

아시아 주식수익률의 동조화에 대한 연구*

정헌용**

<목 차>

I. 서론	2. 그랜저 인과관계 검정
II. 문헌연구	3. 충격반응함수 분석
III. 자료와 실증모형	4. 예측오차분산분해 분석
1. 분석자료	V. 결론
2. 분석모형	참고문헌
IV. 실증분석결과	Abstract
1. 단위근 검정	

I. 서론

아시아 금융위기는 1997년 6월 태국에서 시작돼 인근 인도네시아와 필리핀·말레이시아를 거쳐 한국으로 북상했다. 1980년대 중반부터 평균 7-8%의 성장을 보이며 “아시아의 4룡”, “기적의 경제” 등의 호칭을 듣던 동아시아지역은 외환위기와 자산가치의 폭락을 경험하면서 IMF의 구제 금융을 받는 등 구조조정과 개혁 노력으로 경제를 되살려 놓았다. 경제 성장률이 높아지는 가운데 외국 자본의 유입도 늘고 부동산과 주식 등 자산가격도 급등했다. 이들 아시아 국가들이 추진한 경제개혁과 세계경제의 호황에 따라 상당한 외환보유액을 쌓아 단기적인 리스크는 스스로 관리·극복할 수 있게 됐다고 평가받기도 한다. 그러나 금융위기의 상처는 아직 남아 있고, 위기 당사국가들(태국, 필리핀, 말레이시아, 인도네시아, 한국 등)의 기업 투자도 여전히 부진하다. 최근 해외 자금이 아시아 금융시장에 대거 유입되면서 자산가치의 급등이 이어졌다. 자산가치가 급등한 뒤 위기 조짐이 나타나면 해외 자금의 유출속도는 유입의 속도보다 빠를 수 있다. 변동성이 한결 높아진 자본 유출·입 상황 하에서 금융위기의 가능성에

* 이 논문은 2007년도 남서울대학교 학술연구비 지원에 의해 연구되었음.

** 남서울대학교 경영학과 부교수

대한 대처능력이 보다 요구된다고 할 수 있다.

그렇다면 과연 아시아 국가들에게 금융위기는 어떤 의미를 가지며 제2의 금융위기가 도래할 가능성은 없는가? 2000년에 인도네시아 루피화, 태국 바트화 및 필리핀 페소화의 가치가 1월 초부터 급락하기 시작했다. 인도네시아 루피화는 2000년 1월 이래로 미국 달러화 대비 25%가 급락했다(Einhorn, B. and Shari, 2000). 이에 따라 아시아 국가들의 주식시장은 동반 하락했다. 2000년 상반기에 태국 주식시장은 42% 하락했고, 인도네시아 주식시장은 43% 하락했다. 한국도 2000년 초 1,000포인트 수준이던 KOSPI가 2000년 8월경에 500포인트 수준으로 하락했다. 특히 최근 한국의 원화의 가치는 2008년 8월 초 이래로 미국 달러화 대비 약 50% 정도 하락하고 있고 주식시장도 하락추세를 이어가고 있으며, 이에 따라 제2의 금융위기에 대한 우려가 제기되고 있는 상황이다.

아시아 자본시장이 통합화와 국제분산투자의 관점에서 해외투자자들의 관심의 대상이 되고 있으나 아시아 시장 자체에 대한 최근의 연구는 거의 전무한 실정이다. 국내 연구의 경우에도 미국과 일본 시장과의 동조화에 대한 연구는 활발한 편이나 아시아 시장과의 동조화에 대한 심도 있는 연구는 전무한 실정이다. 최근 Mapa and Briones(2006)의 연구에서 한국과 홍콩시장이 아시아 주식시장의 공통 요인에 대해 가장 민감하게 반응하는 시장으로 밝혀지고 있다. 최근 변동성이 심화되는 금융환경과 세계 금융시장의 불안정성을 고려할 때 아시아 주식시장의 동조화에 대한 심도 있는 연구와 대응방안이 모색되어야 할 것이다.

이에 본 연구는 아시아 5개국의 자본시장 수익률 자료를 이용하여 시장동조화를 분석하였다. 이를 검정하기 위하여 VAR모형을 이용하였다. 또한 분석기간을 외환위기 이전과 외환위기 이후기간으로 나누어 분석하였다. 본 연구의 분석의 결과는 환율과 주가의 변동성이 심화되는 시장에서의 정책대응과 국제분산투자에 의미 있는 결과를 제시하게 될 것이다.

II. 문헌연구

아시아 주식시장 수익률의 동조화에 대한 국외연구로 Bailey와 Stulz(1990)는 1977년 1월부터 1985년 12월까지의 기간 동안 홍콩, 일본, 말레이시아, 필리핀, 싱가포르, 한국, 대만 및 태국의 일별 주가지수를 이용하여 아시아 국가들 간의 국제적 분산투자의 가능성을 분석하였다. 일별 자료의 분석결과 미국시장과 일

본 및 홍콩시장 간에만 상관관계를 발견하였다. Cheung과 Mak(1992)은 1977년 1월부터 1988년 6월까지의 기간 동안 주별 자료를 분석하여 미국 주식시장이 상대적으로 폐쇄적인 국가인 대만, 한국 및 태국 시장을 제외한 대부분의 아시아-태평양 국가들을 선행한다는 연구결과를 보였다. Chung과 Liu(1995)는 1985년 1월부터 1992년 5월까지의 기간 동안 홍콩, 일본, 싱가포르, 한국 및 대만의 주별 주가지수를 이용하여 장기적 관계를 분석하기 위한 공적분 검정을 실시하였다. 이들은 대만은 이들 국가들과 공통요인을 갖지 않는 것으로 보고하였다. Kwan 등(1995)은 단기적 관계를 분석하기 위한 그랜저 인과관계분석과 함께 장기적 연관관계를 분석하기 위한 공적분 검정을 실시하였다. 1982년 1월부터 1991년 2월까지의 기간 동안 홍콩, 싱가포르, 한국, 대만의 주가지수를 이용하여 분석한 결과 유의한 선도 및 지연효과를 발견하였다. DeFusco 등(1996)은 1989년 1월부터 1995년 5월까지의 주별 주가지수를 이용하여 미국, 한국, 필리핀, 대만, 말레이시아 및 태국시장 간에 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 보고하였다. Elyasiani 등(1998)은 스리랑카 시장과 그 상대국들 간의 상호의존성 및 동적 관계를 분석하여 스리랑카 시장이 미국 및 아시아 6개국 시장과 관련성이 없음을 밝혔다. Masih와 Masih(1999)는 1992년 2월부터 1997년 6월까지의 기간 동안 미국, 일본, 독일, 말레이시아, 싱가포르, 홍콩 및 태국의 일별 주가지수를 이용하여 OESCD국가와 아시아 국가 간의 공적분 관계를 분석하여 적어도 한 개의 공통추세를 발견하였다. Manning(2002)은 1988년 1월부터 1992년 2월까지의 기간 동안 주별 및 분기별 자료를 이용하여 아시아 시장에서 2개의 공통추세를 발견하였다. Sharma와 Wongbangpo(2002)는 1988년 1월부터 1999년 2월의 기간 동안 ASEAN 5개국을 시장을 분석하여 필리핀을 제외한 인도네시아, 말레이시아, 싱가포르 및 태국 시장 간의 장기 공적분 관계를 발견하였다. Tan과 Tse(2002)는 1987년부터 1999년의 기간 동안 미국, 일본 및 아시아 8개국 시장을 분석하여 ASEAN 4개국이 미국시장과 연관되어 있음을 보였다. 가장 최근의 연구로 Mapa와 Briones(2006)는 1997년 7월 3일부터 2005년 3월 18일의 기간 동안 호주, 중국, 홍콩, 인도네시아, 일본, 한국, 말레이시아, 필리핀, 싱가포르 및 대만의 일별 종가수익률을 이용하였다. 이들은 시간가변 변동성을 GARCH 모형을 이용하여 분석하였다. 이들은 아시아-태평양 시장에 공통요소가 존재하며, 특히 한국과 홍콩이 아시아시장의 변화에 가장 민감하게 반응하는 것으로 보고하였다.

국내의 연구로는 다음과 같은 연구들이 있다. 한국과 미국주가지수 간의 공적분 검정에 대한 유태우와 김춘호(1997), 정보이전효과에 대한 김인무와 김찬웅

(2001), 김찬웅·문규현·홍정호(2003), 가격변동성에 대한 김태혁과 강석규(2002), 주가동조현상에 관한 차백인과 오세경(1998), 지청·조담·양채열(2001), 조담·Richard J. Bauer Jr.(2002), 박진우(2002), 길재욱(2003), 문규현과 홍정호(2003)등의 연구가 있다.

Ⅲ. 자료와 실증모형

1. 분석자료

본 연구의 자료는 1991년 1월 3일부터 2007년 12월 28일까지의 기간 동안 아시아 5개국(한국, 말레이시아, 인도네시아, 필리핀, 태국)의 자본시장 수익률 자료를 이용하여 시장동조화를 장·단기 관점에서 분석하였다. 또한 분석기간을 외환위기 이전기간(1991. 1. 2 ~ 1997. 11. 6)과 외환위기 이후기간(1998. 1. 19 ~ 2007. 12. 31)로 나누어 분석하였다. 이를 검정하기 위하여 VAR모형을 이용하였으며, 단위근 검정, 그랜저인과관계검정, 충격반응함수 분석, 예측오차 분산 분해를 실시하였다.

2. 분석모형

벡터자귀회귀(VAR)는 상호관련성이 있는 경제시계열 분석 및 예측을 위해 사용되고, 변수들의 계(system)에 대한 확률교란(random disturbances)의 역동적 충격을 분석한다. VAR접근은 계에 존재하는 모든 내생변수 후행 값의 함수로서 모든 내생변수를 모형화하는 구조적인 모델링이 요구된다.

VAR는 다음 (식 1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta x_t + \epsilon_t \quad (\text{식 1})$$

여기서 y_t 는 내생변수의 k벡터이고, x_t 는 외생변수의 d벡터이며 $\alpha_1, \dots, \alpha_p$ 와 β 는 모형추정을 위한 계수행렬이다. 오차항 ϵ_t 는 서로 일시적인 상관관계가 존재할 수 있지만 그들 자신의 후행 값과는 무상관인 오차벡터이고 우측 항의 모든 다른 변수들과 무상관 관계를 가진다. 따라서 내생변수의 후행 값들이 방정식의 우측 항에 나타나므로 동시성의 문제가 없게 되어 적절한 추정방법이 된다.¹⁾

IV. 실증분석결과

1. 단위근 검정

<표 1> 아시아 주식수익률의 기초통계량분석 결과

Panel A : 전체기간(1991. 1. 2~2007. 12. 31)					
	KOSPI	KLSE	JKSE	SET	PH
평균	-0.000009	-0.000009	-0.000168	-0.000003	-0.000156
최대값	0.069988	0.104897	0.055294	0.088336	0.042318
최소값	-0.043533	-0.090409	-0.057013	-0.049290	-0.070258
표준편차	0.007640	0.006088	0.006110	0.006941	0.006153
왜도	0.002247	-0.369652	0.017610	0.178052	-0.534238
첨도	8.806793	53.81387	14.44771	15.56683	14.17397
Jarque-Bera	6847.980	522868.1	26532.42	31998.94	25509.61
표본수	4859	4859	4859	4859	4859
Panel B : 외환위기 이전기간(1991. 1. 2~1997. 11. 6)					
	KOSPI	KLSE	JKSE	SET	PH
평균	0.000005	-0.000007	-0.000002	0.000004	-0.000225
최대값	0.031907	0.030031	0.039204	0.040366	0.042318
최소값	-0.036154	-0.050666	-0.046431	-0.037625	-0.031674
표준편차	0.005571	0.004947	0.004145	0.006363	0.005764
왜도	-0.258544	-0.569620	-0.199789	-0.157587	-0.042985
첨도	7.701616	16.50181	22.13188	8.792169	8.783914
Jarque-Bera	1977.176	16225.35	32361.92	2973.691	2957.120
표본수	2121	2121	2121	2121	2121
Panel C : 외환위기 이후기간(1998. 1. 19~2007. 12. 31)					
	KOSPI	KLSE	JKSE	SET	PH
평균	-0.000225	-0.000146	-0.000298	-0.000116	-0.000116
최대값	0.069988	0.104897	0.047482	0.088336	0.041818
최소값	-0.043533	-0.090409	-0.057013	-0.049290	-0.070258
표준편차	0.008622	0.006455	0.007009	0.007274	0.006329
왜도	0.245833	-0.406084	-0.073330	0.435947	-0.924057
첨도	7.391387	68.68001	10.40413	18.83999	17.32635
Jarque-Bera	2177.150	481069.4	6114.959	28060.71	23265.56
표본수	2676	2676	2676	2676	2676

<표 1>은 아시아 5개국 주요지수의 특성에 대한 기초통계량 분석결과를 나타

1) 이홍재 등, 「EViews를 이용한 금융경제시계열분석」, 경문사, p.488.

내고 있다. 외환위기 이전에 비해 외환위기 이후에 아시아 각국의 변동성이 더 증가한 것으로 나타났으며, 특히 우리나라는 외환위기 이후 변동성이 크게 증가하여 가장 변동성이 큰 시장으로 나타나고 있다. 첨도의 경우 아시아 각국 수익률의 첨도 값이 모두 3보다 큰 것으로 나타나 정규분포보다 더 뾰족한 형태를 보였다. Jarque-Bera 통계량도 아시아 각국에서 1% 유의수준에서 모두 통계적으로 유의하게 기각되어 각 지수들의 분포가 정규분포가 아님을 알 수 있다.

<표 2>는 아시아 주식수익률간의 교차상관관계를 보여주고 있다. 표에서 보는 바와 같이 지리적으로 그리고 경제적으로 보다 인접한 말레이시아, 인도네시아, 태국 및 필리핀 간의 상관관계가 한국과의 상관관계보다 훨씬 크다는 것을 알 수 있다. 그러나 외환위기 이전에 비해 외환위기 이후 한국과 이들 국가들 간의 상관관계가 크게 증가하였음을 보여주고 있다.

<표 2> 아시아 주식수익률의 교차상관관계분석 결과

Panel A : 전체기간(1991. 1. 2 ~ 2007. 12. 31)					
	KOSPI	KLSE	JKSE	SET	PH
KOSPI	1.000000				
KLSE	0.051393	1.0000			
JKSE	0.046257	0.283624	1.000000		
SET	0.020723	0.331366	0.311601	1.000000	
PH	0.007003	0.219015	0.292796	0.259471	1.000000
Panel B : 외환위기 이전기간(1991. 1. 2 ~ 1997. 11. 6)					
	KOSPI	KLSE	JKSE	SET	PH
KOSPI	1.000000				
KLSE	0.010769	1.000000			
JKSE	0.024741	0.305792	1.000000		
SET	0.015896	0.315332	0.187281	1.000000	
PH	0.005542	0.238295	0.300249	0.165572	1.000000
Panel C : 외환위기 이후기간(1998. 1. 19 ~ 2007. 12. 31)					
	KOSPI	KLSE	JKSE	SET	PH
KOSPI	1.000000				
KLSE	0.076347	1.000000			
JKSE	0.079135	0.247543	1.000000		
SET	0.052484	0.317043	0.354808	1.000000	
PH	0.036997	0.185961	0.281542	0.306883	1.000000

시계열 자료의 분석에 앞서 분석 변수들의 안정성(stationarity)을 검정하기 위하

여 상수항을 포함하지 않은 경우와 상수항만을 포함한 경우 및 상수항과 추세를 포함한 경우 각각에 대하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정을 실시하였다.

<표 3>에서 보는 바와 같이, 전체기간과 외환위기 이전 및 외환위기 이후의 기간 모두에서 아시아국가들의 주가지수 수익률은 모두 안정적인 시계열로 나타났다. 따라서 아시아 각국 수익률 자료가 VAR모형 분석에 적합함을 추론해 볼 수 있다.

2. 그랜저인과관계 분석

<표 4>는 외환위기 이전의 아시아 각국의 시차1에서 5까지의 Granger 인과관계를 나타내고 있다. 한국과 인도네시아 및 말레이시아와 인도네시아간에는 상호피드백적인 인과관계를 나타내었다.

<표 3> ADF 단위근 검정 결과(Schwart information criterion)

Panel A : 전체기간			
지수	불포함	상수항	상수항과 추세선
KOSPI	-14.15513***	-14.22096***	-14.32414***
KLSE	-11.18132***	-11.21118***	-11.21043***
JKSE	-14.15513***	-14.22096***	-14.32414***
SET	-14.50622***	-14.50688***	-14.50713***
PH	-15.35480***	-15.41005***	-15.41653***
Panel B : 외환위기 이전기간			
지수	불포함	상수항	상수항과 추세선
KOSPI	-31.91278***	-31.91454***	-31.96533***
KLSE	-11.20056***	-11.22333***	-11.37919***
JKSE	-7.911554***	-7.916092***	-7.919273***
SET	-16.36390***	-16.36455***	-16.62816***
PH	-17.07623***	-17.92242***	-18.15894***
Panel C : 외환위기 이후기간			
지수	불포함	상수항	상수항과 추세선
KOSPI	***	***	***
KLSE	***	***	***
JKSE	***	***	***
SET	***	***	***
PH	***	***	***

***은 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

반면에 한국→말레이시아, 한국→필리핀, 인도네시아→태국, 인도네시아→필리핀, 태국→한국, 태국→말레이시아, 태국→필리핀, 필리핀→말레이시아 간에는 일방적인 인과관계를 보이고 있다.

한편 <표 5>는 외환위기 이후의 아시아 각국의 그랜저인과관계를 나타내고 있다. 한국과 인도네시아, 한국과 태국, 인도네시아와 태국, 말레이시아와 인도네시아 및 말레이시아와 태국 간에는 상호피드백적인 인과관계를 나타내었다. 반면에 한국→말레이시아, 한국→태국, 한국→필리핀, 인도네시아→태국, 말레이시아→인도네시아 및 말레이시아→태국 간에는 일방적인 인과관계를 보이고 있다. 외환위기 이전에 비해 외환위기 이후의 기간에서 상호피드백적인 인과관계가 증가하였음을 알 수 있다.

3. 충격반응함수 분석

<표 5> 외환위기 이전의 그랜저인과관계

시차	한국→말레이	한국→인도네	한국→태국	한국→필리핀
1	2.80416*	0.99791	0.07889	0.12615
2	1.44244	1.06209	0.78469	1.72046
5	2.84650**	2.50843**	0.54116	3.66430***
시차	말레이→한국	말레이→인도네	말레이→태국	말레이→필리핀
1	4.34634**	4.36745**	0.14786	2.55711
2	1.74965	4.78876***	1.17760	0.97220
5	1.47775	3.92288***	1.05052	2.09140*
시차	인도네→한국	인도네→말레이	인도네→태국	인도네→필리핀
1	1.98211	18.0419***	22.3501***	20.2785***
2	6.69356***	9.80909***	10.9729***	9.76103***
5	3.36521***	5.81219***	6.48643***	5.73346***
시차	태국→한국	태국→말레이	태국→인도네	태국→필리핀
1	3.10230*	35.1915***	1.38504	27.6517***
2	4.97322***	19.5913***	0.44079	14.4819***
5	2.30203**	9.33008***	1.96149*	6.15534***
시차	필리핀→한국	필리핀→말레이	필리핀→인도네	필리핀→태국
1	0.11575	17.3859***	0.03675	1.13882
2	0.22160	9.66493***	1.36720	0.65082
5	1.23734	3.51052***	1.58084	1.02781

충격반응분석은 한 변수에 1표준편차의 충격이 가해졌을 때 모형 내의 다른 변수의 반응을 동태적으로 분석한다. 여기서는 변수의 나열순서에 관계없는 일반화 충격반응함수(generalized impulse response analysis)를 이용하여 분석하였다.

<그림 1>과 <그림 2>는 외환위기 이전과 이후의 충격반응함수를 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 KOSPI 수익률의 한 단위 변화는 외환위기 이전과 이후 모두에서 말레이시아, 인도네시아, 태국 및 필리핀 주식수익률에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 외환위기 이전에 비해서 외환위기 이후의 기간에서는 KOSPI 수익률의 한 단위 변화의 영향이 더 증가한 것을 알 수 있다. 외환위기 이후의 기간에서 KOSPI 수익률의 한 단위 변화에 대해 즉각적인 양(+)의 반응을 보이다가 약 4일의 시차를 두고 영향을 미친 후 5일 정도에는 그 반응이 소멸하는 것으로 나타났다.

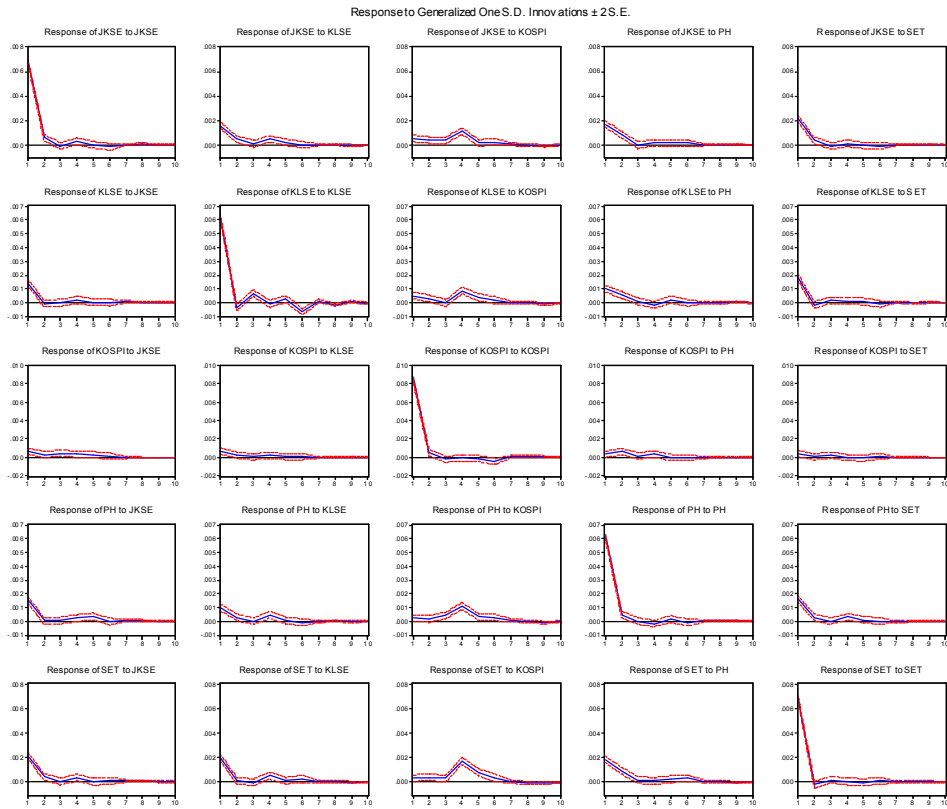
<표 6> 외환위기 이후의 그랜저인과관계

시차	한국→말레이	한국→인도네	한국→태국	한국→필리핀
1	6.60160**	5.56548**	6.13934**	1.58758
2	3.17575**	7.36493***	6.34685***	7.25439***
5	14.3626***	16.1123***	42.5109***	20.4060***
시차	말레이→한국	말레이→인도네	말레이→태국	말레이→필리핀
1	0.87473	7.14820***	4.58297**	5.85527**
2	0.48594	4.19125**	2.41921*	2.83581*
5	0.75339	3.57555***	4.30023***	4.28004***
시차	인도네→한국	인도네→말레이	인도네→태국	인도네→필리핀
1	2.09898	1.99315	23.3838***	0.02635
2	3.95430**	1.30474	11.0641***	0.66497
5	3.63914***	1.49256	6.07806***	2.59836**
시차	태국→한국	태국→말레이	태국→인도네	태국→필리핀
1	0.15889	1.18888	3.73399*	4.79646**
2	0.72890	0.37049	1.91399	2.46285*
5	0.97206	0.72295	0.82083	3.24844***
시차	필리핀→한국	필리핀→말레이	필리핀→인도네	필리핀→태국
1	9.41629***	40.2023***	29.4772***	72.4513***
2	4.83198***	17.5678***	14.8536***	35.4188***
5	3.45348***	8.05532***	6.64978***	15.9582***

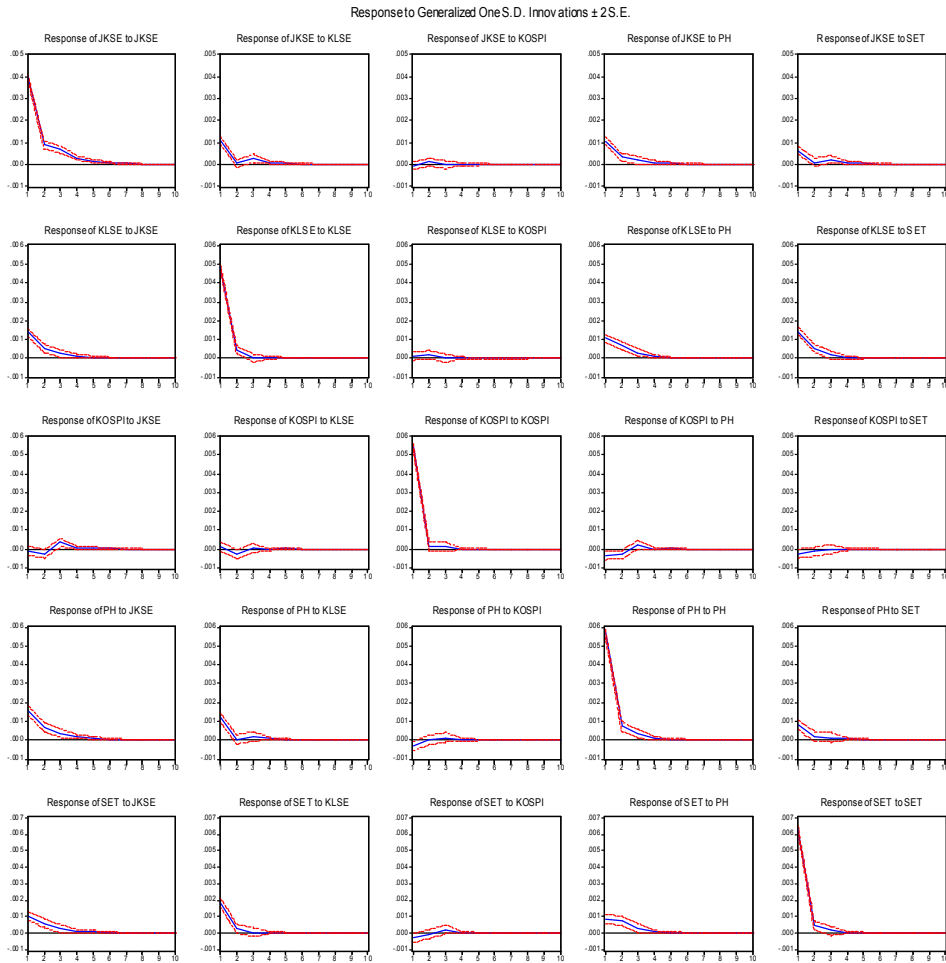
4. 예측오차분산분해 분석

충격반응함수는 VAR에 있는 변수들에 대한 내생변수의 충격효과를 추적하는 반면, 분산분해는 VAR에 있는 내생변수에 대한 성분충격 속에서 내생변수의 변화를 분해하는 것이다. 즉 예측오차분산분해는 VAR모형 내의 변수들이 미래 값을 예측할 때 발생하는 예측오차의 분산에 대해 각 변수의 충격이 다른 변수를 설명하는 정도를 분석하는 것이다.

<표 7>은 외환위기 이전과 이후의 예측오차 분산분해의 분석결과를 나타내고 있다. 10기간 예측오차에 대한 분산분해 분석결과에 따르면 KOSPI 수익률의 변화 중 약 2% 정도만이 말레이시아, 인도네시아, 태국 및 필리핀 주식수익률에 의해 영향을 받는 것으로 나타나고 있다.



<그림 1> 외 환위기 이전기간의 충격반응함수



<그림 2> 외환위기 이후기간의 충격반응함수

반면에 말레이시아는 약 10%, 인도네시아는 약 5%, 태국은 약 16% 그리고 필리핀은 약 12% 정도가 여타 국가의 영향을 받는 것으로 나타났다. 태국의 경우 외환위기 이후 기타 아시아 국가의 영향력이 다른 아시아 국가들에 비해 상대적으로 크게 증가하였다. 한국은 여전히 아시아 국가들에 대한 영향력이 미미하였으나 외환위기 이후에는 아시아 국가들에 대한 영향력이 증가하였다. KOSPI 수익률이 말레이시아, 인도네시아, 태국 및 필리핀 주식수익률에 미치는 영향은 외환위기 이전에는 약 1% 미만이었으나 외환위기 이후에는 3%에서 8% 정도로 증가하였음을 알 수 있다.

<표 7> 외환위기 이전과 이후의 예측오차 분산분해

		S.E.	한국	말레이	인도네	태국	필리핀	
한국	이전	1	0.00544	100.000	0.00000	0.00000	0.00000	
		5	0.00550	98.4513	0.45971	0.72228	0.25751	0.10917
		10	0.00550	98.2937	0.46655	0.73979	0.26780	0.23221
	이후	1	0.00858	100.000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
		5	0.00865	98.6688	0.05886	0.63288	0.18405	0.45546
		10	0.00867	98.5993	0.06363	0.67964	0.19522	0.46218
말레이	이전	1	0.00479	0.03640	91.6574	8.30618	0.00000	0.00000
		5	0.00491	0.63856	87.6238	9.62968	1.53056	0.57737
		10	0.00492	0.77759	87.3609	9.64421	1.60555	0.61173
	이후	1	0.00626	0.63725	94.3367	5.02602	0.00000	0.00000
		5	0.00644	3.04626	90.8937	4.80496	0.15206	1.10301
		10	0.00649	3.11576	90.8767	4.75347	0.15775	1.09635
인도네	이전	1	0.00393	0.02173	0.00000	99.9783	0.00000	0.00000
		5	0.00414	0.68593	0.68149	97.9775	0.51256	0.14252
		10	0.00416	0.70460	0.70430	97.6906	0.53830	0.36225
	이후	1	0.00684	0.57785	0.00000	99.4222	0.00000	0.00000
		5	0.00704	3.65402	0.52421	94.8581	0.08397	0.87967
		10	0.00705	3.78661	0.52990	94.6319	0.10318	0.94842
태국	이전	1	0.00566	0.26582	2.17855	7.60518	89.6563	0.29421
		5	0.00578	0.38777	2.26909	9.51994	87.2894	0.53382
		10	0.00580	0.44260	2.51750	9.48120	87.0149	0.54376
	이후	1	0.00692	0.23084	5.07400	9.70119	82.0789	2.91509
		5	0.00730	7.46469	4.79531	9.13039	74.5530	4.05663
		10	0.00732	7.65059	4.87106	9.13832	74.1477	4.19235
필리핀	이전	1	0.00622	0.11349	6.74608	2.93901	0.00000	90.2014
		5	0.00634	0.97652	6.64864	4.22918	0.89374	87.2519
		10	0.00637	1.08570	6.59266	4.43476	0.92139	86.9655
	이후	1	0.00617	0.14725	1.13888	6.09149	0.00000	92.6224
		5	0.00635	3.95472	1.59587	6.07926	0.14694	88.2232
		10	0.00636	4.17906	1.61892	6.08591	0.16813	87.9480

V. 결 론

본 연구는 한국, 말레이시아, 인도네시아, 태국 및 필리핀의 주식수익률의 동

조화를 VAR모형을 이용하여 분석하였다. 표본기간은 1991년 1월 3일부터 2007년 12월 28일이며, 분석기간을 외환위기 이전기간(1991. 1. 2 ~ 1997. 11. 6)과 외환위기 이후기간(1998. 1. 19 ~ 2007. 12. 31)로 나누어 분석하였다. 이를 검증하기 위하여 VAR모형을 이용하였다. 본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 교차상관관계 분석결과 우리나라의 KOSPI 주식수익률은 여타 아시아 국가들의 주식수익률과 상대적으로 상관관계가 낮았다. 지리적으로 보다 인접한 말레이시아, 인도네시아, 태국 및 필리핀 상호간의 상관관계는 상대적으로 높은 편이었다.

둘째, 그랜저인과관계 분석결과 외환위기 이전에 비해 외환위기 이후의 기간에서 상호피드백적인 인과관계가 증가하였다. 이는 아시아 5개국이 서로 영향을 주고받는 정도가 증가하였다는 것을 의미한다고 볼 수 있다.

셋째, 충격반응분석 결과 KOSPI 수익률의 한 단위 변화는 외환위기 이전과 이후 모두에서 말레이시아, 인도네시아, 태국 및 필리핀 주식수익률에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 외환위기 이전에 비해서 외환위기 이후의 기간에서는 KOSPI 수익률의 한 단위 변화의 영향이 더 증가한 것으로 나타났다.

마지막으로 예측오차분산분해 분석결과 한국은 아시아 국가들에 대한 영향력이 미미하였으나 외환위기 이후에는 아시아 국가들에 대한 영향력이 증가하였다. KOSPI 수익률이 말레이시아, 인도네시아, 태국 및 필리핀 주식수익률에 미치는 영향은 외환위기 이전에는 약 1% 미만이었으나 외환위기 이후에는 3%에서 8% 정도로 증가하였다.

결론적으로 아시아 한국, 말레이시아, 인도네시아, 태국 및 필리핀 주식시장은 외환위기 이전에 비해 외환위기 이후에 동조화가 보다 진전되었다. 그러나 말레이시아, 인도네시아, 태국 및 필리핀과 같이 지리적으로 인접하고 아세안 회원국으로 경제적으로도 밀접한 관계에 있는 국가들의 동조화는 강한 반면에 한국과 이들 국가들 간의 주식시장 동조화는 아직도 미미한 수준이라고 할 수 있다. 따라서 국제분산투자의 관점에서 한국과 아시아 국가들과의 국제분산투자는 어느 정도 수준에서는 여전히 유효한 것으로 보여진다.

참고문헌

1. 김인무·김찬웅(2001), “한국, 미국, 일본 주식시장의 정보전달: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로”, 증권학회지 제28권, pp.481~513
2. 김찬웅·문규현·홍정효(2003), “나스닥시장과 코스닥 및 자스닥시장에 대한 정보이전효과에 관한 연구”, 재무관리연구 제20권, pp.163~190.
3. 김태혁·강석규(2002), “나스닥증권시장이 한국증시의 가격변동성에 미치는 영향,” 증권학회지 제30집, pp.363~389.
4. 길재욱(2003), “주가동조현상에 관한 연구,” 재무관리연구 제20집, pp.181~200.
5. 문규현·홍정효(2003), “아시아-태평양지역 국가들의 상호의존성,” 재무관리연구 제20집, pp.151~180.
6. 박진우(2002), “미국 주가가 한국 주가에 미치는 영향에 관한 분석,” 국제경영연구 제13권 제2호, pp.241~258.
7. 유태우·김춘호(1997), “미·일 주가의 한국주가에 미치는 영향에 대한 실증 분석,” 증권·금융연구 제3권 제1호, pp.1~20.
8. 조 담·Richard J. Bauer Jr.(2002), “미국 주가변동에 대한 아시아 신흥시장의 주가반응에 관한 실증적 연구,” 재무관리연구 제19집, pp.163~190.
9. 지 칭·조 담·양채열(2001), “우리나라 주가변동에 대한 미국 주가의 영향,” 증권학회지 제28집, pp.1~19.
10. 차백인·오세경(1998), “미국 및 일본 주식시장의 아시아 신흥시장에 대한 영향력 분석,” 금융연구 제12권 제1호, pp.43~69.
11. Abbott, A. B. and Chow, K. V(1993), “Cointegration among european equity markets,” *Journal of multinational financial management*, Vol. 2(3-4), pp.167~184.
12. Akdogan, H.(1995) “The integration of international capital markets: theory and empirical evidence, Edward Elgar, Aldershot.
13. Arshanapalli, B. and Doukas, J.(1993) “International stock market linkages: evidence from the pre- and post- October 1987 period,” *Journal of banking and finance*, Vol. 17(1), pp.193~208.
14. “Asia’s Stockmarket Nightmare.(1998),” *The Economist*. December 20,

- 1997-January 2.
15. Baig, T. and Goldfajn, I.(1998), "Financial market contagion in the Asian Crisis", *Working paper of the international monetary fund*, No. 98/155.
 16. Chaudhuri, K(1997), "Cointegration error correction and Granger causality: an application with Latin American stock markets," *Applied economics letters*, Vol 4(8), pp.469~471.
 17. Cheung, Y. L. and Mak, S. C.(1992), "The international transmission of stock market fluctuation between the developed markets and the Asian-Pacific markets", *Applied financial economics*, Vol. 2(2), pp.43~47.
 18. Cheung, Y. W. and Lai, K. S.(1999) "Macroeconomic determinants of long-term stock market comovements among major EMS countries", *Applied Financial Economics*, Vol. 9(1), pp.73~85.
 19. Darbar, S. M. and Deb, P.(1997), "Co-movement in international equity markets", *Journal of financial research*, Vol. 20(3), pp.305~322.
 20. DeFusco, R. A. Geppert, J. M. and Tsetsekos, G. P.(1996), "Long-run diversification potential in emerging stock markets", *The financial review*, Vol. 31, pp.343~363.
 21. Dickey, D. A. and Fuller, W. A. "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica* 49: 1057-1072.
 22. Engle, R. F. and Granger, C.(1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, Vol. 55, pp.251~276.
 23. Engle, R. F. and Kozicki, S.(1993) "Testing for common features", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11(4), pp.369~395.
 24. Fan, W.(2003), "An empirical study of cointegration and causality in the Asia-Pacific stock markets", *Department of Economics*, Yale University.
 25. Fraser, P. and Oyefeso, O.(2005) "U.S., U.K., and European Market Integration", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol, 32, pp. 161-182.
 26. Granger, C.(1986), "Developments in the study of cointegrated economic variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, pp.213~225.
 27. Hansen, H. and Juselius, K.(1995), "CATS in RATS: Cointegration

- Analysis of Time Series”, Evanston: Estima.
28. Johansen, S.(1988), “Statistical analysis of cointegrating vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp.231~254.
 29. Johansen, S. and Juselius, K.(1990), “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp.169~210.
 30. Kwan, A. C. C. Sim, A. B. and Cotsomits, J. A.(1995), “The causal relationship between equity indices on world exchanges”, *Applied Economics*, Vol. 27(1), pp.33~47.
 31. Manning, N.(2002), “Common trends and convergence? South East Asian equity markets, 1988-1999”, *Journal of international money and finance*, Vol. 21, pp.183~202.
 32. Mapa, D. S. and Briones, K. J. S.(2006), “Measuring the common component of stock market fluctuations in the Asian-Pacific region,” *The Philippine statistician*, Vol. 55(1-2), pp.103-117.
 33. Masih, A. M. M. and Masih, R.(1999), “Are Asian stock market fluctuations the mainly to intra-regional contagion effects? Evidence based on Asian emerging stock markets”, *Pacific-Basin finance journal*, Vol. 7(3-4), pp.251-282.
 34. Parker, T. and Parker, M.(2005), “Asian stock market empirical comovement: a sing of efficiency or multi-country financial crisis”, <http://www.westga.edu>.
 35. Yuhn, K. H.(1997), “Financial integration and market efficiency: some international evidence from cointegration tests”, *International Economic Journal*, Vol. 11(2), pp.103~116.

Abstract

East Asian five stock market linkages*

Jung, Heon-yong**

The study examines common component existing in five Asian countries from 1991 to 2007. To do this, the daily stock market indices of Korea, Malaysia, Thailand, Indonesia, and the Philippines were used. Using a Vector Autoregressive Model this paper analyzes causal relations and dynamic interactions between five Asian stock markets. The findings in this study indicate that level of five Asian stock markets' stock return linkages are low.

First, from the statistics for pair-wise Granger causality tests, I find Granger-causal relationship between Korea and Indonesia and between Malaysia and and Indonesia.

Second, from the results of response function and the statistics of variance decomposition, I find that week shocks to Korean stock market return on Malaysia, Indonesia, Thailand, and the Philippines stock market returns.

The results indicate increased Asian stock market linkages but the level is very low. This implies that the benefits of diversification within the five Asian stock markets are still existed.

Key Words : Vector Autoregression Model, Stock return linkages,
Granger-Causality, Impulse Response, Variance Decomposition

* This work supported by Namseoul university

** Associated professor, Dept. of Business Administration, Namseoul University