

한중일미 국가들 사이의 주식시장 동조화

민성기

한성대학교 경영학부

한중일미 국가들 사이의 주식시장 동조화

I. 서론

아시아 각국의 주식시장은 미국 월가에 대한 뉴스로 부터 아침을 시작한다. 미국 월가의 전날 주식시장은 한국 시간으로 아침 5시에 끝나며, 아시아 주식시장의 모든 참가자들은 전날 월가의 동향을 참고해서 아침을 시작한다. 한국의 주식시장은 오전 9시에 개장하여 오후 3시에 폐장한다(이하 한국시간). 일본은 9시에 개장하고 오후 3시에 폐장하는데, 중간에 휴식시간이 있다. 중국은 10시 30분에 시작하고 오후 4시에 폐장하는데, 중간에 휴식시간이 있다. 전체적으로 한중일 시장은 약간의 시차는 있지만 비슷한 시간대에 개장되어 있다.

한중일미 주식시장의 동조화는 두 가지 측면에서 관측의 의미를 생각해 볼 수 있다. 하나는 아시아의 주요 주식시장들인 한중일 시장이 전일의 미국시장의 움직임에 어느 정도의 영향을 받느냐는 점이다. 다른 하나는 유사한 시간대에 거래가 발생하는 한중일 각국이 서로 어떤 형태의 동조화를 나타내느냐를 관측하는 의미이다.

미국 증권시장의 움직임이 세계 각국의 증권시장에 영향을 미친다는 것은 많은 논문들이 보고하고 있다(Lee and Jeon(1995), Eun and Shim(1989), Ng(2000), Bekaert and Harvey(1997), Arshanapalli 등(1995)). 주가 동조화와 관련된 여러 논문들은 미국이 아시아 국가들 뿐만 아니라 세계적인 차원에서 영향력을 미쳤다는 결과들을 보고하고 있다. 또한 논문들은 미국의 영향력이 세계화의 진전과 더불어 증가하는 경향을 나타내고 있다고 보고하고 있다.

예를 들어 Eun and Shim(1989)은 미국과 홍콩, 그리고 주요 선진국들을 포함한 9개국의 1980-1985 동안의 자료를 가지고 VAR 모형을 이용하여 정보전달을 분석하였다. 그들이 내린 결론은 미국의 다른 나라들에 대한 영향력은 분명해 보이지만, 다른 나라들이 미국 시장에 미치는 영향력은 발견하지 못했다. 즉 미국의 일방적인 영향력을 보고하고 있다.

미국과 아시아 각국과의 동조화 혹은 정보이전 효과를 연구한 논문들도 많이 존재한다. (차백인과 오세경(1998), 김인무와 김찬웅(2001), 길재욱(2003), 유태우와 김춘호(1997), 전상경과 최종연(2003), 문규현과 홍정효(2003), 조담과 Bauer(2002)) 한국을 포함한 아시아 각국들과 미국과의 동조화 현상에 대한 논문들도 대부분 미국의 영향력을 보고하고 있으며, 특히 그러한 영향력이 일방적인 성격이 강함을 보고하는 경향이다. 또한 논문들은 대체로 외환위기 이후에 미국의 영향력이 증가하는 경향을 보고하고 있다.

각국 증권시장의 동조화는 세계화라는 전반적인 상황, 특히 아시아 국가들의 경우에는 소위 IMF사태라고 하는 외환위기를 겪으면서 더욱 뚜렷해지는 경향을 나타냈다. 외환위기 이전에는 한국을 포함한 각국은 점진적인 개방단계를 설정하고 있

었는데, 외환위기를 계기로 금융시장은 전면적인 개방으로 외부의 영향에 쉽게 노출되는 구조로 전환되게 되었다. 세계화의 추세와 더불어 외환위기로 연결된 전면적인 개방은 외부의 영향 특히 미국의 영향에 상당히 노출되는 결과를 가져왔다.

한국과 동남아 국가들은 1997년도에 외환위기로 국지적인 경제적 혼란을 경험한 적이 있다. 그런데 근래에 나타나는 현상은 2008년 미국의 금융위기를 시작으로 발생한 세계적 차원의 경제불안이다. 2008년 3월 미국의 주요 투자은행 중의 하나인 베어스턴스가 파산하였고, 이어서 동년 9월에는 세계적 투자은행인 리먼브라더스가 파산하면서 세계경제는 혼돈의 시대로 접어드는 양상이다.

2008년의 대혼란 이후에 세계경제는 위기를 극복하는 듯 보였지만, 실상은 위기의 극복이라기보다는 단기적 처방에 따른 진정효과가 아니었는지 의심스러운 구석이 있다. 작금에 나타나고 있는 유럽의 위기뿐만 아니라 세계경기의 회복이 지연되는 상황은 미래에 대한 예상을 어렵게 하고 있다.

다시 말하면 2008년 이후의 상황은 어쩌면 미국 주도의 경제구조에 변화를 시도하고 있는지도 모른다는 생각이다. 미국이 지구상에서 가장 강력한 나라인 것은 틀림이 없지만, 미국의 상대적 영향력은 금융위기 이전과는 차이가 있을 개연성이 존재한다. 본 논문이 살펴보고자 하는 하나의 측면이 그것이다.

주식시장의 동조화와 관련된 논문들은 대체로 수익률의 이전효과와 변동성의 이전효과들을 검토하였다. 방법론적으로 살펴보면 수익률 이전효과는 VAR 중심의 방법론을 이용하여, 인과관계 분석, 충격반응 분석, 그리고 분산분해 분석을 중심으로 살펴보게 된다. 예를 들어 문규현, 홍정효(2003)는 VAR 모형을 가지고 미국과 동남아 국가들의 동조화를 보고하고 있다. 문규현, 홍정효는 미국의 영향력이 강함을, 그리고 한국과 동남아 국가들 사이에는 상호간에 영향을 미침을 보고하고 있다.

주가의 변동성을 분석하는 방법으로 GARCH류의 모형들이 많이 사용되고 있다. GARCH류를 이용한 분석에서도 대체로 미국시장에서 한국 및 아시아 시장으로의 변동성 이전효과들을 보고하고 있다. 예를 들어 김석진 등(2011)은 1999.1.4-2008.3.31 자료를 가지고 한국의 KOSPI, 중국의 SSEC 지수, 그리고 미국의 S&P500 지수 들을 GJR-GARCH 모형을 사용하여 정보이전효과를 살펴보았다. 그들은 정보전달이 미국으로부터 한국과 중국에, 그리고 중국과 한국은 상호영향을 미친다는 것을 보고하고 있다. 2005년 이후에는 한국의 중국에 대한 영향력이 소멸한 것으로 보고하고 있다.

본 논문의 의의는 두 가지 측면에서 가능할 것이다. 첫째는 본 논문은 2000.1.4-2011.6.30까지의 자료를 가지고, 2008년 이후에 진행된 동조화 현상도 실증적으로 검토한다는 데에 의의가 있다. 위에 언급된 대부분의 논문들은 2008년 이전의 자료를 이용하였기 때문에 근래의 변화에 대하여 의미있는 해석을 제공할 수 없다. 특히 우리가 이용하는 시계열적인 방법론은 현실 자료로부터 의미를 추출하는 과정이므로, 새로운 자료는 그 자체로 의미가 있는 것이다.

둘째는 한중일 국가들의 동조화를 동시에 살펴본다는 의미가 있다. 일본의 경우

는 많은 연구에서 언급된 경향이 있는데, 중국의 경우는 동조화에 대해서는 아직 많이 보고된 것은 아니다. 특히 중국은 상당히 변화하는 역동적인 경제를 가지고 있으므로, 어떤 기간의 자료를 이용하느냐에 따라 다른 결론에 이를 가능성은 얼마든지 있다. 그리고 중국이 경제적인 차원에서 중요국가로 등장한 것도 오래된 일은 아니다. 중국의 영향은 최근에 특히 2008년 이후의 금융위기를 계기로 확대된 것일 가능성이 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 절에서는 분석에 사용된 자료와 방법론을 소개할 것이다. 다음으로는 분석결과를 보고하고, 결과에 대한 의미를 새겨보고자 한다. 마지막으로 결론 및 요약으로 마무리 하고자 한다.

II. 데이터 및 방법론

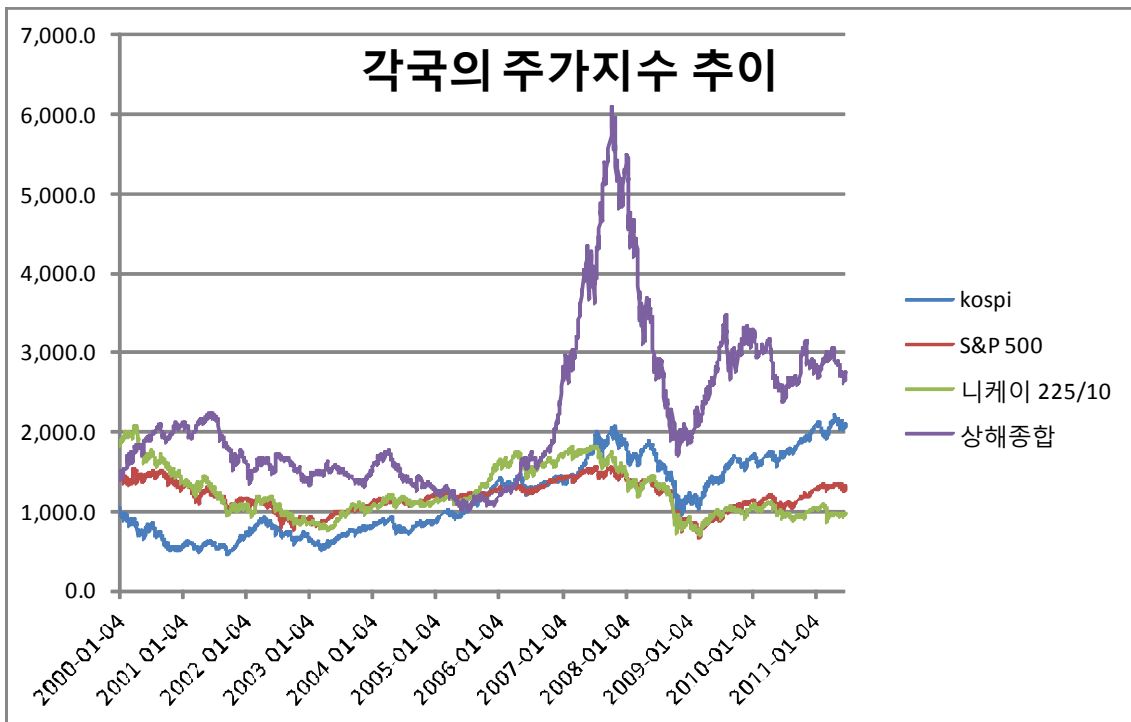
1. 데이터

본 연구는 한국, 미국, 일본, 그리고 중국의 대표적인 주가지수들인 KOSPI, S&P500, NIKKEI225, 상해종합지수인 SSE의 일별 지수를 기초자료로 사용하였다. 전체 분석기간은 2000.1.1 부터 2011.6.30 까지를 설정하였다. 전체 분석기간은 전기를 2000.1.1 부터 2007.12.31로 설정하고, 후기는 2009.1.1 부터 2011.6.30으로 나누어서 살펴보기도 하였다. 국가 간의 비교연구를 위해서 각국의 시장 중에서 어느 한 국가라도 공휴일 등의 이유로 폐장하여 주가지수가 존재하지 않는 경우에는 자료에서 제외되었다.

전체 데이터를 전기와 후기로 나누어서 살펴보는 것은, 2008년의 금융위기를 전후하여 구조적인 변화의 가능성을 염두에 두었기 때문이다. 금융위기를 중심으로 자료를 나누면서 2008년도 자료를 제외한 것은, 자료의 손실이라는 측면은 있지만, 금융위기를 전후하여 위기상황에서 변수들의 혼란한 움직임이 전체적인 해석에 오류를 가져올 가능성을 배제하기 위해서이다. 혼란의 와중에서는 방향성을 찾기 어려울 뿐만 아니라, 큰 형태의 특이적이고 비규칙적인 움직임이 전체의 해석에 편의를 일으킬 가능성이 있기 때문이다.

(그림1)은 2000년부터 2011년 6월 30일까지의 4개국 주가지수의 움직임을 보여주고 있다. 한중일미 각국의 지수는 2000년에 1,028.3, 1,368.7, 18,937.4, 1,446.4로 출발하였다. 그래프에서 일본의 경우는 다른 지수들과 단위를 맞추기 위해서 1/10로 계산했다. 금융위기 이후에 각국이 모두 하락세를 경험하였지만, 상대적으로 미일의 하락세가 두드러지는 것으로 보인다.

미국과 일본의 경우 최저지수는 2009년 3월 9일과 10일로 각각 676.5와 7,054.98을 기록하고 있다. 한국은 최저점이 2001.9.17로서 당시의 지수는 468.8이고, 중국의 경우 최저점은 2005.7.11로 1,011.5를 기록하고 있다. 각국의 최고점을 살펴보면 일본이 2000.4.12에 20,833.2를 기록하였고, 미국이 2007.10.9에 1,565.2를 기록하였고, 중국은 2007.10.16에 6,092.1을 기록하였다. 한국의 경우 최고점은 2011.4.25에 2216포인트이다.



전체적으로 일본의 침체 속에 한중미 3국은 2007년까지 전반적인 상승세를 유지하고 있었으나, 2008년에서 2009년 초반까지 하락하다가, 그 후 회복세를 나타내는 모양이다. 2009년 이후의 회복기에서 상대적으로 두드러진 성과를 보인 것은 한국으로 보인다.

이후의 분석에 사용한 수익률은 매일의 주가지수의 로그수익률을 %단위로 구한 것이다. 로그수익률에 100을 곱하여 %단위로 사용하는 이유는 일간수익률이 상당히 작은 값이므로 스케일을 확대한다는 의미가 있을 뿐, 통계적 추정과 검증 결과에는 영향을 미치는 것이 아니다. 아래 식 $R_{j,t}$ 에서 j 는 각국을 나타내는데 한국의 경우 R_k , 미국은 R_{us} , 일본은 R_{jp} , 그리고 중국은 R_{ch} 를 각각 나타낸다. $P_{j,t}$ 는 각국의 지수들을 나타낸다.

$$R_{j,t} = (\log P_{j,t} - \log P_{j,t-1}) \times 100 \quad (1)$$

(표1)은 각국의 수익률에 대한 기초통계량을 보여주고 있다. 전체 기간에 걸쳐 수익률이 가장 높은 국가는 중국이었다. 다음으로 한국, 미국, 일본이 뒤를 잇고 있다. 중국의 수익률은 전기가 후기보다 높는데, 다른 국가들의 경우는 후기가 전기보다 높은 양상을 나타낸다. 그것은 중국의 경우 상대적으로 금융위기의 영향을 덜 받은 반면, 다른 국가들이 금융위기의 영향으로 급격히 하락했다가 반등하는 과정에서 수익률이 올라갔기 때문으로 여겨진다.

(표1) 각국의 수익률 기초통계량

	Rk				Rus			
	전체	전기	후기	2008	전체	전기	후기	2008
평균	0.0083	0.0099	0.0482	-0.1028	-0.0027	-0.0009	0.0326	-0.1041
중간값	0.0502	0.0519	0.0735	-0.0197	0.0270	0.0203	0.0550	0.0000
최대값	4.9007	4.3685	2.2494	4.9007	4.5269	2.4204	2.6804	4.5269
최소값	-6.9988	-6.9988	-2.7020	-4.8519	-5.9835	-3.4041	-2.3566	-5.9835
표준편차	0.8261	0.8356	0.5867	1.1762	0.6268	0.5086	0.6195	1.2071
왜도	-0.5911	-0.6476	-0.3805	-0.1763	-0.4124	-0.0515	-0.1532	-0.3838
첨도	9.5340	9.2948	5.5601	6.7787	12.418	6.3778	5.6188	7.5412
Jarque-Bera	4574.4	2968.6	161.7	132.63	9272.7	820.8	157.6	195.33
Probability	0	0	0	0	0	0	0	0
관측수	2490	1725	544	221	2490	1725	544	221

	Rjp				Rch			
	전체	전기	후기	2008	전체	전기	후기	2008
평균	-0.0140	-0.0087	0.0072	-0.1075	0.0109	0.0330	0.0293	-0.2072
중간값	0.0020	-0.0010	0.0324	-0.0451	0.0245	0.0244	0.0566	-0.2361
최대값	5.7477	3.4007	2.6592	5.7477	4.0827	4.0827	2.5779	3.9235
최소값	-5.5222	-3.1418	-4.8439	-5.5222	-4.0199	-4.0199	-3.0327	-3.7790
표준편차	0.7420	0.6261	0.7106	1.3785	0.7762	0.6931	0.7312	1.2956
왜도	-0.4859	-0.0853	-0.6022	-0.4373	-0.0739	0.0773	-0.5117	0.3164
첨도	10.104	5.0308	7.6158	6.4855	6.6687	7.4868	4.8219	3.7658
Jarque-Bera	5333.4	298.5	515.8	118.91	1398.7	1448.6	99.0	9.09
Probability	0	0	0	0	0	0	0	0.0106
관측수	2490	1725	544	221	2490	1725	544	221

표준편차를 살펴보면 전체 기간을 통하여 미국이 가장 작은 것으로 나타난다. 미국은 전기에는 표준편차가 가장 작았지만, 후기에 가면 한국의 표준편차가 미국보다 오히려 작은 양상을 나타낸다. 상대적으로 미국의 표준편차 즉 변동성이 증가한 것이다. 수익률 분포는 정규분포를 하지 않는 것으로 대부분의 논문들이 보고하고 있는데, 본 논문에서 다루는 기간 동안에도 정규분포의 모양을 나타내는 것은 아니다.

2008년 동안의 각국의 증권시장이 격변의 시대를 겪었다는 것은 표에서도 분명히 나타난다. 각국의 수익률은 급격히 하락하여 전체 기간에 비해서 보면 평균수익률이 적게는 7배에서 크게는 수십 배에 이르는 하락을 경험하였다. 그리고 변동성을 나타내는 표준편차도 급격히 증가한 것으로 나타난다.

시계열자료를 분석하기 위해서는 우선 자료의 안정성을 점검하여야 한다. 시계열 분석에서 기본적인 전제는 분석자료의 안정성이다. 시계열자료가 불안정적(non-stationary)하면 단위근을 가지기 때문에 분석상의 오류가 발생할 가능성이 커지고 따라서 경제적 의미를 부여하는 것이 적절하지 않을 수 있다.

일반적으로 주가지수와 같은 시계열자료들은 수준변수에서는 불안정하지만, 차분을 의미하는 수익률자료에서는 안정적인 경향을 나타내는 것으로 보고되고 있다. 대부분의 논문들에서와 마찬가지로 본 논문에서도 ADF(Augmented Dickey Fuller)검정과 PP(Phillips-Perron) 검정을 통해 단위근 검정(unit root test)를 실시하였다.

(표2) 단위근 검정

	Rk	Rus	Rjp	Rch
ADF - Fisher Chi-square	18.4207	87.723	18.4207	18.4207
prob.	0.0001	0	0.0001	0.0001
PP - Fisher Chi-square	18.4207	18.4207	18.4207	18.4207
prob.	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001

(표2)는 각국 수익률의 단위근 검정 결과를 보여주고 있다. 한국, 미국, 일본, 중국의 수익률 시계열은 ADF 검정통계치와 PP 검정통계치가 모두 유의한 것으로 나타나 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함으로써 수익률시계열이 안정적이라는 것을 보여주고 있다. 따라서 VAR 모형을 이용한 방식이 적합하다고 판단된다. 참고로 공적분 검증을 실시해 보았는데, 각각의 시계열은 나름의 추세를 보유하는 것으로 나타나 오차수정항(error correction term)을 이용한 분석의 필요는 없었다.

2. 모형의 설정

본 논문에서는 한국, 미국, 일본, 중국의 주요 주가지수인 KOSPI, S&P500, NIKKEI225, SSEC 지수들의 상호관계를 분석하기 위해서 벡터자기회귀모형(VAR: Vctor Autoregressive Model)을 이용한다. VAR 모형은 시계열 자료를 이용하여 그랜저 인과관계, 충격반응 함수관계, 그리고 분산분해 분석을 하는데 많이 이용된다.

VAR 모형의 특징은 이론에 근거하여 도출된 구조방정식이 아니라, 상호연관이 있

다고 생각되는 내생변수들을 가지고, 이 내생변수들의 과거 시계열자료를 이용하여 모형을 설정하는 것이다. p-차 벡터자기회귀모형(VAR(p))은 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

앞에서 언급한 바와 마찬가지로 VAR 모형은 이론적 배경에 의해 도출된 구조방정식이 아니라 단순히 축차형방정식이므로 가설검정보다는 각 변수들 사이의 동태적 관계를 분석하는데 주로 사용된다.

VAR 모형을 적절히 사용하기 위해서는 모형의 적합도를 확인해야 하는데, 일반적으로 정보기준을 사용해서 차수(lag)와 상수항 포함여부를 결정하게 된다. 본 논문에서는 SC정보기준 (Schwarz information Criterion)과 HQ정보기준 (Hannan-Quinn information criterion)을 사용하였다. 모형의 적합도는 정보기준 값이 최저가 되는 점에서 상수항의 포함여부와 차수를 설정하게 되는데, 본 논문에서는 상수항을 포함하지 않는 차수 1에서 정보기준들이 최저가 되었으므로, 그에 따라 VAR 모형을 실행하였다.

(표3) SC기준 상수항과 차수의 선정

차수	상수항포함		상수항 없음	
	SC	HQ	SC	HQ
1	8.104841*	8.074992*	8.093872*	8.069993*
2	8.13219	8.078461	8.121293	8.073535
3	8.158894	8.081287	8.148066	8.076429
4	8.196331	8.094844	8.185374	8.089857
5	8.224504	8.099138	8.213574	8.094178
6	8.262458	8.113213	8.251588	8.108312
7	8.302796	8.129671	8.291808	8.124653
8	8.346451	8.149447	8.335552	8.144518

•SC: Schwarz 정보기준

•HQ: Hannan-Quinn 정보기준

III. 실증분석 결과

1. VAR 모형 추정결과

(표4)는 VAR 모형의 전체 기간에 대한 추정결과를 보여주고 있다. 미국은 미국 자체의 과거 시계열에 약한 음(-)의 관계를 나타내고 있으나, 미국의 과거 시계열은 중국, 한국, 일본에 유의한 양(+)의 영향을 나타내고 있다. 또한 중국의 과거 시계열은 한국과 일본에 음(-)의 영향을 보였으며, 일본의 과거 시계열은 한국과 일본

에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

(표4) VAR 모형 추정결과(전체기간)

	Rus	Rch	Rk	Rjp
Rus(-1)	-0.05305	0.162331	0.446301	0.548598
	[-2.56822]	[6.37630]	[17.3664]	[25.1326]
Rch(-1)	-0.00352	-0.0119	-0.04362	-0.05582
	[-0.21198]	[-0.58191]	[-2.11315]	[-3.18405]
Rk(-1)	0.009965	0.015067	-0.03003	-0.00203
	[0.51099]	[0.62687]	[-1.23756]	[-0.09866]
Rjp(-1)	-0.03499	-0.03786	-0.07675	-0.11492
	[-1.60722]	[-1.41096]	[-2.83328]	[-4.99509]

•[]: t 통계량

(표4-1) VAR 모형 추정결과(전기 후기구분)

	전기				후기			
	Rus	Rch	Rk	Rjp	Rus	Rch	Rk	Rjp
Rus(-1)	-0.0064	0.0784	0.5963	0.4718	-0.0937	0.2494	0.3646	0.6453
	[-0.2627]	[2.3410]	[15.854]	[16.843]	[-2.1083]	[4.7952]	[9.2775]	[14.866]
Rch(-1)	0.0030	-0.0130	-0.0186	-0.0251	0.0354	0.0278	-0.0339	-0.0770
	[0.1694]	[-0.5360]	[-0.6835]	[-1.2366]	[0.9001]	[0.6029]	[-0.9753]	[-2.0032]
Rk(-1)	-0.0233	0.0248	-0.0455	-0.0036	0.0865	-0.1083	-0.1073	-0.1823
	[-1.3092]	[1.0173]	[-1.6609]	[-0.1775]	[1.3756]	[-1.4708]	[-1.9299]	[-2.9682]
Rjp(-1)	-0.01636	-0.00152	-0.01655	-0.05942	-0.01340	-0.00102	-0.05913	-0.03352
	[-0.6885]	[-0.0468]	[-0.4539]	[-2.1873]	[-0.2713]	[-0.0176]	[-1.3535]	[-0.6946]

•[]: t 통계량

VAR 모형의 추정결과를 전기과 후기로 나누어보면 약간 다른 양상이 나타난다. 전기의 경우에는 미국의 과거 시계열이 다른 나라들에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 후기에 가면, 특히 일본의 경우 미국뿐만 아니라 중국과 한국의 과거 시계열도 영향을 미치는 것으로 나타났다.

2. 그랜저 인과관계 분석결과

위에 제시된 자기회귀분석 결과는 각국의 과거 수익률 시계열이 현재의 수익률에

어떤 관계를 갖는지를 보여주지만, 이런 상관관계가 어떤 국가의 과거 시계열이 선행해서 다른 변수의 현재값을 가져오게 되었는지는 보여주는 것은 아니다.

그랜저 인과관계 분석은 어떤 국가의 주식시장이 선행해서 다른 시장에 영향을 미치는지를 분석한다. 그랜저 인과관계 분석은 VAR 모형을 사용하는 경우 블럭외생성검정(block exogeneity test)을 통해서 이루어진다.

VAR 모형 체계 내에서 어떤 시장의 수익률 시계열이 다른 시장의 수익률들을 granger cause 하는지를 검정하는 것은 다른 시장의 시차를 0으로 제한하면서, A 시장의 시차변수들이 영향을 미치는지를 검정하는 것이다. 이러한 횡적제한(cross-equation restriction)조건이 블럭외생성 조건이다. 이에 대한 우도검정 통계치(likelihood ratio test statistic)는 χ^2 (Wald) 분포를 갖는 것으로 알려져 있고, 그에 따른 통계적 검정이 가능하다.

(표5)는 각국들 사이의 Granger Causality에 대한 검정결과를 나타내고 있다. 전체 기간을 가지고 살펴보면, 미국은 한중일 어느 국가로 부터도 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 중국은 미국으로부터 영향을 받는 것으로 나타났다. 한국은 미중일로부터 영향을 받는 것으로 나타났다. 일본은 미국과 중국으로부터 영향을 받는 것으로 나타났다. 전체적으로 미국은 한중일 각국에 일방적인 영향을 미치는 것으로 나타났고, 한국과 일본이 미국과 중국으로부터 영향을 받으며, 한국은 일본으로부터도 영향을 받는 국가로 나타났다.

(표5) Granger 인과관계

Rus(전체)			전기		후기	
	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.
Rch	0.044936	0.8321	0.028716	0.8654	0.810324	0.368
Rk	0.261114	0.6094	1.714212	0.1904	1.892439	0.1689
Rjp	2.583171	0.108	0.474135	0.4911	0.073645	0.7861
All	3.156868	0.3681	4.565325	0.2065	4.820674	0.1854
Rch(전체)			전기		후기	
Rus	40.65717	0	5.480261	0.0192	22.99386	0
Rk	0.39297	0.5307	1.035017	0.309	2.163527	0.1413
Rjp	1.990795	0.1583	0.002191	0.9627	0.000312	0.9859
All	42.8979	0	8.136771	0.0433	23.48011	0
Rk(전체)			전기		후기	
Rus	301.592	0	251.3553	0	86.07265	0
Rch	4.46541	0.0346	0.467172	0.4943	0.951216	0.3294
Rjp	8.027462	0.0046	0.206068	0.6499	1.832129	0.1759

All	309.3806	0	252.1067	0	87.74412	0
Rjp(전체)			전기		후기	
Rus	631.646	0	283.6842	0	221.0154	0
Rch	10.13818	0.0015	1.5293	0.2162	4.01314	0.0451
Rk	0.009734	0.9214	0.031521	0.8591	8.810239	0.003
All	652.5792	0	289.0072	0	222.9445	0

Granger Causality를 전기와 후기로 나누어 살펴보면, 미국은 전기와 후기 모두에서 각국으로부터 영향을 받는 부분은 없고 일방적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전기에는 한중일의 3국은 미국으로부터의 영향만 존재했고, 한중일 상호간의 인과관계는 발견하기 어려웠다. 2008년 이후의 후기에는 미국의 인과관계는 여전히 한 반면, 일본은 한국과 중국에 의해서도 영향을 받는 것으로 나타났다. 한국과 중국은 후기에 미국 영향력만을 일방적으로 받는 것으로 나타났다.

3. 충격반응함수 분석결과

충격반응함수 분석은 어느 특정 시장의 시계열이 다른 시장에 대하여 예측력을 가질 때 어느 정도의 시차로 반응하는지를 분석한다. 즉 특정 시장의 오차항에 단위 표준편차의 충격이 주어질 때, 다른 시장의 현재 또는 미래의 수익률에 어떤 반응이 나타나는지를 살펴보게 된다.

충격반응함수는 추정시 변수의 나열 순서에 따라 영향을 받는다. 그러므로 충격반응의 순서를 정하는 것이 의미가 있는데, 통상 가장 외생적인 변수를 먼저 나열하는 방식을 택한다. 외생적인 변수들의 외생성에 대한 순서는 그랜저 인과관계의 쌍대분석(pairwise)을 통해서 정하였다.

본 논문에서는 외부에 영향을 주면서 자신은 영향을 덜 받는 것으로 미국이 우선 선택되었다. 미국은 인과관계의 쌍대분석에서 다른 3개국에 영향을 미치지만, 영향을 받지 않는 일방적인 결과를 나타내어 가장 외생적인 변수로 간주될 수 있었다. 다음은 중국이다. 중국은 미국으로부터 영향을 받지만 한국과 일본에는 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한국과 일본의 관계는 유사한데 쌍대분석의 결과는 한국이 일본에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

(표6) 충격반응함수 추정결과

Rus 반응				
기간	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.6249	0.0000	0.0000	0.0000
	(0.0089)	0.0000	0.0000	0.0000
2	(0.0373)	(0.0056)	(0.0038)	(0.0189)

	(0.0125)	(0.0125)	(0.0119)	(0.0118)
3	(0.0070)	0.0019	0.0011	0.0028
	(0.0060)	(0.0014)	(0.0015)	(0.0017)
Rch 반응				
기간	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.0426	0.7690	0.0000	0.0000
	(0.0154)	(0.0109)	0.0000	0.0000
2	0.0975	(0.0118)	(0.0010)	(0.0204)
	(0.0155)	(0.0154)	(0.0146)	(0.0145)
3	(0.0155)	0.0007	0.0001	(0.0011)
	(0.0075)	(0.0023)	(0.0022)	(0.0024)
Rk 반응				
기간	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.2058	0.1079	0.7419	0.0000
	(0.0153)	(0.0150)	(0.0105)	0.0000
2	0.2577	(0.0455)	(0.0469)	(0.0414)
	(0.0161)	(0.0156)	(0.0148)	(0.0146)
3	(0.0532)	0.0037	0.0027	(0.0015)
	(0.0090)	(0.0055)	(0.0051)	(0.0052)
Rjp 반응				
기간	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.1720	0.1141	0.3203	0.5393
	(0.0130)	(0.0127)	(0.0117)	(0.0076)
2	0.3203	(0.0563)	(0.0383)	(0.0620)
	(0.0141)	(0.0133)	(0.0126)	(0.0124)
3	(0.0632)	0.0041	0.0025	(0.0020)
	(0.0091)	(0.0067)	(0.0064)	(0.0064)

•순서: Rus→Rch→Rk→Rjp

•(): 표준오차

(표6)은 충격반응함수의 추정결과를 나타내고 있는데, 한 단위 크기의 표준편차 충격이 각국의 증권시장에 발생했을 때, 미국, 중국, 한국, 그리고 일본의 수익률에 어떤 반응을 보이는지를 보여주고 있다. 표의 윗부분은 미국, 중국, 한국, 일본에 1표준편차 크기의 충격이 발생했을 때 미국 증권시장의 반응을 보여주고 있는데, 미국 증권시장의 반응은 미국의 현재충격에 가장 크게 반응하며 다른 국가들의 충격에는 반응하지 않는 것으로 나타났다.

중국의 경우는 중국 자체의 현재적 충격에 주로 반응하지만, 미국의 충격에도 약간 반응하는 것으로 나타났다. 하지만, 한국과 일본의 충격에는 반응하지 않는 것으로

나타났다. 한국은 자체의 충격에 가장 크게 반응하지만, 미국과 중국의 충격에도 상당한 정도로 반응하는 것으로 나타났고, 그러한 반응들이 기간을 두고 지속되는 경향도 나타났다. 일본의 경우는 자체적인 충격에 가장 크게 반응하지만, 한국, 미국, 그리고 중국의 충격에도 상당히 의미 있는 반응을 나타내고 있다. 이러한 반응은 기간을 두고 지속되는 경향을 나타냈다.

충격반응함수 결과를 전기와 후기로 나누어 보면 미국과 중국의 경우에는 별 차이가 없지만, 한국과 일본의 경우에는 약간의 차이를 보였다. 한국의 경우 전기에는 한국 자체의 충격에 반응하는 부분이 큰데, 후기에는 상대적으로 미국과 중국의 충격에 반응하는 부분이 증가한 것으로 나타났다. 특히 중국에 반응하는 부분이 증가한 것으로 나타났다. 일본의 경우도 외부의 충격에 반응하는 정도가 증가한 것으로 나타났다.

(표6-1) 충격반응함수

Rus				
Period	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.50679	0	0	0
	-0.00863	0	0	0
2	-0.00825	0.000104	-0.02224	-0.00818
	-0.01222	-0.01221	-0.01139	-0.01188
Rch				
Period	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.007853	0.692999	0	0
	-0.01669	-0.0118	0	0
2	0.043256	-0.00801	0.018485	-0.00076
	-0.01671	-0.01668	-0.01557	-0.01624
Rk				
Period	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.15133	0.043371	0.762052	0
	-0.01856	-0.01837	-0.01298	0
2	0.293682	-0.01583	-0.03915	-0.00828
	-0.01942	-0.01875	-0.0175	-0.01824
Rjp				
Period	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.090325	0.058953	0.272382	0.500054
	-0.01387	-0.01375	-0.01291	-0.00852
2	0.233003	-0.02102	-0.01894	-0.02971
	-0.01454	-0.01398	-0.01304	-0.01359

•Cholesky Ordering: Rus→ Rch→ Rk→ Rjp

(표6-2) 충격반응함수

Rus:				
Period	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.612541	0	0	0
	-0.01859	0	0	0
2	-0.03937	0.037423	0.037961	-0.00643
	-0.02619	-0.02597	-0.02467	-0.02367
Rch:				
Period	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.127681	0.705783	0	0
	-0.03053	-0.02142	0	0
2	0.136197	0.001993	-0.0526	-0.00049
	-0.03088	-0.0304	-0.0289	-0.02772
Rk:				
Period	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.184325	0.161619	0.483219	0
	-0.02257	-0.02131	-0.01466	0
2	0.188369	-0.04815	-0.06872	-0.02835
	-0.02405	-0.02317	-0.02193	-0.02096
Rjp:				
Period	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.183355	0.115815	0.285206	0.479397
	-0.02507	-0.02419	-0.02232	-0.01455
2	0.345697	-0.0877	-0.09765	-0.01607
	-0.02812	-0.02579	-0.02427	-0.02314

•Cholesky Ordering: Rus→ Rch→ Rk→ Rjp

3. 분산분해 분석결과

예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)는 직교오차의 각 구성 요소들이 예측오차의 평균제곱오차 MSE(mean square error)에 얼마나 기여하는지를 측정한다. 즉 특정변수의 예측에 자기시계열 변화와 다른 시계열 변화가 얼마나 기여하는지를 분석하는 것이다.

(표7)은 예측오차의 분산분해 결과를 나타내고 있다. 분산분해 결과를 보면 미국의 예측오차의 100%가 자기 자신에 의해 설명되는 것으로 나타났다. 결국 미국 증권시장의 시계열적 움직임은 다른 국가들의 확률 오차항에 대한 충격에 거의 독립적

으로 전개되는 것으로 나타났다. 중국의 경우도 99% 이상이 자체적인 충격에 의해 설명되는 것으로 나타났다.

한국과 일본의 경우는 약간 다른 모양을 나타냈다. 한국은 동시적인 예측오차 분산의 91% 정도가 자기 자신에 의해 설명되며, 7% 정도는 미국의 증권시장에 의해 설명되고 있다. 일본은 자체적인 설명력이 66.7%이고, 한국의 설명력이 23.5%, 그리고 미국과 중국에 의한 부분이 각각 6.8%와 3%로 나타났다. 한국이 일본에 영향을 미치는 부분은 일방적이라기보다는 충격반응함수에서 한국이 먼저 입력되었기 때문이 아닌가 여겨진다. 인과관계 분석에서 한국과 일본의 관계는 쌍대분석에서는 한국에서 일본 방향으로의 인과관계를 나타냈는데, 블럭으로 나타난 결과는 약간 다른 것이었다.

(표7) 예측오차 분산분해1

Rus 분산분해:					
Period	S.E.	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.624937	100	0	0	0
2	0.626368	99.89745	0.008058	0.003713	0.090781
Rch 분산분해:					
Period	S.E.	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.770193	0.305341	99.69466	0	0
2	0.776703	1.876971	98.05377	0.00015	0.069111
Rk 분산분해:					
Period	S.E.	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.77747	7.009415	1.924905	91.06568	0
2	0.822701	16.0694	2.025433	81.65207	0.253099
Rjp 분산분해:					
Period	S.E.	Rus	Rch	Rk	Rjp
1	0.660363	6.785803	2.985548	23.53261	66.69604
2	0.739683	24.15654	2.958055	19.02462	53.86079

•Cholesky Ordering: Rus→ Rch→ Rk→ Rjp

IV. 요약 및 결론

본 연구는 한중일미 국가들의 대표적인 주가지수들인 KOSPI, SSEC, NIKKEI 225, S&P500 지수들의 일별 수익률을 가지고 동태적인 상호간의 관계를 분석하였다. 분석 기간은 전체적으로 2000년부터 2011년 6월까지의 기간이다. 2000년은 아시아 각국이

외환위기를 벗어난 기간이고, 그 후 최근까지의 기간을 분석의 대상으로 삼았다.

2000년 이후는 아시아 각국들의 자본자유화가 본격적으로 진행된 기간이며, 실질적으로 중국의 주가지수에 대한 자료에 대한 접근이 용이한 기간이었다. 또한 최근의 자료는 2008년 이후의 자본시장들의 움직임에 대한 변화를 보여줄 가능성에 관심을 가지고 살펴보았다.

동태적인 상호간의 관계는 VAR 모형을 중심으로 Granger 인과관계분석, 충격반응함수, 그리고 분산분해의 방법을 이용해서 수행되었다. VAR 모형의 추정과 그랜저 인과관계 분석에서는 미국은 일방적으로 다른 국가들에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 중국은 미국으로 부터는 영향을 받지만 한국과 일본으로 부터는 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 이러한 인과관계는 2008년을 기준으로 전기와 후기로 나누어 살펴본 경우에도 마찬가지였다.

한국은 전체 기간을 통하여 미중일에 대해 인과관계적 영향을 받는 것으로 나타났지만, 전기와 후기를 나누어 보면 미국에 의해서만 영향을 받은 것으로 나타났다. 일본은 전체 기간을 통해서는 미국과 중국의 영향을 받는 것으로 나타났는데, 기간을 전기와 후기로 나눈 경우에는 전기에는 미국으로부터 인과관계적 영향을 받은 것으로 나타났다. 일본의 경우 2008년 이후인 후기에는 미국뿐만 아니라 한국과 중국으로 부터도 영향을 받는 것으로 나타났다.

충격반응함수와 분산분해 분석의 결과는 미국과 중국의 경우에는 시장이 자체의 충격에 대부분 영향을 받는 것으로 나타났다. 한국과 일본의 경우는 자체적인 충격에 반응하는 부분이 가장 크기는 하지만, 미국과 중국의 충격에도 상당히 반응하는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 전기와 후기로 나누어 살펴본다면 후기에 좀 더 두드러진 것으로 보인다. 이러한 현상은 분산분해의 경우에서도 찾아볼 수 있다.

본 논문은 2008년의 금융위기를 기점으로 세계적인 차원에서 각국의 증권시장들의 상호관계가 변화한 부분이 있는지를 검증하는 것이 주요 목표 중의 하나였다. 그런데 결론적으로 살펴보면, 시장들 사이의 상호관계는 약간의 변화를 감지할 수 있는 수준이기는 하지만 뚜렷한 변화를 나타냈다고 말하기는 곤란한 수준이다. 앞으로의 변화를 좀 더 지켜볼 필요가 있을 것으로 생각된다.

참고문헌

- 길재욱, “주가 동조현상에 관한 연구”, 재무관리연구 제20권 2003, 181-200.
- 김경원, 문규현, “글로벌 금융위기 전후 미국과 중국 주식시장이 한국 주식시장에 미치는 정보전이 효과 비교”, 국제경영연구 제21권 2010, 61-80.
- 김인무, 김찬웅, “한국 일본 미국 주식시장의 정보전달 : KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로”, 증권학회지, 제28집, 2001, 81-513.
- 김정렬, 김상봉, “중국 미국 일본 주식시장에서 한국주식시장으로의 비대칭적 변동성 이전효과 분석”, 경제연구, 제26권, 2008, 1-28.
- 남주하, 김상봉, “미국 주식시장의 동아시아 주식시장으로의 비대칭적 변동성이전 효과 분석”, 국제경제연구 제9권 2003, 119-148.
- 문규현, 홍정효, “아시아-태평양지역 국가들의 상호의존성”, 재무관리연구, 제20권, 2003, 151-180.
- 박진우, “미국 주가가 한국 주가에 미치는 영향에 관한 분석”, 국제경영연구, 제13권, 2002, 241-258.
- 원재환, 김광호, “미국의 주가와 금리 변동이 국내 금융시장에 미치는 영향”, 경영연구, 제24권 제3호, 2009, 27-59.
- 유태우, 김춘호, “미·일 주가의 한국 주가에 미치는 영향에 대한 실증분석”, 증권·금융연구, 제3권, 1997, 1-20.
- 윤종인, “국제비교를 통한 한·미 주식시장 동조화의 평가,” 금융연구, 21권1호, 2008, 56-92.
- 장호윤, “한국주식의 New York 증시상장과 주가가격정보의 이전,” 증권금융연구, 제2권1 호, 1996, pp.105-131.
- 전상경, 최종연, “투자주체별 투자행태 분석: 한미 주가 동조화를 중심으로,” 재무관리연구 제20권제2호, 2003, pp.127-150.
- 정재만, 정태영, “한·중 주식시장간 동조화는 강해지고 있는가”, 재무관리연구, 제27권, 2010, 119-149.
- 조담, Richard J. Bauer Jr, “미국 주가변동에 대한 아시아 신흥시장의 주가반응에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구 제19권, 2002, 135-157.
- 지청, 조담, 양채열, “우리나라 주가변동에 대한 미국주가의 영향”, 증권학회지, 제28집 2001, 1-19.
- 차백인, 오세경, “미국 및 일본 주식시장의 아시아 신흥 주식시장에 대한 영향력 분석”, 금융연구, 제12권, 1998, 1-23.
- 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),193-208.

Arshanapalli, B., J. Doukas and L. Lang, "Pre and post-October 1987 stock market linkages between US and Asian markets," *Pacific-Basin Finance Journal*, 3, 1995, 57-73.

Bekaert, Geert and Campbell R. Harvey, "Emerging equity market volatility," *Journal of Financial Economics*, 43,1997, 29-77.

Eun, C. S. and S. Shim, "International Transmission of Stock Market Movement," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, (1989), 241-260.

Lee BS and Jeon BN, "Common Stochastic Trends and Predictability of International Stock Prices," *Journal of the Japanese International Economics*, 9, 1995, 245-277.

Ng, Angela, "Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific Basin," *Journal of International Money and Finance*, 19, 2000, 207-233.