $t-1$ 기의 미국 주가지수수익률로부터 영향을 받을 것이다. 평균방정식을 식(4)와 같이 구성한다.

$$\begin{aligned}
 R_{1,t} &= \alpha_{10} + \alpha_{11}R_{1,t-1} + \alpha_{12}R_{2,t} + \alpha_{13}R_{3,t} + \epsilon_{1,t} \\
 R_{2,t} &= \alpha_{20} + \alpha_{21}R_{2,t-1} + \alpha_{22}R_{1,t-1} + \alpha_{23}R_{3,t-1} + \epsilon_{2,t} \\
 R_{3,t} &= \alpha_{30} + \alpha_{31}R_{3,t-1} + \alpha_{32}R_{1,t-1} + \alpha_{33}R_{2,t-1} + \epsilon_{3,t}
 \end{aligned} \tag{4}$$

단, $R_{1,t}$, $R_{2,t}$, $R_{3,t}$: t 기 S&P 500 지수, KOSPI, SSEC 지수의 수익률

분산방정식의 경우, 시차결정은 평균방정식과 동일하다. 시계열 자료의 정보비대칭성을 고려하여 분산방정식에 $\theta S_t^+ \epsilon_{t-1}^2$ 항을 추가하여 GJR-GARCH 모형을 구성한다. 이 모형은 전기의 양(+) 또는 음(-)의 수익률 변동성이 당기의 변동성에 미치는 영향이 서로 다를 수 있도록 설정되었다. 모든 β 는 변동성의 영향에 대한 추정치이고 γ 는 예측하지 못한 충격의 영향을 나타내는 계수 값이다. 분산방정식은 식(5)와 같다.

$$\begin{aligned}
 h_{1,t} &= \beta_{10} + \beta_{11}h_{1,t-1} + \gamma_{11}\epsilon_{1,t-1}^2 + \theta_1 S_t^+ \epsilon_{1,t-1}^2 + \gamma_{12}\epsilon_{2,t}^2 + \gamma_{13}\epsilon_{3,t}^2 \\
 h_{2,t} &= \beta_{20} + \beta_{21}h_{2,t-1} + \gamma_{21}\epsilon_{2,t-1}^2 + \theta_2 S_t^+ \epsilon_{2,t-1}^2 + \gamma_{22}\epsilon_{1,t-1}^2 + \gamma_{23}\epsilon_{3,t-1}^2 \\
 h_{3,t} &= \beta_{30} + \beta_{31}h_{3,t-1} + \gamma_{31}\epsilon_{3,t-1}^2 + \theta_3 S_t^+ \epsilon_{3,t-1}^2 + \gamma_{32}\epsilon_{1,t-1}^2 + \gamma_{33}\epsilon_{2,t-1}^2 \\
 h_{12,t} &= \rho_1 \sqrt{h_{1,t}} \sqrt{h_{2,t}} \\
 h_{13,t} &= \rho_2 \sqrt{h_{1,t}} \sqrt{h_{3,t}} \\
 h_{23,t} &= \rho_3 \sqrt{h_{2,t}} \sqrt{h_{3,t}}
 \end{aligned} \tag{5}$$

단, $h_{1,t}$, $h_{2,t}$, $h_{3,t}$: t 기 S&P 500지수, KOSPI, SSEC 지수의 수익률의 조건부변동성

$h_{12,t}$, $h_{13,t}$, $h_{23,t}$: t 기 공분산

Ⅲ. 실증분석

1. 기초통계량

본 연구의 변수인 미국 S&P 500 지수, 한국 KOSPI, 그리고 중국 SSEC 지수 각각의 수익률에 대한 기초통계량은 <표 1>에 정리되어 있다.

<표 1>을 보면 미국 S&P 500 지수, 한국 KOSPI 지수, 중국 SSEC 지수의 수익률의 평균은 각각 0.0037, 0.0535, 0.0529이고, 표준편차는 1.1778, 1.9977, 1.6518이므로, S&P 500 지수는 가장 낮은 수익률을 가진 동시에 가장 낮은 변동성을 가지고 있다.

분포의 비대칭성을 측정하는 왜도(skewness)를 보면 세 변수가 모두 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 분포가 왼쪽으로 치우쳐 있다는 것을 알 수 있다. 분포의 밀집도를 나타내는 첨도(kurtosis)가 3보다 크므로 표준정규분포보다 뾰족한 분포를 취한다는 것을 알 수 있다. 분포의 정규성을 판정하는 Jarque-Bera 통계량은 세 개 변수가 정규분포를 따른다는 귀무가설을 각각 기각하므로 세 개 변수가 모두 정규분포를 따르지 않는다는 것을 확인하였다.

<표 1> 각 변수에 대한 기초통계량

	S&P 500	KOSPI	SSEC
평균	0.0037	0.0535	0.0529
중앙값	0.0468	0.1373	0.0556
최대치	5.5744	7.6972	8.8492
최소치	-7.8383	-16.1154	-12.7636
표준편차	1.1778	1.9977	1.6518
왜도	-0.0626	-0.5003	-0.2138
첨도	5.6365	7.2210	8.2673
Jarque-Bera	601.1874 ^{***}	1,623.86 ^{***}	2,409.846 ^{***}
관측치 수	2,071	2,071	2,071

주: ^{***}, ^{**}, ^{*} 은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 임.

Jarque-Bera는 정규성을 검증하는 통계량으로서 자유도 2인 χ^2 분포를 따름.

2. 단위근과 공적분 및 비대칭성 검정결과

(1). 단위근 검정

시계열을 분석할 때 항상 시계열 자료가 안정적이라는 전제 하에 실시한다. 시계열 자료의 불안정성에도 불구하고 전통적인 회귀분석이론에 입각하여 분석하면 허귀적 회귀현상

(spurious regression)이 발생하여 잘못된 결과를 초래할 수 있다. 여기서 시계열 변수가 안정적인지를 파악하기 위하여 ADF 검정을 수행한다. <표 2>는 수준변수와 수익률변수의 단위근 검정³⁾결과이다. 패널 A는 수준변수에 대한 단위근 검정결과이다. ADF 검정 결과, 미국 S&P 500 지수, 한국 KOSPI, 그리고 중국 SSEC 지수에 대한 단위근 검정의 t통계량은 각각 -1.7722, -0.4690, -0.6139로 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 그러므로 모든 수준변수들은 단위근이 있는 불안정적인 시계열임을 알 수 있다.

대부분의 경제 자료가 불안정적인 시계열자료이지만 차분을 통해 안정적인 시계열자료로 만들어서 사용할 수 있다. 패널 B는 수익률자료에 대한 단위근 검정 결과이다. 미국 S&P 500 주가수익률, 한국 KOSPI 주가수익률, 그리고 중국 SSEC 주가수익률에 대한 단위근 검정의 t통계량은 각각 -46.3031, -44.2555, -46.8401로 1% 수준에서 유의하여 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 기각할 수 있다. 그러므로 본 연구에서 사용하는 모든 수익률변수는 모두 단위근이 없는 안정적인 시계열이다.

<표 2> 각 변수에 대한 단위근 검정

$$ADF \text{ 검정식} : \Delta y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

패널 A : 수준변수에 대한 단위근 검정				
구분	검정방법	S&P 500	KOSPI	SSEC
수준변수	ADF 검정	-1.7722	-0.4690	-0.6139
패널 B : 수익률변수에 대한 단위근 검정				
구분	검정방법	S&P 500	KOSPI	SSEC
수익률변수	ADF 검정	-46.3031***	-44.2555***	-46.8401***

주: 1. 각 변수의 값은 t통계량임. ***, **, * 은 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 임.

2. ADF 검정의 단위근(unit root) 가설을 기각하기 위한 Mackinnon 임계치(critical value)는 1%는 -3.4333, 5%는 -2.8627, 10%는 -2.5674임.

(2). 공적분 검정

각각의 시계열 변수가 불안정적이다 할지라도 이들 변수들의 선형결합이 안정적인 시계열이면 공적분이 존재한다고 말한다. 단위근 검정 후, 단위근을 가지고 있는 세 개 시계열이 공적분관계가 존재하는지를 검정한다. 다시 말하면, 미국 S&P 500 지수, 한국 KOSPI, 중국 SSEC 지수간의 선형결합이 안정되어 장기균형관계를 가지는가에 대해 분석한다. <표 3>은

3) 시차는 AIC와 SC 값 중 제일 작은 4시차를 사용한다. 또한 앞에서 설명했듯이, 추세와 상수가 포함된 식을 사용한다. 추세를 제외할 경우 및 추세를 제외할 경우의 ADF 검정결과는 추세와 상수가 포함된 경우의 결과와 동일하다.

세 개 수준변수간에 공적분관계가 존재하는지를 살펴보기 위하여 실시한 Johansen 공적분 검정⁴⁾결과이다.

<표 3> 현물환율과 통화선물가격의 공적분 검정

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{i+1})$$

귀무가설	eigenvalue	λ_{trace}	λ_{max}
$r = 0$	0.0052	14.8087(0.7923)	10.8520(0.6621)
$r \leq 1$	0.0018	3.9567(0.9070)	3.8196(0.8779)
$r \leq 2$	0.0001	0.1370(0.7113)	0.1370(0.7113)

주: 1. ** , * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. ()는 p값임.

2. r 는 공적분벡터수를 의미함.

3. λ_{trace} , λ_{max} 의 임계값은 Osterwald-Lenum(1992)의 연구결과를 사용함. 귀무가설이 $r = 0$ 일 경우 λ_{trace} , λ_{max} 의 5% 임계값은 29.7970, 21.1316, $r \leq 1$ 일 경우 15.4947, 14.2646, $r \leq 2$ 일 경우 3.8414, 3.8414임.

분석결과, 세 시계열에서 공적분식이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다. 그러므로 S&P 500 지수, 한국 KOSPI, 그리고 중국 SSEC 지수간에 장기균형관계가 존재하지 않다. 따라서 시간가변적인 GARCH 모형류 추정 시 오차수정항(error correction term)을 고려하지 않고 각 시계열들 간의 수익률 이전효과를 분석한다.

(3) 비대칭성 검정

일반적으로 새로운 정보가 금융시장에 유입될 때, 부정적인 정보가 긍정적인 정보보다 더 변동성을 증가시킨다고 알려져 있다. 이러한 현상을 일반적으로 변동성에서의 비대칭성 (asymmetries in volatility)이라고 한다. Engle and Ng(1993)은 변동성에서의 비대칭성을 검증할 수 있는 방법을 제안하였다. 이 방법은 sign and size bias test라고 한다. 이는 GARCH 모형에서 도출된 표준화된 잔차를 이용하는 방법으로 원 시계열 자료에서의 분산을 표준화하여 사용하기도 한다. 시계열 자료가 정보비대칭성이 있다는 결과가 나오면 변동성을 예측할 때 일반적인 GARCH 모형보다 정보비대칭성을 고려하는 EGARCH 모형이나 GJR-GARCH 모형을 사용하는 것이 더 적절하다.

<표 4>는 시계열 자료 변동성의 비대칭성에 대한 검정결과이다. 미국 S&P 500 주가수익

4) 여기서도 단위근 검정과 같이 4시차를 사용하였고, 추세와 상수를 포함한 모형을 사용한다. 추세와 상수를 제외한 경우 및 추세만을 제외한 경우의 공적분 검정결과는 추세와 상수를 포함한 검정결과와 다르지 않았다.

률과 한국 KOSPI 주가수익률에 대한 정보비대칭성 검정 결과를 보면 부호편의 검정의 계수 값이 다 유의하지 않게 나타나므로 부호편의가 존재하지 않아 양(+의 충격과 음(-)의 충격이 미래 변동성의 예측에 다른 영향을 미치지 않는 것을 알 수 있다. 그러나 음(-)의 규모편의와 양(+의 규모편의에 대한 검정통계량이 다 유의하게 나타나 음(-)과 양(+의 충격의 크기가 모형이 예측하지 못한 변동성에 영향을 다르게 줄 것이라고 볼 수 있다. 그리고 부호편의와 규모편의를 결합한 F검정은 1%안에 유의하게 나타나므로 미국 S&P 500 주가수익률과 한국 KOSPI 주가수익률자료는 정보비대칭성이 있는 것으로 판정할 수 있다. 중국 상해 종합지수 주가수익률의 경우, 양(+의 규모편의 검정만 유의하게 나타났다. 정보 비대칭성이 존재하기 때문에 일반적인 GARCH 모형보다 비대칭성을 고려하는 GJR-GARCH 모형이 더 적절하다고 판정된다.

<표 4> 비대칭성에 대한 검정

$$z_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 S_t^- + \alpha_2 S_t^- z_{t-1} + \alpha_3 S_t^+ z_{t-1}$$

$$S_t^+ = 1, \text{ if } z_{t-1} > 0, \text{ otherwise } 0$$

$$S_t^- = 1, \text{ if } z_{t-1} < 0, \text{ otherwise } 0$$

변수	부호 편의검정	음의 규모 편의검정	양의 규모 편의검정	F 검정
$R_{1,t}$	-0.0792 (-0.5824)	-0.6703*** (-6.9568)	0.2199** (2.2983)	20.8179***
$R_{2,t}$	0.1166 (0.7498)	-0.3765*** (-3.6141)	0.2628** (2.2618)	7.4665***
$R_{3,t}$	0.0076 (0.0642)	0.0294 (0.3591)	-0.1801** (-2.1017)	1.5167

3. 한국, 미국 및 중국 주식시장의 동조화 분석

본 논문은 미국, 한국, 중국 주식시장을 대표할 수 있는 주가지수를 선정하여 세 나라 주식시장의 정보 전이효과를 살펴보는 것이 목적이다. 주식시장간의 정보 전이효과는 수익률 충격을 나타내는 수익률 이전효과와 변동성 충격을 나타내는 변동성 이전효과를 포함한다.

수준 변수가 불안정적이지만 로그 차분 후 얻는 수익률 자료는 안정적이었다. 또 수준 변수에 대한 공적분 결과를 통해 변수간의 공적분 관계가 존재하지 않으므로, 실증분석 시 GJR-GARCH 모형을 구성하는 평균방정식에 오차수정항을 고려하지 않았다. 본 논문에 사용하는 시계열 자료가 정보비대칭성을 갖고 있기 때문에 정보비대칭성을 고려하는 GJR-GARCH 모형으로 변동성 이전효과를 측정하였다.

<표 5>는 삼변량 GJR-GARCH 모형의 분석결과이다. 미국 주식수익률의 정보 이전효과를

살펴보면, α_{11} 가 -0.0559이고 10%의 수준에 유의하는 것으로 나타났다. α_{12} , α_{13} 의 추정 계수 값이 유의하지 않게 나왔다. 그러므로 기존연구와 비슷하게 미국 주식시장 수익률은 자신의 전기 수익률에만 음(-)의 영향을 받고 한국과 중국 주식수익률의 변동에 영향을 받지 않는 것으로 볼 수 있다.

한국의 경우, 미국 주식수익률의 영향을 표현하는 α_{22} 와 중국 주식수익률의 영향을 표현하는 α_{23} 는 각각 0.5648, -0.0534로 모두 1%의 수준에 유의하므로, 한국 주식수익률은 미국으로부터 양(+)의 영향을 받고, 중국에게도 음(-)의 영향을 받는 것을 알 수 있다.

중국의 경우, 미국 주식수익률의 영향을 표현하는 α_{32} 와 한국 주식수익률의 영향을 표현하는 α_{33} 이 각각 0.0611, 0.0229로 1%와 10%의 수준에서 유의하므로, 중국 주식수익률은 미국과 한국 주식시장에서 양(+)의 영향을 받는다는 것을 알 수 있다. 그러므로 평균방정식에서 미국 주식시장에서 한국과 중국 주식시장으로, 한국과 중국 주식시장 간에 수익률 이전효과가 존재한다는 것을 알 수 있었다.

변동성 이전효과 분석결과를 보면, 세 개 분산방정식의 θ 값이 다 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보였다. 이는 외국 주식시장에서 발생한 좋은 정보(good news)보다 나쁜 정보(bad news)가 본국 주식시장의 주가변동성을 더 증가시킴을 의미한다. 즉, 세 나라의 주식시장은 외국 주식시장에서 일어나는 나쁜 정보에 더 민감하게 반응한다는 것을 의미한다.

미국 주식시장에 일어난 변동성 이전효과에 대한 분석을 살펴보면, γ_{12} , γ_{13} 는 0.0059, 0.0024로 모두 1% 수준에서 유의하였다. 이는 한국과 중국 주식시장에서 일어나는 예측하지 못한 충격은 미국 주식시장 변동성에 양(+)의 영향을 미친다는 것이다.

한국 주식시장의 경우, γ_{22} 는 0.1143로 1% 수준에서 유의하였다. 한국 주식시장의 변동성은 미국 주식시장에서 일어나는 예측하지 못하는 충격에 양(+)의 영향을 받는다는 것이다. 하지만 γ_{23} 은 유의하지 않아, 중국 주식시장에 일어나는 예측하지 못한 충격이 한국 주식시장의 변동성에 영향을 주지 않았다.

중국 주식시장의 경우, γ_{33} 는 -0.0044로 5%수준에서 유의하므로 한국 주식시장에 일어난 예측하지 못한 충격이 중국 주식시장의 변동성에 영향을 준다는 것을 알 수 있었다. 미국의 영향력을 나타내는 γ_{32} 는 유의하지 않아, 중국 주식시장의 변동성은 미국 주식시장에 일어난 예측하지 못한 충격에 영향을 받지 않았다.

분산방정식의 결과는 한국과 미국 주식시장 간에, 한국 주식시장에서 중국 주식시장으로 변동성 이전효과가 존재한다는 것을 의미한다.

<표 5> 추정결과

패널 A : 수익률 이전효과					
S&P 500		KOSPI		SSEC	
α_{10}	0.0122 (0.6076)	α_{20}	0.0891 ^{***} (2.6213)	α_{30}	0.0155 (0.5644)
α_{11}	-0.0559 [*] (-1.6726)	α_{21}	0.0039 (0.1578)	α_{31}	-0.0198 (-0.8493)
α_{12}	0.0081 (0.2029)	α_{22}	0.5647 ^{***} (15.2692)	α_{32}	0.0611 ^{***} (2.6498)
α_{13}	0.0345 (1.4325)	α_{23}	-0.0534 ^{***} (-2.6216)	α_{33}	0.0229 [*] (1.6645)
패널 B : 변동성 이전효과					
β_{10}	0.0052 ^{**} (2.2465)	β_{20}	0.0438 ^{***} (3.1016)	β_{30}	0.0791 ^{***} (5.8431)
β_{11}	0.9291 ^{***} (89.3054)	β_{21}	0.8517 ^{***} (52.3933)	β_{31}	0.8614 ^{***} (88.8303)
γ_{11}	-0.0220 ^{***} (-2.5684)	γ_{21}	0.0723 ^{***} (5.4714)	γ_{31}	0.0914 ^{***} (8.5767)
θ_1	0.1330 ^{***} (8.8038)	θ_2	0.0449 ^{***} (2.6633)	θ_3	0.0801 ^{***} (5.3125)
γ_{12}	0.0059 ^{***} (4.3361)	γ_{22}	0.1143 ^{***} (7.2418)	γ_{32}	-0.0053 (-1.3276)
γ_{13}	0.0024 ^{***} (4.6236)	γ_{23}	0.0021 (0.7050)	γ_{33}	-0.0044 ^{**} (-2.4185)
ρ_{12}	0.1499 [*] (1.9308)	ρ_{13}	0.0846 ^{***} (2.5707)	ρ_{23}	-0.0385 (-0.7702)
$Q(10)_{z_1}$	10.882 [0.1438]	$Q(10)_{z_2}$	8.682 [0.2763]	$Q(10)_{z_3}$	24.146 ^{***} [0.0010]
$Q(10)_{z_1^2}$	10.615 [0.1563]	$Q(10)_{z_2^2}$	3.168 [0.8690]	$Q(10)_{z_3^2}$	7.525 [0.3763]
$Q(10)_{z_{12}}$	5.679 [0.5776]	$Q(10)_{z_{13}}$	7.611 [0.3681]	$Q(10)_{z_{23}}$	3.524 [0.8327]
LLR	17,674.1051				

주) 1. 평균방정식:

$$R_{1,t} = \alpha_{10} + \alpha_{11}R_{1,t-1} + \alpha_{12}R_{2,t} + \alpha_{13}R_{3,t} + \epsilon_{1,t}$$

$$R_{2,t} = \alpha_{20} + \alpha_{21}R_{2,t-1} + \alpha_{22}R_{1,t-1} + \alpha_{23}R_{3,t-1} + \epsilon_{2,t}$$

$$R_{3,t} = \alpha_{30} + \alpha_{31}R_{3,t-1} + \alpha_{32}R_{1,t-1} + \alpha_{33}R_{2,t-1} + \epsilon_{3,t}$$

단, $R_{1,t}$: 미국 주가지수수익률, $R_{2,t}$: 한국 주가지수수익률, $R_{3,t}$: 중국 주가지수수익률

2. 분산방정식:

$$\begin{aligned}
h_{1,t} &= \beta_{10} + \beta_{11}h_{1,t-1} + \gamma_{11}\epsilon_{1,t-1}^2 + \theta_1 S_t^+ \epsilon_{1,t-1}^2 + \gamma_{12}\epsilon_{2,t}^2 + \gamma_{13}\epsilon_{3,t}^2 \\
h_{2,t} &= \beta_{20} + \beta_{21}h_{2,t-1} + \gamma_{21}\epsilon_{2,t-1}^2 + \theta_2 S_t^+ \epsilon_{2,t-1}^2 + \gamma_{22}\epsilon_{1,t-1}^2 + \gamma_{23}\epsilon_{3,t-1}^2 \\
h_{3,t} &= \beta_{30} + \beta_{31}h_{3,t-1} + \gamma_{31}\epsilon_{3,t-1}^2 + \theta_3 S_t^+ \epsilon_{3,t-1}^2 + \gamma_{32}\epsilon_{1,t-1}^2 + \gamma_{33}\epsilon_{2,t-1}^2 \\
h_{12,t} &= \rho_{12} \sqrt{h_{1,t}} \sqrt{h_{2,t}} \\
h_{13,t} &= \rho_{13} \sqrt{h_{1,t}} \sqrt{h_{3,t}} \\
h_{23,t} &= \rho_{23} \sqrt{h_{2,t}} \sqrt{h_{3,t}}
\end{aligned}$$

3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. ()안은 t-통계량이고, []안은 p 값임.

IV. 결 론

본 연구는 세계경제의 중심으로 자리를 잡는 미국주식시장과 경제 발전에 있어서 갈수록 밀접하게 관계를 맺어가는 한국과 중국주식시장간의 동조화를 보기 위해 1999년 1월 4일부터 2008년 3월 31일까지 미국 S&P 500 지수, 한국 KOSPI, 중국 SSEC 지수 각각 2,072개 자료를 이용해서 분석하였다. 본 논문은 비대칭적 변동성을 고려하고 한 시장의 충격이 다른 시장의 변동성에 미치는 영향을 살펴보기 위해 삼변량 GJR-GARCH 모형을 변형하여 사용하여 수익률과 변동성 이전효과를 살펴보았다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

단위근 검정결과, 수준변수는 세 변수 모두 단위근이 존재하여 불안정하지만 1차 차분한 수익률변수는 모두 단위근이 존재하지 않아 안정적인 시계열자료이었다. 공적분 검정결과, 세 변수 간에 공적분관계가 하나도 존재하지 않아 장기적으로 안정적이지 않았다. 비대칭성 검정결과, 세 변수에서 비대칭성이 존재하였다.

삼변량 GJR-GARCH 모형의 평균방정식 분석결과, 한국과 중국 주식시장은 미국 주식시장에 영향을 미치지 않았다. 하지만 미국 주식시장은 한국 주식시장에 양(+)으로, 중국 주식시장은 음(-)으로 영향을 미쳤다. 또한 미국과 한국 주식시장은 중국 주식시장에 양(+)으로 영향을 미쳤다. 그러므로 미국 주식시장에서 한국과 중국 주식시장으로, 한국과 중국 주식시장 간에 수익률 이전효과가 존재하였다.

분산방정식 분석결과, 주식시장이 주변에 일어나는 좋은 정보와 나쁜 정보에 대해 어떻게 반응을 하는지를 검정하는 계수 값이 세 개의 분산방정식에 모두 유의하였다, 한국, 중국 주식시장은 다 비대칭성이 존재하며 좋은 정보보다 나쁜 정보에 더 민감하게 반응한다는 결론을 내릴 수 있다. 한국, 중국 주식시장에 일어난 예측치 못한 충격은 미국 주식시장의 변동성에 양(+)의 영향을 미쳤다. 또한 미국 주식시장에 일어난 예측치 못한 충격도 한국 주식시장의 변동성에 양(+)의 영향을 미쳤고, 한국 주식시장에 일어난 예측치 못한 충격은 중국 주식시장의 변동성에 음(-)의 영향을 미쳤다. 이 결과는 한국과 미국 주식시장 간에, 한국 주식시장에서 중국 주식시장으로 변동성 이전효과가 존재한다는 것을 의미한다.

<참 고 문 헌>

- 강석규, "외환위기 전·후 미국·일본 주식시장이 신흥 아시아 주식시장에 미친 주가 변동성 전이효과," 산업경제연구 제17권, 2004, pp. 1893-1913.
- 김경원·최준환, "한국주식시장과 중국주식시장의 정보이전효과 연구," 『국제경영연구』 제17권, 2006, pp. 31-49.
- 김인무·김찬웅, "한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로," 증권학회지 제28집, 2001, pp. 481-513.
- 김정열·김상봉, "중국, 미국, 일본 주식시장에서 한국 주식시장으로의 비대칭적 변동성 이 전효과 분석," 경제연구 제26권, 2008, pp. 1-28.
- 김태혁·강석규, "나스닥증권시장이 한국증시의 가격변동성에 미치는 영향," 증권학회지 제28집, 2001, pp. 363-389.
- 문규현·홍정효, "아시아-태평양지역국가들의 상호의존성," 재무관리연구 제20권, 2003, pp. 151-180.
- 유태우·김춘호, "미·일 주가의 한국주가에 미치는 영향에 대한 실증분석," 증권·금융연구 제3권, 1997, pp. 1-20.
- 장국현, "주식시장 동조화와 다운사이드 리스크," 재무연구 제15권, 2002, pp. 189-216.
- 정진호·임준형, "한국, 중국, 미국 주식시장 간 동조화 현상에 대한 연구," 국제지역연구 제11권, 2007, pp. 838-867.
- 조 담·Richard J. Bauer Jr, "미국 주가변동에 대한 아시아 신흥시장의 주가반응에 관한 실증적 연구," 재무관리연구 제19권, 2002, pp. 135-157.
- 지청·조담·양채열, "우리나라 주가에 대한 미국 주가변동의 영향," 증권학회지 제28권, 2001, pp. 1-20.
- 차백인·오세경, "미국 및 일본 주식시장의 아시아 신흥 주식시장에 대한 영향력 분석", 금융연구 제12권, 1998, pp.1-23.
- Agmon, T., "The relations among equity markets: a study of share price co-movement in the United States, United Kingdom, Germany and Japan," *Journal of Finance* 27, 1972, pp. 839-855.
- Arshanapalli, B. and J. Doukas, "International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre- and Post-October 1987 Period," *Journal of Banking and Finance* 17, 1993, pp. 193-208.
- Daly, K. J., "Southeast Asian Stock Market Linkages: Evidence from Pre-and Post-October 1997," *ASEAN Economic Bulletin*, 20, 2003, pp. 73-85.
- Engle, R. F. and V. K. Ng, "Measuring and testing the impact of news on volatility," *Journal of Finance* 48, 1993, pp. 1749-1778.
- Eun, C. S. and S. Shim, "International Transmission of Stock Market Movement," *Journal*

- of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 1989, pp. 241-260.
- Gilmore, Claire G. and Ginette M. Manus, "International portfolio diversification: US and Central European Equity Markets," *Emerging Markets Review*, 3, 2002, pp. 69-83.
- Grubel, H., "International diversified portfolio: welfare gains and capital flows," *American Economic Review* 58, 1968, pp. 1299-1314.
- Grubel, H. and K. Fadner, "The interdependence of international equity markets," *Journal of Finance* 26, 1971, pp. 89-94.
- Hamao, Y. R., R. W. Masulis, and V. K. Ng, "Correlations In Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *The Review of Financial Studies* 3, 1990, pp. 281-307.
- Hilliard, J., "The relationship between equity indices on world exchanges," *Journal of Finance* 34, 1979, pp. 103-114.
- Hsiao, S. T., M. W. Hsiao, and A. Yamashita, "The Impact of The US Economy on The Asia-Pacific Region: Does It Matter?," *Journal of Asian Economics*, 14, 2003, pp. 219-241.
- Ng, A., "Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin," *Journal of International Money and Finance* 19, 2000, pp. 207-233.
- Sims, C., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48, 1980, pp. 1-48.